

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

Numéro spécial
50^{ème} anniversaire

50th Anniversary
Special Issue

Economie Statistique ^{ET}

Economics AND Statistics

La revue est en accès libre sur le site **www.insee.fr**. Il est possible de s'abonner aux avis de parution sur le site. La revue peut être achetée sur le site **www.insee.fr**, rubrique « Services / Acheter nos publications ». La revue est également en vente dans 200 librairies à Paris et en province.

The journal is available in open access on the Insee website **www.insee.fr**. Publication alerts can be subscribed on-line. The printed version of the journal (in French) can be purchased on the Insee website **www.insee.fr**.

Conseil scientifique / Scientific Committee

Jacques LE CACHEUX, président (Université de Pau et des pays de l'Adour)
Jérôme BOURDIEU (École d'économie de Paris)
Pierre CAHUC (Sciences Po)
Gilbert CETTE (Banque de France et École d'économie d'Aix-Marseille)
Yannick L'HORTY (Université de Paris-Est - Marne la Vallée)
Daniel OESCH (Life Course and Inequality Research (LINES) et Institut des sciences sociales - Université de Lausanne)
Sophie PONTHEUX (Insee)
Katheline SCHUBERT (École d'économie de Paris, Université Paris I)
Claudia SENIK (Université Paris-Sorbonne et École d'économie de Paris)
Louis-André VALLET (Observatoire sociologique du changement-Sciences Po/CNRS)
François-Charles WOLFF (Université de Nantes)

Comité éditorial / Editorial Advisory Board

Luc ARRONDEL (École d'économie de Paris)
Lucio BACCARO (Max Planck Institute for the Study of Societies-Cologne et Département de Sociologie-Université de Genève)
Antoine BOZIO (Institut des politiques publiques/École d'économie de Paris)
Clément CARBONNIER (Théma/Université de Cergy-Pontoise et LIEPP-Sciences Po)
Erwan GAUTIER (Banque de France et Université de Nantes)
Pauline GIVORD (Ocde et Crest)
Florence JUSOT (Université Paris-Dauphine, Leda-Legos et Irdes)
François LEGENDRE (Erudite/Université Paris-Est)
Claire LELARGE (Université de Paris-Sud, Paris-Saclay et Crest)
Claire LOUPIAS (Direction générale du Trésor)
Pierre PORA (Insee)
Ariell RESHEF (École d'économie de Paris, Centre d'économie de la Sorbonne et CEPPII)
Thepthida SOPRASEUTH (Théma/Université de Cergy-Pontoise)

Directeur de la publication / Director of Publication:

Jean-Luc TAVERNIER

Rédactrice en chef / Editor in Chief:

Sophie PONTHEUX

Responsable éditorial / Editorial Manager: Pascal GODEFROY

Assistant éditorial / Editorial Assistant: Étienne de LATUDE

Traductions / Translations: RWS Language Solutions
Chiltern Park, Chalfont St. Peter, Bucks, SL9 9FG Royaume-Uni

Maquette PAO et impression / CAP and printing: JOUVE
1, rue du Docteur-Sauvé, BP3, 53101 Mayenne

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

Directeur Général : Jean-Luc TAVERNIER

Direction Générale : 88, avenue Verdier, CS 70058, 92541 MONTRouGE Cedex

Tél : +33 (0)1 87 69 50 00

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes,
et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni *a fortiori* l'Insee.

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Numéro 510-511-512 – 2019

NUMÉRO SPÉCIAL 50^{ème} ANNIVERSAIRE

5 Éditorial

Jean-Luc Tavernier

7 Cinquante ans de résumés d'Economie et Statistique

Julie Djiriguian et François Sémécurbe

13 Préface – Les temps ont changé

Daniel Cohen

ÉVOLUTIONS DE LONGUE PÉRIODE

17 Évolutions de la part du travail dans les pays de l'OCDE au cours des deux dernières décennies

Mathilde Pak, Pierre-Alain Pionnier et Cyrille Schwellnus

37 La part du travail sur le long terme : un déclin ?

Gilbert Cette, Lorraine Koehl et Thomas Philippon

55 Croissance économique et pouvoir d'achat des ménages en France : les principales évolutions depuis 1960

Didier Blanchet et Fabrice Lenseigne

71 Inégalités de revenus et de richesse en France : évolutions et liens sur longue période

Bertrand Garbinti et Jonathan Goupille-Lebret

91 Les grandes transformations du marché du travail en France depuis le début des années 1960

Olivier Marchand et Claude Minni

111 Égalité professionnelle entre les femmes et les hommes en France : une lente convergence freinée par les maternités

Dominique Meurs et Pierre Pora

135 Quarante ans d'évolution de l'offre et de la demande de travail par qualification – Progrès technique, coût du travail et transformation sociale

Dominique Goux et Éric Maurin

NOUVEAUX ENJEUX

153 Intelligence artificielle, croissance et emploi : le rôle des politiques

Philippe Aghion, Céline Antonin et Simon Bunel

171 Quelle valeur donner à l'action pour le climat ?

Alain Quinet

MÉTHODES : ÉVALUATION ET MICROSIMULATION

187 Inférence causale et évaluation d'impact

Denis Fougère et Nicolas Jacquemet

207 L'émergence et la consolidation des modèles de microsimulation en France

François Legendre

Éditorial

Ce numéro spécial marque le cinquantième anniversaire de la revue *Économie et Statistique*, maintenant *Economie et Statistique / Economics and Statistics*. Adoptant, naturellement, une perspective de longue période, il réunit une série d'articles portant sur quelques-unes des grandes tendances de l'économie française au cours de ce demi-siècle ou des dernières décennies en matière de partage de la valeur ajoutée, de croissance et de répartition des revenus, de transformations du marché du travail et de la structure sociale et d'inégalités ; il aborde aussi les nouveaux enjeux de nos économies, avec la question de l'intelligence artificielle d'une part, l'émergence de la préoccupation environnementale d'autre part. Enfin, deux articles sont également consacrés à l'évolution de quelques-unes des techniques mobilisées par les articles de la revue : méthodes d'évaluation économétrique des politiques publiques, modèles de microsimulation. Cette collection d'articles n'a pas de prétention à l'exhaustivité : il était impossible de revenir sur l'ensemble des thèmes abordés dans les quelque 500 numéros publiés sur les cinq dernières décennies. Mais elle est illustrative du chemin parcouru et du créneau désormais occupé par la revue : une revue de niveau académique, consacrée à l'éclairage quantitatif de l'économie et la société, proposant des articles qui mobilisent nombre de données produites par le système statistique public, que leurs auteurs appartiennent ou non à ce système statistique public.

Ce positionnement est le fruit d'une évolution progressive. Lorsque la revue a été créée, Jean Ripert, le Directeur général de l'Insee, la présentait dans l'éditorial du premier numéro comme « la revue centrale de l'Insee, à l'intention des spécialistes mais aussi d'un public non spécialisé » (Jean Ripert, 1969. La réforme des publications à l'Insee, *Économie et Statistique* n°1, pp. 3-5). Il s'agissait de présenter « les travaux de l'institut », de « guider le lecteur dans la production statistique », de « décrire et faire connaître les informations disponibles ». Il ajoutait que l'Insee ne pouvait pas avoir la prétention de toucher tous les publics à la fois de manière efficace, mais que sa responsabilité était de « prendre en charge le premier relais » et « de faciliter la tâche de ceux qui viennent en aval : presse mais aussi corps intermédiaires, associations, enseignants, entreprises, etc. »

C'est sur ce mode qu'a d'abord fonctionné la revue, avant d'évoluer vers un créneau plus nettement ancré du côté de la recherche : ce n'est plus une revue centrée sur la diffusion des travaux des statisticiens de l'Insee – l'offre éditoriale de l'institut s'est étoffée, qui remplit cet objectif – mais une revue académique publiée par un institut statistique, ce qui n'a d'ailleurs guère d'équivalent dans le monde. La revue a évolué donc, mais les ambitions sont les mêmes : éclairer le débat économique et social à l'épreuve des faits et des observations, et permettre à tous les relais d'opinion d'utiliser la publication pour la faire parler au plus grand nombre. Il faut concilier en permanence deux exigences qui ne peuvent pas être contradictoires : la qualité des analyses d'une part, la clarté de l'expression d'autre part.

La revue n'est donc plus l'apanage des économistes-statisticiens de l'Insee, elle s'est ouverte peu à peu aux contributeurs extérieurs dans les années 1990 et ils sont désormais très majoritaires. Faut-il le regretter ? Certainement pas, car c'est le reflet d'une évolution très positive : la possibilité pour tous les chercheurs, qu'ils soient ou non de l'Insee, d'avoir accès à toute l'information collectée par la statistique publique, les statistiques agrégées bien sûr, mais aussi les données individuelles de ménages ou d'entreprises qui sont porteuses de tant d'études. Le temps n'est plus où seul un chercheur de l'Insee pouvait avoir accès à certaines données d'enquêtes ou à certains fichiers administratifs.

Parallèlement, les standards de qualité ont augmenté. À l'origine, la publication était soumise à une simple validation hiérarchique interne. Les manuscrits sont maintenant évalués systématiquement par des rapporteurs anonymes dans un cadre standard de revue par les pairs, et la revue, comme toute revue académique, s'est dotée d'une gouvernance, avec l'instauration d'un conseil scientifique en 2003 et d'un comité éditorial en 2014.

Ces transformations ont eu un corollaire naturel : les articles ne reflètent pas forcément la position de l'Insee. Il est systématiquement rappelé que « les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni *a fortiori* l'Insee. Cette précaution n'est pas toujours suffisante, et lorsqu'un article fait débat, il est souvent présenté comme « une étude de l'Insee ». Pour le directeur de publication que je suis, cette confusion est regrettable, mais elle ne nous conduit pas, elle ne doit pas nous conduire, à contourner un sujet ou évincer un article au motif qu'il pourrait porter à polémique. Éclairer le débat, en pratique, cela ne peut pas toujours se faire en restant à l'extérieur du débat.

Les rédactions en chef successives ont eu et ont toujours à cœur de faciliter l'accès aux analyses, en particulier avec des encadrés. Initialement destinés à accueillir les développements les plus techniques pour qu'ils ne nuisent pas à la fluidité de la lecture, ils permettent aussi une présentation rigoureuse des sources mobilisées et de leur éventuel traitement. J'ai conscience que cette pratique n'est pas le standard des revues académiques mais je défends ce modèle original – et ô combien utile à mes yeux – d'une publication tout à la fois exigeante et qui veut rester à la portée d'un lectorat qui n'est pas nécessairement spécialiste des sujets traités.

Ces toutes dernières années, la revue a poursuivi sa mue avec une volonté d'ouverture plus internationale ; *Économie et Statistique* est ainsi devenue « *Economie et Statistique/ Economics and Statistics* », avec son édition simultanée en français et en anglais, les deux disponibles sur insee.fr. Mais elle reste fidèle aux mêmes orientations, l'ouverture thématique et disciplinaire, le double ancrage dans la statistique publique et la recherche, qui lui donnent une place particulière tant à l'Insee que dans le champ des revues françaises.

En souhaitant que cet anniversaire soit suivi par beaucoup d'autres, je tiens à remercier les différentes rédactions en chef qui se sont succédé depuis 1969, les chercheurs qui ont accepté de participer au conseil scientifique ces quinze dernières années, et tous les rapporteurs qui œuvrent dans l'anonymat.

Jean-Luc Tavernier

Directeur général de l'Insee, directeur de la publication

Précédent-e-s rédacteurs et rédactrices en chef :

Michel-Louis Lévy (1969-1972) ; Alain Desrosières (1973-1974) ; Bruno Durieux (1975) ; Catherine Blum-Girardeau (1975-1980) ; Claude Thélot (1981-1982) ; Daniel Temam (1983-1985) ; Alain Charraud (1986-1989) ; Philippe Domergue (1989-1993) ; Pierre Morin (1993-2011) ; Didier Blanchet (2011-2015) ; Laurence Bloch (2016-2018).

Ancien-ne-s membres du Conseil Scientifique :

Antoine d'Autume (2004-2011) ; Lionel Fontagné (2004-2007) ; Jacques Freyssinet (2004-2009) ; Olivier Galland (2004-2007) ; Stéphane Grégoir (2004-2009) ; Roger Guesnerie (2004-2007) ; François Héran (2004-2011) ; Pierre Mohnen (2004-2007) ; Pierre Pestieau (2004-2009) ; Patrick Sevestre (2004-2007) ; Alain Chenu (2008-2017) ; Brigitte Dormont (2008-2012) ; Philippe Martin (2008-2009) ; Henri Sneessens (2008-2011) ; Antoine Bouët (2010-2015) ; David de la Croix (2010) ; Dominique Goux (2010-2015) ; Joël Maurice (2010-2018) ; Catherine Sofer (2012-2017).

Dans sa globalité, cette représentation du vocabulaire des résumés illustre d'abord le caractère généraliste de la revue. Le mot dont la fréquence relative est la plus élevée est 'emploi', puis, par fréquence relative décroissante, les mots 'entreprise' et 'ménage'.

Les mots les plus fréquents sur cinquante ans le sont aussi, naturellement, par décennie, et la trilogie 'emploi', 'entreprise', 'ménage' se confirme, dans un ordre variable jusque dans la décennie 2000 et avec des éclipses – 'ménage' dans la décennie 2000, 'entreprise' dans la dernière décennie (figure II). La variabilité est beaucoup plus grande pour les mots dont la fréquence relative est plus faible.

Figure II
Nuages de mots par décennie

1970



1980



1990



2000



2010



Source : résumés des articles académiques, *Économie et Statistique* (1969-2016) et *Economie et Statistique / Economics and Statistics* (2017-2019).

La plus grande constance est celle du mot 'emploi'. Il serait toutefois aventureux d'interpréter cette dominance comme le signe d'une « spécialisation » des articles publiés dans la revue. On peut voir plutôt ce mot comme un terme pivot, autour duquel peuvent s'articuler de nombreux angles d'analyse de l'activité économique au niveau macro ou, au niveau micro, des comportements et de la situation des acteurs, entreprises et ménages. En tirant un peu plus le fil, on peut aussi y voir le reflet d'une préoccupation pour l'emploi presque permanente depuis la fin des années 1970, qui en ferait soit le sujet d'intérêt, soit le point

d'entrée, de nombreux articles ; et en tirant encore un peu, rappeler que l'enquête 'emploi', l'une des plus anciennes des enquêtes de l'Insee couvrant la population d'âge actif, est l'une des sources les plus mobilisées par les travaux publiés dans la revue.

Quantifier les mots les plus fréquents n'est évidemment pas suffisant pour décrire les contenus d'un ensemble de textes – d'autant qu'il ne s'agit que de « mots » et pas de « mots-clés », et qu'ils sont considérés indépendamment les uns des autres. Les méthodes de modélisation thématique permettent de dégager des associations, en analysant simultanément l'ensemble des mots qui constituent un texte. Pour tenter d'aller un peu plus loin, nous utilisons ici l'allocation latente de Dirichlet (voir encadré), qui repose sur une modélisation probabiliste. Cette méthode est fréquemment utilisée pour interpréter des thèmes sous-jacents à partir du groupe de mots qui les caractérisent. Notons toutefois que, comme toute analyse textuelle, cette méthode s'appuie sur des hypothèses fortes et des choix (notamment les pré-traitements réalisés) qui conditionnent le résultat, et que l'identification – ou l'interprétation – de thèmes à partir des seuls mots associés à ceux-ci peut s'avérer délicate.

Cette méthode exigeant de fixer *a priori* le nombre de thèmes, nous l'avons fixé à trois. À l'issue des diverses estimations réalisées pour l'ensemble des résumés, on obtient des associations de mots que l'on va, par commodité, dénommer par leur mot le plus fréquent – qui renvoie (forcément, puisqu'à la base se trouve le même « stock » de mots) à l'un ou l'autre des trois mots qui apparaissent les plus fréquents dans la figure I :

- un thème dit « entreprise », qui évoque le vocabulaire de l'activité économique au sens le plus standard, plutôt macroéconomique :

entreprise / croissance / secteur / france / industriel / marché / pays / production / industrie / activité / emploi / économique / prix / investissement / économie / travail / développement / taux / productivité / produit / cours / demande / baisse / structure / commerce / politique / extérieur / petit / étranger / terme / compte / capital / région / service / productif / expliquer / intérieur / coût / équipement / fortement...

- un thème dit « ménage » qui associe plutôt des mots du vocabulaire des revenus et des conditions de vie :

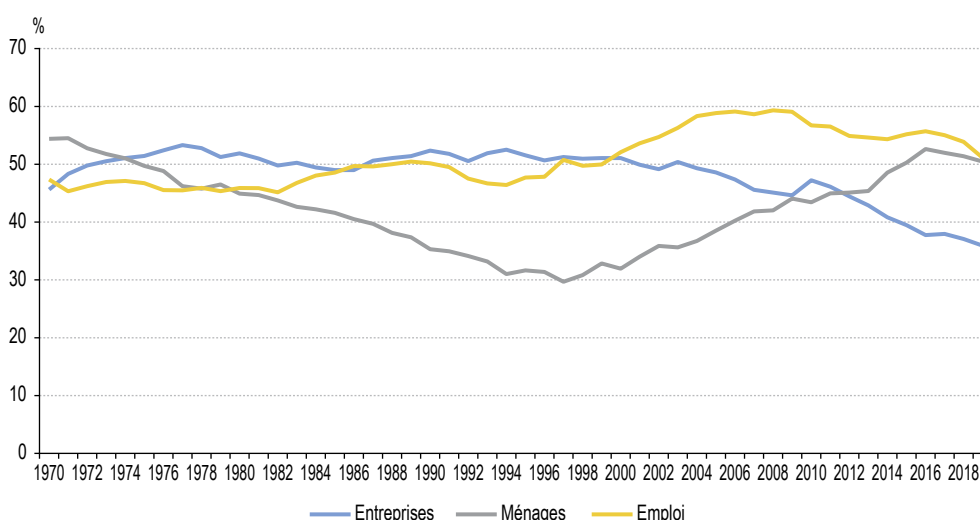
ménage / enquête / revenu / compte / économique / statistique / social / modèle / france / terme / méthode / financier / logement / question / estimation / politique / travail / information / consommation / taux / principal / système / vie / prix / insee / aide / national / public / approche / conduire / coût / prendre / comportement / base / individuel / étudier / dépense / population / évaluation / économie...

- un thème dit « emploi », où l'on retrouve les catégories de l'analyse microéconomique du marché du travail :

emploi / travail / jeune / femme / âge / actif / salarié / chômage / professionnel / activité / catégorie / social / homme / temps / ouvrier / vie / enfant / salaire / durée / cadre / population / enquête / famille / supérieur / marché / occuper / formation / familial / âgé / secteur / profession / augmenter / cours / écart / génération / travailler / diplôme / chômeur / revanche / diminuer...

Pour finir, on peut représenter le poids des « thèmes » au fil des années, comme la proportion de résumés contenant au moins trois des principaux mots de chaque thème (figure III). La présence dans les résumés des mots associés au thème « emploi » tend à s'élever à partir des années 1980, puis de façon plus marquée du milieu des années 1990 à la fin des années 2000. Celle des mots du thème « entreprise » au contraire décroît à partir des années 2000. Enfin, la présence des mots du thème « ménage » présente un aspect plus singulier, avec une baisse jusqu'à la seconde moitié des années 1990, puis une remontée d'ampleur équivalente ensuite.

Figure III
Part des résumés contenant au moins l'un des trois principaux mots de chaque thème



Note : le total est supérieur à 100% car le même mot peut être présent dans plusieurs thèmes.

Source : résumés des articles académiques, *Économie et Statistique* (1969-2016) et *Economie et Statistique / Economics and Statistics* (2017-2019).

* *
*

Nous arrivons ici aux limites de l'exercice proposé dans ce court article, qui n'avait d'autre visée qu'illustrative. En retirer une interprétation demanderait un investissement beaucoup plus important... qui devra attendre, car si 2 184 articles et 181 572 mots semblent « beaucoup », c'est un corpus de taille modeste pour la mise en œuvre des techniques mobilisées ici. □

ENCADRÉ – Méthodologie

L'analyse textuelle rassemble l'ensemble des méthodes visant à extraire et analyser l'information contenue dans des textes. Elle peut être mobilisée sur des données d'origine très variée (textes administratifs, décisions juridiques, échanges sur les réseaux sociaux, etc.) pour en faire apparaître les thèmes sous-jacents, en analyser le sentiment, ou encore pour prédire une variable (cf. Anzovino *et al.*, 2018 ; Wu *et al.*, 2018 ; Xing *et al.*, 2018). Les données textuelles sont par nature non structurées ; toute démarche d'analyse textuelle commence donc par une étape de préparation du texte qui vise à le nettoyer et à le transformer en données numériques exploitables. C'est sur ces données numériques que porte ensuite l'analyse statistique proprement dite.

Les observations statistiques d'une analyse textuelle sont des textes, appelés « documents » (ici les résumés). Chaque document est décomposé en éléments (*tokens*), mots, ponctuation, association de plusieurs mots (*n*-grams) si nécessaire. Les pré-traitements consistent d'abord à supprimer les éléments non informatifs – ponctuation, chiffres, et *stopwords*. Les *stopwords* sont des mots non significatifs qui apparaissent dans l'intégralité du corpus étudié ; certains sont « évidents » (par exemple, les conjonctions de coordination) mais d'autres demandent un arbitrage, inévitablement subjectif. L'ensemble des termes restant après cette étape constitueront les « variables » de l'analyse. Ces étapes de pré-traitement sont souvent fastidieuses et peuvent impliquer des choix arbitraires ou *ad hoc*. L'analyse textuelle en aval est très sensible à ces choix.

Les termes informatifs sont alors normalisés pour les rendre comparables : harmonisation de casse, correction d'orthographe, « lemmatisation ». La lemmatisation consiste à trouver la forme neutre d'un mot : par exemple, un verbe conjugué se retrouve, après cette opération, à l'infinitif. Cette opération est complexe, car elle nécessite notamment de désambiguïser les cas d'homonymie. Documents et « variables » peuvent ensuite être représentés par une matrice numérique où chaque ligne mesure



ENCADRÉ (suite)

pour un document donné le nombre d'occurrences (ou une autre mesure : le codage binaire – présence/absence – est classique) de chaque mot / « variable » de l'ensemble du vocabulaire retenu au sein de chaque document. La matrice obtenue est souvent de grande dimension (il y a plus de mots / de colonnes que de documents/lignes) et *sparse* (beaucoup de 0). Elle peut être analysée à l'aide de diverses méthodes statistiques.

L'interprétation d'un texte résulte de l'association des mots (Hapke *et al.*, 2019). Pour examiner ces associations, nous avons mis en œuvre ici une analyse relevant du *Topic Modelling* appelée Allocation latente de Dirichlet (*Latent Dirichlet Allocation*, LDA, cf. Blei *et al.*, 2003). Il s'agit d'un modèle probabiliste génératif, qui estime par des méthodes d'inférence bayésienne (Bayésien variationnel, échantillonnage de Gibbs, etc.) à partir des mots observés dans les documents, le poids des thèmes dans chaque document et les distributions des mots caractéristiques de chaque thème. Cette méthode exige de fixer *a priori* le nombre de thèmes.

La LDA repose sur des hypothèses fortes qu'il est nécessaire de rappeler. Tout d'abord, l'estimation des paramètres des distributions des mots pour chaque thème et de celles des thèmes dans un même document débute par une initialisation aléatoire : deux initialisations différentes peuvent engendrer deux structures thématiques différentes. Ensuite, la LDA, comme une large partie des méthodes d'analyse textuelle, repose sur l'hypothèse selon laquelle l'ordre des mots n'a pas d'impact (on parle d'approche « sac de mots », *bag-of-words*). Sous cette hypothèse, les documents sont découpés en listes non ordonnées de mots. Comme les mots sont aussi déterminants pour l'interprétation des thèmes, les pré-traitements sont là aussi cruciaux.

L'analyse présentée ici porte sur l'ensemble des résumés des articles académiques publiés dans la revue entre 1969 et 2019. Préalablement aux pré-traitements des textes, nous avons écarté 764 articles « non académiques » : la revue publiait en effet jusque dans les années 1970 la présentation de résultats d'enquête, des panoramas territoriaux, ou d'autres petits articles d'information qui ont ensuite disparu (ou ont donné lieu à des publications dans d'autres collections de l'Insee). Les introductions générales de numéros n'ont pas non plus été retenues. Restent 2 184 résumés qui contiennent 432 000 mots.

Les pré-traitements ont principalement consisté à supprimer les chiffres et *stopwords* contenus dans les résumés et « lemmatiser » les mots. À cette fin, nous avons utilisé la librairie *Spacy* sous Python qui reconnaît la fonction grammaticale des mots dans un texte, ce qui est plus efficace que l'usage d'un simple dictionnaire. Aux *stopwords* proposés par *Spacy*, nous avons ajouté des mots *ad hoc* en fonction des résultats obtenus dans les traitements statistiques (par exemple, le mot « année », qui produit des liens non significatifs entre des résumés). À l'issue de ces pré-traitements la base contient 2 184 résumés et 181 572 mots.

Références

- Anzovino, M., Fersini, E. & Rosso, P. (2018). Automatic identification and classification of misogynistic language on twitter. In *International Conference on Applications of Natural Language to Information Systems*, pp. 57–64. Springer, Cham.
- Blei, D & Ng, A. Y. & Jordan M. I. (2003). Latent Dirichlet Allocation. *Journal of Machine Learning Research*, 3, 993–1022.
- Hapke, H. M., Lane, H. & Howard, C. (2019). *Natural language processing in action*. Manning.
- Wu, J. T., Deroncourt, F., Gehrmann, S. ... & Celi, L. A. (2018). Behind the scenes: A medical natural language processing project. *International journal of medical informatics*, 112, 68–73.
- Xing, F. Z., Cambria, E. & Welsch, R. E. (2018). Natural language based financial forecasting: a survey. *Artificial Intelligence Review*, 50(1), 49–73.

Préface – Les temps ont changé

Times Have Changed

Daniel Cohen*

Que d’eaux ont coulé sous les ponts depuis le premier numéro d’*Économie et Statistique*. Il y a cinquante ans, la France sortait tout juste du « grand bazar » politique et social que fut Mai 68. Elle était portée par une grande poussée de croissance, les « Trente Glorieuses », selon la formule célèbre de Jean Fourastié. Comme le rappelle l’article de **Didier Blanchet et Fabrice Lenseigne**, dans ce numéro qui reprend quelques-unes des grandes questions qui ont marqué notre changement d’époque, le revenu des Français a été multiplié par un facteur 4.5 depuis 1960. Qui gagne, disons, 2 000 euros par mois aujourd’hui, en aurait gagné 450 hier ! Les chiffres sont certes en partie abstraits, ils donnent néanmoins la mesure de la formidable transformation qu’ont connue les Français au cours de cette période. Blanchet & Lenseigne rappellent aussi pourquoi la frustration est désormais de mise : nous ne cessons d’enregistrer une décélération de la croissance. La productivité du travail, qui résume les progrès de notre système technique, est passée d’un rythme de croissance de 4.5 % l’an de 1960 à 1975 à 2.1 % de 1974 à 1992, 1.1 % de 1993 à 2008 pour venir quasiment mourir, à un rythme annuel de +0.6 % de 2008 à nos jours. La traduction en termes de revenus disponibles est mécanique : ils progressent de plus en plus lentement. Si l’on prend en compte la démographie en corrigeant le revenu des ménages par leur taille (selon la méthode des unités de consommation qui donne un poids moindre aux enfants), le revenu stagne depuis dix ans, alors qu’il doublait tous les quinze ans en début de période !

Les causes de ce ralentissement sont nombreuses : la fin de la phase au cours de laquelle la France rattrapait son retard (économique) à l’égard des États-Unis, et plus généralement la baisse du progrès technique, aux États-Unis mêmes, qui traduit l’essoufflement de la dynamique portée par la croissance industrielle. Le même Fourastié avait écrit beaucoup plus tôt, dès 1948, un ouvrage intitulé *Le grand espoir du XX^e siècle*, dans lequel il annonçait la venue imminente d’une société de services. Le grand espoir était qu’elle donnerait la part belle à des emplois où les humains s’occuperaient des humains (comme médecins, éducateurs, psychanalystes, etc.) plutôt que de passer leur temps à travailler la terre ou la matière. Son optimisme était toutefois corrigé par une contrepartie, peu gênante à ses yeux, qui était que cette transition se traduirait aussi par un ralentissement voire une extinction de la croissance économique. Si le bien que produit un prestataire se mesure au temps qu’il passe avec ses clients, comme une aide-soignante avec une personne âgée ou un comédien devant une salle de théâtre, alors il est inexorable que la croissance ralentisse. Ce syndrome est également connu chez les économistes comme la « maladie des coûts », *cost disease*, de Baumol. Tout l’enjeu des nouvelles technologies, comme l’analysent **Philippe Aghion, Céline Antonin et Simon Bunel** dans l’article proposé dans ce numéro, peut s’interpréter comme une manière, difficile, de conjurer cette « maladie des coûts ».

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n’engagent qu’eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l’Insee.

* École d’économie de Paris (daniel.cohen@ens.fr)

Le paradoxe qu'il est parfois difficile de saisir est que le rythme de croissance des Trente Glorieuses, qui paraît miraculeux aujourd'hui, a fait l'objet en son temps d'une formidable contestation. Mai 68 a marqué l'explosion d'un rejet de ce modèle par une jeunesse, étudiante et ouvrière, qui n'acceptait plus l'ordre hiérarchique, patriarcal, de la société industrielle de l'époque. À certains égards, la transformation qui allait suivre a essayé de répondre aux aspirations nées dans les *sixties*.

Comme l'analysent trois articles, une immense transformation du marché du travail va être engagée au cours de cinquante dernières années. La féminisation du marché du travail en est le premier trait distinctif. L'une après l'autre, les professions réputées masculines (avocats, médecins, etc.) sont devenues majoritairement féminines. Comme le rappellent **Dominique Meurs et Pierre Pora**, les femmes ont entièrement comblé leur retard sur les hommes en matière de capital humain (éducation et expérience), voire les ont dépassés en ce domaine. Le décalage de rémunération reste toutefois très élevé : les femmes gagnent, en moyenne, 20 % de moins que les hommes, du fait notamment des retards de promotion qu'implique encore la maternité. C'est le grand chantier inachevé de la féminisation du travail : que la paternité soit aussi (peu ?) exigeante que la maternité eu égard à la carrière des deux parents.

La hausse de l'éducation et de la qualification de l'emploi est l'autre grande mutation de la période couverte. L'entrée sur le marché du travail a été de plus en plus tardive, à mesure que le taux de scolarisation des nouvelles cohortes s'est élevé. L'une des grandes espérances de ce qu'on a appelé, pendant un temps, la société post-industrielle, était de devenir une société d'information et de connaissance. Comme le montrent toutefois **Dominique Goux et Éric Maurin**, c'est ici aussi la cause d'une nouvelle frustration. Un grand nombre de jeunes ayant un diplôme de l'enseignement supérieur ont dû se résoudre à prendre des emplois moins qualifiés qu'espérés, rivalisant *de facto* avec des jeunes moins éduqués qui ont ainsi subi une concurrence imprévue, poussant leurs rémunérations à la baisse, créant une double peine, de déqualification pour les diplômés et de concurrence accrue pour les moins bien dotés scolairement. La pression concurrentielle plus vive qui s'exerce sur le monde du travail a aussi conduit à augmenter la précarité de l'emploi. Comme le rappellent **Olivier Marchand et Claude Minni**, elle s'est imposée dans un très grand nombre de situations, à l'entrée du marché du travail pour les jeunes qui doivent enchaîner un très grand nombre de CDD court avant de trouver un emploi stable, pour tous ceux qui sont désormais comptés dans le « halo du chômage », ni tout à fait dans l'emploi ni en dehors...

Un grand nombre de pays de l'OCDE ont subi une baisse de la part de la rémunération du travail dans la valeur ajoutée. L'analyse de **Mathilde Pak, Pierre-Alain Pionnier et Cyrille Schweltnus** montre que ce déclin est lié en partie à l'émergence de firmes « superstars », à la frontière technologique, dont le contenu en travail est faible. La mondialisation de la chaîne de valeur, en faisant peser une pression concurrentielle sur le travail, fait aussi partie des facteurs qui y contribuent. Tous les pays, toutefois, n'ont pas subi ce déclin, que ce soit par l'absence de firmes superstars, ou parce que le marché du travail s'y est révélé plus protecteur. Comme le montrent **Gilbert Cette, Lorraine Koehl et Thomas Philippon**, c'est le cas en France, où la mesure d'une baisse globale des salaires dans la valeur ajoutée dépend beaucoup du point de comparaison choisi et d'un certain nombre d'hypothèses sur le traitement statistique des revenus, immobiliers notamment.

Sur le terrain de la distribution des revenus et de la richesse, les analyses de **Bertrand Garbinti et Jonathan Goupille-Lebret** proposent également une comparaison avec la situation américaine. Aux États-Unis, la part du revenu national de la moitié inférieure de la population s'est réduite de moitié, passant de plus de 20 % en 1983 à 10 % aujourd'hui ! Les évolutions que montrent les données françaises sont moins frappantes, mais néanmoins marquées. Les hauts revenus ont crû deux fois plus vite que ceux du reste de la population depuis 1983 : le revenu du 1 % le plus riche a augmenté de 2.2 % l'an contre moins de 1 % pour les 99 % restants. *In fine*, la part du revenu du top 1 % est passé de 7 % du revenu total en 1983 à 11 % en 2014, soit une hausse de 50 %.

Comprendre les inégalités oblige bien souvent à quitter le domaine rassurant de la macro-économie, habituée à raisonner à partir d'un agent représentatif, pour comprendre la micro-réalité du monde social. L'article de **François Legendre** dresse un tableau vivifiant des progrès qui ont été réalisés en ce domaine par les modèles de microsimulation. L'article de **Denis Fougère et Nicolas Jacquemet** fait également une revue passionnante des méthodes qui ont permis de renouveler les analyses d'impact des politiques économiques et sociales, en étant attentifs aux biais qui naissent des effets de sélection ou d'auto-sélection des publics visés.

Revenant sur le chemin parcouru, il eût été bien difficile de prévoir, en 1960, que la difficulté de vivre, de finir ses fins de mois, resterait si prégnante pour des pans entiers de la population, malgré une multiplication par 4.5 du revenu disponible des ménages. Un sentiment de peur du futur, qui semble très élevé aujourd'hui, explique en grande partie, partout dans le monde, le mal-être des classes populaires. Mais la croissance dont le ralentissement apparaît comme la cause de tous les maux, pose elle-même de nombreuses questions. La mesure de son impact sur le réchauffement climatique, qui n'aurait pu être posée dans le premier numéro d'*Économie et Statistique*, est devenue centrale. La crise pétrolière de 1973 avait certes montré les limites dues à l'épuisement des ressources rares, analysées dans le célèbre « Halte à la croissance » du rapport Meadows. Très tôt toutefois, dans un article prophétique publié en 1972, Nordhaus et Tobin avaient répliqué que les limites à la croissance n'étaient pas dues à la rareté annoncée du pétrole, mais bien davantage à la rareté des biens communs, disponibles gratuitement et faisant donc l'objet d'une exploitation excessive. Leur analyse concluait déjà à la nécessité de se focaliser sur la préservation des ressources naturelles gratuites (« l'air pur ») plutôt que sur la préservation des ressources naturelles « payantes » : « *Il n'y a pas de raison de stopper la croissance économique pour préserver les ressources naturelles, mais il y a de bonnes raisons à fournir les incitations économiques appropriées pour préserver les ressources dont les coûts d'exploitation privés sont inférieurs au vrai coût pour la société.* » (traduit de Nordhaus & Tobin, 1972, p. 24). Analyse prophétique, qui souligne à quel point la rareté annoncée du pétrole n'était pas le problème, mais au contraire, de manière exactement inverse, que le problème a été que la hausse des prix a déclenché de nouvelles découvertes qui ont mis en péril l'équilibre climatique de la planète. L'article d'**Alain Quinet** donne toute la mesure des efforts qui restent à accomplir pour faire face au défi posé par notre modèle de croissance. Nous saurons dans 50 ans, pour le centenaire d'*Economie et Statistique / Economics and Statistics*, si ce défi a été relevé par les nouvelles générations. □

Références

Fourastié, J. (1949). *Le grand espoir du XX^e siècle. Progrès technique, progrès économique, progrès social.* Paris : PUF.

Fourastié, J. (1979). *Les Trente Glorieuses.* Paris : Fayard.

Meadows, D. H., Meadows, D. L., Randers, J. & Behrens, W. W. (1972). *The Limits to Growth.* New York: Universe Books.

Nordhaus, W. D. & Tobin, J. (1972). Is Growth Obsolete? In: *Economic Research: Retrospect and Prospect, Vol. 5, Economic Growth.* New York: National Bureau of Economic Research.

Évolution de la part du travail dans les pays de l'OCDE au cours des deux dernières décennies

Labour Share Developments in OECD Countries Over the Past Two Decades

Mathilde Pak*, Pierre-Alain Pionnier** et Cyrille Schwellnus*

Résumé – Au cours des vingt dernières années, dans de nombreux pays de l'OCDE, la croissance des salaires médians s'est dissociée de celle de la productivité du travail, en partie sous l'effet de la contraction de la part du travail dans la valeur ajoutée. Cet article analyse les déterminants de l'évolution de la part du travail à partir de données à la fois au niveau des secteurs et au niveau des entreprises. Le progrès technologique enregistré dans le secteur des biens d'équipement et la participation accrue aux chaînes de valeur mondiales ont contribué au déclin de la part du travail. Toutefois, les effets du progrès technologique sont nettement moins marqués pour les travailleurs hautement qualifiés. Dans les pays où la part du travail a diminué, on observe à la fois un déclin à la frontière technologique et une redistribution des parts de marché au profit des entreprises « superstars » présentant une faible part du travail. Le déclin constaté à la frontière technologique s'explique davantage par l'arrivée d'entreprises présentant une faible part du travail que par une contraction de la part du travail dans les entreprises en place à la frontière, ce qui donne à penser que, jusqu'à présent, ce processus découle plus du dynamisme technologique que des forces anticoncurrentielles.

Abstract – Over the past two decades, real wage growth in many OECD countries has decoupled from labour productivity growth, as labour income shares have declined. This paper analyses the drivers of labour share developments using a combination of industry- and firm-level data. Technological change in the investment goods-producing sector and greater global value chain participation have compressed labour shares, but the effect of technological change has been significantly less pronounced for high-skilled workers. Countries with falling labour shares have witnessed both a decline at the technological frontier and a reallocation of market shares toward “superstar” firms with low labour shares. The decline at the technological frontier mainly reflects the entry of firms with low labour shares into the frontier rather than a decline of labour shares in incumbent frontier firms, suggesting that thus far this process is mainly explained by technological dynamism rather than anti-competitive forces.

Codes JEL / JEL Classification : D33, F66, J24, J38, J58, L11, O33

Mots-clés : part du travail, entreprises superstars, chaînes de valeur mondiales, qualifications, politiques publiques

Keywords: labor share, superstar firms, global value chains, skills, public policies

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* OECD, Economics Department (mathilde.pak@oecd.org ; cyrille.schwellnus@oecd.org)

** OECD, Statistics Directorate (pierre-alain.pionnier@oecd.org)

Les auteurs tiennent à adresser leurs remerciements à un rapporteur anonyme, ainsi qu'à Andrea Bassanini, Gilbert Cette, Luiz de Mello, Giuseppe Nicoletti, Jon Pareliussen, Dorothee Rouzet, Andrea Salvatori, Stefano Scarpetta, Douglas Sutherland et John van Reenen pour leurs commentaires et suggestions. Merci également à Sarah Michelson pour son aide dans l'élaboration de ce document.

Traduit de la version originale en anglais.

Citation : Pak, M., Pionnier, P.-A. & Schwellnus, C. (2019). Labour Share Developments in OECD Countries Over the Past Two Decades. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 510-511-512, 17–34. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2019.510t.1992>

La hausse des salaires réels constitue généralement le moyen le plus direct de faire profiter les travailleurs des gains de productivité réalisés. Or dans de nombreux pays de l'OCDE, les vingt dernières années ont été marquées par un découplage entre la hausse des salaires réels et la croissance de la productivité du travail, du fait du recul de la part du revenu du travail dans le revenu total. Les salaires constituant généralement la principale source de revenu marchand (c'est-à-dire le total des revenus avant impôts, hors revenus d'origine publique) pour les ménages à revenu faible ou moyen, ce découplage tend également à creuser les inégalités de revenus.

Cet article analyse l'évolution de la part du travail dans les pays de l'OCDE, en s'appuyant à la fois sur des données agrégées et sur des données désagrégées. Les données agrégées décrivent l'évolution récente de la part du travail, tandis que les données désagrégées recueillies au niveau des secteurs et des entreprises témoignent de l'influence exercée par la technologie, l'expansion des chaînes de valeur mondiales et les politiques publiques. L'analyse des données désagrégées permet en outre de mieux comprendre les mécanismes sous-jacents qui expliquent l'évolution de la part du travail au niveau macroéconomique, et notamment le rôle joué par la substitution du capital au travail (ci-après, la « substitution capital-travail ») et les dynamiques d'entreprises.

Cet article contribue aux recherches existantes à trois égards. Premièrement, l'analyse empirique reposant sur des données sectorielles, il est possible d'identifier de manière plus crédible les facteurs qui influencent l'évolution de la part du travail, ce que les études menées jusqu'ici, basées sur des données nationales, ne permettaient pas de faire (IMF, 2017 ; Stockhammer, 2017). Deuxièmement, l'article analyse l'influence des qualifications et de la proportion de tâches répétitives pour expliquer les effets du progrès technologique et de l'expansion des chaînes de valeur mondiales sur la part du travail, tout en examinant un large éventail de déterminants politiques potentiels dans un cadre empirique unifié. Troisièmement, l'article met en évidence un certain nombre de mécanismes micro-économiques jouant un rôle sous-jacent dans l'évolution de la part globale du travail. Il examine en particulier l'ampleur d'un éventuel lien entre l'évolution de la part du travail au niveau agrégé et la tendance des entreprises hautement productives à se détacher des autres tout en se taillant une plus grande part du marché (dynamique du *winner-takes-most*).

Les principales conclusions sont les suivantes :

- dans l'ensemble des pays de l'OCDE, la part du travail est en baisse depuis une vingtaine d'années, mais cela cache d'importantes disparités d'un pays à l'autre. Environ la moitié des pays étudiés ont enregistré un recul prononcé tandis que, dans d'autres, la part du travail est constante ou en hausse ;
- le progrès technologique et la mondialisation expliquent la majeure partie de la contraction moyenne de la part du travail. La baisse des prix relatifs de l'investissement due à la technologie et, dans une moindre mesure, l'expansion des chaînes de valeur mondiales (au sein desquelles les différentes étapes de production sont réparties entre différents pays ou régions), représentent environ les deux tiers de la baisse de la part globale du travail dans les pays de l'OCDE ;
- la substitution du capital au travail, en réponse à la baisse des prix relatifs de l'investissement, est tout particulièrement importante dans les secteurs où les tâches répétitives sont prédominantes. Une forte proportion de travailleurs hautement qualifiés réduit la substitution du capital au travail même dans les secteurs à forte intensité de tâches répétitives ;
- une réforme des marchés de produits favorable à la concurrence fait augmenter la part du travail en réduisant la rente du producteur dont les détenteurs de capitaux bénéficient. Plusieurs institutions et politiques du marché du travail renforçant le pouvoir de négociation des travailleurs, comme la hausse du salaire minimum, peuvent réduire la part du travail en faisant augmenter le coût du travail et en déclenchant une substitution du capital au travail. Toute hausse des dépenses réalisées dans le cadre des politiques actives du marché du travail fait augmenter la part du travail en préservant l'attachement au marché du travail et les qualifications des travailleurs perdant leur emploi ;
- dans les pays où la part du travail a diminué, on observe à la fois un déclin à la frontière technologique et une augmentation des parts de marché des entreprises « superstars » à forte intensité capitaliste où la part du travail est faible (dynamique du *winner-takes-most*). Le déclin de la part du travail constaté à la frontière technologique s'explique davantage par l'arrivée d'entreprises à forte intensité capitaliste où la part du travail est faible que par un recul dans les entreprises en place à la frontière, ce qui donne à penser que, jusqu'à présent, la dynamique du *winner-takes-most* découle principalement du dynamisme technologique.

Le reste de l'article est organisé de la manière suivante. Une première section décrit l'évolution récente de la part du travail dans les pays de l'OCDE, en se concentrant notamment sur l'utilisation de données au niveau des entreprises pour analyser le rôle de la dynamique du *winner-takes-most*. La section suivante décrit le cadre et les résultats de l'analyse empirique. Une section conclusive présente certaines des implications de ces résultats pour la politique économique.

Évolution récente de la part du travail dans les pays de l'OCDE

Évolution de la part du travail au niveau agrégé

Dans cette section, la part du travail est analysée sur la période allant de 1995 à 2017 et correspond à la part de la rémunération du travail des travailleurs salariés et indépendants dans la valeur ajoutée au coût des facteurs, sur un champ excluant le secteur primaire, le secteur du logement et le secteur non marchand. Cette part est calculée à partir des données sectorielles figurant dans la base de données de l'OCDE sur les comptes nationaux annuels, complétées par des données issues des archives de la base de données STAN de l'OCDE, de l'édition annuelle des statistiques de population active de l'OCDE et de la base de données EU KLEMS. La rémunération du travail correspond à la somme de la rémunération des travailleurs salariés et de la rémunération du travail imputée aux travailleurs indépendants, cette imputation étant basée sur la rémunération moyenne des travailleurs salariés du même secteur¹. La valeur ajoutée au coût des facteurs correspond à la valeur ajoutée au prix de base, déduction faite des impôts sur la production nets des subventions. L'utilisation de la valeur ajoutée au coût des facteurs dans le dénominateur permet de s'assurer que la somme de la part du travail et de la part du capital dans la valeur ajoutée est égale à un².

Dans les pays de l'OCDE, la part globale du travail est en baisse depuis une vingtaine d'années, mais cela cache d'importantes disparités d'un pays à l'autre (figure 1). En effet, si elle a connu un repli entre 1995 et 2017 dans environ la moitié des pays étudiés (dont l'Allemagne, le Japon et les États-Unis), la part du travail est restée constante, ou a augmenté, dans la moitié restante (notamment en France, en Italie et au Royaume-Uni)³.

La contraction de la part du travail se révèle généralement moins marquée lorsqu'on exclut

le secteur primaire, le secteur du logement et le secteur non marchand que lorsqu'on considère l'économie totale (voir tableau 1). La part du travail dans l'économie totale peut être en partie influencée par l'évolution observée au sein de certains secteurs pour lesquels il y a des problèmes de mesure et de conventions comptables. Par exemple, l'évolution de la part du travail dans l'économie totale est en partie influencée par celle des loyers. Or, l'évolution des loyers peut être liée à des facteurs différents de ceux qui affectent les revenus du capital dans les entreprises, et elle peut avoir des effets spécifiques en matière de redistribution.

Un autre problème lié à la part du travail dans l'économie totale provient du fait qu'elle découle en partie de l'évolution des prix des matières premières et des méthodes d'imputation comptable dans le secteur non marchand. Dans les pays où le secteur agricole ou minier (c'est-à-dire le secteur primaire) occupe une place importante, l'évolution de la part du travail dans l'économie totale est en grande partie influencée par l'évolution des prix des matières premières, y compris à moyen terme. En effet, lorsque ces prix augmentent, les bénéfices augmentent sans pour autant s'accompagner d'une hausse correspondante des salaires⁴. En Australie par exemple, pays où le secteur minier est important, la part du travail hors logement a diminué d'environ 7 points de pourcentage entre 1995 et 2016 mais de seulement 3 points de pourcentage si on exclut le secteur de l'agriculture, le secteur minier et le secteur non marchand (tableau 1). En outre, les conventions de la comptabilité nationale pour le secteur non marchand peuvent influencer l'évolution de la part du travail. La valeur ajoutée du secteur non marchand correspond à la somme de la rémunération salariale et de la consommation de capital

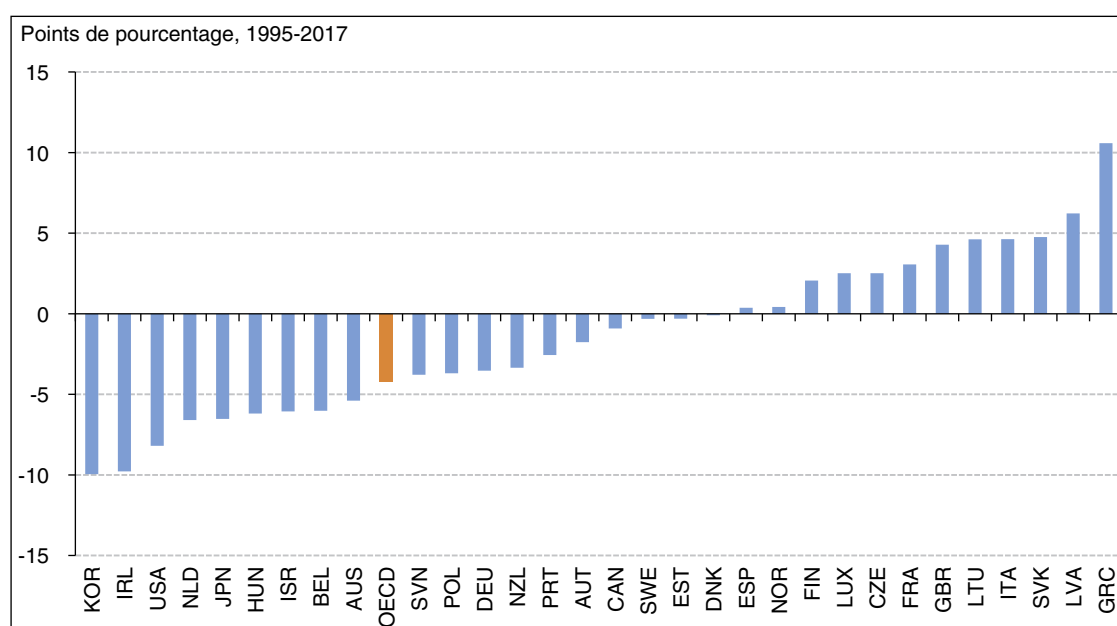
1. Selon les données disponibles, l'imputation est fondée sur la rémunération horaire du travail ou sur la rémunération par salarié.

2. Pour le Canada et Israël, la valeur ajoutée est exprimée au prix de base car aucune donnée relative aux impôts sur la production nets de subventions n'est disponible. En Irlande, la part du travail a été calculée pour la période 1995-2014, le montant de la valeur ajoutée des années 2015-2016 étant faussé du fait de la délocalisation, en 2015, d'actifs de propriété intellectuelle appartenant à des entreprises multinationales (OECD, 2018).

3. Les disparités plus importantes constatées entre différents pays en termes de variation de la part du travail par rapport à l'article de Karabarbounis & Neiman (2014) découlent probablement de périodes d'échantillonnage différentes (du milieu des années 1990 à l'année 2016 dans le présent article, et du milieu des années 1970 à l'année 2012 dans Karabarbounis & Neiman, 2014), ainsi que du traitement des travailleurs indépendants (imputation des salaires des travailleurs indépendants selon les salaires du secteur dans le présent article mais pas d'imputation dans Karabarbounis & Neiman, 2014).

4. La baisse de la part globale du travail reflète en partie un changement intervenu dans la composition industrielle : à mesure que les prix des matières premières augmentent, la part du secteur minier (où la part du travail est faible) dans la valeur ajoutée totale augmente.

Figure I
Variation de la part du travail hors secteur primaire, secteur du logement et secteur non marchand



Note : la moyenne de l'OCDE est la moyenne pondérée par le PIB de la variation de la part du travail dans les 31 pays étudiés dans l'analyse. L'année de début correspond à la moyenne des deux années 1994-1995 pour l'Australie, la République de Corée, le Danemark, les États-Unis, la Finlande, la France, le Japon, la Norvège, la Nouvelle-Zélande et la Suède, 1995-1996 pour l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, l'Espagne, l'Estonie, la Grèce, la Hongrie, l'Irlande, Israël, l'Italie, la Lettonie, la Lituanie, le Luxembourg, les Pays-Bas, le Portugal, la Slovaquie, la République tchèque, le Royaume-Uni et la Slovénie, 1997-1998 pour le Canada et 2000-2001 pour la Pologne. L'année de fin est la moyenne des années 2016-2017 pour tous les pays, sauf pour les États-Unis, la France, la Norvège, la Slovaquie, le Royaume-Uni, la Slovénie et la Suède (2015-2016), pour le Canada, la Corée, Israël, le Japon et la Nouvelle-Zélande (2014-2015) et pour l'Irlande (2013-2014).
Source : base de données de l'OCDE sur les comptes nationaux, base de données STAN de l'OCDE, édition annuelle des statistiques de la population active de l'OCDE et base de données EU KLEMS.

fixe, ce qui implique artificiellement une variation limitée au fil du temps⁵.

La majeure partie du recul de la part du travail dans le secteur marchand (hors secteur du logement et secteur primaire) est survenue avant la crise mondiale de 2008-2009 (figure II). Toutefois, l'évolution de la part du travail s'est avérée extrêmement hétérogène d'un pays à l'autre. En effet, si le pays correspondant au troisième quartile de la distribution de l'évolution cumulée de la part du travail n'a enregistré aucune baisse avant la crise, le pays situé dans le quartile le plus bas a, lui, subi un fort recul. Cette part du travail étroitement définie n'étant affectée ni par l'évolution du prix du logement ni par celle des prix des matières premières, les dates de la contraction et du rebond de la part du travail suggèrent que les facteurs structurels l'ayant tirée à la baisse avant 2005 se sont estompés par la suite.

Les dates du déclin et du rebond de la part du travail concordent avec le fait que le développement des chaînes de valeur mondiales suite à l'intégration de la Chine dans le système de commerce international a ralenti après la crise

mondiale de 2008-2009 (Ferrantino & Taglioni, 2014). L'évolution de la part du travail pourrait également avoir été influencée par le ralentissement du progrès technique lié aux technologies de l'information, ou encore aux moindres progrès de la réglementation (surtout dans les industries de réseau), deux facteurs apparemment majeurs du déclin de la part du travail (Karabarbounis & Neiman, 2014 ; Azmat *et al.*, 2012). Le rebond de la part du travail constaté après 2005 peut également découler, au moins en partie, de la conjoncture, les salaires et l'emploi ayant relativement résisté durant la crise économique mondiale et par la suite.

Mécanismes sous-jacents à l'évolution de la part du travail au niveau agrégé

Les données d'entreprises recueillies dans la base de données ORBIS permettent de déterminer

5. Le secteur financier est inclus dans l'analyse. Si on l'excluait, cela n'aurait qu'un impact minime sur l'évolution de la part du travail dans la plupart des pays, à l'exception de l'Australie et du Luxembourg où, s'il était exclu, la variation de la part du travail serait plus positive de 2-3 points de pourcentage, ainsi que de la Hongrie où, s'il était exclu, la variation de la part du travail serait plus négative de 2 points de pourcentage.

Tableau 1
Contributions à la variation de la part du travail dans l'économie totale, en points de pourcentage

	Variation de la part du travail Économie totale	Contributions			
		Secteur marchand hors primaire	Secteur du logement	Secteurs primaires	Secteur non marchand
Allemagne	-2.6	-2.5	0.2	-0.6	0.2
Autriche	-4.2	-1.2	-1.4	-1.8	0.2
Australie	-7.1	-3.6	-0.6	-3.5	0.6
Belgique	-2.2	-4.1	0.9	0.2	0.8
Canada	-2.4	-0.8	0.5	-1.8	-0.3
Corée	-11.5	-7.3	0.0	-3.9	-0.3
Danemark	0.7	0.0	0.0	0.0	0.7
Espagne	-2.9	0.1	-2.7	-0.3	-0.1
Estonie	-0.4	-0.1	-1.3	-1.2	2.2
États-Unis	-4.7	-5.3	-0.5	-0.1	1.3
Finlande	-2.3	1.3	-2.1	-1.0	-0.5
France	0.2	1.9	-1.1	-1.0	0.5
Grèce	6.6	6.0	-1.9	0.5	2.0
Hongrie	-5.9	-4.1	-1.0	-1.9	1.1
Irlande	-9.1	-7.2	-0.7	-0.7	-0.5
Israël	-7.2	-3.8	-1.8	-0.2	-1.4
Italie	0.4	3.0	-2.1	-0.3	-0.2
Japon	-5.8	-4.9	-1.1	-0.5	0.7
Lettonie	2.6	4.2	-2.6	-2.4	3.4
Lituanie	3.3	3.0	0.9	-1.0	0.5
Luxembourg	3.6	1.9	1.2	-0.2	0.8
Norvège	-0.9	-0.1	0.5	-1.9	0.6
Nouvelle-Zélande	-1.1	-2.2	-0.3	-0.5	1.9
Pays-Bas	-2.2	-4.5	0.7	0.9	0.6
Pologne	-9.6	-2.9	0.7	-7.0	-0.5
Portugal	-5.3	-1.7	-2.3	-0.4	-0.9
République slovaque	2.9	3.5	0.4	-1.2	0.2
République tchèque	1.8	1.8	-0.8	-0.3	1.1
Royaume-Uni	5.9	2.9	0.6	1.1	1.3
Slovénie	-11.1	-2.8	0.5	-8.6	-0.1
Suède	2.7	-0.2	2.5	-0.2	0.7
OCDE (moyenne pondérée par le PIB)	-3.3	-3.0	-0.6	-0.5	0.7
OCDE (moyenne non pondérée)	-2.2	-1.0	-0.5	-1.3	0.5
G7 (moyenne non pondérée)	-1.3	-0.8	-0.5	-0.5	0.5

Note : voir figure I pour la période d'échantillonnage et le complément en ligne C2 pour les détails analytiques de la décomposition statistique.

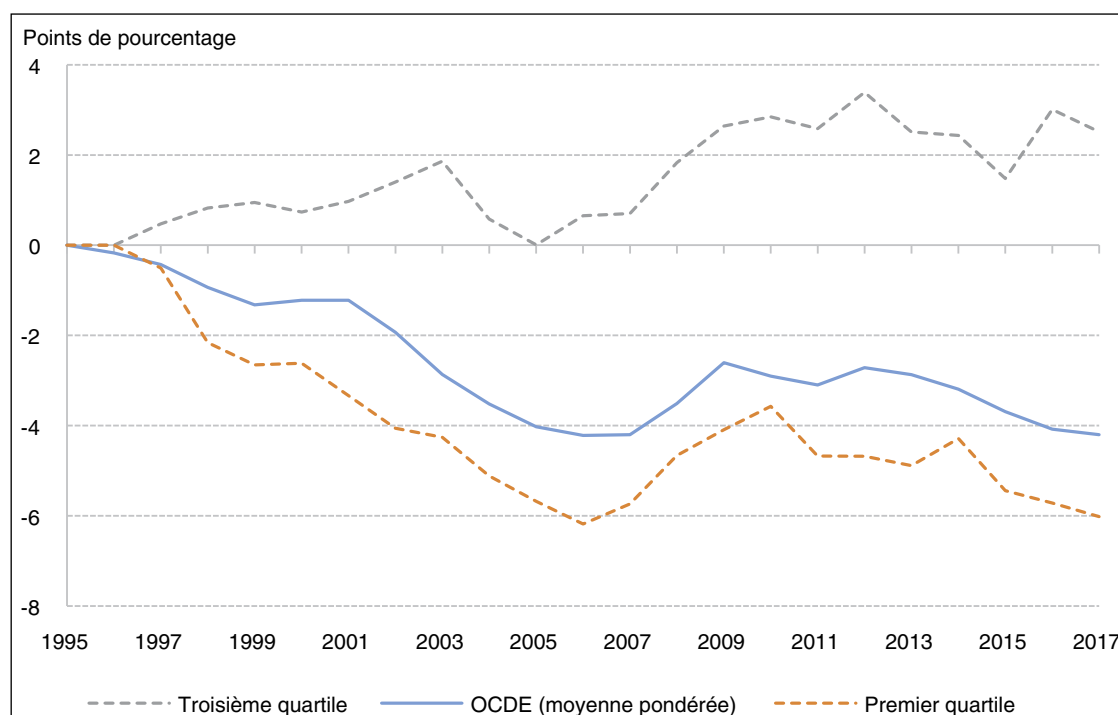
Source : voir figure I.

si l'évolution de la part du travail constatée entre 2001 et 2015 correspond à la dynamique du « *winner-takes-most* »⁶. Afin de limiter l'influence de tout comportement erratique ou invraisemblable des entreprises, les données sont nettoyées en supprimant les valeurs aberrantes selon la procédure décrite par Andrews *et al.* (2016). Pour l'analyse de la part du travail, les données sont nettoyées une nouvelle fois en supprimant les observations présentant des valeurs aberrantes de part du travail. La base de données ainsi constituée rassemble les entreprises

du secteur marchand non primaire et non financier dans 15 pays de l'OCDE et suit de près l'évolution

6. La base de données ORBIS, qui rassemble des données d'entreprises, est disponible pour un grand nombre de pays de l'OCDE et contient des informations tirées des comptes de résultat et des bilans des entreprises, notamment les revenus, la valeur ajoutée, l'emploi et la rémunération. Le nombre des entreprises étudiées n'est pas le même dans tous les pays : les données couvrent un grand nombre d'entreprises dans certains pays (par exemple en Espagne, en Finlande, en Italie, au Portugal et en Suède) mais un petit nombre dans d'autres (par exemple aux États-Unis où seules les sociétés cotées sont prises en compte, ou encore en Allemagne pour la première moitié des années 2000). Les principales caractéristiques des entreprises à la frontière et des autres entreprises sont présentées dans les compléments en ligne, tableau C1-II (lien vers les compléments en ligne en fin d'article).

Figure II
Variation cumulée de la part du travail dans les pays de l'OCDE



Note : hors secteurs primaires, secteur du logement et secteur non marchand.
Source : voir la figure I.

de la dynamique de la part du travail dans la comptabilité nationale⁷.

Dans les pays où la part du travail a diminué entre 2001 et 2015, les salaires se sont dissociés de la productivité dans les entreprises à la frontière technologique mais sont restés très proches de la productivité dans les autres entreprises (figure III). Cela suggère que, dans ces pays, la part du travail des entreprises à la frontière a diminué tandis que celle des autres entreprises est restée constante, ce qui correspond à la dynamique du *winner-takes-most*⁸. Les meilleures entreprises de ces pays se sont dissociées des autres entreprises à la fois en termes de productivité et de salaires, mais les écarts entre les salaires se sont avérés plus prononcés que les écarts de productivité⁹. Sachant que les entreprises à frontière technologique représentent environ 25 % de la valeur ajoutée globale des entreprises des pays concernés, l'évolution de ces entreprises à la frontière a fortement contribué à la diminution de la part du travail.

Dans les pays où la part du travail n'a pas diminué, la croissance des salaires réels a dépassé celle de la productivité du travail dans toutes les entreprises, celles à la frontière et les autres. La productivité et les salaires des

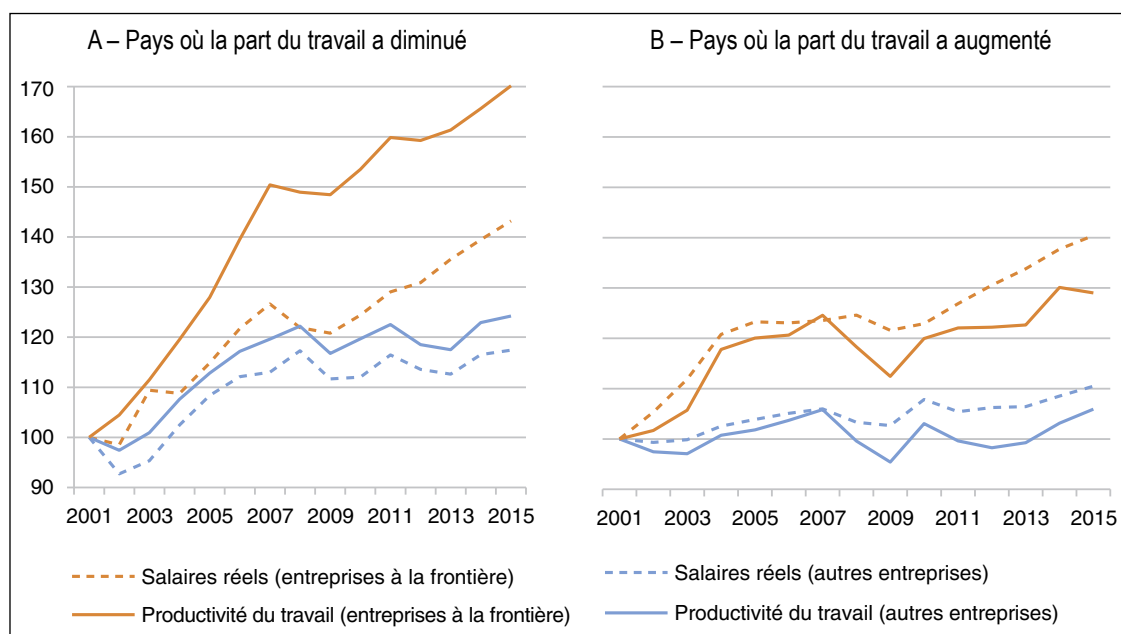
entreprises à la frontière se sont dissociés de ceux des autres entreprises, mais la part du travail est restée globalement constante avant la crise de 2008-2009 et a augmenté dans les deux groupes par la suite. Cela suggère que, dans les pays où la part du travail a augmenté entre 2001 et 2015, la dynamique du *winner-takes-most* s'est avérée moins prononcée. Cela pourrait s'expliquer par le fait que le dynamisme technologique était moins important dans les pays où la part du travail a augmenté, ce qui semble logique puisque la croissance de la productivité des entreprises à la frontière dans ces pays était semblable à celle des entreprises non situées à

7. Les pays étudiés sont l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, la Corée, le Danemark, l'Espagne, l'Estonie, les États-Unis, la Finlande, la France, l'Irlande, l'Italie, les Pays-Bas, le Royaume-Uni et la Suède.

8. Les « entreprises à la frontière » correspondent aux 5 % d'entreprises présentant la plus forte productivité du travail dans chaque groupe de pays, pour chaque secteur et chaque année, ce qui signifie que la composition des entreprises situées à la frontière technologique peut varier dans le temps.

9. Le découplage entre les salaires et la productivité au sein des entreprises à la frontière ne semble pas refléter un accroissement de la rémunération sous forme d'options d'achat d'actions. Cette rémunération est habituellement prépondérante dans les secteurs de la finance et des services TIC (Elsby et al., 2013). Le rôle du recours à la rémunération sous forme d'options d'achat d'actions peut être évalué en excluant les secteurs de la finance et des TIC de l'analyse de la figure III. Puisque le graphique reste inchangé tant qualitativement que quantitativement, il est peu probable que la hausse de la rémunération sous forme d'options soit le principal facteur de découplage entre les salaires et la productivité au sein des entreprises à la frontière dans les pays où la part du travail a reculé (Schwellnus et al., 2018).

Figure III

Salaires moyens et productivité moyenne dans les meilleures entreprises et les autres, 2001 = 100

Note : la productivité du travail et les salaires réels sont obtenus en calculant la moyenne non pondérée de la valeur ajoutée réelle par travailleur et de la rémunération réelle du travail par travailleur sur l'ensemble des entreprises. Les « entreprises à la frontière » correspondent aux 5 % d'entreprises présentant la plus forte productivité du travail dans chaque groupe de pays, pour chaque secteur et chaque année. Les pays où la part du travail a diminué entre 2001 et 2015, hors secteurs primaire, du logement, financier et non marchand, sont l'Allemagne, la Belgique, la Corée, le Danemark, les États-Unis, l'Irlande, les Pays-Bas, le Royaume-Uni et la Suède (complément en ligne, tableau C1-I). Les pays où elle a augmenté sont l'Autriche, l'Espagne, l'Estonie, la Finlande, la France et l'Italie.

Source : calculs de l'OCDE à partir de la base de données OCDE-ORBIS.

la frontière dans les pays où la part du travail a diminué.

Le découplage entre les salaires et la productivité dans les entreprises à la frontière technologique s'explique largement par l'apparition à la frontière d'entreprises avec une part du travail peu élevée et par la disparition d'entreprises avec une part du travail élevée (figure IV). Pour les entreprises à la frontière, le découplage se décompose en une contribution des entreprises qui demeurent à la frontière technologique (« entreprises en place ») et une contribution de celles qui y arrivent ou qui la quittent (« arrivées nettes »). Bien que la productivité et les salaires soient restés étroitement corrélés dans les entreprises en place, les arrivées nettes à la frontière ont creusé un gros écart entre la croissance des salaires et celle de la productivité. La part du travail des entreprises arrivant à la frontière technologique s'est révélée très inférieure à celle des entreprises qui la quittaient. Cela suggère que le recul de la part du travail à la frontière technologique n'est pas imputable à la majoration des prix ou à l'intensité capitalistique des entreprises demeurant à la frontière, mais à l'arrivée de nouvelles entreprises affichant des marges commerciales ou une intensité capitalistique plus importantes¹⁰.

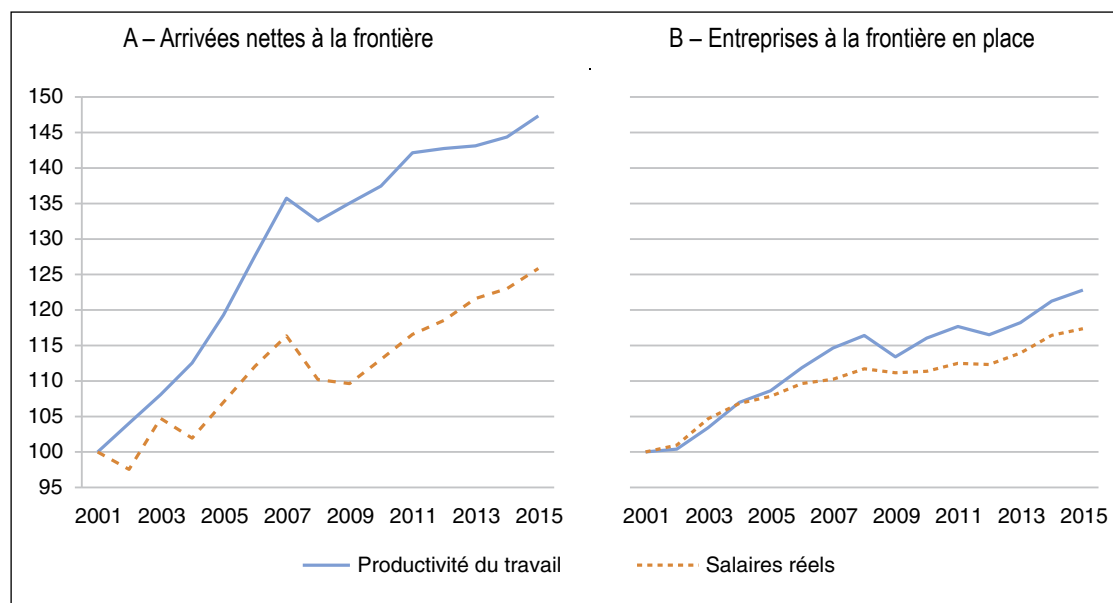
En conclusion, bien que la dynamique des entreprises superstars ne semble pas être un phénomène mondial, l'analyse des données recueillies au niveau des entreprises suggère que, dans plusieurs pays, cette dynamique a contribué au déclin de la part du travail. Dans les pays où la part du travail a diminué, non seulement le déclin s'est manifesté dans les entreprises à la frontière technologique, mais les données semblent suggérer une redistribution des parts de marché vers ces entreprises (Schwellnus *et al.*, 2018). Les entreprises qui arrivent à la frontière sont généralement plus petites (en termes de nombre d'employés) et plus jeunes que celles qui y demeurent ou qui la quittent. Cela suggère donc que la diminution de la part du travail dans les entreprises situées à la frontière n'est pas lié aux grandes entreprises monopolistiques qui restreindraient l'entrée sur le marché¹¹. En outre, le déclin de la part du travail constaté dans les entreprises

10. L'intensité capitalistique des entreprises arrivant à la frontière technologique était environ deux fois supérieure à celle des entreprises qui la quittaient (voir complément en ligne, tableau C1-III).

11. La part des entreprises employant au moins 100 travailleurs et ne comptant pas plus de cinq ans d'ancienneté s'élève à 14 % pour les sociétés arrivant à la frontière technologique, contre 7-8 % pour les entreprises qui demeurent à la frontière ou qui la quittent (voir complément en ligne, tableau C1-IV).

Figure IV

Le découplage entre les salaires et la productivité au sein des entreprises à la frontière s'explique entièrement par les arrivées nettes



Note : contribution à la croissance de la productivité du travail et des salaires réels à la frontière dans les pays où la part du travail a diminué. La contribution à la croissance des salaires réels et à celle de la productivité du travail se fonde sur la décomposition $\Delta X = [s_2^{stay} X_2^{stay} - s_1^{stay} X_1^{stay}] + [s_2^{entry} X_2^{entry} - s_1^{exit} X_1^{exit}] = [s_1^{stay} \Delta X^{stay}] + [s_1^{exit} (X_2^{entry} - X_1^{exit})] + \varepsilon$, où X représente le logarithme de la productivité du travail ou des salaires réels, s représente la part de chaque groupe d'entreprises dans le nombre total d'entreprises à la frontière, les exposants représentent les groupes d'entreprises et les indices représentent la période (Baily *et al.*, 1992). La façon dont la frontière est construite implique $\varepsilon = 0$ (complément en ligne C1), de sorte que le premier terme entre crochets de la deuxième égalité peut être interprété comme la contribution des entreprises en place à la croissance de la productivité du travail et des salaires à la frontière (volet B) et le deuxième terme peut être interprété comme la contribution des arrivées nettes (volet A). Les pays où la part du travail a diminué entre 2001 et 2015, hors secteurs primaire, du logement, financier et non marchand, sont l'Allemagne, la Belgique, la Corée, le Danemark, les États-Unis, l'Irlande, les Pays-Bas, le Royaume-Uni et la Suède (complément en ligne, tableau C1-I).

Source : calculs de l'OCDE à partir de la base de données OCDE-ORBIS.

à la frontière découle des arrivées nettes dans ce groupe d'entreprises dont la part du travail est faible et non pas de la diminution de la part des salaires dans les entreprises en place, ce qui suggère que le déclin de la part du travail pourrait être lié au progrès technologique et non à des barrières à l'entrée.

Analyse empirique

Un progrès technologique biaisé en faveur du capital ou une baisse du prix des équipements liée au progrès technologique pourrait faire diminuer la part du travail en faisant augmenter l'intensité capitaliste. Si les prix des facteurs sont déterminés de manière concurrentielle, la part du travail diminue avec l'intensité capitaliste tant que l'élasticité de substitution entre le travail et le capital est supérieure à l'unité. La plupart des estimations de l'élasticité de substitution se fondent sur les variations temporelles de la part et des prix des facteurs au sein des pays, ce qui implique généralement une élasticité de substitution inférieure à 1 (Chirinko, 2008).

Karabarbounis & Neiman (2014) utilisent quant à eux les variations internationales et intersectorielles de la part du travail et des prix relatifs de l'investissement pour obtenir une élasticité de substitution dans une fourchette allant de 1.2 à 1.5. Selon leurs estimations, les fortes chutes des prix des équipements dans un large éventail d'économies à revenus élevés et d'économies émergentes expliquent environ 50 % du recul de la part du travail à l'échelle mondiale.

La mondialisation, avec le renforcement de l'intégration commerciale, pourrait avoir sur la part du travail un impact semblable à celui d'une augmentation de l'intensité capitaliste (Acemoglu & Autor, 2010). Par exemple, la délocalisation des étapes de production à plus forte intensité en main-d'œuvre ou la concurrence accrue des importations pourraient conduire à des suppressions d'emplois et à un accroissement de l'intensité capitaliste. Au niveau agrégé, une élasticité de substitution entre le travail et le capital supérieure à l'unité engendrerait un recul de la part du travail. Les données internationales exposées dans Harrison (2005) et les

données intersectorielles relatives aux États-Unis citées dans Elsby *et al.* (2013) corroborent cette hypothèse. Dans une étude internationale et intersectorielle du FMI (2017), on observe que la participation accrue aux chaînes de valeur mondiales a donné lieu à une contraction de la part du travail dans les pays à faible revenu mais n'a eu aucun effet dans les pays à revenu élevé.

Cadre empirique

L'analyse empirique se concentre sur l'effet du progrès technologique, mesuré par la variation des prix relatifs de l'investissement, et sur l'effet des délocalisations, mesurées par l'expansion des chaînes de valeur mondiale. Elle est menée au niveau sectoriel sur la période comprise entre 1995 et 2011, dans vingt pays de l'OCDE pour lesquels les variables dépendantes et toutes les variables explicatives peuvent être construites¹². Pour modéliser la part du travail, l'approche sectorielle offre des avantages d'un point de vue conceptuel et d'un point de vue économétrique. D'un point de vue conceptuel, le fait que les variations de la part du travail soient liées en grande partie à des évolutions intra-sectorielles, et non à des réallocations entre secteurs, justifie qu'on utilise une modélisation sectorielle pour expliquer les évolutions agrégées de la part du travail¹³. D'un point de vue économétrique, l'approche sectorielle permet de tenir compte des tendances propres aux pays ou aux secteurs grâce à une structure d'effets fixes adéquate.

Le modèle économétrique se concentre sur la variation à moyen terme de la part du travail. Dès lors, les données sont scindées en trois périodes d'environ cinq ans (1995-2000, 2000-2005 et 2005-2011). L'analyse des variations à moyen terme et non pas à long terme, sur l'ensemble de la période, permet d'estimer de façon plus précise les effets des facteurs structurels et politiques sur la part du travail, tout en laissant à cette dernière un temps d'ajustement suffisant, sachant que l'élasticité de substitution entre le travail et le capital est susceptible d'être plus élevée à moyen terme qu'à court terme. Selon la spécification, les effets conjoncturels sont pris en compte en intégrant les effets fixes pays-période ou les variations de l'écart de production en tant que variable explicative.

La première hypothèse testée par le modèle empirique est celle selon laquelle une baisse du prix relatif de l'investissement fait diminuer la part du travail, cette diminution étant plus importante dans les secteurs où le travail répétitif est prédominant. La baisse des prix relatifs des

biens d'équipement engendre une substitution du capital au travail répétitif, ce qui réduit la part globale du travail si l'on suppose une élasticité de substitution entre le capital et le travail répétitif supérieure à l'unité (Karabarbounis & Neiman, 2014). Le modèle cherche également à déterminer si l'effet négatif de la baisse du prix relatif de l'investissement sur la part du travail est plus important dans les secteurs où le travail répétitif est prédominant, ce qui serait le cas si l'élasticité de substitution avec le capital est plus importante pour le travail répétitif que pour le travail non répétitif (IMF, 2017 ; Schwellnus *et al.*, 2018).

La deuxième hypothèse testée par le modèle empirique est celle selon laquelle les délocalisations font diminuer la part du travail. D'un côté, la baisse du coût de délocalisation conduit à substituer des importations de biens intermédiaires importés au travail répétitif effectué sur le territoire national et, par ricochet, à une réduction de la masse salariale nationale en pourcentage de la production brute. D'un autre côté, la délocalisation de la production de biens précédemment fabriqués sur le territoire national mène à une réduction de la valeur ajoutée nationale en pourcentage de la production brute. En plus de ces effets au sein des entreprises, les délocalisations peuvent également engendrer une réallocation de la production entre des entreprises ayant des parts du travail différentes. L'ambiguïté théorique de l'effet des délocalisations sur la part du travail pourrait expliquer que les études empiriques précédentes parviennent à des conclusions contradictoires. Bien que certaines études aient identifié un impact négatif (Elsby *et al.*, 2013 ; IMF, 2013), d'autres estiment que l'impact négatif sur la masse salariale est moins important que celui sur la valeur ajoutée, de sorte que la part du travail augmente en réponse aux délocalisations (Autor *et al.*, 2019)¹⁴.

12. Les pays inclus dans l'analyse économétrique sont l'Allemagne, l'Australie, l'Autriche, la Belgique, la Corée, le Danemark, l'Espagne, l'Estonie, les États-Unis, la Finlande, la France, l'Irlande, l'Italie, le Japon, la Norvège, les Pays-Bas, la République slovaque, la République tchèque, le Royaume-Uni et la Suède.

13. Avec la désagrégation sectorielle utilisée dans le présent article, l'évolution de la part du travail au sein des secteurs explique environ 80 % des variations agrégées de la part du travail (Schwellnus *et al.*, 2018), ce qui est en accord avec les études précédentes (Bassanini & Manfredi, 2012 ; Karabarbounis & Neiman, 2014 ; IMF, 2017). Sachant que la redistribution entre les secteurs n'explique qu'une petite partie de l'évolution agrégée de la part du travail, la pondération des secteurs par leur part dans la valeur ajoutée totale dans les régressions permet de dégager des conclusions directes sur les effets agrégés.

14. La délocalisation est mesurée en fonction de la participation aux chaînes de valeur mondiales, qui correspond à la somme de la part de la valeur ajoutée étrangère dans les exportations brutes (participation en amont) et de la part des exportations correspondant à des facteurs intermédiaires utilisés par les partenaires commerciaux pour la production de leurs exportations vers des pays tiers (participation en aval).

La spécification empirique de référence estimée est la suivante :

$$\Delta LS_{ijt} = \beta_1 \Delta P_{ijt}^{Inv} + \beta_2 \Delta T_{ijt} + \beta_3 (RTI_{ij}^0 \times \Delta P_{ijt}^{Inv}) + \beta_4 (RTI_{ij}^0 \times \Delta T_{ijt}) + \beta_5 X_{ijt} + \alpha_{it} + \alpha_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

où les indices i, j et t renvoient respectivement aux pays, aux secteurs et aux périodes, ΔLS_{ijt} représente la variation à moyen terme (5-6 ans) de la part du travail, RTI_{ij}^0 représente l'intensité initiale en tâches répétitives, ΔP_{ijt}^{Inv} représente la variation à moyen terme du prix relatif de l'investissement, ΔT_{ijt} représente la variation à moyen terme de la participation aux chaînes de valeur mondiales, X_{ijt} représente les variables de contrôle qui varient au niveau pays-secteur-période, y compris l'intensité initiale en tâches répétitives RTI_{ij}^0 , et α_{it} et α_{jt} représentent les effets fixes pays-période et secteur-période. Dans la mesure où le modèle est estimé en différences, les effets fixes captent des tendances spécifiques pays-période et secteur-période¹⁵. La structure d'effets fixes utilisée dans l'équation (1) a pour inconvénient de ne pas permettre une identification des effets conjoncturels, car les variations de l'écart de production se confondent avec les effets fixes pays-période. Pour cette raison, certains des résultats indiqués ci-dessous remplacent les effets fixes pays-période par des effets fixes pays et incluent les variations de l'écart de production.

La spécification empirique de référence peut être augmentée par la méthode des doubles différences pour analyser le rôle des politiques publiques, dans l'esprit de Rajan & Zingales (1998). Cette approche utilise les différences de parts du travail entre les secteurs d'un même pays pour identifier les effets des réformes de politiques publiques. Plus précisément, elle suppose que l'évolution de la part du travail suite à des réformes de politiques publiques est plus importante dans les secteurs qui sont plus exposés à ces réformes. Cela introduit une source exogène de variation des politiques publiques entre secteurs, qui permet d'identifier l'effet des politiques sur la part du travail. Dans ce contexte, l'avantage de l'utilisation de données sectorielles est qu'elle permet de tenir compte des tendances propres aux pays, qui pourraient fausser les résultats obtenus uniquement à partir de données nationales. Son inconvénient est qu'elle ne permet pas d'expliquer les différences d'évolution de la part du travail entre pays, car les différences d'institutions et de politiques entre pays sont captées par les effets fixes pays-période.

La spécification empirique prend la forme générale suivante :

$$\Delta LS_{ijt} = \beta_1 (Exp_j^k \times \Delta Pol_{it}^k) + \beta_2 \Delta P_{ijt}^{Inv} + \beta_3 \Delta T_{ijt} + \beta_4 X_{ijt} + \alpha_{it} + \alpha_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

où Exp_j^k représente la variable d'exposition du secteur à la politique publique k , ΔPol_{it}^k représente la variation à moyen terme de la politique k et la notation restante est telle qu'indiquée dans l'équation (1) ci-dessus. Les variables d'exposition choisies pour chaque variable de politique sont indiquées dans les compléments en ligne, tableau C2-I.

Données

Les données de part du travail au niveau sectoriel proviennent des mêmes sources et reposent sur les mêmes méthodes d'imputation et le même champ qu'à la section 2. Les indices de prix relatifs de l'investissement au niveau sectoriel correspondent au rapport des déflateurs de prix d'investissement et de valeur ajoutée, issus de la base de données de l'OCDE sur les comptes nationaux annuels, avec des données supplémentaires provenant de la base de données EU-KLEMS et des archives de la base de données STAN de l'OCDE¹⁶.

Comme pour les études précédentes, la participation aux chaînes de valeur mondiales au niveau sectoriel correspond à la somme des liaisons en amont et en aval. Les liaisons en amont, qui mesurent les importations de consommations intermédiaires utilisées pour produire les exportations, représentent la valeur ajoutée étrangère incorporée aux exportations nationales. Les liaisons en aval, qui mesurent les importations de consommations intermédiaires par les partenaires commerciaux pour produire leurs propres exportations, représentent la valeur ajoutée nationale incorporée aux exportations des autres pays¹⁷. Pour l'échantillon de pays à revenu élevé inclus dans cet article, les augmentations des liaisons en amont et en aval sont

15. Dans cette spécification, l'identification est obtenue par le biais de l'accélération ou du ralentissement de la part du travail et des variables explicatives au-delà des tendances propres au pays ou au secteur.

16. La même année de référence (2000) est utilisée pour tous les indices.

17. Les liaisons en amont et en aval sont normalisées par la valeur ajoutée sectorielle pour tenir compte de l'ouverture globale du secteur au commerce. Pour éviter les corrélations erronées avec le dénominateur de la part du travail, les variations sur cinq ans de la participation à la chaîne de valeur mondiale sont définies comme suit :

$$\Delta GVC_{ijt} = \Delta \ln \left(\frac{FWP_{ijt} + BWP_{ijt}}{EXGR_{ijt}} \right) \times \frac{EXGR_{ijt_0}}{VA_{ijt_0}}$$

où FWP_{ijt} et BWP_{ijt} représentent les liaisons en aval et en amont dans le pays i , le secteur j et l'année t , $EXGR_{ijt_0}$ et VA_{ijt_0} sont respectivement les exportations brutes et la valeur ajoutée et t_0 est l'année initiale de chaque période de cinq ans de l'analyse empirique.

susceptibles d'avoir des effets semblables sur la part du travail : les délocalisations renforcent la spécialisation nationale dans les étapes du processus de production les plus intensives en capital, tandis que les délocalisations des partenaires commerciaux augmentent leur demande en biens intermédiaires à forte intensité capitalistique. Les données proviennent de la base de données TiVA de l'OCDE, de la base de données de l'OCDE sur les comptes annuels et de la base de données EU-KLEMS.

L'indice d'intensité en travail répétitif au niveau sectoriel se fonde sur l'indice d'intensité en travail répétitif au niveau des professions établi par Marcolin *et al.* (2016). Les indicateurs de qualifications au niveau sectoriel sont construits à partir de l'Évaluation des compétences des adultes de l'OCDE (PIAAC). L'indice d'intensité en travail répétitif au niveau de la profession mesure le contenu répétitif de différentes professions, en fonction de données de PIAAC. L'indice d'intensité en travail répétitif mesure le degré d'indépendance et la liberté de planification et d'organisation des tâches à exécuter dans le cadre de l'emploi. L'indice au niveau de la profession est traduit en indice au niveau sectoriel en calculant une moyenne pondérée des indices par profession. Les poids des différentes professions dans les secteurs proviennent de l'enquête emploi européenne (1995-2015)¹⁸. PIAAC permet également de calculer des indicateurs de compétences au niveau du sectoriel dans trois domaines : la littératie, la numératie et la résolution de problèmes dans des environnements technologiques¹⁹.

Résultats

Rôle du progrès technologique, de la mondialisation et des qualifications

Selon la spécification de référence de l'équation (1), les baisses des prix relatifs de l'investissement et les hausses de la participation aux chaînes de valeur mondiales engendrent une baisse de la part du travail²⁰. Tant dans une spécification de référence modifiée permettant d'estimer l'incidence du cycle économique sur la part du travail (tableau 2, colonne 1) que dans la spécification de référence (colonne 2), la semi-élasticité estimée de la part du travail par rapport au prix relatif de l'investissement est de 0.19, ce qui suggère qu'en moyenne, dans les différents secteurs, une baisse de 10 % des prix relatifs de l'investissement réduit la part du travail d'environ 1.9 point de pourcentage. La

semi-élasticité estimée de la part du travail par rapport à la participation aux chaînes de valeur mondiales s'établit aux alentours de -0.1, ce qui suggère qu'une augmentation des liaisons en amont et en aval de 10 points de pourcentage de la valeur ajoutée se traduit par une diminution de la part du travail d'1 point de pourcentage.

Les résultats du modèle de référence correspondent aux données macroéconomiques selon lesquelles la part du travail est contracyclique. Le coefficient des variations de l'écart de production (c'est-à-dire la différence entre la conjoncture durant l'année initiale et durant la dernière année de chaque période de cinq ans) est négatif et statistiquement significatif au niveau de 1 %, avec une semi-élasticité estimée suggérant qu'une augmentation de 1 point de pourcentage de l'écart de production (croissance observée du PIB supérieure de 1 point de pourcentage à la croissance potentielle du PIB) engendre une réduction de 0.5 point de pourcentage de la part du travail. Si l'on remplace les effets fixes pays-période par les variations de l'écart de production, cela n'a aucun impact qualitatif ou quantitatif sur les résultats concernant les prix relatifs de l'investissement, la participation aux chaînes de valeur mondiales et les interactions avec l'intensité en tâches répétitives (Schwellnus *et al.*, 2018).

La spécification de référence suggère également qu'une baisse des prix relatifs de l'investissement fait davantage diminuer la part du travail dans les secteurs à forte intensité initiale en travail répétitif (cf. tableau 2, colonne 3). Pour tester les effets hétérogènes des variations du prix relatif de l'investissement dans différents secteurs à forte et à faible intensité répétitive, la variation du prix relatif de l'investissement est interagie avec une variable indicatrice prenant une valeur de 1 si l'intensité initiale en travail répétitif est supérieure à celle du secteur médian. La semi-élasticité estimée est de 0.11 pour les secteurs à faible intensité répétitive et de 0.22 pour les secteurs à forte intensité répétitive, et la

18. En Australie, en Corée, aux États-Unis et au Japon, la moyenne simple des pondérations professionnelles de tous les pays européens est utilisée.

19. La part de travailleurs hautement qualifiés au niveau du secteur correspond à la proportion d'adultes dans chaque domaine de compétence obtenant les deux notes PIAAC les plus élevées en numératie et littératie, et la note la plus élevée en résolution de problèmes. Les données relatives à la résolution de problèmes excluent l'Espagne, la France et l'Italie car ces pays n'ont pas participé à l'évaluation de la résolution de problèmes dans des environnements technologiques. Pour ces pays, la moyenne simple de tous les pays est utilisée.

20. Tous les résultats indiqués ci-dessous restent inchangés si l'on inclut les parts du travail initiales des secteurs afin de tenir compte des caractéristiques non observées dans ces secteurs (Schwellnus *et al.*, 2018).

Tableau 2
Spécification de référence
Sélection de pays de l'OCDE, 1995-2011

	(1)	(2)	(3)	(4)
Variable dépendante	Variation de la part du travail dans les secteurs marchands hors secteurs primaire, de la cokéfaction et du logement			
Variation du prix relatif de l'investissement	0.19*** (0.03)	0.18*** (0.03)	0.11*** (0.04)	0.18*** (0.03)
Variation de la participation aux chaînes de valeur mondiales	-0.10** (0.04)	-0.11** (0.04)	-0.11** (0.04)	-0.09* (0.04)
Forte intensité répétitive x Variation du prix relatif de l'investissement			0.11** (0.05)	
Forte intensité répétitive x Variation du prix relatif de l'investissement				-0.04 (0.05)
Variation de l'écart de production	-0.47*** (0.11)			
Forte intensité répétitive	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes secteur x période	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes pays x période	Non	Oui	Oui	Oui
Effets fixes pays	Oui	Non	Non	Non
Observations	959	968	968	968
Nombre de pays	20	20	20	20
Nombre de secteur	19	19	19	19
R ² ajusté	0.26	0.28	0.30	0.28

Note : l'indicatrice de la forte intensité répétitive est fixée à 1 lorsque la part de l'emploi présentant une forte intensité en travail répétitif au sein d'un secteur donné est supérieure à la médiane sur l'ensemble des pays et des secteurs. Les variations représentent des différences sur cinq ans. Moindres carrés ordinaires pondérés, avec la part de la valeur ajoutée au niveau du secteur dans la valeur totale comme poids. Les écarts-type sont regroupés au niveau du pays. *, ** et *** représentent des chiffres statistiquement significatifs aux niveaux de 10 %, 5 % et 1 %.

Source : base de données de l'OCDE sur les comptes nationaux, base de données TIVA de l'OCDE, Marcolin *et al.* (2016), enquête européenne sur les forces de travail, base de données des Perspectives économiques de l'OCDE N° 99.

différence est statistiquement significative²¹. En revanche, il n'y a pas d'écart entre les secteurs à faible et à forte intensité répétitive pour la semi-élasticité estimée de la part du travail par rapport à la participation aux chaînes de valeur mondiales (cf. tableau 2, colonne 4)²².

Même à un niveau donné d'intensité des tâches répétitives, la baisse de la part du travail en réponse à une baisse du prix relatif de l'investissement est inférieure dans les pays et les secteurs présentant une proportion importante de travailleurs hautement qualifiés (figure V). Cela pourrait s'expliquer par le fait que les travailleurs hautement qualifiés sont plus complémentaires avec le capital que les travailleurs peu qualifiés, ce qui implique une moindre substitution capital-travail en réponse à la baisse des prix relatifs de l'investissement (Krusell *et al.*, 2000).

Si l'on en croit les élasticités estimées du modèle de référence, les variables observables incluses dans le modèle peuvent expliquer une grande partie du déclin de la part du travail agrégée dans

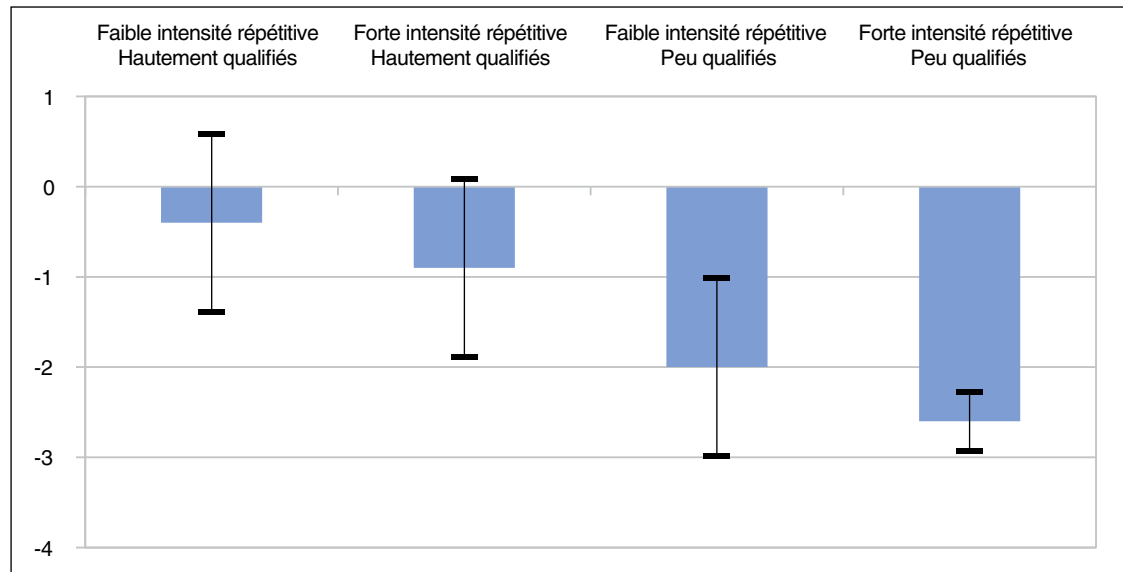
les pays de l'OCDE sur la période considérée (voir complément en ligne, figure C2-I).

La baisse moyenne du prix relatif de l'investissement dans les différents pays et secteurs considérés sur cette période était d'environ 19 % et la hausse moyenne de la participation aux chaînes de valeur mondiales était d'environ 6 points de pourcentage. En supposant que les élasticités estimées au niveau sectoriel sont comparables à celles au niveau agrégé entre 1995 et 2016, les résultats du modèle de référence laissent à penser que les baisses du prix de l'investissement ont fait diminuer la part du travail d'environ 3.5 points de pourcentage et que la participation aux chaînes de valeur mondiales l'ont fait diminuer d'environ 0.6 point

21. Le coefficient de la variation du prix relatif de l'investissement indiqué à la colonne 3 (0.11) représente la semi-élasticité des secteurs à faible intensité répétitive. La somme de ce coefficient et du coefficient estimé du prix relatif de l'investissement, mise en interaction avec l'indicateur de la forte intensité répétitive (0.22) représente la semi-élasticité des secteurs à forte intensité répétitive.

22. Ce résultat reste inchangé si on limite l'échantillon aux pays à revenu élevé.

Figure V
Variation de la part du travail en réponse à une baisse de 10 % du prix relatif de l'investissement, en points de pourcentage



Note : intervalles de confiance à 90 %. D'après les résultats présentés par Schwellnus *et al.* (2018) au niveau sectoriel pour les compétences de en calcul.

Source : Schwellnus *et al.* (2018).

de pourcentage²³. Durant la même période, les effets conjoncturels (augmentation de l'écart de production moyen de 0.4 p.p.) ont fait diminuer la part du travail d'environ 0.2 point de pourcentage. La contribution des variations du prix relatif de l'investissement, de la participation aux chaînes de valeur mondiales et de la conjoncture à la variation observée de la part du travail est d'environ -4 points de pourcentage, soit environ 90 % de la diminution observée.

L'analyse au niveau des entreprises peut mettre en évidence les mécanismes sous-jacents aux effets estimés au niveau sectoriel. En particulier, l'analyse au niveau sectoriel peut nous aider à comprendre l'ampleur de l'impact des prix relatifs de l'investissement et de la participation aux chaînes de valeur mondiales sur la part du travail au niveau sectoriel, principalement par le biais des variations de la part du travail au sein des entreprises ou par le biais du changement de la composition des entreprises. Dans la mesure où les entreprises du même secteur sont confrontées à des variations semblables des prix relatifs de l'investissement, la réaction de la part du travail au niveau sectoriel devrait découler, au moins en partie, d'évolutions au sein des entreprises plutôt que d'effets de réallocation entre entreprises. Les résultats suggèrent que l'impact des variations des prix relatifs de l'investissement se manifeste en partie, d'évolution au sein des entreprises, et

que cet impact est plus important dans les entreprises très productives et moins important dans les entreprises qui dépendent plus d'un financement externe (annexe). Les entreprises affichant une forte productivité peuvent être plus à même d'adopter les nouvelles technologies intégrées aux biens d'équipement si cette adoption requiert un savoir-faire complémentaire, et les entreprises jouissant d'un meilleur accès au financement externe peuvent être plus en mesure de lever des fonds en réponse à une baisse des prix relatifs de l'investissement. En revanche, l'analyse au niveau des entreprises ne révèle aucun élément montrant que l'expansion des chaînes de valeur mondiales affecte la part du travail au sein des entreprises, ce qui suggère que l'effet au niveau sectoriel reflète principalement une réallocation au profit des entreprises où la part du travail est plus faible.

Rôle des institutions et des politiques publiques

L'impact estimé des institutions et des politiques publiques est présenté au tableau 3. Les résultats principaux sont les suivants²⁴ :

23. On peut raisonnablement supposer que les élasticités au niveau du secteur sont similaires aux élasticités agrégées car l'évolution de la part du travail au sein du secteur explique les variations globales (Schwellnus *et al.*, 2018) et, dans l'analyse de régression, la part des secteurs dans la valeur ajoutée est utilisée à des fins de pondération.

24. Les résultats restent inchangés si l'on exclut le pays de référence de l'échantillon, par exemple le Royaume-Uni pour les régressions incluant la part des travailleurs dont le salaire est bas en tant que variable d'exposition du secteur et les États-Unis pour les autres régressions.

- une réforme des marchés de produits favorable à la concurrence fait augmenter la part du travail (colonne 1, ligne 1)²⁵. L'impact de la réforme des marchés de produits favorable à la concurrence sur la part du travail est a priori ambiguë : si la diminution des rentes sur les marchés de produits tend à faire augmenter la part du travail, la baisse des barrières réglementaires tend quant à elle à engendrer une substitution capital-travail. Les résultats empiriques suggèrent que l'effet positif d'une réforme des marchés de produits favorable à la concurrence sur la part du travail, par le biais d'une moindre majoration des prix, semble dominer l'effet négatif lié à la substitution capital-travail. Si l'on suppose que l'impact d'une réforme des marchés de produits favorable à la concurrence est négligeable dans le secteur le moins exposé, l'effet moyen au niveau d'un pays peut être approximé par l'effet moyen dans les autres secteurs, pondérés par leur valeur ajoutée²⁶. Selon cette approximation, si l'on abaissait l'indicateur de la réglementation des marchés de produits d'un écart type dans la distribution internationale en 2013 (ce qui reviendrait à le faire passer du niveau allemand au niveau britannique), cela ferait augmenter la part du travail d'environ 0.8 point de pourcentage ;

- une diminution de la protection de l'emploi pour les travailleurs réguliers fait augmenter la part du travail (colonne 2, ligne 2). La législation sur la protection de l'emploi peut affecter la part du travail en influençant le coût du travail par rapport au capital et en modifiant le pouvoir de négociation des travailleurs. D'un point de vue empirique, la diminution de la protection de l'emploi semble affecter la part du travail principalement par le biais de la baisse du prix relatif du travail et de la substitution capital-travail, et non pas par l'affaiblissement du pouvoir de négociation des travailleurs. Cela concorde avec les résultats de Cette *et al.* (2016), qui suggèrent que, dans les pays de l'OCDE, le renforcement de la protection de l'emploi engendre une substitution capital-travail²⁷. Sur la base de l'approximation précédente, si l'on abaissait l'indicateur de la protection de l'emploi d'un écart type dans la distribution internationale en 2011 (ce qui reviendrait à le faire passer du niveau autrichien au niveau australien), cela ferait augmenter la part du travail d'environ 4 points de pourcentage ;

- une hausse des dépenses actives du marché du travail fait augmenter la part du travail (colonne 3, ligne 3)²⁸. Ces résultats suggèrent que ces politiques peuvent être efficaces pour

compenser la substitution capital-travail liée au progrès technologique ou à la mondialisation, en préservant l'attachement au marché du travail et les qualifications des travailleurs. Sur la base de l'approximation précédente, si l'on augmentait les dépenses actives du marché du travail d'un écart type dans la distribution internationale en 2011 (ce qui reviendrait à le faire passer du niveau américain au niveau norvégien), cela ferait augmenter la part du travail d'environ 4 points de pourcentage ;

- en moyenne, dans les différents pays, une hausse du salaire minimum fait diminuer la part du travail (colonne 4, ligne 4). La hausse du salaire minimum peut renforcer le pouvoir de négociation des travailleurs mais, sur la période de 5-6 ans analysée dans le présent article, l'effet à la hausse sur la part du travail, par le biais de la hausse des salaires, semble largement compensé par la substitution capital-travail. Sur la base de l'approximation précédente, si l'on augmentait le salaire minimum (par rapport au salaire moyen) d'un écart type dans la distribution internationale en 2011 (ce qui reviendrait à le faire passer du niveau australien au niveau français), cela ferait diminuer la part du travail d'environ 1 point de pourcentage ;

- en revanche, la couverture et la centralisation de la négociation collective, le coin fiscal (c'est-à-dire la part de l'impôt sur le revenu et des cotisations sociales dans le coût total du travail) et l'impôt sur les sociétés ne semblent pas affecter la part du travail (complément en ligne, tableau C2-II). Le niveau non significatif de la

25. Dans la mesure où l'indicateur de la réglementation des marchés de produits n'est disponible que pour les années 1998, 2003, 2008 et 2013, les spécifications incluses dans cet indicateur sont estimées sur les périodes de cinq ans suivantes : 1998-2003, 2003-2008 et 2008-2013.

26. Les effets moyens au niveau du pays indiqués dans cette section sont calculés comme suit : $\beta_1 \sum_j \omega_j (Exp_j^k - Exp_{min}^k) \Delta Pol_t^k$, où les indices j et k renvoient respectivement aux secteurs et aux politiques, β_1 est le coefficient estimé sur $(Exp_j^k \times \Delta Pol_t^k)$ dans l'équation (2), ω_j représente la part moyenne sur l'ensemble des pays de la valeur ajoutée du secteur j dans la valeur ajoutée totale durant la période 1995-2011, Exp_{min}^k représente la valeur de l'exposition du secteur le moins exposé et ΔPol_t^k représente le changement de la politique k .

27. Ciminelli *et al.* (2018) estiment également que la diminution de la protection de l'emploi pour les travailleurs réguliers fait diminuer la part du travail. Toutefois, leurs résultats ne sont pas directement comparables à ceux du présent article. Premièrement, leur indicateur de la protection de l'emploi se fonde sur une « approche narrative » classant plus de 100 mesures législatives et réglementaires concernant la protection de l'emploi dans l'une des trois catégories suivantes : années sans réforme, années de libéralisation et années de resserrement. Deuxièmement, leurs estimations ne tiennent pas systématiquement compte des variations des prix de l'investissement ou de l'ouverture au commerce. Troisièmement, leur analyse empirique est menée sur un échantillon légèrement plus important de pays et de périodes.

28. Dans le présent article, la mesure des dépenses actives du marché du travail inclut les dépenses consacrées à la formation et les subventions à l'emploi. Les dépenses publiques consacrées aux services publics de l'emploi ont un effet statistiquement non significatif sur la part du travail.

négociation collective suggère que la substitution capital-travail et les variations du partage des rentes en réponse à la réforme de la négociation collective se compensent mutuellement. L'effet non significatif du coin fiscal s'explique par le fait que les cotisations sociales sont en partie répercutées sur les travailleurs à moyen terme (Bozio *et al.*, 2017), cela implique que la réduction du coin fiscal fait augmenter les salaires nets des cotisations sociales et a très peu d'impact sur le coût global du travail.

Le principal problème de la méthode des doubles différences tient au fait que les effets des différentes politiques sont analysés un par un. Par exemple, les réformes de la protection de l'emploi et de la réglementation des marchés de produits sont corrélées et peuvent toutes les deux avoir des effets plus importants dans les secteurs où les chiffres d'affaires des entreprises sont élevés, ce qui crée des difficultés pour attribuer les effets estimés à l'une des deux politiques. Pour répondre à ce problème, la spécification de référence est augmentée avec une interaction entre la variable d'exposition préférée et une

autre politique²⁹. Les résultats relatifs aux effets de la réglementation des marchés de produits, de la protection de l'emploi, du salaire minimum et des politiques actives du marché du travail restent globalement inchangés si l'on augmente le modèle de référence avec l'interaction entre la variable d'exposition préférée et une autre politique (tableau 3). Par exemple, le coefficient de l'interaction entre les chiffres d'affaires des entreprises et les variations de la réglementation des marchés de produits reste statistiquement significatif et se maintient aux alentours de - 0.3 lorsque les interactions entre les chiffres d'affaires des entreprises et les variations des autres politiques sont incluses dans la régression (colonne 1). S'agissant de la protection de l'emploi et des dépenses actives du marché du travail, le coefficient estimé à partir du modèle de référence reste relativement stable mais perd en significativité statistique dans certaines spécifications.

29. Si l'on inclut simultanément tous les termes d'interaction, cela soulève la question de la multicollinéarité.

Tableau 3
Impact des politiques publiques sur la part du travail pour une sélection de pays de l'OCDE, 1995-2011

Éléments pris en compte	(1) Variation RMP × EXPO : Chiffre d'affaires de l'entreprise	(2) Variation LPE × EXPO : Redistribution des travailleurs	(3) Variation PAMT × EXPO : Travailleurs peu qualifiés	(4) Variation salaire minimum × EXPO : Travailleurs dont le salaire est bas
(1) Variation RMP × EXPO	-0.31** (0.13)	-0.25* (0.12)	1.01*	-0.08** (0.03)
(2) Variation LPE × EXPO	-0.20* (0.11)	-0.24* (0.13)	1.09* (0.61)	-0.08** (0.04)
(3) Variation PAMT × EXPO	-0.25* (0.12)	-0.22 (0.13)	1.10* (0.61)	-0.08** (0.03)
(4) Variation salaire minimum × EXPO	-0.21 (0.15)	-0.18 (0.11)	1.03* (0.51)	-0.08** (0.03)
(5) Variation couverture NC × EXPO	-0.31** (0.13)	-0.24 (0.14)	0.71 (0.51)	-0.09*** (0.03)
(6) Variation décentralisation NC × EXPO	-0.30** (0.13)	-0.26 (0.15)	1.12 (0.65)	-0.08* (0.04)
(7) Variation coin fiscal × EXPO	-0.31** (0.12)	-0.23* (0.12)	0.80 (0.49)	-0.08** (0.03)
(8) Variation impôt sur les sociétés × EXPO	-0.32** (0.12)	-0.28* (0.15)	1.10* (0.53)	-0.06 (0.04)

Note : RMP = réglementation des marchés de produits, LPE = législation sur la protection de l'emploi, PAMT = politiques actives du marché du travail, NC = négociation collective et EXPO = variable d'exposition. Le tableau montre les coefficients estimés pour le terme d'interaction indiqué dans le titre de la colonne, et chaque rangée montre l'estimation obtenue lorsque le terme d'interaction indiqué dans le titre de la rangée est pris en compte. Les coefficients en caractères gras montrent les estimations de référence dans Pak & Schwellnus (2019). Les institutions et politiques publiques représentent des différences sur cinq ans. Les écarts-type sont regroupés au niveau du pays. Moindres carrés ordinaires pondérés, avec la part de la valeur ajoutée au niveau du secteur dans la valeur totale comme poids. *, ** et *** représentent des chiffres statistiquement significatifs aux niveaux de 10 %, 5 % et 1 %.

Source : Pak & Schwellnus (2019).

* *
*

Cet article suggère que le progrès technologique et la participation accrue aux chaînes de valeur mondiales ont fait diminuer la part du travail, par le biais de la substitution capital-travail et en renforçant la dynamique du *winner-takes-most*. Il est essentiel de renforcer les qualifications pour rétablir le lien entre les salaires médians réels et la productivité, en limitant la substitution capital-travail due à la technologie. Par ailleurs, les réformes des marchés de produits favorables à la concurrence peuvent soutenir la part du travail en limitant les rentes appropriées par les détenteurs de capital. Bien que les politiques du marché du travail renforçant le pouvoir de négociation des travailleurs puissent faire augmenter les salaires à court terme, surtout pour les travailleurs dont le salaire est bas, elles peuvent aussi avoir des effets indésirables sur le partage des gains de productivité à moyen terme, en engendrant une substitution du capital au travail.

À terme, le progrès technologique est susceptible d'amplifier les pressions à la baisse sur la part du travail et de créer de nouveaux défis pour le partage des gains de productivité. La poursuite des gains d'efficience dans la production des biens d'équipement continuerait à réduire leur prix relatif et à accentuer la substitution capital-travail. Le progrès technologique pourrait

également modifier plus fondamentalement la substituabilité du capital et du travail. Par exemple, les avancées de l'intelligence artificielle et de la robotique pourraient permettre de remplacer un plus grand nombre de tâches humaines (y compris de tâches cognitives) par du capital à l'avenir (Baldwin, 2019).

Ces avancées technologiques pourraient renforcer le phénomène de *winner-takes-most*, les salaires se dissociant encore plus de la productivité à la frontière technologique et les parts de marché étant redistribuées en faveur de quelques entreprises superstars présentant une faible part du travail. Cet article ne trouve aucun indice montrant que l'apparition d'entreprises superstars soit liée à des barrières anticoncurrentielles plutôt qu'au progrès technologique. Néanmoins, les politiques de la concurrence devront trouver le bon équilibre entre, la prévention des pratiques anticoncurrentielles par les entreprises à la frontière et le soutien à l'innovation pour permettre à de nouvelles entreprises d'accéder à la frontière et de tirer profit de leurs innovations. Quelle que soit l'origine du phénomène de *winner-takes-most* qui émerge actuellement, les politiques d'éducation et de formation visant à accroître le capital humain joueront un rôle crucial pour garantir un meilleur partage des gains de productivité, en veillant à ce que les travailleurs profitent le plus possible des avancées technologiques. □

Lien vers les compléments en ligne : https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/4253015/510-511-512_Pak_Pionnier_Schwellnus_complements_FR.pdf

BIBLIOGRAPHIE

Acemoglu, D. & Autor, D. (2010). Skills, Tasks and Technologies: Implications for Employment and Earnings. NBER *Working Paper* N° 16082. <https://doi.org/10.3386/w16082>

Andrews, D., Criscuolo, C. & Gal, P. N. (2016). The Best versus the Rest: The Global Productivity Slowdown, Divergence across Firms and the Role of Public Policy. OECD Productivity *Working Papers* N° 5. <https://doi.org/10.1787/63629cc9-en>

Angrist, J. D. & Pischke, J.-S. (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton, NJ: Princeton University Press.

Autor, D., Dorn, D., Katz, L. F., Patterson, C. & van Reenen, J. (2019). The Fall of the Labor Share and the Rise of Superstar Firms. NBER *Working Paper* N° 23396. <https://doi.org/10.3386/w23396>

- Azmat, G., Manning, A. & van Reenen, J. (2012).** Privatization and the Decline of Labour's Share: International Evidence from Network Industries. *Economica*, 79(315), 470–492.
<https://doi.org/10.1111/j.1468-0335.2011.00906.x>
- Baily, M. N., Hulten, C. & David Campbell, D. (1992).** Productivity Dynamics in Manufacturing Plants. *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, 23(1992), 187–267.
<https://econpapers.repec.org/RePEc:bin:bpeajo:v:23:y:1992:i:1992-3:p:187-267>
- Baldwin, R. (2019).** *The Globotics Upheaval: Globalisation, Robotics and the Future of Work*. London: Weidenfeld & Nicolson.
- Bassanini, A. & Manfredi, T. (2012).** Capital's Grabbing Hand? A Cross-Country/Cross-Industry Analysis of the Decline of the Labour Share. OECD Social, Employment and Migration *Working Papers* N° 133.
<https://doi.org/10.1787/5k95zqs4bxt-en>
- Bozio, A., Breda, T. & Grenet, J. (2017).** Incidence of Social Security Contributions: Evidence from France. s.l.:s.n.
<https://www.tresor.economie.gouv.fr/Articles/231ab136-d997-4563-9ece-f885dac3c8a5/files/1c6489fa-099b-4ed6-ab6a-0554305997d3>
- Card, D. & Krueger, A. B. (1994).** Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania. *American Economic Review*, 84(4), 772–793.
<https://econpapers.repec.org/RePEc:aea:aecrev:v:84:y:1994:i:4:p:772-93>
- Card, D. & Krueger, A. B. (2000).** Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Reply. *American Economic Review*, 90(5), 1397–1420.
<https://www.jstor.org/stable/2677856>
- Cette, G., Lopez, J. & Mairesse, J. (2016).** Labour Market Regulations and Capital Intensity. NBER *Working Paper* N° 22603.
<https://doi.org/10.3386/w22603>
- Chirinko, R. S. (2008).** σ : The long and short of it. *Journal of Macroeconomics*, 30(2), 671–686.
<https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2007.10.010>
- Ciminelli, G., Duval, R. A. & Furceri, D. (2018).** Employment Protection Deregulation and Labor Shares in Advanced Economies. IMF *Working Papers* N° 18/186.
<https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2018/08/16/Employment-Protection-Deregulation-and-Labor-Shares-in-Advanced-Economies-46074>
- Dahl, C. M., le Maire, D. & Munch, J. R. (2013).** Wage Dispersion and Decentralization of Wage Bargaining. *Journal of Labor Economics*, 31(3), 501–533.
<https://doi.org/10.1086/669339>
- DNB (2016).** DNBulletin: Alternative labour income share currently relatively low.
<https://www.dnb.nl/en/news/news-and-archive/dnbulletin-2016/dnb340720.jsp>
- DNB (2017).** DNBulletin: Alternative definition accentuates international decline in the labour income share.
<https://www.dnb.nl/en/news/news-and-archive/dnbulletin-2017/dnb360688.jsp>
- Elsby, M. W. L., Hobijn, B. & Sahin, A. (2013).** The Decline of the U.S. Labor Share. *Brookings Papers on Economic Activity*.
<https://www.brookings.edu/bpea-articles/the-decline-of-the-u-s-labor-share/>
- Escudero, V. (2018).** Are active labour market policies effective in activating and integrating low-skilled individuals? An international comparison. *IZA Journal of Labor Policy*, 7(1), 1–26.
<https://doi.org/10.1186/s40173-018-0097-5>
- Ferrando, A. & Mulier, K. (2015).** Firms' Financing Constraints: Do Perceptions Match the Actual Situation? *The Economic and Social Review*, 46(1), 87–117.
<https://econpapers.repec.org/RePEc:eso:journl:v:46:y:2015:i:1:p:87-117>
- Ferrantino, M. J. & Taglioni, D. (2014).** Global value chains in the current trade slowdown. *Economic premise* N° 137.
<http://documents.worldbank.org/curated/en/971291468149948311/Global-value-chains-in-the-current-trade-slowdown>
- Giroud, X. & Mueller, H. M. (2017).** Firm Leverage, Consumer Demand, and Employment Losses during the Great Recession. US Census Bureau Center for Economic Studies *Paper* N° CES-WP-17-01.
<https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2896892>
- Harrison, A. (2005).** Has Globalization Eroded Labor's Share? Some Cross-Country Evidence. MPRA *Paper* N° 39649.
<https://mpa.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/39649>

- Hausman, J. A. (1978).** Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251–1271.
<https://doi.org/10.2307/1913827>
- IMF (2017).** Understanding the Downward Trend in Labor Income Shares. In: *World Economic Outlook, April 2017: Gaining Momentum?*, Chapter 3.
<https://www.imf.org/en/Publications/WEO/Issues/2017/04/04/world-economic-outlook-april-2017>
- Karabarbounis, L. & Neiman, B. (2014).** The Global Decline of the Labor Share. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(1), 61–103.
<https://doi.org/10.1093/qje/qjt032>
- Krusell, P., Ohanian, L. E., Ríos-Rull, J.-V. & Violante, G. L. (2000).** Capital-Skill Complementarity and Inequality: A Macroeconomic Analysis. *Econometrica*, 68(5), 1029–1053.
<https://doi.org/10.1111/1468-0262.00150>
- Leonardi, M., Pellizzari, M. & Tabasso, D. (2015).** Wage Compression within the Firm. CEPR *Discussion Paper* N° DP10770.
<https://ssrn.com/abstract=2645723>
- Lordan, G. & Neumark, D. (2017).** People Versus Machines: The Impact of Minimum Wages on Automatable Jobs. NBER *Working Paper* N° 23667.
<https://doi.org/10.3386/w23667>
- Love, I., Preve, L. A. & Sarria-Allende, V. (2007).** Trade credit and bank credit: Evidence from recent financial crises. *Journal of Financial Economics*, 83(2), 453–469.
<https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.11.002>
- Marcolin, L., Miroudot, S. & Squicciarini, M. (2016).** The Routine Content Of Occupations: New Cross-Country Measures Based On PIAAC. OECD *Trade Policy Papers* N° 188.
<https://doi.org/10.1787/5jm0mq86fljg-en>
- Neumark, D., Salas, J. M. I. & Wascher, W. (2014).** Revisiting the Minimum Wage-Employment Debate: Throwing Out the Baby with the Bathwater? *Industrial & Labor Relations Review*, 67(3, Supplement), 608–648.
<https://doi.org/10.1177%2F00197939140670S307>
- OECD (2018).** *OECD Economic Surveys: Ireland 2018*.
<https://www.oecd.org/eco/surveys/Ireland-2018-OECD-economic-survey-overview.pdf>
- Oesch, D. (2010).** What explains high unemployment among low-skilled workers? Evidence from 21 OECD countries. *European Journal of Industrial Relations*, 16(1), 39–55.
<https://doi.org/10.1177%2F0959680109355307>
- Pak, M. & Schwellnus, C. (2019).** Labour share developments over the past two decades: The role of public policies. OECD Economics Department *Working Papers* N° 1541.
<https://doi.org/10.1787/b21e518b-en>
- Pionnier, P.-A. & Guidetti, E. (2015).** Comparing profit shares in value-added in four OECD countries: Towards more harmonised national accounts. OECD Statistics *Working Papers* N° 2015/03.
<https://doi.org/10.1787/5js0bsm2g0lt-en>
- Schwellnus, C., Pak, M., Pionnier, P.-A. & Crivellaro, E. (2018).** Labour share developments over the past two decades: The role of technological progress, globalisation and “winner-takes-most” dynamics. OECD Economics Department *Working Papers* N° 1503.
<https://doi.org/10.1787/3eb9f9ed-en>
- Stockhammer, E. (2017).** Determinants of the Wage Share: A Panel Analysis of Advanced and Developing Economies. *British Journal of Industrial Relations*, 55(1), 3–33.
<https://doi.org/10.1111/bjir.12165>

ANNEXE

RÉPONSE DE LA PART DU TRAVAIL AU SEIN DES ENTREPRISES À UNE BAISSÉ DU PRIX RELATIF DE L'INVESTISSEMENT

Cet encadré analyse comment la part du travail au sein des entreprises s'ajuste aux variations des prix relatifs de l'investissement et si cette réaction dépend des entreprises considérées. Deux sources potentielles de disparités entre les entreprises sont étudiées : la productivité initiale en tant qu'indicateur du savoir-faire requis pour adopter la technologie, ainsi que le levier financier initial en tant qu'indicateur de dépendance au financement externe.

Pour déterminer si la part du travail au sein des entreprises réagit aux variations des prix relatifs de l'investissement au niveau sectoriel, l'équation de référence suivante est estimée :

$$\Delta LS_{cjt} = \beta_1 \Delta P_{cjt}^{Inv} + \beta_2 \Delta T_{cjt} + \gamma' X_{cjt0} + \alpha_{cj} + \alpha_t + \varepsilon_{cjt}$$

où les indices c, j, i, t renvoient aux pays, aux secteurs, aux entreprises et à l'année, ΔLS_{cjt} représente la variation annualisée de la part du travail au niveau des entreprises, cette différence étant calculée sur la période la plus longue pendant laquelle une entreprise est observée et l'échantillon étant limité aux entreprises observées pendant au moins huit ans entre 2001 et 2013, ΔP_{cjt}^{Inv} représente la variation annualisée du prix relatif de l'investissement en logarithme, ΔT_{cjt} est l'évolution annualisée de la participation aux chaînes de valeur mondiales, X_{cjt} est un ensemble de variables de contrôle au niveau des entreprises comprenant l'âge et la taille (nombre d'employés) et sa part du travail à la date initiale^(a), α_{cj} représente les effets fixes pays-secteur et α_t sont les effets fixes par période couvrant toutes les combinaisons possibles de dates de début et de fin entre 2001 et 2013.

Pour déterminer si la réaction de la part du travail aux variations des prix relatifs de l'investissement au niveau sectoriel dépend de la productivité initiale et du levier financier initial des entreprises, l'équation de référence est augmentée comme suit :

$$\Delta LS_{cjt} = \beta_1 \Delta P_{cjt}^{Inv} + \beta_2 \Delta T_{cjt} + \beta_3 (C_{cjt0} \times \Delta P_{cjt}^{Inv}) + \gamma' X_{cjt0} + \alpha_{cj} + \alpha_t + \varepsilon_{cjt}$$

Les notations sont les mêmes que pour l'équation de référence, C_{cjt0} représente la productivité initiale et/ou le levier financier initial et X_{cjt0} inclut C_{cjt0} . Si l'on inclut séparément les effets fixes pays-secteur et les effets fixes temporels, à la place des effets fixes combinés pays-secteur-année, cela permet d'identifier à la fois l'effet des prix relatifs de l'investissement au niveau du secteur pour une entreprise à faible/forte productivité et l'interaction entre les caractéristiques de cette entreprise. Pour tester la robustesse du coefficient estimé pour les termes d'interaction, les effets fixes spécifiques pour les secteurs et les années peuvent être remplacés par des effets fixes combinés pays-secteur-année.

Le modèle est estimé à l'aide des données d'entreprises de la base OCDE-ORBIS et d'indices sectoriels des prix relatifs de l'investissement pour neuf pays dans lesquels des différences longues de la part du travail peuvent être calculées pour un nombre suffisant d'entreprises^(b). Les entreprises à forte productivité correspondent aux 5 %

d'entreprises qui, dans un secteur donné, affichent les chiffres de productivité les plus élevés sur l'ensemble des pays étudiés. Le levier financier est utilisé comme une mesure du recours au financement externe. En effet, les entreprises très endettées peuvent davantage dépendre de ce financement, avoir plus de difficultés à lever des capitaux externes et subir des coûts plus importants pour le faire^(c). Les résultats indiqués ci-dessous sont fondés sur le rapport entre la somme du passif de court terme et de la dette de long terme, d'une part, et l'actif total d'autre part^(d).

Une baisse du prix relatif de l'investissement réduit la part du travail au niveau des entreprises (Tableau 3, colonne 1). La semi-élasticité moyenne estimée au niveau des entreprises, à environ 0.15, est très proche de celle au niveau du secteur, qui se chiffre à environ 0.2. Toutefois, les résultats au niveau des entreprises et du secteur ne sont pas directement comparables car les entreprises à forte productivité – pour lesquelles la semi-élasticité estimée de la part du travail par rapport aux prix relatifs de l'investissement est plus élevée (colonne 2) – sont surreprésentées dans la base de données OCDE-ORBIS. En outre, l'analyse au niveau des entreprises se fonde sur des différences de 8 ans ou plus, contre des différences de 5-6 ans pour l'analyse au niveau du secteur, ainsi que sur un échantillon de pays et d'années plus restreint. Pour cette raison, la semi-élasticité positive et statistiquement significative de l'analyse au niveau des entreprises implique que les baisses du prix relatif de l'investissement affectent la part globale du travail au moins en partie par le biais des effets au niveau des entreprises, mais la similarité des semi-élasticités estimées au niveau des entreprises et des secteurs ne peut pas être interprétée comme excluant les effets de composition. En revanche, le coefficient lié à la participation

(a) Dans la mesure où la spécification des régressions au niveau des entreprises exposée ci-dessus prend en considération une seule différence longue par entreprise, les effets fixes par entreprise ne peuvent pas être intégrés. L'inclusion des valeurs initiales de la variable dépendante permet de tenir compte des caractéristiques non observées des entreprises en l'absence d'effets fixes par entreprise.

(b) Le champ de l'analyse se limite aux mêmes secteurs que ceux pris en compte dans l'analyse au niveau du secteur. Les pays inclus sont l'Allemagne, la Belgique, la Corée, l'Espagne, la Finlande, la France, l'Italie, le Royaume-Uni et la Suède. Pour garantir que les résultats ne sont pas influencés par les entreprises présentant des valeurs extrêmes pour ce qui est des différences longues dans la part du travail, les entreprises affichant des différences longues en dehors de l'intervalle [-40, +40] points de pourcentage sont exclues de l'analyse. L'analyse est en outre limitée aux cellules pays-secteur comptant plus de 30 entreprises, afin de veiller à ce que les variables au niveau du secteur soient identifiées par un nombre suffisant d'entreprises. Les résultats restent inchangés si l'on a recours à d'autres critères de limitation de l'échantillonnage.

(c) Selon Ferrando & Muller (2015), les entreprises présentant un levier financier moins important sont moins susceptibles de subir des contraintes financières. Giroud & Mueller (2017), s'agissant des entreprises américaines, prouvent une corrélation positive entre le levier financier d'avant la crise et les contraintes financières pendant la Grande Récession. Love et al. (2007) montrent que, durant la crise financière asiatique, plus le rapport entre la dette à court terme et l'actif d'une entreprise était élevé et plus sa vulnérabilité aux imperfections des marchés financiers a augmenté. Les passifs à court terme incluent les prêts, les engagements auprès d'établissements de crédit, les dettes fournisseurs et tout autre engagement dû dans un délai d'un an, ainsi que les comptes de régularisation.

(d) Les résultats restent inchangés si l'on utilise une indicatrice pour le levier financier faible/élevé.

Tableau A
Élasticité de la part du travail par rapport au prix relatif de l'investissement réduite par les contraintes financières pour une sélection de pays de l'OCDE, 2001-2013

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Variable dépendante	Variation de la part du travail au niveau des entreprises				
Variation du prix relatif de l'investissement	0.14*** (0.05)	0.13** (0.06)	0.18*** (0.05)	0.17*** (0.06)	
Change in GVC participation	-0.02 (0.05)	-0.01 (0.05)	-0.02 (0.05)	-0.01 (0.05)	
Entreprise à la frontière × Variation du prix relatif de l'investissement		0.19*** (0.07)		0.19*** (0.07)	0.18** (0.07)
Levier financier × Variation du prix relatif de l'investissement			-0.06** (0.02)	-0.05** (0.03)	-0.06** (0.02)
Levier initial et/ou entreprise à la frontière à la date initiale	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Variables de contrôle au niveau des entreprises	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes pays × secteur	Oui	Oui	Oui	Oui	Non
Effets fixes année	Oui	Oui	Oui	Oui	Non
Effets fixes pays × secteur × année	Non	Non	Non	Non	Yes
Observations	416 888	416 888	416 888	416 888	416 888
R ² ajusté	0.21	0.22	0.21	0.22	0.22

Note : les variables de contrôle au niveau des entreprises incluent les données initiales en termes de part du travail au niveau des entreprises, d'ancienneté et de nombre d'employés. Les pays inclus sont l'Allemagne, la Belgique, la Corée, l'Espagne, la Finlande, la France, l'Italie, le Royaume-Uni et la Suède. Une entreprise à la frontière technologique est une entreprise faisant partie des 5 % d'entreprises présentant la plus forte productivité du travail au sein d'un secteur, dans tous les pays inclus dans l'analyse. Le levier financier au niveau des entreprises est représenté par le rapport entre les passifs à court terme plus la dette à long terme et l'actif total. Les écarts-type sont regroupés au niveau pays-secteur. *, ** et *** représentent des chiffres statistiquement significatifs aux niveaux de 10 %, 5 % et 1 %.

Source : calculs de l'OCDE à partir de la base de données OCDE-ORBIS.

aux chaînes de valeur mondiales n'est pas significatif. Cela suggère que la participation aux chaînes de valeur mondiales influence la part du travail au niveau agrégé par un phénomène de réallocation des parts de marché vers les entreprises à faible part du travail, ce qui est en accord avec le raisonnement de la section 3.1 et avec le modèle théorique décrit dans Schwellnus *et al.* (2018).

Un levier financier important (c'est-à-dire une forte dépendance au financement externe) atténue la répercussion de la baisse du prix relatif de l'investissement sur la part du travail (tableau A, colonnes 3-5). Dans les entreprises plus endettées, une baisse du prix relatif de l'investissement fait diminuer la part du travail de manière beaucoup moins prononcée que dans les entreprises moins endettées. La semi-élasticité de la part du travail par rapport au prix relatif de l'investissement, pour une entreprise dont le levier financier est de 100 %,

est inférieur d'environ un tiers à celui d'une entreprise n'ayant pas de levier. Ce résultat reste inchangé si on inclut simultanément l'indicatrice pour une entreprise à forte productivité et un levier financier. Cela suggère que le levier financier ne capte pas uniquement le fait que les entreprises à forte productivité peuvent être moins endettées.

Dans l'ensemble, ces résultats suggèrent que les prix de l'investissement influencent la part du travail directement au sein des entreprises plutôt que par des effets de réallocation, les entreprises à forte productivité et celles dont le levier financier est faible réagissant habituellement de manière plus prononcée. En revanche, rien ne suggère que la participation aux chaînes de valeur mondiales influence la part du travail au sein des entreprises. Cette participation induirait plutôt des effets de réallocation de parts de marché entre entreprises.

La part du travail sur le long terme : un déclin ?

The Labor Share in the Long Term: A Decline?

Gilbert Cette*, Lorraine Koehl** et Thomas Philippon***

Résumé – Nous remettons en question le consensus général d’une diminution tendancielle de la part du travail dans la valeur ajoutée. Nous proposons un modèle théorique simple soulignant les principaux facteurs qui influencent l’évolution de la part du travail et documentons trois questions issues de la littérature actuelle : (i) le point de départ de l’analyse empirique, (ii) la prise en compte des travailleurs indépendants et (iii) la prise en compte des revenus tirés de l’immobilier résidentiel. Une analyse empirique est menée depuis l’après-guerre pour la France et les États-Unis, et depuis les années 1990 pour dix pays développés et sur une « zone euro » à six pays. La façon de traiter les trois questions posées ci-dessus est cruciale pour le diagnostic. En éliminant les biais qui peuvent en découler, la part du travail dans la valeur ajoutée du secteur marchand ne connaît pas de tendance généralisée à la baisse ou à la hausse. Le choix de la période a un impact considérable, de même que le traitement des services immobiliers, dont l’inclusion ou non dans la valeur ajoutée peut radicalement modifier l’évolution de la part du travail.

Abstract – We challenge the accepted wisdom of a global secular decline in the labor share. A simple theoretical model is proposed to highlight the main factors of change in the labor share. We document three issues in the existing literature: (i) starting periods for the empirical analysis; (ii) accounting for self-employment; and (iii) accounting for residential real estate income. An empirical analysis is carried out since the post-war period for France and the United States, and since the 1990s for ten developed countries and on a six-country “euro area”. How the three questions above are addressed is crucial to the diagnosis. When the biases that may arise with the three issues mentioned above are eliminated, the labor share in the market sector does not show a general downward or upward trend. The choice of period has a huge impact, as does the treatment of real estate services, whose inclusion or not in the value added can result in significantly different trends.

Codes JEL / JEL Classification : D33, D24, J33

Mots-clés : part du travail, coût du travail, partage de la valeur ajoutée

Keywords: labor share, labor cost, value added sharing

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n’engagent qu’eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l’Insee.

* Banque de France et Aix-Marseille School of Economics (AMSE) (gilbert.cette@banque-france.fr)

** Insee (lorraine.koehl@insee.fr)

*** Université de New York (tphilipp@stern.nyu.edu)

Les auteurs remercient Pierre-Alain Pionnier qui a discuté une version antérieure de cet article lors d’un séminaire à l’Insee, ainsi que les participants à ce séminaire pour leurs commentaires.

Traduit de la version originale en anglais

L'évolution de la part du travail dans la valeur ajoutée joue un rôle majeur dans l'économie. À la suite de Kaldor (1957), les économistes ont souligné sa stabilité relative à long terme comme un fait stylisé important. Ces dernières années, toutefois, cette stabilité de la part du travail a été remise en question. Selon le consensus assez général, la part du travail aurait connu une diminution progressive et généralisée depuis 30 ou 40 ans. Grossman *et al.* (2017), par exemple, justifient leur récent article en indiquant que « *contrairement à plusieurs des explications avancées pour rendre compte de la diminution de la part du travail, la nôtre ne repose pas sur des considérations spécifiques aux États-Unis. Les données indiquent une réorientation des parts globales des différents facteurs dans de nombreux pays, surtout dans les pays développés* »¹. Le FMI (2017) et l'OCDE (2019) indiquent également que, depuis le début des années 1990, la part du travail a connu une tendance à la baisse dans une grande partie des pays développés.

Pourquoi une telle diminution de la part du travail ? Selon Karabarbounis & Neiman (2014), il s'agirait d'un phénomène mondial provenant principalement de la baisse du prix relatif des biens d'investissement. Cette explication suppose toutefois une élasticité de substitution entre le travail et le capital supérieure à 1, quand le consensus empirique penche plutôt pour une élasticité inférieure à 1, comme nous l'examinons ci-dessous. Un autre problème provient du fait que la baisse des prix des biens d'investissement est intervenue principalement au début des années 1980 puis pendant les années 1990, tandis que la part du travail n'a commencé à diminuer que pendant les années 2000 (surtout aux États-Unis), au moment où le prix relatif des biens d'investissements s'était stabilisé. Pour Acemoglu & Restrepo (2018), ce sont également des facteurs technologiques qui pourraient contribuer à la diminution de la part du travail, car « *l'automatisation augmente davantage la production par travailleur que les salaires, et réduit la part du travail dans le revenu national* »².

Elsby *et al.* (2013) soulignent que la diminution de la part du travail aux États-Unis au cours des vingt-cinq dernières années pourrait s'expliquer par la délocalisation des activités intensives en travail de la chaîne d'approvisionnement. La menace de la délocalisation aurait également contribué à la diminution du taux de syndicalisation et à celle du pouvoir de négociation des salariés.

Selon Autor *et al.* (2017), la diminution de la part du travail pourrait découler de l'émergence

d'entreprises utilisant des technologies qui demandent peu de travail, surtout dans l'économie numérique. Ces entreprises peuvent profiter de coûts marginaux faibles et faire croître leur part de marché si la demande des consommateurs devient plus élastique. Pour Aghion *et al.* (2019), la croissance des grandes entreprises présentant une productivité élevée et une faible part du travail est corrélée à la baisse du coût d'exploitation de nombreuses gammes de produits. Cette baisse des coûts découle de l'utilisation des technologies de l'information et de la communication.

Le but premier de cet article est de remettre en question l'idée selon laquelle la part du travail diminuerait de façon généralisée. Nous démontrons ainsi que les parts du travail de la plupart des pays étudiés ne présentent pas de tendance systématique à la hausse ou à la baisse, et soulignons trois biais importants dont souffre la littérature empirique actuelle : (i) le point de départ de l'analyse, (ii) la prise en compte des travailleurs indépendants et (iii) la prise en compte des revenus tirés de l'immobilier résidentiel.

Commençons par le premier biais : le point de départ des séries chronologiques. Avant l'apparition de publications sur la diminution surprenante de la part du travail, la littérature se penchait sur son augmentation surprenante. La part du travail a en effet augmenté durant la période de stagflation des années 1970, surtout en Europe. Comme l'indique Blanchard (1998), cette augmentation s'est également accompagnée d'une hausse du chômage. Cette situation est en général analysée comme un « *wage push* », au sens où les salaires ne se sont pas ajustés au ralentissement de la croissance de la productivité sous-jacente. De fait, suite aux chocs pétroliers des années 1970, l'évolution des termes de l'échange a été défavorable pour les pays importateurs nets de pétrole et de gaz. Plusieurs facteurs expliquent l'ampleur et la durée du *wage push* : la dépendance aux importations de pétrole et de gaz, la double indexation des salaires sur les prix à la consommation et des prix sur les coûts de la main-d'œuvre et, enfin, l'impact du chômage sur la dynamique des salaires (courbe de Phillips). Le chômage a continué d'augmenter durant les années 1980, ce qui a ralenti la croissance des salaires et engendré une forte diminution de la part du travail. La part du

1. "unlike several of the other explanations for the decline in the labor share, ours does not rely on considerations that are specific to the United States. The shift in aggregate factor shares has been seen in the data for many countries, especially among the advanced countries", Grossman *et al.* (2017, p. 32).

2. "automation increases output per worker more than wages and reduce the share of labor in national income", Acemoglu & Restrepo (2018), p. 1.

travail a dans l'ensemble retrouvé son niveau de long terme par la suite, même si des sur-ajustements ont eu lieu pendant la transition du fait de l'adoption par les entreprises de technologies permettant d'économiser de la main-d'œuvre. Dans de nombreux pays européens, la part du travail se trouvait donc au-dessus de son niveau stationnaire vers la fin des années 1970, et elle ne pouvait que revenir à sa moyenne de long terme. De ce fait, toute analyse empirique prenant un point de départ dans la période comprise entre 1973 et 1983 est susceptible d'identifier une diminution artificielle de la part du travail dans la valeur ajoutée. Autre aspect lié à ce premier biais : les analyses de la part du travail doivent tenir compte du fait que la position de l'économie dans le cycle peut être différente en début et en fin de période, ce qui peut affecter également l'évolution de la part du travail entre les deux dates.

Les deux autres biais ont déjà été étudiés. Par exemple, Elsby *et al.* (2013) montrent que l'imputation du revenu du travail des travailleurs indépendants est responsable d'environ un tiers de la diminution de la part du travail mesurée aux États-Unis. Rognlie (2015) et Gutiérrez (2017) expliquent l'impact du secteur immobilier de façon détaillée.

Notre analyse empirique commence par la France et les États-Unis, pour lesquels nous avons pu mesurer la part du travail sur toute la période depuis l'après-guerre. En corrigeant des trois biais mentionnés précédemment, nous n'observons pas de diminution structurelle de la part du travail en France et y constatons même une légère augmentation sur les vingt dernières années. Aux États-Unis, la part du travail a certes diminué mais il ne s'agit pas d'une diminution séculaire : la part du travail ne montre aucune tendance avant 2000 mais une brutale diminution entre 2000 et 2015.

Nous étendons ensuite l'analyse à une « zone euro » à six pays (France, Allemagne, Belgique, Espagne, Italie et Pays-Bas) et à dix pays développés : France, États-Unis, Allemagne, Belgique, Danemark, Espagne, Italie, Pays-Bas, Royaume-Uni et Suède. Ici, l'analyse ne peut débuter que dans les années 1990. Au total, sur les dix pays observés et la « zone euro », nous observons une diminution de la part du travail dans quatre pays, une augmentation dans cinq pays et une quasi-stabilité dans la « zone euro » et dans un pays. Il n'y apparaît donc pas de diminution générale de la part du travail. Ces conclusions rejoignent celles de Rognlie (2015) sur les économies du G7, ainsi que celles de Gutiérrez (2017). Elles correspondent également globalement aux

conclusions de l'OCDE (2018) pour les mêmes pays et sur le champ de l'économie totale, mais ne sont pas directement comparables au-delà, car le secteur marchand qu'ils étudient est plus restreint³.

La suite de notre article s'organise comme suit. Nous proposons tout d'abord un modèle théorique simple visant à fournir un cadre à la discussion des trois biais. La partie suivante fournit une analyse empirique pour dix pays développés, d'abord sur une longue période de soixante-dix ans pour la France et les États-Unis, puis sur une période plus courte, de vingt ans, pour les huit autres pays. L'article se termine par une section conclusive.

Un cadre théorique simple

La part du travail dans la valeur ajoutée

Considérons une fonction de production CES (élasticité de substitution constante) standard utilisant du capital K et du travail N :

$$Y = \left[(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} N^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} K^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}$$

où Y désigne la production, η l'élasticité de substitution entre le travail et le capital et α est un paramètre de partage.

Nous supposons que les entreprises sont des preneurs de prix (*price takers*) sur le marché des facteurs de production, c'est-à-dire qu'elles prennent pour données le salaire W et le taux de location du capital R afin de déterminer le capital à allouer et la main-d'œuvre à embaucher. Par ailleurs, nous supposons que les entreprises disposent d'un pouvoir de marché lorsqu'elles vendent leur production, de sorte qu'elles appliquent une marge μ en plus de leur coût marginal. Le coût marginal de production χ est le suivant :

$$\chi = \left[(1-\alpha)W^{1-\eta} + \alpha R^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}}$$

Les entreprises déterminent leur marge de sorte que les prix de vente vérifient la relation suivante :

$$P = \mu\chi$$

3. En particulier ils excluent les revenus immobiliers, mais aussi d'autres activités telles que l'agriculture, les industries extractives, l'enseignement, la santé et les services sociaux. La part dans le secteur marchand des activités exclues change au fil du temps et diffère d'un pays à l'autre. Pour ces raisons, les conclusions de l'OCDE (2018) ne peuvent pas être comparées directement aux nôtres.

Il s'agit d'une hypothèse courante des modèles macroéconomiques, même si on observe des signes de plus en plus importants de pouvoir de monopsonne sur les marchés du travail aux États-Unis (Azar *et al.*, 2017 ; Benmelech *et al.*, 2018). Les plateformes bifaces (comme Amazon) peuvent également avoir un pouvoir de monopsonne sur les commerçants.

La minimisation des coûts implique que le rapport capital/travail prend la forme suivante :

$$\frac{K}{N} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \left(\frac{W}{R} \right)^\eta$$

et la maximisation des profits implique :

$$\mu \frac{W}{P} = \left[(1-\alpha) \frac{Y}{N} \right]^\frac{1}{\eta} \text{ et de même } \mu \frac{R}{P} = \left(\alpha \frac{Y}{K} \right)^\frac{1}{\eta}$$

La part du travail Λ est définie comme suit :

$$\Lambda = \frac{WN}{PY} = \frac{(1-\alpha)^\frac{1}{\eta}}{\mu} \left(\frac{Y}{N} \right)^\frac{1-\eta}{\eta}$$

Cette expression illustre comment la part du travail dépend du ratio production/travail. Compte tenu de la fonction de production, ce ratio peut s'exprimer en fonction du ratio capital/travail :

$$\frac{Y}{N} = \left[(1-\alpha)^\frac{1}{\eta} + \alpha^\frac{1}{\eta} \left(\frac{K}{N} \right)^\frac{\eta-1}{\eta} \right]^\frac{\eta}{\eta-1}$$

Pour finir, nous pouvons utiliser la condition de minimisation des coûts pour obtenir :

$$\begin{aligned} \left(\frac{Y}{N} \right)^\frac{1-\eta}{\eta} &= \frac{1}{(1-\alpha)^\frac{1}{\eta} + \alpha^\frac{1}{\eta} \left(\frac{K}{N} \right)^\frac{\eta-1}{\eta}} \\ &= \frac{1}{(1-\alpha)^\frac{1}{\eta}} \frac{1}{1 + \frac{\alpha}{1-\alpha} \left(\frac{W}{R} \right)^\eta} \end{aligned}$$

Nous obtenons donc l'expression suivante pour la part du travail :

$$\Lambda = \frac{1}{\mu} \frac{1}{1 + \frac{\alpha}{1-\alpha} \left(\frac{W}{R} \right)^\eta} \quad (1)$$

L'équation (1) nous permet de résumer de nombreuses théories sur la part du travail. La

fonction Cobb-Douglas suppose que $\eta = 1$. Dans ce cas précis :

$$\Lambda = \frac{1-\alpha}{\mu}$$

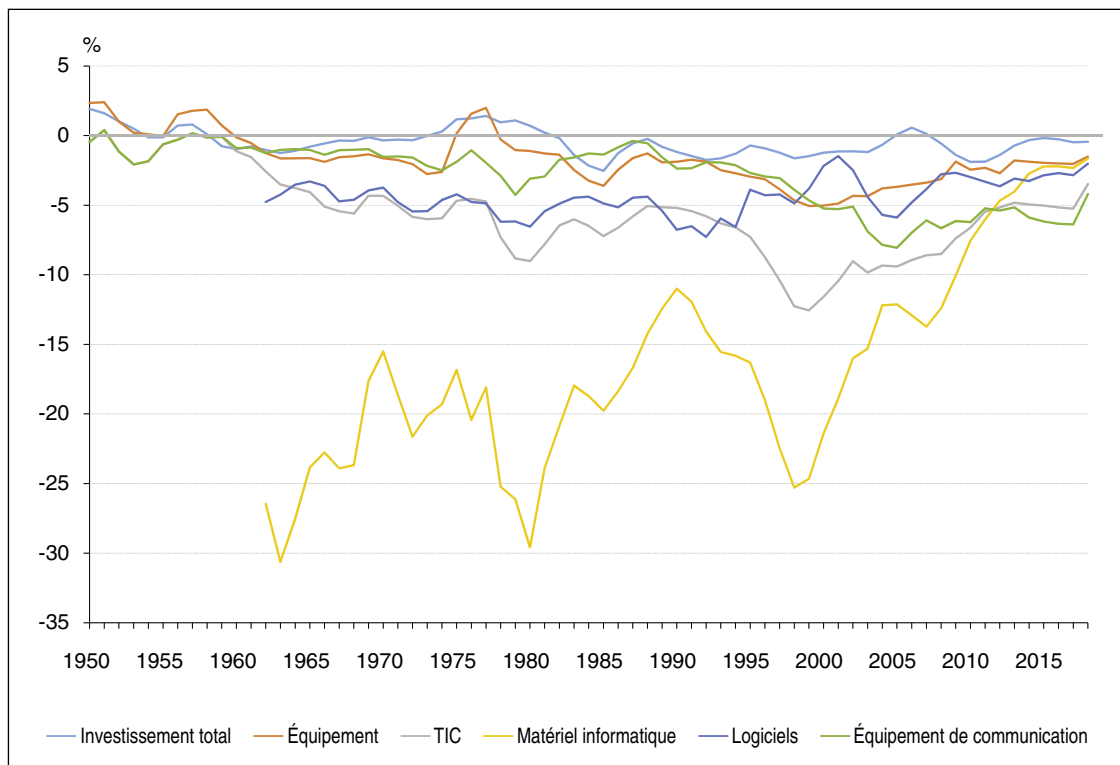
La part du travail peut diminuer en raison de marges plus élevées (μ augmente) ou en raison d'un biais technologique en faveur du capital (α augmente). Lorsque l'élasticité de substitution η est différente de 1, l'évolution des prix des facteurs modifie la part du travail (cf. relation 1).

Karabarbounis & Neiman (2014) supposent que l'élasticité de substitution est strictement supérieure à 1 et affirment que R a diminué. Dans ce cas, la hausse du ratio du coût du travail sur le coût du capital, W/R , implique une plus forte demande en capital K par rapport au travail N et une diminution de la part du travail. Trois éléments contredisent cependant cette explication. Le premier élément découle du fait que les estimations empiriques de l'élasticité de substitution entre le travail et le capital fournissent habituellement des valeurs comprises entre 0.4 et 0.8 (par exemple, voir la revue de littérature et les premières estimations effectuées par Oberfield & Raval (2014) sur des données américaines au niveau des entreprises, Raval (2019), ou encore la récente méta-analyse de Knoblach *et al.* (2019), fondée sur les estimations établies par 77 études relatives à l'économie américaine). L'hypothèse selon laquelle l'élasticité de substitution est strictement supérieure à 1 recueille peu d'appui au regard de la littérature.

Le deuxième élément réside dans la différence temporelle entre la baisse du prix relatif de l'investissement d'une part, et la diminution de la part du travail d'autre part. La figure I montre le taux de croissance du prix de l'investissement par rapport au prix du PIB aux États-Unis. Nous nous concentrons ici sur les États-Unis car la mesure du prix des différents biens d'équipement y a fait l'objet de travaux substantiels du Bureau of Economic Analysis (BEA). Nous constatons ainsi que le prix relatif de l'investissement a diminué depuis plusieurs dizaines d'années, mais que cette baisse a été plus prononcée dans les années 1980 et 1990 tandis que, comme nous le verrons plus loin, la part du travail n'a diminué que pendant les années 2000.

Le troisième élément concerne l'évolution du prix du capital durant la période, comme indiqué à la figure II. Nous observons que le coefficient de capital en valeur est assez stable sur la longue période comprise entre 1949 et 2017, malgré la

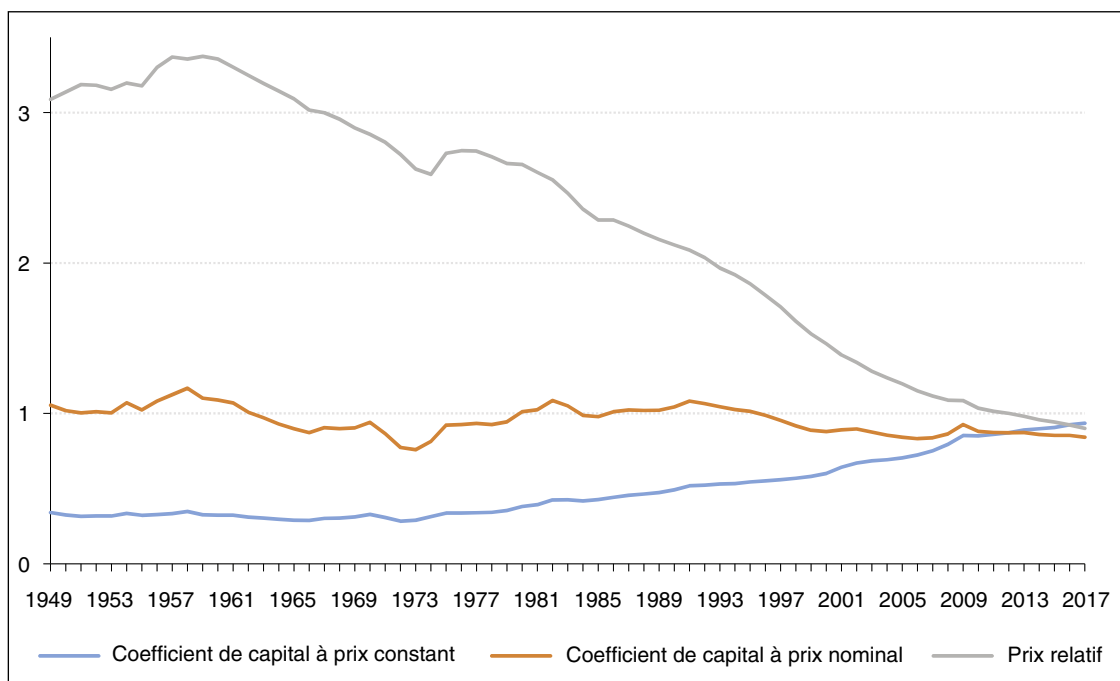
Figure I
Taux de croissance du prix de l'investissement par rapport au prix du PIB aux États-Unis 1950-2017



Note : les taux de croissance sont lissés selon une moyenne mobile à trois ans. Le prix de l'investissement total inclut le prix de la construction, qui n'est pas représenté.

Source : Bureau of Economic Analysis. Calculs des auteurs.

Figure II
Coefficient de capital (rapport capital/PIB) – Équipement



Source : PIB à prix constant, investissement et prix du PIB : comptes nationaux – BEA ; capital en équipement à prix constant : calculs de Bergeaud *et al.* (2016) à partir des comptes nationaux – données d'investissement du BEA. Voir www.longtermproductivity.com

baisse du prix relatif des biens d'équipements, ce qui suggère une élasticité de substitution égale à 1. Nous pourrions même admettre une légère baisse de ce coefficient sur la période, concomitante à celle du prix relatif des biens d'équipements, ce qui suggérerait une élasticité de substitution inférieure à 1.

Une branche de la littérature affirme que η est faible, tout au moins sur le court à moyen terme. Un *wage push* pourrait donc faire augmenter la part du travail à cet horizon. Formellement, si W/R augmente, les entreprises ne peuvent pas substituer beaucoup de capital, si bien que la part du travail augmente. Cela peut expliquer en partie la dynamique de la part du travail en Europe dans les années 1970 (Blanchard, 1998).

À long terme, la technologie peut également se modifier. L'automatisation en est un bon exemple. Pour Acemoglu & Restrepo (2018), l'automatisation fait plus augmenter la productivité que les salaires, ce qui réduit la part du travail dans la valeur ajoutée. Martinez (2018) construit à cet égard un modèle dans lequel le capital et la main-d'œuvre sont complémentaires ($\eta < 1$) et où la fonction de production agrégée est similaire à une fonction à élasticité constante (CES), dont les poids sont influencés de manière endogène par le degré d'automatisation. Enfin l'ouverture des économies à des pays à bas salaires peut conduire à une diminution du salaire d'équilibre (au moins pour les travailleurs peu qualifiés) et, sous l'hypothèse que l'élasticité de substitution est strictement inférieure à 1, engendrer une diminution de la part du travail dans la valeur ajoutée.

Trois biais

Nous mettons à présent en lumière trois questions posées par les études empiriques de l'évolution de la part du travail.

Période initiale

La plupart des études internationales sur la part du travail dans la valeur ajoutée se concentrent sur les tendances et non pas sur les niveaux. De fait, les pays sont difficilement comparables en niveau, en raison des différences qu'ils présentent en termes de composition industrielle et de méthodologie statistique. Nous examinons d'ailleurs deux de ces questions ci-après.

Cependant, le problème des tendances est qu'elles dépendent de la période initiale choisie.

Si les chocs touchant l'économie sont minimes, cela n'est pas problématique. Mais lorsqu'ils deviennent importants, cela peut créer des biais significatifs.

L'équation (1) néglige les coûts d'ajustement et la dynamique de transition de l'économie à la suite d'un choc. Pour fixer les idées, prenons un modèle comprenant des rigidités nominales. Conformément à Blanchard (1998), définissons un *wage push* comme une hausse des salaires supérieure à la croissance de la productivité du travail sous-jacent. Lorsque les prix sont rigides à court terme, un *wage push* engendre une diminution de la marge des entreprises, μ . Cela fait alors augmenter la part du travail. En outre, si l'élasticité de substitution est inférieure à 1 – ce qui constitue, comme on l'a vu, le cas empiriquement pertinent – toute hausse du ratio W/R fait également augmenter la part du travail.

Ces effets peuvent être importants mais restent temporaires. Néanmoins, si l'on prend un point de départ de l'analyse dans la période consécutive au *wage push*, l'évolution observée peut faire croire à une diminution tendancielle de la part du travail alors que celle-ci ne fait que revenir progressivement à son niveau d'équilibre initial. Ainsi, toute analyse de la part du travail dont le point de départ se situe dans un contexte de *wage push* montrerait une diminution artificielle de la part du travail dans la valeur ajoutée.

Travailleurs indépendants

La deuxième question est celle des travailleurs indépendants. Il est plus facile de calculer la part du travail des salariés que celle des travailleurs indépendants (Elsby *et al.*, 2013). Les salariés perçoivent non seulement un salaire mais aussi des cotisations que leur employeur verse à des régimes de retraite et d'assurance. Leur rémunération est donc habituellement bien mesurée.

Dans le cas des travailleurs indépendants en revanche, il est généralement difficile de séparer les revenus du travail de ceux du capital. Pour surmonter ce problème, on suppose usuellement qu'au sein de chaque secteur, la rémunération des indépendants est en moyenne la même que celle des salariés (voir encadré). Nous suivons ici la littérature, tout en notant que l'ajustement peut comporter un biais car il suppose que les travailleurs indépendants sont identiques aux salariés. La prise en compte des indépendants revêt en tout cas une importance particulière lorsque la part des travailleurs indépendants varie au fil du temps ou selon les pays.

Immobilier

La troisième et dernière question est celle des revenus du capital venant de l'immobilier. Dans

le cadre théorique vu plus haut, K représente le capital utilisé par les entreprises pour produire des biens et services. L'immobilier résidentiel en est donc exclu. Dans les comptes nationaux toutefois,

Encadré – Données et définitions*Sources des données*

Les sources ont été choisies afin de pouvoir disposer de la plus grande profondeur temporelle possible. Pour la France et les États-Unis, les données utilisées sont respectivement celles de l'Insee et du Bureau of Economic Analysis. Elles permettent de remonter jusqu'en 1949. Pour les huit autres pays étudiés, nous utilisons la base de données STAN de l'OCDE, qui fournit des données débutant à des dates différentes mais qui remontent toutes au moins à 1995. Ces données proviennent principalement des comptes nationaux des différents pays, publiés notamment par Eurostat. L'OCDE estime certaines informations manquantes, surtout pour les années les plus anciennes et pour les niveaux sectoriels détaillés, de sorte que les données utilisées peuvent ne pas refléter exactement celles des comptes nationaux des pays étudiés.

Méthodologie de calcul de la part du travail

La part du travail est calculée en premier lieu et avant ajustement comme le rapport entre la rémunération des salariés (D1)^(a) et la valeur ajoutée au coût des facteurs, qui correspond à la valeur ajoutée brute (B1G) hors impôts (D29) et subventions sur la production (D39). En France, toutefois, la comptabilité nationale permet de séparer les taxes sur les salaires et la main-d'œuvre des autres taxes sur la production, de sorte que les taxes sur les salaires et la main d'œuvre sont intégrées à la rémunération du travail.

Ajustement pour les travailleurs indépendants

Les revenus des travailleurs indépendants intégrant les revenus de leur travail et de leur capital (revenus mixtes), l'évaluation de la rémunération du travail indépendant est un problème usuel du calcul de la part du travail dans la valeur ajoutée. La comptabilité nationale ventile la valeur ajoutée au coût des facteurs entre la rémunération des salariés, l'excédent brut d'exploitation et les revenus mixtes à différents niveaux d'agrégation (branches, secteurs institutionnels et économie totale). Les revenus mixtes représentent les revenus des travailleurs indépendants mais, afin de les séparer entre la rémunération du travail et du capital, il convient de faire des choix conventionnels.

Pour séparer la part du travail de celle du capital dans les revenus mixtes des travailleurs indépendants, il est usuel de supposer qu'au sein de chaque branche d'activité, la rémunération du travail d'un travailleur indépendant est en moyenne la même que celle d'un salarié. Cet ajustement revêt une importance particulière lorsque la structure de l'emploi se modifie entre les travailleurs salariés et indépendants. En France, par exemple, le nombre de travailleurs indépendants a diminué depuis la Seconde Guerre mondiale (leur part est passée de 39 % de l'emploi total en 1949 à 13 % en 2017), notamment en raison de la diminution de la part de l'emploi agricole.

Ici, nous calculons le salaire horaire brut des employés à un niveau fin des branches d'activité et nous l'appliquons aux travailleurs indépendants de chaque branche. Nous distinguons dix-sept branches différentes en France, dix-sept aux États-Unis pour les années les plus récentes et douze pour les années les plus anciennes, et trente-quatre dans tous les autres pays. Aux États-Unis, la nomenclature a changé au cours de la période étudiée, passant de la nomenclature SIC (*Standard Industrial Classification*) de 1972 à la nomenclature SIC de 1987, puis au système NAICS (*North American Industry Classification System*) en 1997. En conséquence, la courbe de la part du travail est discontinue en 1997 et en 1987 sans retraitement. Pour ces deux années, nous avons calculé la part du travail sur la base de deux jeux de données, puis nous avons ajusté la tendance des années les plus anciennes à la valeur de la dernière année pour laquelle les données les plus récentes sont disponibles. L'ampleur de ces ajustements se situe entre -2.7 % et +3.9 % de la part du travail.

Champ de l'étude

La part du travail a été calculée sur différents champs : premièrement, sur l'économie totale (toutes les branches d'activité), deuxièmement, sur le secteur marchand, et troisièmement, pour le secteur marchand hors services immobiliers. Sur chacun des champs, la part du travail est corrigée comme vu plus haut pour tenir compte des travailleurs indépendants. Pour la France et les États-Unis, d'autres mesures de la part du travail ont été calculées : tout d'abord pour le secteur marchand, mais sans appliquer de correction pour les travailleurs indépendants, ceci afin d'illustrer l'impact de cette correction, et ensuite pour les sociétés non financières (SNF). Le champ des SNF exclut les travailleurs indépendants dans le cas de la France et des États-Unis, mais cela n'est pas toujours le cas pour les autres pays (cf. Pionnier & Guidetti, 2015).

Enfin, les branches suivantes sont considérées comme non marchandes : les services d'administration publique et de défense, services de sécurité sociale obligatoire (section O)^(b), les services de l'enseignement (section P), les services de santé et d'action sociale (section Q), les services créatifs, artistiques et récréatifs (section R), les autres services (section S) et les services des ménages en tant qu'employeurs (section T). Cette définition des branches non marchandes a été appliquée à tous les pays et préférée au traitement au cas par cas, même s'il existe des différences entre les pays. Par exemple, les services de santé sont considérés comme une branche non marchande en France mais comme une branche marchande aux États-Unis^(c). En appliquant la même définition des branches non marchandes, on obtient un champ cohérent pour tous les pays.



ENCADRÉ (suite)

Définition des loyers imputés

En comptabilité nationale, le fait de louer un logement à une personne revient à produire un service de logement, dont le loyer constitue la rémunération. Par convention, on considère que les propriétaires qui occupent leur propre logement se fournissent à eux-mêmes ce service de logement ; la notion de loyer imputé désigne le loyer qu'ils paieraient pour ce logement. Une grande partie de la production des services immobiliers déclarée correspond à ces loyers imputés : en France, en 2015, les loyers représentaient 97 % de la valeur ajoutée totale des services immobiliers, et les loyers imputés en représentaient 61 % à eux seuls.

Sans cette correction, il ne serait pas pertinent de comparer les PIB de pays dont les taux d'accession à la propriété sont différents. En revanche, la correction crée des problèmes de mesure.

(a) Classification tirée du Système européen des comptes (SEC) 2010.

(b) Nomenclature NACE Rev. 2.

(c) La distinction entre branches marchandes et non-marchandes est basée sur la méthode d'évaluation de la comptabilité nationale. Un service ou un produit est considéré comme « non-marchand » s'il est gratuit ou s'il est vendu à un prix non économiquement significatif (moins de 50 % du coût). Dans ce cas, la valeur de la production est estimée comme étant la somme des coûts de production.

les revenus tirés de l'immobilier résidentiel sont inclus dans les revenus du capital.

La bonne façon de comptabiliser les revenus immobiliers dépend en fait de la question que l'on se pose. Les revenus immobiliers sont en effet une forme de revenu du capital et ont par conséquent des effets de redistribution importants au sein d'une génération et entre différentes générations. Si on veut observer la dynamique de l'inégalité des richesses, il faut clairement inclure le capital immobilier.

En revanche, si l'on veut comprendre l'impact de la technologie, des échanges commerciaux ou du pouvoir de marché, il faut prendre soin d'ôter de la mesure les revenus du capital tirés de l'immobilier résidentiel. Les théories mentionnées précédemment mettent l'accent sur l'évolution du capital productif et montrent comment la valeur ajoutée se partage entre rémunération du travail et profits. Pour évaluer l'impact de l'automatisation, de l'intelligence artificielle, des échanges commerciaux, de la syndicalisation, des loyers oligopolistiques ou du pouvoir de monopsonne, nous devons donc utiliser une mesure des revenus du capital excluant les revenus immobiliers.

À cet égard, il existe en réalité deux niveaux de biais. Premièrement, au niveau d'un pays, les loyers résidentiels font partie de la valeur ajoutée, qu'ils soient effectifs ou imputés pour les logements occupés par leur propriétaire. Cela peut indéniablement créer un biais lorsque la valeur ajoutée de l'immobilier change par rapport au PIB. L'une des solutions consiste à calculer la part du travail en excluant le secteur immobilier. C'est la correction que nous apportons, tout en gardant à l'esprit l'existence d'un autre biais qui n'est en revanche pas traité pour l'instant. Dans de nombreux pays, les entreprises détiennent

des biens immobiliers et perçoivent des loyers. Ces revenus locatifs ne font pas partie du capital productif et créent dès lors un biais dans l'évaluation de la part du travail, même au niveau du secteur institutionnel ou de l'industrie.

Évolution de la part du travail dans dix pays développés membres de l'OCDE

Dans cette partie, nous étudions l'évolution de la part du travail dans dix pays développés membres de l'OCDE, pour lesquels les données disponibles nous permettent d'analyser les biais présentés dans la partie précédente (cf. encadré). Les pays considérés sont l'Allemagne, la Belgique, le Danemark, l'Espagne, les États-Unis, la France, l'Italie, les Pays-Bas, le Royaume-Uni et la Suède. Nous examinons également l'évolution de la part du travail dans une « zone euro » reconstituée comprenant l'Allemagne, la Belgique, l'Espagne, la France, l'Italie et les Pays-Bas⁴. Pour la France et les États-Unis, les données utilisées sont celles publiées par respectivement l'Insee et le Bureau of Economic Analysis sur une très longue période remontant au moins à la fin des années 1940. Pour cette raison, on s'intéresse d'abord à l'évolution de la part du travail dans ces deux pays sur une longue période, et on aborde ensuite les huit autres pays sur une période plus courte (depuis le milieu des années 1990).

La France et les États-Unis

Cinq mesures de la part du travail sont établies et comparées pour les deux pays sur toute la période

4. En 2017, ces six pays représentaient 86 % du PIB de la zone euro dans son ensemble.

(1949-2017). La première porte sur l'économie totale. Son principal avantage est d'être exhaustive. Mais elle a pour inconvénient d'inclure les activités non-marchandes, c'est-à-dire, principalement, l'administration publique, qui représentent dans les deux pays environ un tiers du total de la valeur ajoutée sur la période considérée et dont le calcul, dicté par de strictes normes comptables internationales, est extrêmement spécifique et repose essentiellement sur l'approche par les coûts. La deuxième mesure porte sur le secteur marchand, ce qui permet précisément d'éviter cette difficulté. La troisième mesure porte également sur le secteur marchand mais n'inclut pas de correction pour les travailleurs indépendants (contrairement aux deux premières mesures et à la quatrième), dans le but d'illustrer l'ampleur de cette correction. La quatrième mesure porte sur le secteur marchand mais en exclut les activités immobilières (qui représentent 16 % de la valeur ajoutée marchande à la fin de la période dans les deux pays), pour les raisons évoquées précédemment. La cinquième et dernière mesure porte sur les sociétés non financières (SNF). Elle exclut ainsi les travailleurs indépendants⁵ et les sociétés financières, pour lesquelles la valeur ajoutée est difficile à évaluer car fortement dépendante de normes comptables internationales. Le champ des SNF est plus précis et est moins influencé par les normes comptables, mais il ne couvre qu'environ la moitié du PIB à la fin de la période dans les deux pays.

La part du travail en France

La figure IV-A présente les cinq mesures de la part du travail en France. Le cas de la France illustre parfaitement les trois biais mentionnés dans la partie précédente⁶.

S'agissant du premier biais, on constate que le diagnostic établi pour la tendance de la part du travail dépend en grande partie de la période initiale. Sur les dernières décennies, la part du travail dans l'économie totale ou dans le secteur marchand ne présente pas de tendance nette depuis la fin des années 1980, mais affiche au contraire une forte diminution depuis la fin des années 1970 ou le début des années 1980. Les deux chocs pétroliers des années 1970 ont engendré un *wage push* et, en raison de l'inertie des prix, une augmentation prononcée de la part du travail. À compter du milieu des années 1980, la stratégie de « désinflation compétitive » mise en œuvre par le gouvernement français a permis de freiner les salaires et de faire diminuer la part du travail. Cette stratégie a porté ses fruits et, vers la fin des années 1980, la part du travail a

semblé avoir atteint un nouveau point d'équilibre qui a duré une vingtaine d'années, jusqu'à la crise financière de 2008. L'exemple de la France suggère que, pour évaluer la tendance d'évolution de la part du travail, la période initiale doit être choisie avant ou après (mais pas pendant) tout changement temporaire de la part du travail dû à des chocs spécifiques, comme l'ont été les deux chocs pétroliers des années 1970 et les dix années d'ajustement qui ont suivi.

S'agissant du deuxième biais, la correction pour les travailleurs indépendants affecte sensiblement le niveau de la part du travail en France ainsi que sa tendance d'évolution. La mesure non corrigée de la part du travail indépendant est plus basse et croît plus rapidement que celle corrigée des travailleurs indépendants. Cet écart de croissance vient de la diminution continue de la part des travailleurs indépendants dans l'emploi total, passée d'environ 39 % à environ 10 % entre la fin des années 1940 et le début des années 2000 (voir figure V). Elle est ensuite restée stable jusqu'à la fin des années 2000, avant de légèrement augmenter (1 point de pourcentage) suite à la création de la catégorie particulière des « auto-entrepreneurs » en 2008. Compte tenu de cette évolution de la part des travailleurs indépendants dans l'emploi total, l'écart entre la mesure de la part du travail corrigée et non corrigée a diminué, passant d'environ 25 points de pourcentage à la fin des années 1940 à environ 5 points au début des années 2000, puis est resté stable par la suite. Il semble donc nécessaire de considérer des mesures corrigées pour analyser les tendances de la part du travail.

S'agissant du troisième biais, il apparaît que l'exclusion des services immobiliers modifie radicalement le diagnostic quant à l'évolution tendancielle de la part du travail. Excepté les dix années affectées par les chocs pétroliers entre le milieu des années 1970 et le milieu des années 1980, la part du travail dans le secteur marchand y compris services immobiliers a diminué jusqu'à la crise financière de 2008, puis augmenté par la suite. Entre la fin des années 1940 et la crise financière, la diminution est d'environ 12 points de pourcentage et l'augmentation qui a suivi jusqu'à présent est d'environ 3 points de pourcentage. Hors services immobiliers, elle a évolué de façon totalement différente, avec des

5. Le fait pour le champ des SNF d'exclure les travailleurs indépendants est spécifique à quelques pays, dont la France et les États-Unis (cf. Pionnier & Guidetti, 2015). Pour cette raison, dans la section suivante, nous ne calculons ni n'analysons son évolution pour les autres pays développés.
6. Deux de ces trois biais potentiels ont récemment été analysés par Cette & Ouvrard (2018).

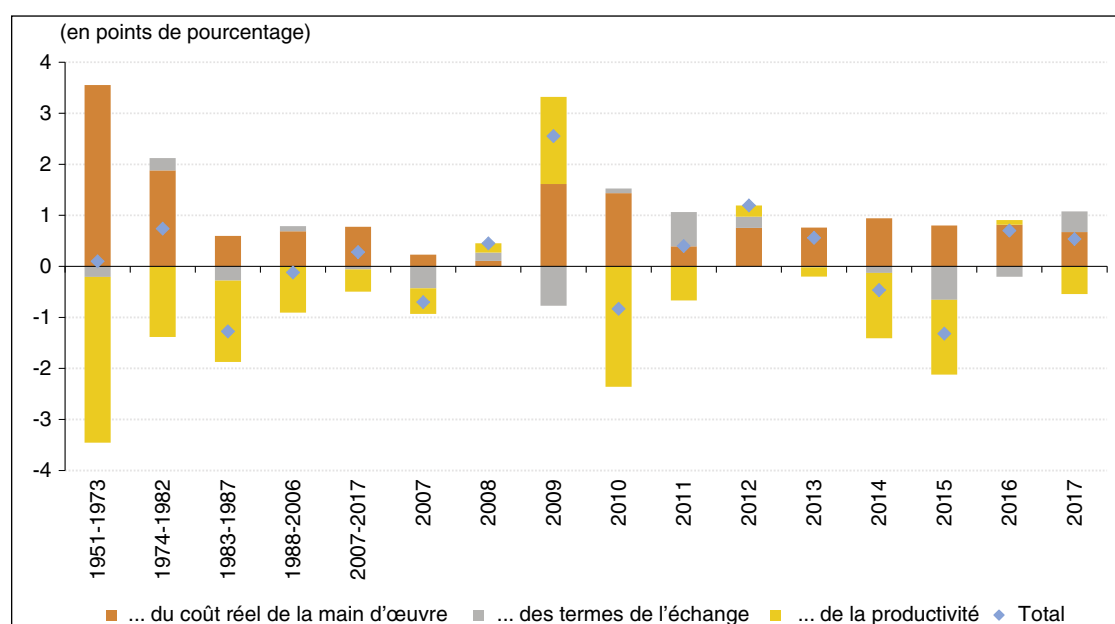
fluctuations prononcées autour d'un niveau relativement stable à environ 70 %. Elle a fluctué aux alentours de ce niveau de la fin des années 1940 au premier choc pétrolier, l'a dépassé durant la longue décennie comprise entre le milieu des années 1970 et le milieu des années 1980, puis est restée en deçà pendant une vingtaine d'années jusqu'à la crise financière de 2008 ; depuis, elle évolue de nouveau aux alentours de ce niveau stable. L'écart entre ces deux mesures de la part du travail vient de la part grandissante des services immobiliers dans la valeur ajoutée totale, qui est passée d'environ 3.5 % à la fin des années 1940 à environ 16 % en 2008 puis est restée stable par la suite (voir figure VI). Sur le champ des SNF, le diagnostic est très semblable à celui du secteur marchand hors services immobiliers.

Le diagnostic sur la tendance d'évolution de la part du travail en France est donc très sensible aux trois biais. Celui établi après que les trois ont été pris en compte semble indiquer que, pendant une très longue période de soixante-dix ans à compter de la fin des années 1940, la part du travail a connu des fluctuations prononcées aux alentours d'un niveau relativement stable. Mais, si l'on n'applique pas la correction relative aux travailleurs indépendants, on risque de diagnostiquer une augmentation à tort et, si l'on n'exclut pas les services immobiliers ou si l'on choisit la période initiale durant la décennie allant du milieu des années 1970 au milieu des années 1980, il est même possible de diagnostiquer à tort une diminution...

Pour mieux comprendre l'évolution de la part du travail, on la décompose comptablement selon les contributions de la productivité apparente du travail, des termes de l'échange et du coût réel du travail⁷. La figure III présente la contribution de ces trois déterminants comptables à l'évolution de la part du travail dans le secteur marchand hors services immobiliers en France, entre le début des années 1950 et l'année 2017. Durant cette période, le coût réel du travail a contribué positivement à l'évolution de la part du travail tandis que la productivité a globalement contribué négativement et avec la même amplitude. Bien que la contribution des termes de l'échange apparaisse tantôt positive, tantôt négative selon la conjoncture, et d'ampleur parfois importante, elle n'explique que marginalement l'évolution de la part du travail sur la période. L'augmentation de la part du travail constatée de 1973 à 1982 reflète en effet l'évolution du coût réel du travail, qui a augmenté plus rapidement que la productivité apparente du travail. Cette situation s'est inversée dans les années 1980, engendrant une diminution prononcée de la part du travail. De 1988 à 2016, la part du travail est restée relativement stable. La forte augmentation constatée en 2009 découle de la contribution positive du coût réel du travail et de la productivité, et la diminution

7. Sur la base de la notation adoptée plus haut : $(WN)/(PY) = (W/Pc) (Pc/P) (Y/N)^{-1}$ où Pc est le prix à la consommation finale des ménages, (Y/N) correspond à la productivité apparente de la main-d'œuvre, (Pc/P) correspond aux termes de l'échange et (W/Pc) correspond au coût réel de la main-d'œuvre.

Figure III
Contribution aux variations de la part du travail dans le secteur marchand, hors services immobiliers



Source : Insee, comptes nationaux. Calculs des auteurs.

puis l'augmentation constatée depuis découlent des écarts entre la contribution du coût réel du travail et celle de la productivité apparente du travail. De cette analyse comptable, il ressort qu'à court terme, l'évolution de la part du travail reflète parfois les termes de l'échange (par exemple en 2007 et en 2015) mais le plus souvent les effets de la productivité apparente du travail et du coût réel du travail. En particulier, l'augmentation de la part du travail entre 2007 et 2017 découle d'une croissance du coût réel du travail, supérieure à celle de la productivité.

La part du travail aux États-Unis

La figure IV-B présente les cinq mesures de la part du travail aux États-Unis. Ces cinq mesures présentent des tendances similaires sur la totalité de la période : stabilité entre la fin des années 1940 et le début des années 1970, puis diminution jusqu'à la crise financière en 2009, et enfin quasi-stabilité. Les trois biais semblent jouer de façon beaucoup moins importante qu'en France, et ce pour des raisons bien particulières.

S'agissant du premier biais, les chocs pétroliers des années 1970 n'ont pas eu d'impact significatif sur les différentes mesures de la part du travail, car les États-Unis étaient à cette époque de grands producteurs de pétrole et de gaz. Les chocs pétroliers y ont donc surtout opéré un transfert des secteurs consommateurs d'énergie

vers les secteurs producteurs de pétrole et de gaz, tandis qu'en France le transfert s'est fait de tous les secteurs vers les pays étrangers producteurs de pétrole et de gaz⁸. La part de l'extraction de pétrole et de gaz dans la valeur ajoutée totale a augmenté aux États-Unis, passant d'environ 1 % au début des années 1970 à un maximum de 4 % au début des années 1980, avant de repasser à 1 % au début des années 1990.

S'agissant du deuxième biais, la correction relative aux travailleurs indépendants n'a un impact tangible sur la mesure de la part du travail qu'avant le début des années 1970, et plus vraiment par la suite : durant cette période intermédiaire de 1949 à 1970, la part du travail non corrigée des travailleurs indépendants a augmenté de 5 points de pourcentage tandis que la mesure corrigée est restée relativement stable. Cela découle des variations de la part des travailleurs indépendants dans l'emploi total : elle a diminué d'environ 17 % à environ 9 % durant cette période intermédiaire, puis est restée stable jusqu'au début des années 1990, avant de diminuer à nouveau très légèrement (à environ 7 %) jusqu'à la période récente (figure V). La forte diminution de la part des travailleurs indépendants dans l'emploi total observée en France jusqu'au début des années 2000 est intervenue aux États-Unis principalement avant la Seconde Guerre mondiale.

8. Cette explication a déjà été donnée par Baghli et al. (2003).

Figure IV
Part du travail en pourcentage de la valeur ajoutée

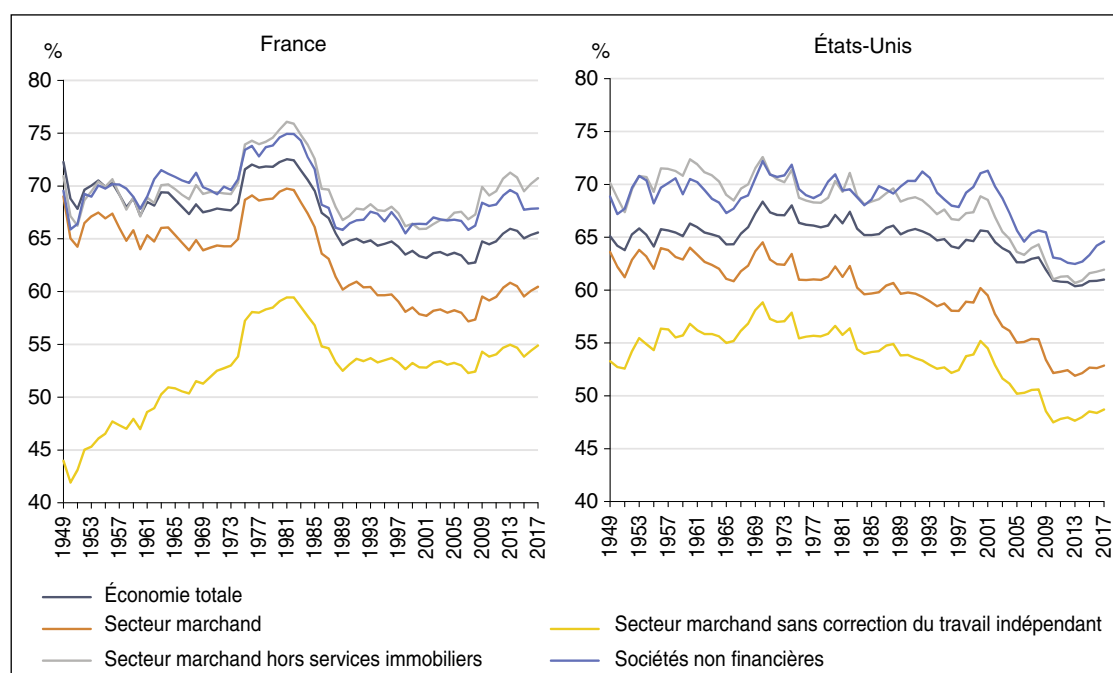
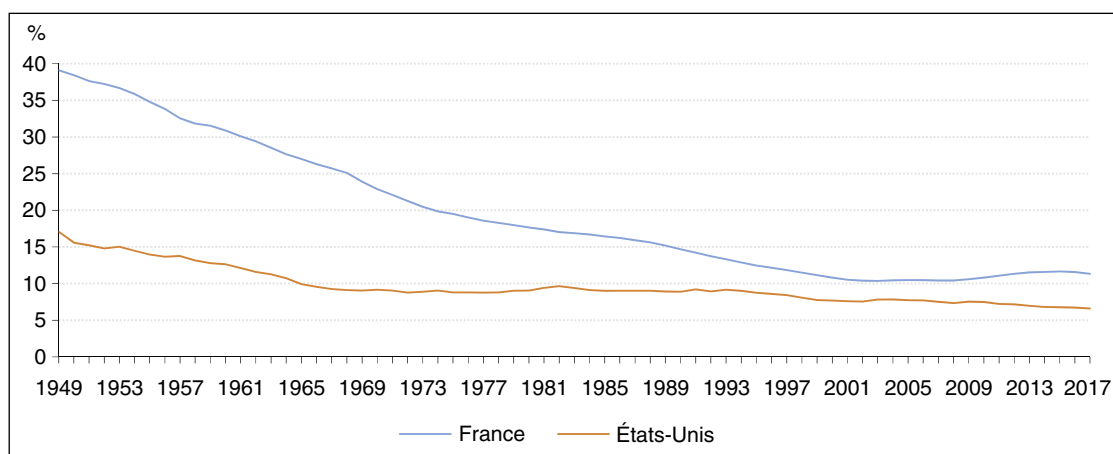


Figure V
Part des travailleurs indépendants dans l'emploi total



Source : Insee et BEA, comptes nationaux. Calculs des auteurs.

S'agissant du troisième biais, l'impact des services immobiliers sur l'évolution de la part du travail apparaît bien plus faible aux États-Unis qu'en France. En effet, sur l'ensemble de la période comprise entre 1949 et 2017, la part des services immobiliers dans la valeur ajoutée totale a augmenté d'environ 6 points de pourcentage aux États-Unis (d'environ 10 % à environ 16 %) mais de près de deux fois plus en France (figure VI). C'est pourquoi, contrairement à la France, l'exclusion des services immobiliers atténue la diminution de la part du travail dans le secteur marchand, sans toutefois la renverser ou l'annuler. Entre son niveau maximal de 1970 et celui de 2017, la mesure non corrigée de la part du travail dans le secteur marchand a diminué d'environ 12 points de pourcentage (de 64.5 % à 52.5 %) tandis que la part du travail dans le secteur marchand hors services immobiliers a diminué d'environ 10 points de pourcentage (de 72 % à 62 %). Toutefois, pour les SNF, la part du travail a fluctué aux alentours d'un niveau stable d'environ 70 % entre la fin des années 1940 et le début des années 2000, puis a diminué d'environ 5 points de pourcentage par la suite et ce jusqu'à la période actuelle, cette diminution ayant intégralement pris place avant 2010. Il semble donc que la diminution de la part du travail soit confirmée aux États-Unis, mais principalement durant les dix premières années du siècle, cette orientation ayant été moins marquée avant et après.

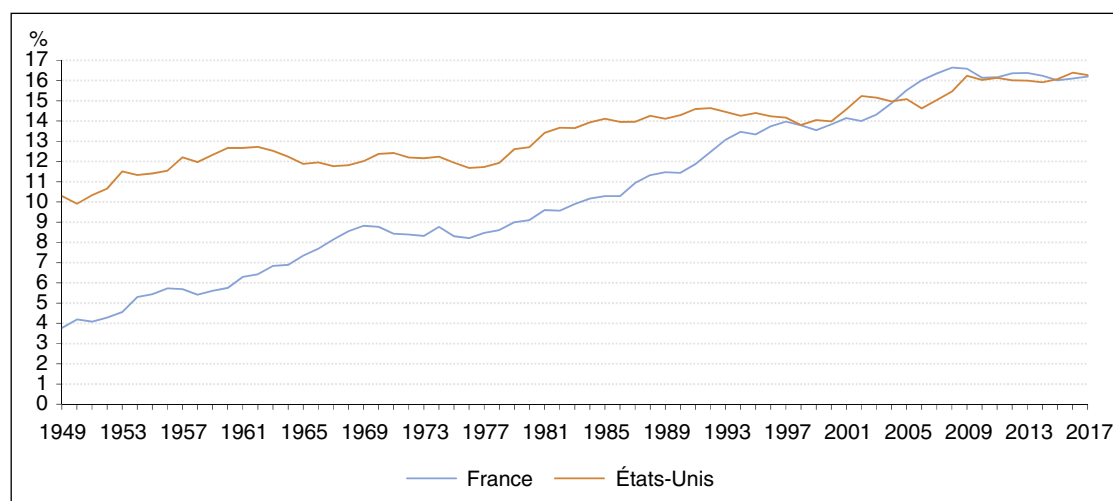
En conséquence, le diagnostic sur l'évolution tendancielle de la part du travail diffère entre la France et les États-Unis. En tenant compte des trois biais, on n'observe pas de diminution structurelle en France et on peut même considérer

que la part du travail a augmenté sur les vingt dernières années. Aux États-Unis, une diminution de la part du travail est observée après 2000. Celle-ci coïncide avec trois autres évolutions de l'économie américaine : l'accentuation de la concentration industrielle, la hausse des profits et la baisse des investissements relativement à la production. Face à ces évolutions, Covarrubias *et al.* (2019) examinent l'importance relative de la concurrence, des barrières à l'entrée, de la technologie et des échanges commerciaux. Les échanges commerciaux jouent ainsi un rôle important dans le secteur manufacturier. Toutefois, la dynamique de la concentration, des profits, des investissements et de la part du travail dans la valeur ajoutée serait globalement due à une hausse du pouvoir de marché des entreprises dans la plupart des secteurs au cours des années 2000. La hausse du pouvoir de marché proviendrait de la hausse des barrières à l'entrée, d'une application insuffisante de la législation antitrust et du lobbying des sociétés implantées.

Évolution de la part du travail dans la « zone euro » et dans huit autres pays développés

Examinons maintenant l'évolution de la part du travail dans huit autres pays développés, pour lesquels des données suffisamment détaillées peuvent être obtenues à partir de la base STAN de l'OCDE : l'Allemagne, la Belgique, le Danemark, l'Espagne, l'Italie, les Pays-Bas, le Royaume-Uni et la Suède. Nous comparons l'évolution de la part du travail entre la plus ancienne année disponible (qui remonte au moins à 1995) et la période récente, et pour deux champs : le secteur

Figure VI
Part des services immobiliers dans la valeur ajoutée totale



Source : Insee et BEA, comptes nationaux. Calculs des auteurs.

marchand et le secteur marchand hors services immobiliers. Dans la mesure où le partage de la valeur ajoutée entre la rémunération du travail et du capital n'a pas nécessairement de sens pour le secteur public (cf. ci-dessus), nous n'abordons pas plus qu'avant la part du travail dans l'économie totale⁹. Par ailleurs, l'exclusion des activités financières ne modifiant pas l'évolution tendancielle de la part du travail, nous ne faisons ici aucun commentaire sur la mesure correspondante. Les mesures présentées sont ajustées pour les travailleurs indépendants. Selon le pays, la dernière observation est celle de l'année 2015, 2016 ou 2017. Enfin, on étudie également la part du travail au niveau d'une « zone euro » de six pays comprenant l'Allemagne, la Belgique, l'Espagne, la France, l'Italie et les Pays-Bas.

Les figures VIII et IX montrent l'évolution des mesures de la part du travail dans la « zone euro » et dans les huit pays considérés. Le tableau suivant présente les principaux résultats de l'analyse, en y incluant la France et les États-Unis afin d'étendre la comparaison. L'évolution tendancielle de la part du travail dans les différents pays, qu'il s'agisse de l'économie totale ou du secteur marchand, semble cohérente avec celle présentée dans les études internationales, comme celles du FMI (2017) et de l'OCDE (2018), sous réserve que la comparaison soit possible (et qu'elle porte sur une période similaire).

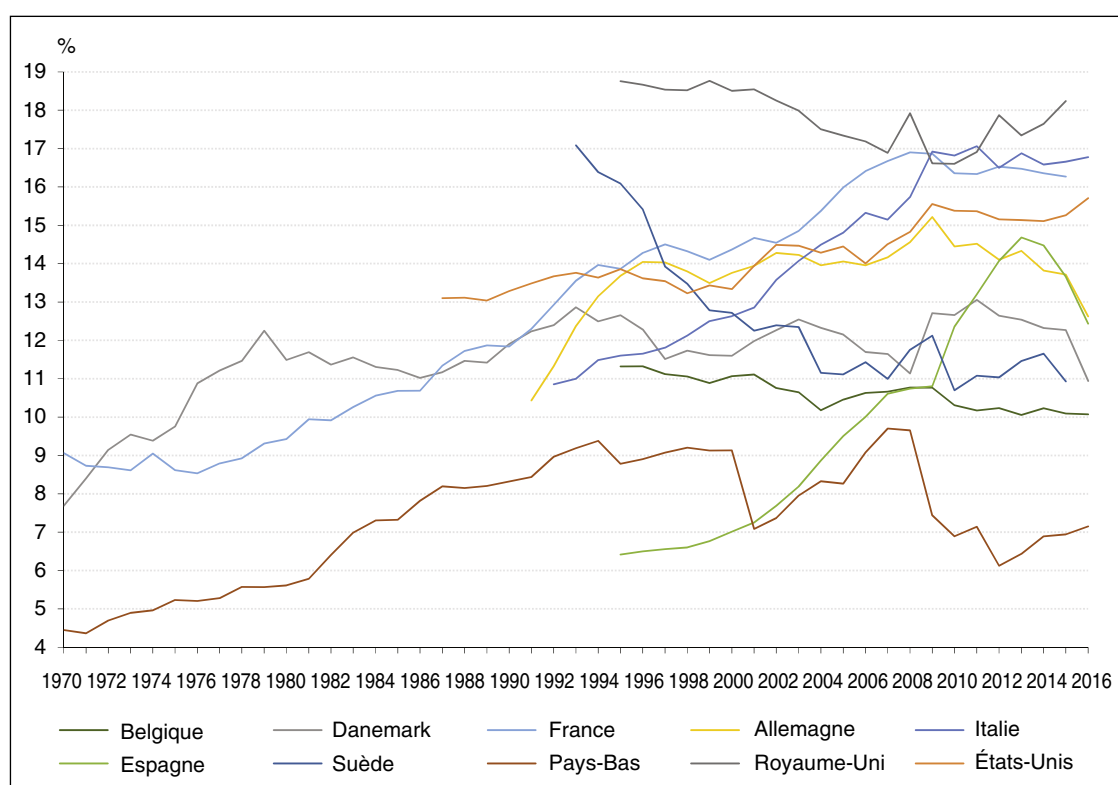
9. La part du travail est toujours plus élevée dans l'économie totale que dans le secteur marchand, mais les tendances des deux indicateurs sont similaires dans les huit pays (voir figure IX).

Tableau
Évolution tendancielle de la part du travail dans le secteur marchand, de l'année la plus ancienne à la période actuelle

		Avec les services immobiliers		
		Diminution	Stabilité	Augmentation
Sans les services immobiliers	Diminution	Belgique Danemark Allemagne Pays-Bas États-Unis		
	Stabilité	« Zone euro » France		Suède
	Augmentation	Espagne	Italie	Royaume-Uni

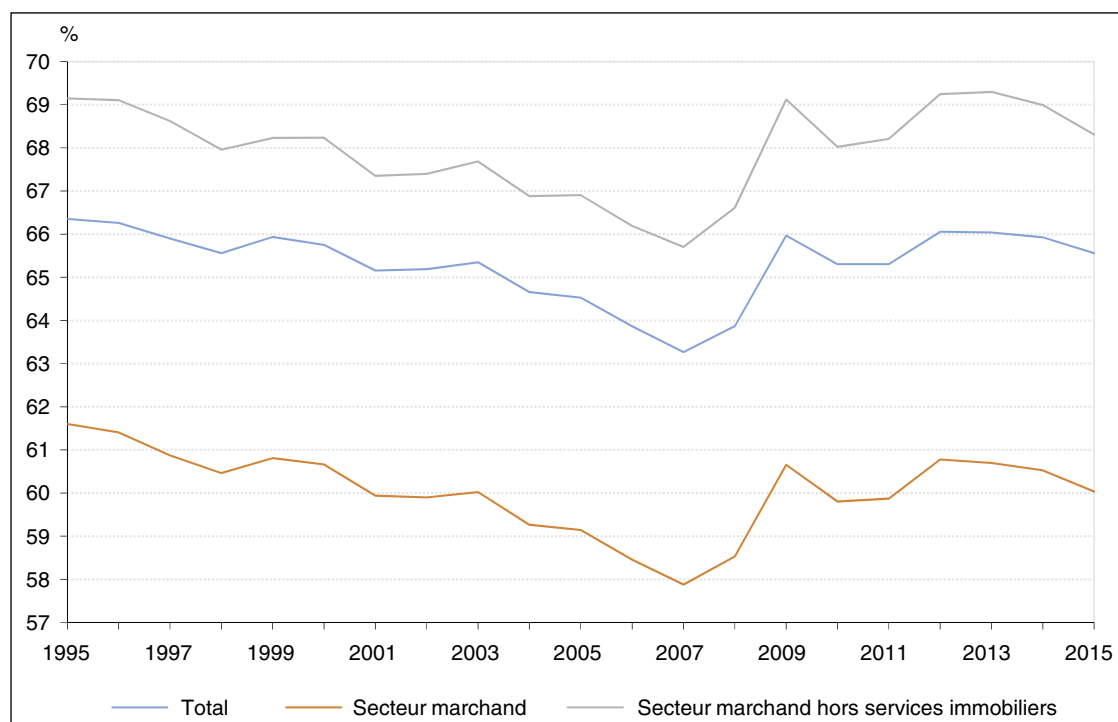
Note : on considère que la part du travail augmente (resp. diminue) tendanciuellement si la pente de la tendance linéaire sur la période disponible est supérieure (resp. inférieure) à 0,025 (-0,025) point de pourcentage par an. Les périodes considérées dans ce tableau correspondent à celles des figures IV et IX : 1949-2017 pour la France et les États-Unis, 1970-2016 pour le Danemark et les Pays-Bas, 1992-2016 pour l'Italie, 1993-2015 pour la Suède, 1991-2015 pour l'Allemagne, 1995-2015 pour l'Espagne et le Royaume-Uni et 1995-2016 pour la Belgique.

Figure VII
Part des services immobiliers dans la valeur ajoutée du secteur marchand, 1970-2016



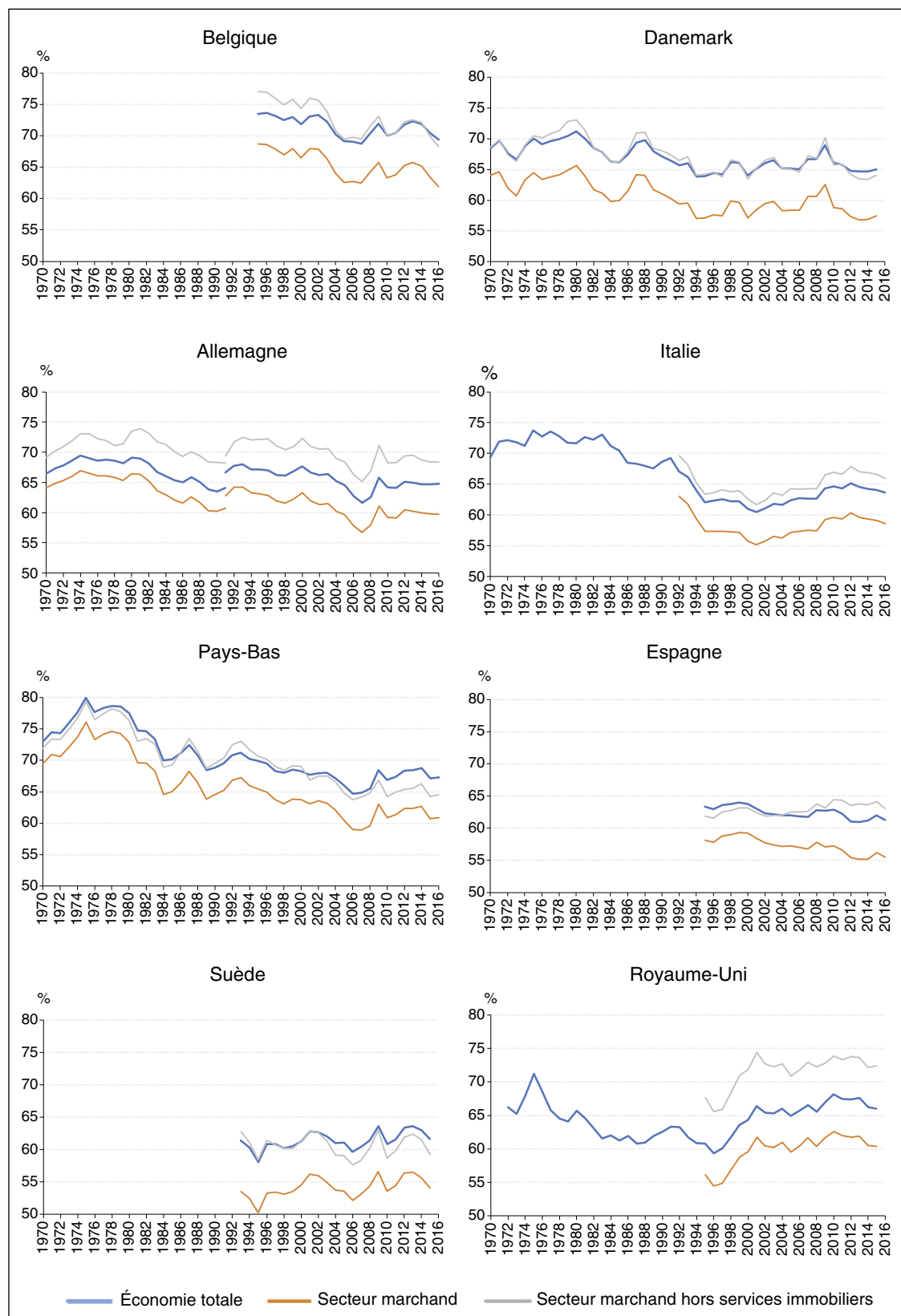
Source : OCDE, base de données STAN. Calculs des auteurs.

Figure VIII
Part du travail dans la « zone euro » en pourcentage de la valeur ajoutée



Note : dans cette figure, la zone euro inclut l'Allemagne, la Belgique, l'Espagne, la France, l'Italie et les Pays-Bas. En 2017, ces six pays représentaient 86 % du PIB de la zone euro dans son ensemble.
Source : OCDE, base de données STAN. Calculs des auteurs.

Figure IX
Part du travail en pourcentage de la valeur ajoutée



Note : en Allemagne, la coupure correspond au moment de la réunification.
Source : OCDE, base de données STAN. Calculs des auteurs.

Pour la « zone euro » et dans sept des dix pays analysés, il apparaît que, sur la période, la part du travail a augmenté davantage ou moins diminué lorsque les services immobiliers sont exclus du champ d'analyse. Les trois exceptions sont la Belgique, les Pays-Bas et la Suède. Cela provient du fait que la part des services immobiliers dans la valeur ajoutée du secteur marchand a légèrement diminué dans ces trois pays tandis qu'elle a augmenté dans les sept autres pays (figure VII). En Espagne notamment, cette augmentation a été suffisamment importante pour modifier l'orientation de la part du travail : entre 1995 et 2016, environ -2 points de pourcentage avec les services immobiliers inclus et +1 points de pourcentage en excluant les services immobiliers. De fait, la part des services immobiliers dans la valeur ajoutée du secteur marchand a augmenté en Espagne de 6.4 % à 12.4 % durant cette période, ce qui représente la plus forte augmentation observée dans les dix pays analysés. En France, la part du travail a évolué négativement sur le champ marchand mais est restée globalement stable sur le champ marchand hors services immobiliers.

Ainsi, pour la « zone euro » et les dix pays développés étudiés, la part du travail dans le secteur marchand ne montre pas de tendance généralisée à la baisse ou à la hausse. Lorsque les services immobiliers sont inclus dans la valeur ajoutée, l'évolution affiche une nette tendance à la baisse dans la « zone euro » et dans sept pays, une nette tendance à la hausse dans deux pays et une quasi-stabilité dans un seul pays. Lorsque les services immobiliers sont exclus, l'évolution affiche une nette tendance à la baisse dans cinq pays, une nette tendance à la hausse dans trois pays et une quasi-stabilité dans la « zone euro » et dans deux pays. En conséquence, les données mobilisées ici, portant sur dix pays développés et la « zone euro », ne confirment pas le diagnostic habituellement établi, à savoir une orientation à la baisse de la part du travail dans les pays développés ces dernières décennies. Comme on l'a vu précédemment, même les États-Unis ne présentent pas non plus de nette tendance à la baisse. En particulier, la correction relative aux services immobiliers fait diminuer le nombre de pays pour lesquels l'orientation de la part du travail est nettement en baisse.

* *
*

Cette analyse a remis en question le consensus selon lequel la part du travail diminuerait de

façon généralisée. Un modèle théorique simple a été proposé afin de souligner les principaux facteurs qui influencent l'évolution de la part du travail. Une analyse empirique a été menée pour un sous-ensemble de la zone euro et les dix pays développés suivants : l'Allemagne, la Belgique, le Danemark, l'Espagne, les États-Unis, la France, l'Italie, les Pays-Bas, le Royaume-Uni et la Suède. Pour la France et les États-Unis, la part du travail a pu être calculée sur toute la période de l'après-guerre. Pour la « zone euro » et les huit autres pays, la période d'étude débute dans les années 1990.

Les travaux empiriques sur l'évolution de la part du travail dans la valeur ajoutée sont sujets à trois biais importants : (i) le point de départ de l'analyse, (ii) la prise en compte des travailleurs indépendants et (iii) la prise en compte des revenus tirés de l'immobilier résidentiel. Lorsque ces trois biais sont pris en compte, la part du travail dans le secteur marchand ne semble pas connaître de tendance généralisée à la baisse ou à la hausse. Lorsque les services immobiliers sont inclus dans la valeur ajoutée, l'évolution affiche une nette tendance à la baisse dans la « zone euro » et dans sept des dix pays, une nette tendance à la hausse dans deux pays et une quasi-stabilité dans un seul pays. Lorsque les services immobiliers sont exclus, l'évolution montre une nette tendance à la baisse dans cinq pays, une nette tendance à la hausse dans trois pays et une quasi-stabilité dans la « zone euro » et dans deux pays.

L'évolution constatée de la part du travail est grandement influencée par le point de départ choisi. C'est particulièrement frappant en Europe, où on observe une hausse de la part du travail à la suite des chocs pétroliers dans les années 1970. Cette hausse peut conduire à interpréter un retour à la tendance de long terme comme une baisse de la part du travail. Le second biais, concernant la correction pour les travailleurs indépendants, est une question récurrente dans le calcul de la part du travail dans la valeur ajoutée. La correction que nous appliquons est classique, mais il convient de garder à l'esprit l'ampleur que cette correction peut avoir lorsque les parts du travail salarié et indépendant varient, que ce soit entre pays ou au cours du temps.

Enfin, dans la mesure où ils constituent une composante des revenus du capital, les revenus immobiliers ont des effets de redistribution significatifs. Ils doivent donc être inclus pour analyser l'inégalité des revenus, mais il nous semble approprié de les exclure pour l'analyse du partage de la valeur ajoutée entre la rémunération du travail

et les profits. En effet, les explications habituellement apportées à l'évolution tendancielle de la part du travail (technologie, échanges commerciaux, pouvoir de marché, syndicalisation, etc.)

n'ont rien à voir avec les revenus immobiliers. Et, comme nous l'avons vu, leur exclusion modifie largement le diagnostic établi concernant l'évolution de la part du travail. □

BIBLIOGRAPHIE

Acemoglu, D. & Restrepo, P. (2018). Artificial Intelligence, Automation and Work. NBER *Working Paper* N° 24196.
<https://doi.org/10.3386/w24196>

Aghion, P., Bergeaud, A., Boppart, T., Klenow, P. & Li, H. (2019). A Theory of Falling Growth and Rising Rents. Mimeo.
<https://scholar.harvard.edu/aghion/publications/theory-falling-growth-and-rising-rents>

Autor, D., Dorn, D., Katz, L., Patterson, C. & Van Reenen, J. (2017). The Fall of the Labor Share and the Rise of Superstar Firms. NBER *Working Paper* N° 23396.

Azar, J., Marinescu, I. & Steinbaum, M. (2017). Labor Market Concentration. NBER *Working Paper* N° 24147.
<https://doi.org/10.3386/w24147>

Baghli, M., Cette, G. & Sylvain, A. (2003). Les déterminants du taux de marge en France et quelques autres grands pays industrialisés : analyse empirique sur la période 1970-2000. *Économie & prévision*, 158(2), 1–25.
<https://doi.org/10.3406/ecop.2003.6899>

Benmelech, E., Bergman, N. & Kim, H. (2018). Strong Employers and Weak Employees: How Does Employer Concentration Affect Wages? NBER *Working Paper* N° 24307.
<https://doi.org/10.3386/w24307>

Bergeaud, A., Cette, G. & Lecat, R. (2016). Productivity Trends in Advanced Countries between 1890 and 2012. *Review of Income and Wealth*, 62(3), 420–444.

Blanchard, O. (1998). Revisiting European Unemployment: Unemployment, Capital Accumulation, and Factor Prices. NBER *Working Paper* N° 6566.
<https://doi.org/10.3386/w6566>

Cette, G. & Ouvrard, J.-F. (2018). The labour share in value added: a complex assessment. Banque de France, Eco Note pad.
<https://blocnotesdeleco.banque-france.fr/en/blog-entry/labour-share-value-added-complex-assessment>

Covarrubias, M., Gutiérrez, G. & Philippon, T. (2019). From Good to Bad Concentration? U.S. Industries over the past 30 years. NBER *Working Paper* N° 25983.
<https://doi.org/10.3386/w25983>

Elsby, M., Hobijn, B. & Sahin, A. (2013). The Decline of the US Labor Share. *Brookings Papers on Economic Activity* 44(2), 1–63.
<https://www.brookings.edu/bpea-articles/the-decline-of-the-u-s-labor-share/>

Grossman, G. M., Helpman, E., Oberfield, E. & Sampson, T. (2017). The Productivity Slowdown and the Declining Labor Share: A Neoclassical Exploration. NBER *Working Paper*.
<https://doi.org/10.3386/w23853>

Gutiérrez, G. (2017). Investigating Global Labor and Profit Shares. *Working Paper*.
https://economicdynamics.org/meetpapers/2018/paper_165.pdf

IMF (2017). Understanding the Downward Trend in Labor Income Shares. *World Economic Outlook*, April 2017, Chapter 3.
[https://www.imf.org/en/Publications/WEO/Issues/2017/04/04/world-economic-outlook-april-2017#Chapter 3](https://www.imf.org/en/Publications/WEO/Issues/2017/04/04/world-economic-outlook-april-2017#Chapter%203)

Kaldor, N. (1957). A Model of Economic Growth. *The Economic Journal*, 67(268), 591–624.
<https://doi.org/10.2307/2227704>

Karabarbounis, L. & Neiman, B. (2014). The Global Decline of the Labor Share. *Quarterly Journal of Economics*, 129(1), 61–103.
<https://doi.org/10.1093/qje/qjt032>

Knoblauch, M., Roessler, M. & Zwerschke, P. (2019). The Elasticity of Substitution Between Capital and Labour in the US Economy: A Meta-Regression Analysis. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Early View.
<https://doi.org/10.1111/obes.12312>

Martinez, J. (2018). Automation, Growth and Factor Shares., LBS, *Technical report*.
<https://www.josebamartinez.me/pdf/JosebaMartinezJMP.pdf>

Oberfield, E. & Raval, D. (2014). Micro Data and Macro Technology. NBER *Working Papers* N° 20452. <https://doi.org/10.3386/w20452>

OECD (2018). Labour share developments over the past two-decades: The role of technological progress, progress, globalization and “winner-takes-most” dynamics. Chapter 2 of the OECD Employment Outlook, 2018, July. The content of this chapter comes from Schwellnus, Pak, Pionnier and Crivallaro (2018).

Pionnier, P.-A. & Guidetti, E. (2015). Comparing profit shares in value-added in four OECD countries: toward more harmonised national accounts. OECD *Working Paper* N° 2013/3. https://www.oecd-ilibrary.org/fr/economics/comparing-profit-shares-in-value-added-in-four-oecd-countries_5js0bsm2g0lt-en

Raval, D. (2019). The micro elasticity of substitution and non-neutral technology. *The RAND Journal of Economics*, 50(1), 147–167. <https://doi.org/10.1111/1756-2171.12265>

Rognlie, M. (2015). Deciphering the Fall and Rise in the Net Capital Share: Accumulation or Scarcity? *Brooking Papers on Economic Activity*, Spring 2015, 1–69. <https://www.jstor.org/stable/43684097>

Schwellnus, C., Pak, M., Pionnier, P.-A. & Crivallaro, E. (2018). Labour share developments over the past two-decades: The role of technological progress, progress, globalization and “winner-takes-most” dynamics. OECD Economic Department *Working Papers* N° 1503. <https://doi.org/10.1787/3eb9f9ed-en>

Croissance économique et pouvoir d'achat des ménages en France : les principales évolutions depuis 1960

Economic Growth and Household Purchasing Power in France: Key Changes since 1960

Didier Blanchet et Fabrice Lenseigne*

Résumé – La conjoncture récente a ravivé en France le sentiment de divergence entre croissance économique globale et évolution du pouvoir d'achat. Un examen des séries longues de la comptabilité nationale éclaire cet écart. Plutôt que le PIB, l'indicateur le plus approprié pour rendre compte de l'évolution des conditions de vie des ménages est leur revenu disponible brut (RDB) par unité de consommation. Plusieurs facteurs ont limité sa progression depuis les années 1960 et, malgré sa reprise récente, il a stagné en moyenne depuis une dizaine d'années, comme déjà entre la fin des années 1970 et des années 1980. Au total, le message n'est pas d'un niveau de vie qui se serait constamment élevé au cours des dernières décennies. En revanche, les comptes nationaux n'accréditent pas l'hypothèse d'un recul du pouvoir d'achat. Ce sentiment de recul peut avoir deux origines : l'élévation des normes de consommation et une montée des inégalités. Les inégalités verticales sont néanmoins restées relativement contenues et la parité de niveau de vie entre actifs et retraités a été préservée au cours des dernières années. Elle sera plus difficile à garantir dans le futur.

Abstract – In France, recent economic trends have rekindled the feeling of divergence between global economic growth and changes in purchasing power. Long series of national accounts help put this gap in perspective. More so than GDP, the most appropriate indicator for capturing changes in the living conditions of households is gross disposable income (GDI) per consumption unit. Several factors have combined to limit its rise since the 1960s and, despite its recent recovery, it has tended to stagnate over the last decade, as between the late 1970s and the 1980s. Overall, the picture over the past few decades is not one of a steadily rising standard of living. But national accounts do not support the hypothesis of a decline in purchasing power. Two factors may account for its perceived decline: consumption norms, that grow faster than consumption possibilities, and rising vertical or intergenerational inequalities. However, vertical inequalities have remained relatively stable and parity in living standards between workers and pensioners has been maintained as well. It will be more difficult to achieve such a parity in the future.

Codes JEL / JEL Classification : E01, E23, E25

Mots-clés : produit intérieur brut, revenu disponible des ménages, pouvoir d'achat, inégalités, vieillissement, retraites

Keywords: gross domestic product, household disposable income, purchasing power, inequality, ageing, pensions

* Insee, Direction des études et synthèses économiques (didier.blanchet@insee.fr ; fabrice.lenseigne@insee.fr)

Les auteurs remercient Jérôme Accardo et un rapporteur anonyme pour leurs commentaires sur une première version de cet article. Ils restent seuls responsables des erreurs ou omissions.

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

Croissance et évolution du pouvoir d'achat sont des thèmes centraux et récurrents du débat social. La période récente a été particulièrement riche en interrogations et controverses sur l'évolution de l'une et de l'autre, dans un contexte marqué par un grand nombre de mesures affectant le pouvoir d'achat de façon variable pour différentes catégories de population : bascule de cotisations d'assurance-chômage et maladie vers la CSG, avec des effets différenciés entre actifs et retraités mais également au sein de ces deux catégories de population ; modifications de la fiscalité indirecte sur les carburants qui, combinées aux mouvements du prix du pétrole, ont pesé sur les ménages les plus dépendants de l'automobile. Ces changements ont alimenté la perception d'une baisse de pouvoir d'achat pour de nombreux ménages.

En parallèle, la suppression de l'ISF sur les capitaux mobiliers ainsi que l'instauration d'un prélèvement forfaitaire unique (PFU) de 30 % sur les plus-values de cession de valeurs mobilières en lieu et place de l'imposition sur le revenu et des prélèvements sociaux ont de nouveau révélé la sensibilité aux inégalités de nombreux français.

Ces deux points de cristallisation, pouvoir d'achat et inégalités, peuvent être rapprochés de la croissance du PIB, de 9.5 % depuis 2008 et de 1.7 % en 2018, croissance dont une majorité de ménages n'a pas eu l'impression d'avoir profité. D'où ce sentiment que la croissance est mal mesurée et/ou qu'elle bénéficie davantage à certains segments de la population qu'à d'autres.

L'objectif de cet article est de mettre ces questionnements conjoncturels en perspective, en revenant sur les liens qu'ont entretenus croissance du revenu des ménages et croissance économique globale – au sens du PIB – depuis le début des années 1960. Ces évolutions font ressortir des constats qui, au final, s'avèrent assez cohérents avec le ressenti des ménages, à rebours de l'idée répandue d'une comptabilité nationale déconnectée de l'évolution des conditions de vie réelle de la population.

PIB et revenu disponible : retour sur les concepts

Quelques rappels préliminaires sont nécessaires pour préciser les principaux concepts d'intérêt : nature et champ du produit intérieur brut, ainsi que les différentes déclinaisons possibles de la notion de revenu disponible des ménages.

Le PIB est une construction comptable qui peut être définie de plusieurs manières. La plus pertinente pour notre propos est d'y voir une mesure des flux nets de revenus générés par l'activité productive exercée sur le territoire national, que celle-ci soit marchande ou non marchande. Comptablement, il correspond au produit du volume de travail par la productivité apparente de ce travail. Ces flux de revenus sont qualifiés de primaires et correspondent à la rémunération des facteurs de production, capitaux et travail (salarié ou non salarié), utilisés pour produire.

Le revenu disponible brut (RDB) mesure ce qui reste aux différents agents pour consommer ou investir une fois pris en compte l'ensemble des prélèvements auxquels ils sont soumis (impôts sur les revenus, taxes et prélèvements sociaux) et l'ensemble des transferts monétaires dont ils sont bénéficiaires. Il est qualifié de « brut » car, comme le PIB, il ne prend pas en compte la dépréciation du capital, mais il est bien net de l'ensemble des flux de transferts monétaires. Au niveau des agents pris isolément, le RDB peut être différent des revenus primaires. Au niveau de l'ensemble de l'économie, il est en revanche très proche du PIB. L'écart entre les deux concepts correspond aux flux de revenus de la production entre la France et le reste du monde : salaires de travailleurs transfrontaliers et flux de dividendes entrants et sortants correspondant à la rémunération des investissements français à l'étranger et des investissements étrangers sur le sol français.

La comptabilité nationale introduit par ailleurs un second concept de RDB des ménages : le revenu disponible brut ajusté (RDBA) qui ajoute au RDB l'ensemble des transferts sociaux en nature. Les transferts sociaux en nature correspondent aux biens et services individuels fournis aux ménages, que ces biens et services aient été produits par les administrations publiques (tels que la production non-marchande d'éducation), achetés sur le marché et partiellement remboursés par les administrations publiques (tels que les remboursements de soins de santé dans le secteur libéral) ou encore les services assurés par les institutions sans but lucratif principalement au service des ménages (ISBLSM). L'introduction de ce second concept par les comptes nationaux vise à rendre plus comparables les niveaux de consommation entre pays en neutralisant le fait que les mêmes biens et services peuvent, selon les pays, être consommés sous forme marchande ou non marchande.

L'évolution du PIB et des revenus primaires des ménages ainsi que celle du pouvoir d'achat de leur RDB ou de leur RDBA sont donc le résultat

d'un ensemble de mécanismes qui président à la formation des revenus et à leur redistribution, tant macro-économiques (population active, gains de productivité tendanciels, poids des inactifs dans la population, inflation) que micro-économiques (prélèvements fiscaux-sociaux, règles de constitution des droits sociaux) ou institutionnels (poids de la production de services non-marchands fournis par les administrations publiques).

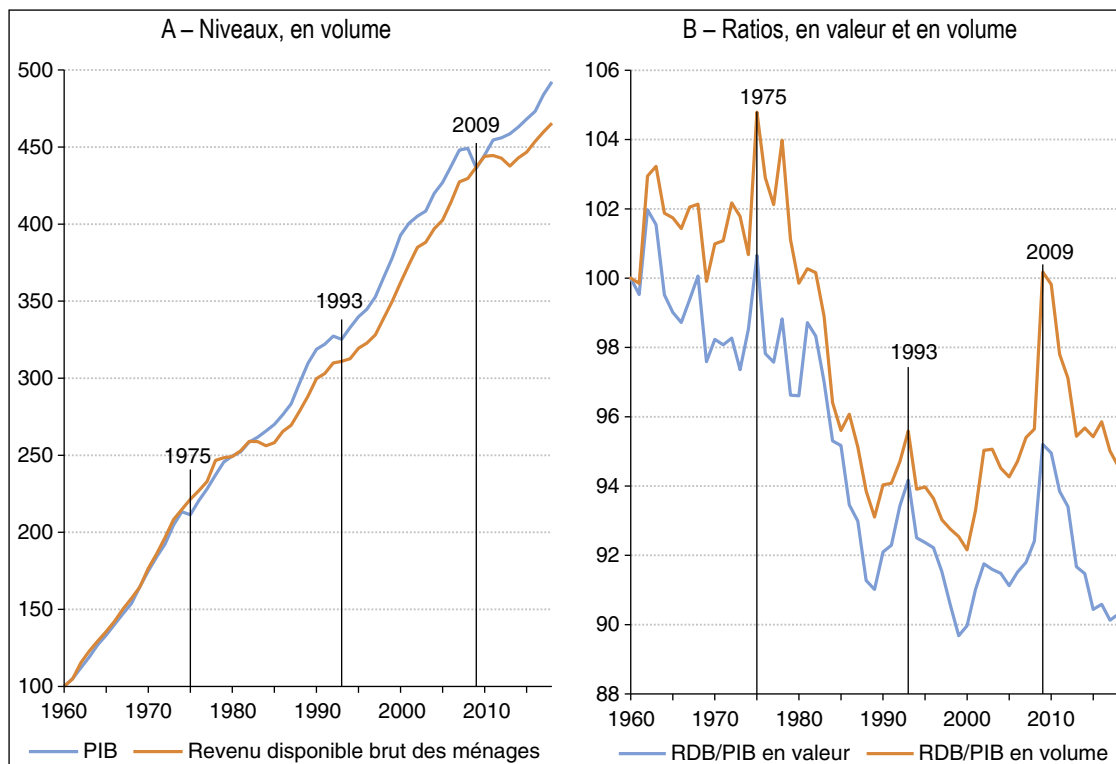
PIB et revenu disponible brut des ménages en longue période

Depuis 1960, PIB en volume et pouvoir d'achat du RDB global des ménages ont été multipliés par plus de 4.5 (figure I-A), mais avec une hausse un peu plus faible pour le RDB : il a décroché d'environ 5 % en cumulé sur l'ensemble de la période et ce décrochement a été encore un peu plus marqué en valeur, de l'ordre de 10 % (figure I-B). L'écart entre ces deux décrochements reflète les dynamiques légèrement divergentes pour les déflateurs du PIB et de la consommation des ménages, avec un indice des prix à la consommation qui a été modéré par la plus faible croissance des prix des biens importés.

La période a par ailleurs été rythmée par trois récessions, en 1975, 1993 et 2009, qui peuvent conventionnellement servir à distinguer quatre sous-périodes auxquelles nous ferons continuellement référence tout au long du commentaire. La première sous-période, au cours de laquelle PIB en volume et pouvoir d'achat du RDB évoluent de manière totalement similaire, va de 1960 à 1974 et correspond à la seconde moitié des trente glorieuses. Le premier choc pétrolier met fin à cet épisode et ouvre une deuxième sous-période, d'abord marquée par une évolution du RDB plus favorable que celle du PIB, en raison des politiques de soutien de la demande initialement déployées pour répondre à ce choc, avant que le tournant de la rigueur n'inverse ces dynamiques relatives. Le pouvoir d'achat du RDB connaît alors son décrochement le plus notable. Puis il reprend une évolution à peu près parallèle à celle du PIB.

Le second épisode de récession qui ouvre la troisième sous-période est la récession de 1993, avec le même phénomène de réaction retardée du RDB qui conduit à un redressement temporaire du ratio RDB/PIB, mais de bien moindre ampleur qu'en 1975. Le décalage entre évolutions du PIB et du RDB est en revanche à nouveau prononcé

Figure I
PIB et RDB global des ménages, évolutions en base 100 depuis 1960



Source : Insee, comptes nationaux.

dans le sillage de la crise des *subprimes*, à partir de 2008. Le recul du PIB est particulièrement fort sur cette année 2008, alors que le RDB continue sur sa lancée puis se contente de freiner, et ne connaît de choc à la baisse qu'en 2012 et 2013, avant de revenir sur une trajectoire parallèle à celle du PIB (Mahieu, 2018).

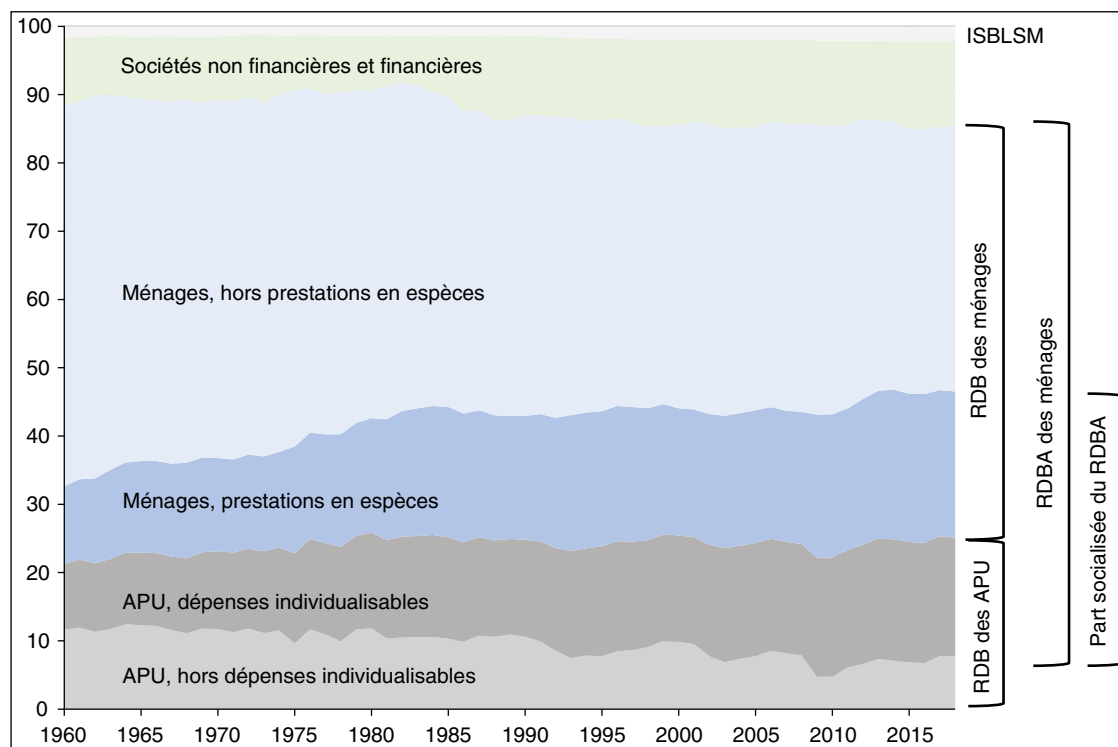
La ventilation de l'ensemble du RDB en valeur par catégories d'agents permet de préciser les facteurs expliquant le décrochement relatif de celui des ménages (figure II). Hors ménages, trois groupes d'agents sont distingués : les entreprises (sociétés non financières et sociétés financières, mais hors entreprises individuelles dont le revenu est intégralement intégré à celui des ménages), les administrations publiques (APU) et les ISBLSM. La part de ces dernières est marginale et ne sera pas examinée davantage. Pour ce qui est des entreprises, le RDB correspond au revenu disponible qui leur reste pour autofinancer l'investissement après paiement de l'ensemble des charges, y compris les charges d'intérêts et la rémunération de leurs actionnaires.

L'évolution de la part du RDB des entreprises dans le RDB total est parallèle à celle du taux de marge, qui rapporte l'excédent brut d'exploitation

à la valeur ajoutée. Cette part est stable jusqu'au premier choc pétrolier, recule après celui-ci, avant d'être ramenée légèrement au-dessus de son niveau d'avant 1975 par la politique de rigueur des années 1980, puis elle reste à nouveau remarquablement stable.

Cet épisode d'après 1975 est l'un des facteurs de décrochement de la part du RDB allant aux ménages, mais il est ponctuel. Cette baisse tient aussi, de manière plus tendancielle, à l'évolution de la répartition apparente entre ménages et administrations publiques. Elle reflète un phénomène de socialisation croissante de la consommation finale des ménages. Au sein du RDB des ménages, on distingue les revenus primaires après prélèvements et ce qui leur revient sous forme de prestations monétaires. Au sein du RDB des APU qui correspond au revenu dont elles disposent après versement de ces prestations monétaires, on distingue ce qui leur sert à financer les services individualisables qui alimentent le RDBA des ménages et qui revient donc directement à ces derniers et ce qui sert à financer les autres dépenses publiques (correspondant grossièrement aux fonctions dites régaliennes) qui, *in fine*, profitent elles aussi aux autres agents. Notons que ces autres dépenses

Figure II
Partage du revenu disponible total entre les principales catégories d'agents



Source : Insee, comptes nationaux

publiques ne pourraient être ventilées entre ces agents qu'au prix d'hypothèses de répartition très conventionnelles.

La socialisation croissante de la consommation finale des ménages s'observe des deux côtés de la « frontière » de leur RDB (cf. figure II). À l'intérieur de cette frontière, la part du RDB qui est composée de prestations monétaires passe de 11.4 % à 21.5 % du RDB total de l'économie entre 1960 et 2017. Cette évolution est neutre pour le niveau du RDB global, mais elle change assez fortement sa nature. En 2017 le partage du RDB entre revenus primaires nets de prélèvements et prestations monétaires est de deux-tiers / un tiers, alors qu'il était de 83 % / 17 % en 1960. Une évolution symétrique s'observe de l'autre côté de la frontière du RDB des ménages, avec des dépenses individualisables des APU qui passent de 9.6 % à 17.4 % du RDB global de l'économie. Contrairement au RDB, le RDBA voit ainsi sa part dans le revenu disponible de l'ensemble de l'économie se maintenir et même légèrement s'accroître au cours de la période, passant de 76.9 % à 77.7 % du RDB global entre 1960 et 2017. Ce passage au RDBA efface donc aussi l'impact de long terme de la hausse ponctuelle du RDB des entreprises au cours des années 1980. En contrepartie, on a assisté à une baisse du revenu restant aux APU pour le financement de leurs autres dépenses, dont une conséquence a été le recours croissant à l'endettement public.

Du RDB global au RDB individuel moyen

Ces évolutions du partage du RDB global sont des phénomènes significatifs. Il n'en reste pas moins que, au premier ordre, le pouvoir d'achat du RDB des ménages a crû considérablement sur l'ensemble de la période, dans une proportion qui reste similaire à celle du PIB. Mais une limite évidente de ce RDB est d'être une grandeur macro-économique. Mesurer un RDB global est utile aux macro-économistes. Son évolution est l'un des déterminants de la demande globale dont découle l'évolution de l'emploi, et c'est à ce titre qu'il est suivi par les conjoncturistes. Mais cette évolution n'informerait sur le pouvoir d'achat individuel que si la population était de taille et de structure constantes au cours du temps, ce qui n'est pas le cas.

Comment se rapprocher d'un concept de pouvoir d'achat individuel ? Une première option, la plus simple à mettre en œuvre, est celle du RDB par tête. Mais elle ignore le fait que le niveau de vie dépend aussi de la façon dont la population se

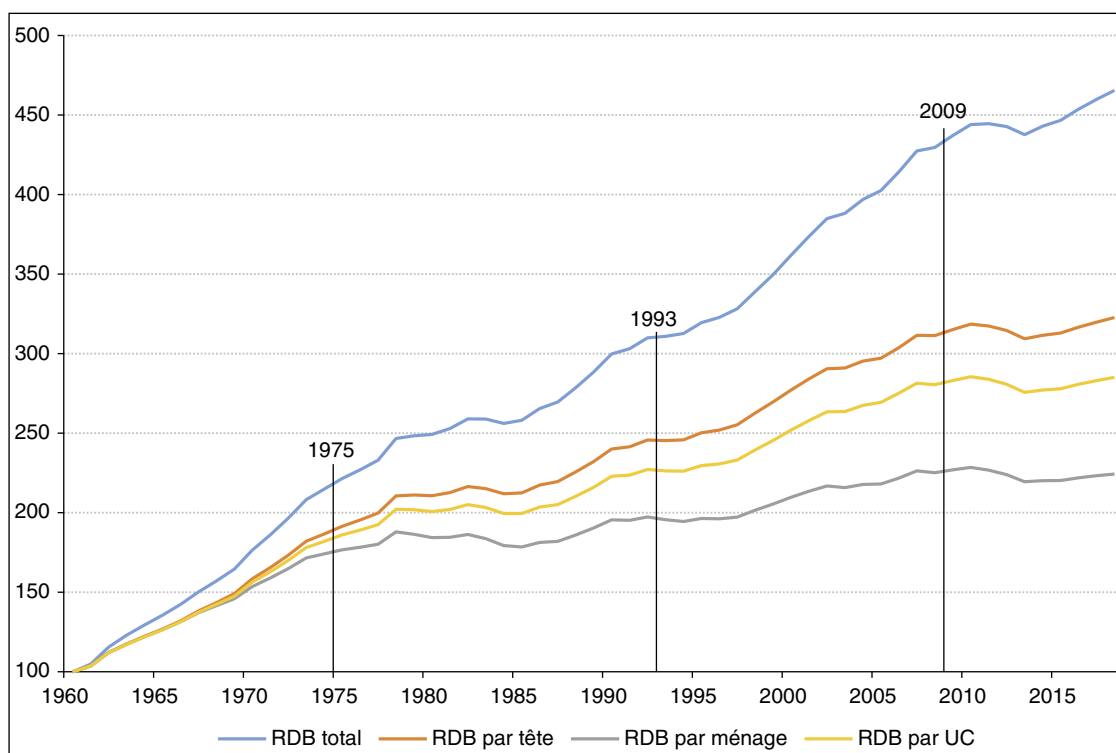
répartit par ménages. Le calcul du RDB moyen rapporté au nombre de ménages est une deuxième option, mais peu pertinente. Il est certes intéressant de savoir de combien chaque ménage dispose pour vivre mais, si la taille des ménages se réduit, il est normal que le RDB de chacun d'entre eux soit de plus en plus faible, sans que cela soit forcément porteur d'une baisse de niveau de vie. La façon dont le regroupement des individus en ménages affecte le niveau de vie individuel passe plutôt par les économies d'échelle que permet la vie dans un même logement. C'est ce phénomène que capte la notion d'unité de consommation (UC), qui pondère les individus selon leur position dans le ménage. L'échelle actuellement utilisée est l'échelle dite « de l'OCDE » qui compte une unité de consommation pour le premier adulte, 0.5 pour chacun des autres membres âgés de plus de 14 ans et 0.3 pour les enfants de moins de 14 ans. On peut ainsi choisir de rapporter le RDB au nombre de ces UC.

Ces trois formes de correction révisent à la baisse l'évolution du pouvoir d'achat du RDB (figure III). On passe d'une multiplication du RDB total par 4.5 à des multiplications par 3.2 avec le RDB par tête, 2.8 avec le RDB par UC et 2.2 pour le RDB par ménage. On privilégiera la correction intermédiaire que donne le calcul par UC. La croissance qui subsiste reste de grande ampleur, mais elle fait apparaître trois épisodes de stagnation ou de flexion temporaire, entourant ou faisant suite aux trois chocs négatifs qu'a connu le PIB en 1975, 1993 et 2008. D'abord une stagnation de 1978 à 1987, puis une flexion plus légère autour du choc de 1993, et ensuite l'épisode encore en cours depuis la crise des *subprimes*, avec un pouvoir d'achat par UC qui, en 2017, avait tout juste rejoint celui de 2007, malgré une reprise significative en fin de période.

Le passage du PIB à ce pouvoir d'achat par unité de consommation peut être décomposé en plusieurs étapes, afin de faire ressortir les facteurs qui ont tiré ce pouvoir d'achat plutôt vers le haut ou plutôt vers le bas. Plusieurs décompositions du RDB par UC sont possibles. On retient d'abord la contribution de la productivité des personnes en emploi (PIB/emploi), qui va jouer presque systématiquement à la hausse, les seules exceptions étant les trois années de récession. Puis, dans l'ordre :

- l'effet du taux d'emploi de la population active (emploi/population active) ;
- l'effet du taux d'activité global défini comme le ratio de cette population active sur l'effectif de la tranche d'âge qui, en moyenne sur la période,

Figure III
RDB global et mesures alternatives du RDB au niveau individuel



Source : Insee, comptes nationaux.

a été la plus représentative des âges de participation au marché du travail, celle des 20-59 ans (population active/population des 20-59 ans) ;

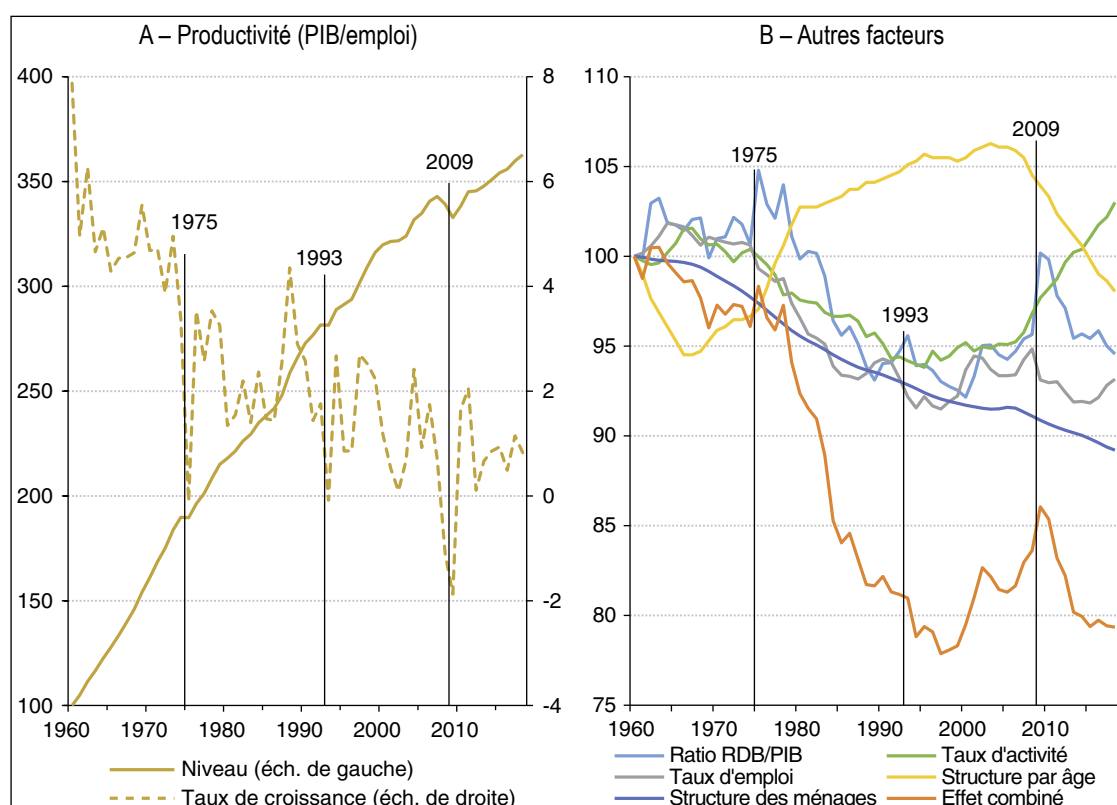
- l'effet démographique du ratio de cette tranche d'âge à l'ensemble de la population (population des 20-59 ans/population totale) ;
- l'effet de composition des ménages correspondant au rapport entre cette population totale et le nombre total d'unités de consommation (population totale/nombre total d'UC) ;
- et enfin l'effet de la répartition du PIB entre RDB des ménages et RDB des autres agents, déjà commenté au niveau macroéconomique (RDB/PIB).

Le produit de l'ensemble de ces effets exprimés en base 100 de 1960 redonne comptablement l'évolution du ratio RDB/UC. Compte tenu de son ampleur, l'effet de la productivité est présenté à part (figure IV-A), il détermine le mouvement d'ensemble de croissance du niveau de vie. Le ratio PIB/nombre de personnes en emploi est multiplié par 3.6 entre 1960 et aujourd'hui, soit une croissance annuelle moyenne de 2.2 % mais en ralentissement continu d'une sous-période à l'autre : 4.5 % par an de 1960 à 1974, 2.1 % par an de 1974 à 1992, 1.1 % de 1993 à 2018 et enfin 0.6 % par an seulement depuis 2008. Les causes

de ce ralentissement tendanciel de la productivité font débat, mais on peut néanmoins avancer quelques éléments : fin de la période de rattrapage des Trente Glorieuses, réallocation de l'économie vers des secteurs structurellement moins générateurs de gains de productivité (typiquement le passage d'une économie basée sur l'industrie à une économie de services), effet d'hystérésis dû à la destruction de capital durant les récessions (1974, 1993, 2008), dégradation de l'efficacité allocative des facteurs de production (baisse de mobilité des facteurs de production, en particulier du travail, dégradation de la qualité de la politique économique), cette liste n'étant pas exhaustive.

Les autres facteurs jouent avec moins d'ampleur, dans une fourchette allant de -20 % à +10 % en cumulé sur l'ensemble de la période. L'effet de la structure des ménages joue tendanciellement à la baisse. En cumulé, il a amputé le niveau de vie d'environ dix points sur l'ensemble de la période. L'effet du ratio de dépendance a eu une évolution plus contrastée. En début de période, il joue à la baisse sur le niveau de vie en raison d'un flux annuel de naissances élevé qui continue de faire gonfler le nombre de dépendants jeunes. Les naissances chutent à partir de 1975, avec la fermeture de la parenthèse du baby-boom. S'y ajoute entre 1975 et 1980 le passage à l'âge de

Figure IV
Déterminants du RDB par unité de consommation



Source : Insee, comptes nationaux et séries longues d'emploi et de population active ; calculs des auteurs.

la retraite des générations creuses nées durant la première guerre mondiale, d'effectif environ moitié moindre que celui des générations encadrantes. Ceci se traduit par moins de transitions de l'emploi vers la retraite, donc par une population d'âge actif plus dynamique et une population en âge de retraite moins dynamique. Le ratio entre population d'âge actif et population totale connaît ainsi cinq années de fort redressement. Il reste ensuite sur un plateau jusqu'en 2006, date à laquelle s'enclenche un phénomène inverse, le début du passage à la retraite des générations nombreuses du baby-boom, appelé à s'étaler jusqu'au milieu de la décennie 2030.

L'effet du taux d'emploi est l'image inversée de l'évolution du taux de chômage. Il s'amplifie surtout durant la période de montée du chômage de masse, du milieu des années 1970 à celui des années 1990. Il ampute le RDB par UC de 9 % environ par rapport à ce qu'il aurait été avec le taux de chômage quasiment nul du début des années 1960, qui ne constitue plus une référence crédible, puisqu'il s'agit d'une période où le fonctionnement du marché du travail et la couverture du risque chômage étaient différents de ce qu'ils sont aujourd'hui. La situation de plein emploi

correspondrait plutôt à un taux de chômage de l'ordre de 5 %, si l'on se réfère aux niveaux atteints dans nombre de pays comparables, mais avec une possibilité d'effets négatifs en retour sur la productivité apparente du travail dans la mesure où le chômage affecte plus fortement les catégories les moins productives.

L'effet du taux d'activité est plus irrégulier : il combine des éléments tendanciellement croissants (hausse de l'activité féminine) ou décroissants (allongement de la durée des études) et un ample mouvement de va-et-vient qui couvre la quasi-totalité de la période. Sa première phase qui a débuté à la fin des années 1960 a correspondu à la mise en œuvre de politiques malthusiennes ayant cherché à réduire le chômage par la réduction de l'offre de travail, principalement par le développement des politiques de préretraites et d'abaissement de l'âge de la retraite. Puis ces politiques se sont inversées durant les années 1990, de manière marquée pour ce qui concerne les préretraites, avec un taux d'emploi des 55-59 ans qui a à peu près rejoint son niveau des années 1970, et de manière plus progressive mais néanmoins significative pour le relèvement de l'âge normal de la retraite, dont le niveau

affecte plutôt le taux d'activité de la tranche d'âge 60-64 ans.

Combinés à l'impact du partage macro du PIB entre RDB des ménages et RDB des autres agents dont le profil a déjà été commenté, ces quatre effets ont fait décrocher d'environ 20 % le RDB par UC en comparaison du PIB par actif occupé, l'essentiel de ce décrochement ayant été acquis au cours de la période allant du premier choc pétrolier à la fin des années 1990.

Du RDB individuel moyen au RDB par groupes de niveau de vie

Le constat d'un RDB par UC stagnant en moyenne sur l'ensemble des dix dernières années aide très largement à réconcilier messages sur la croissance économique globale et ressenti du niveau de vie. La première est restée positive mais en fort ralentissement, et ses effets positifs ont dû être répartis entre des ménages comprenant une part croissante d'inactifs et également de taille plus réduite, limitant les économies d'échelle dont bénéficient les ménages plus nombreux. Les deux phénomènes ne sont pas sans liens d'ailleurs, car la réduction

de la taille moyenne des ménages est aussi en partie un effet du vieillissement démographique, même si elle ne s'y réduit pas. Le relèvement du taux d'activité a été significatif mais il n'a pas été suffisant pour compenser ces deux tendances de fond. Enfin, au cours de la dernière décennie, le sentiment de stagnation du pouvoir d'achat a été amplifié par le coup d'accordéon qu'a connu la part du RDB des ménages dans le PIB ou dans le RDB de l'ensemble de l'économie. Le RDB des ménages ne s'est pas immédiatement ajusté au choc de production de 2009. Plus tardif, l'ajustement a été plus brutal.

Néanmoins, hormis ces épisodes conjoncturels, le RDB par UC ne va pas jusqu'à mettre en évidence un recul tendanciel du niveau de vie. Si tel est le ressenti, d'autres éléments doivent être pris en compte. L'un serait le fait que la mesure des prix qui sert à déflater le RDB nominal sous-estimerait la hausse réelle des prix ou du coût de la vie. Mais cette thèse traduit une confusion fréquente entre ces deux concepts : l'indice des prix cherche à mesurer l'évolution de paniers de biens procurant un service constant au cours du temps (encadré), il ne prend pas en compte l'évolution des normes de consommation qui font que l'on ne saurait

ENCADRÉ – Prix et coût de la vie, pouvoir d'achat et bien-être : cinquante ans de controverses et quelques clarifications

Quel sens donner à la notion de progression du pouvoir d'achat sur le long terme ? Qu'exprime le fait qu'il aurait été multiplié par 2.8 entre 1960 et aujourd'hui ? La mesure des revenus nominaux ne soulève pas d'interrogation majeure : il s'agit d'observations directes et relativement fiables. Le débat porte sur la mesure des prix et son lien avec la notion plus large de coût de la vie. Ce débat a toujours existé et il a connu plusieurs temps forts au cours des cinquante dernières années (Touchelay, 2014 ; Jany-Catrice, 2018, 2019). La suspicion d'une sous-estimation de la hausse des prix a été particulièrement vive lors de la période de forte inflation des années 1970. Elle a ensuite été ravivée par le passage à l'euro en 2002 : ce passage a durablement creusé l'écart entre inflation mesurée et ressentie. De nombreuses pistes ont été explorées pour rendre compte de cette divergence (Accardo *et al.*, 2011) et deux rapports publiés à la fin de la décennie 2000 ont proposé d'y remédier en élargissant la palette d'indices publiés par l'Insee : c'est de cette période que date la mise en avant de la notion de dépense contrainte, ou le fait de communiquer à la fois sur un RDB global et le RDB par unité de consommation (Quinet & Ferrari, 2008 ; Moatti & Rochefort, 2008).

Mais il existe aussi la suspicion d'un biais inverse de surestimation de la hausse des prix et donc de sous-estimation de la croissance. Elle avait été exprimée outre atlantique par le rapport Boskin à la fin des années 1990, dont les implications pour la France avaient été discutées par Lequiller (2000). Elle a ré-émergé ces

dernières années avec le débat sur le *mismeasurement* de la croissance. La thèse est que l'appareil statistique sous-estimerait la contribution au niveau de vie des nouvelles formes de production permises par le développement de l'économie numérique ou, plus généralement, de l'ensemble du renouvellement des biens et services (Blanchet *et al.*, 2018). En France cette dernière position est représentée par les travaux de P. Aghion (Aghion *et al.*, 2018).

Derrière tous ces débats ou interrogations, il y a souvent des divergences de vues sur la nature de ce qu'on cherche à mesurer. La mesure des prix ou du niveau de vie sont des sujets complexes qui peuvent être envisagés de plusieurs manières. Il est donc important de clarifier de quoi on parle.

L'approche élémentaire de la mesure des prix considère des économies sans renouvellement ni diversification des biens qui sont produits et consommés. Dans un tel cadre, il y a deux façons polaires de mesurer l'évolution des prix entre deux dates, les indices de Laspeyres et de Paasche, qui pondèrent les variations de prix entre les deux dates par, respectivement, les quantités consommées de biens en première période et en seconde période. Considérons l'indice de Laspeyres. Ce qu'il mesure et la notion de pouvoir d'achat qui en découle peuvent s'interpréter simplement. L'indice de prix nous indique de combien doit augmenter le revenu nominal pour pouvoir consommer les mêmes quantités des biens →

ENCADRÉ (suite)

entre la première et la deuxième période. S'il a crû de 10 % entre ces deux périodes, mais si le revenu nominal a crû de 30 %, on dira que le pouvoir d'achat a augmenté de 130/110, soit une croissance d'environ 20 % : le nouveau revenu nominal permet d'acheter 20 % de plus de tout ce qu'on achetait en première période, dans des proportions inchangées.

Cette approche pose cependant deux problèmes. D'une part elle n'est clairement pas applicable lorsque la liste de biens évolue au cours du temps : acheter 20 % de plus de tout ce qu'on achetait en première période est une expression qui n'a pas de sens si certains de ces biens ont disparu et ont été remplacés par d'autres. D'autre part, même avec une liste de biens qui resterait immuable, l'indice ignore le fait que, face à des hausses différenciées des prix, les ménages peuvent redéployer leurs dépenses d'une façon qui modère la perte de niveau de vie, au moins pour ceux des biens qui sont substituables les uns aux autres. C'était l'un des points mis en avant par le rapport Boskin.

L'indice de Paasche prend en compte l'intégralité de ces redéploiements puisqu'il considère la structure de consommation de la seconde période, après ajustement des comportements, ce qui pêche cette fois par excès inverse : supposons par exemple le cas limite d'un bien dont le prix augmenterait au point qu'on renonce à en consommer. Il y aurait bien perte de pouvoir d'achat, or la pondération de Paasche ignorerait cette hausse de prix. La réalité doit donc se situer quelque part entre les messages délivrés par les indices de Laspeyres et de Paasche. L'indice de Paasche n'est par ailleurs pas plus adapté que l'indice de Laspeyres aux cas où la liste de biens évolue au cours du temps.

La technique du chaînage s'est progressivement imposée comme réponse à ces deux problèmes. Elle est devenue systématique depuis l'édition 1993 du système de comptabilité nationale. En réexaminant annuellement la liste de biens et leurs pondérations, on prend en compte à la fois le renouvellement des biens et les effets de substitution progressive entre ces biens, qu'il s'agisse de substitutions entre biens pérennes ou entre générations successives de biens. Ce faisant, on se rapproche d'une autre famille d'indices de prix, les indices de prix à utilité constante (IUC, cf. Magnien & Pognard, 2000 ; Berthier, 2003 ; Clerc & Coudin, 2010 ; Sillard, 2017) théorisée dès les années 1930 sous le nom de COLI ou *cost of living index* (Konus, 1930). Ce que mesure un IUC n'est pas ce qu'il en coûte de maintenir exactement le même niveau de consommation de chaque bien, mais ce qu'il en coûte de maintenir l'utilité procurée par le panier de bien de référence, en incorporant les phénomènes de redéploiement entre produits en place ou nouveaux produits. Dans les grandes lignes, la mesure des prix en longue période par un IUC nous dit ainsi comment évolue le budget requis pour conserver le même niveau de services ou d'utilité face à un ensemble de biens et de prix de ces biens qui évolue. La hausse du pouvoir d'achat est l'écart entre la hausse du revenu monétaire et la hausse de ce budget à utilité constante.

Savoir à quel point il faut ou non prendre en compte les effets de substitution reste cependant débattu. Plus généralement, il est reproché aux notions d'IUC ou de

COLI de rendre le concept d'indice de prix plus opaque (Jany-Catrice, 2019). Il existe également une certaine réticence des statisticiens des prix eux-mêmes à utiliser explicitement le terme de COLI car ce terme peut prêter à confusion avec une vision plus large de la notion de coût de la vie, qui est en général celle du grand public, qui se préoccupe d'un concept de prix qui mesurerait l'évolution du coût du panier consommé sur une base « habituelle » par les différents types de ménages. Le terme d'indice de prix à utilité constante a aussi l'inconvénient de suggérer une connexion étroite entre mesures du niveau de vie et du bien-être, ce que les comptables nationaux cherchent justement à éviter.

Mais ces arguments ne justifient pas de renoncer à ce cadre conceptuel. On peut considérer qu'il aide au contraire à mieux expliquer comment se raccordent les principales interprétations de la notion de coût de la vie (Triplett, 2001).

En l'occurrence, on peut établir une distinction entre deux notions de coût de la vie. L'IUC ou le COLI sont des mesures du coût de la vie sous deux hypothèses cruciales qui en définissent très clairement la portée : une hypothèse de stabilité des préférences d'une part, et une hypothèse de stabilité de l'environnement socio-économique dans lequel s'opèrent les choix des individus d'autre part. Supposons en effet que le niveau d'exigence s'élève pour obtenir un niveau de satisfaction donné, ou bien supposons une modification de l'environnement extérieur contraignant à des dépenses supplémentaires. Ces effets ne seront pas captés par l'IUC, or cela fait autant de facteurs de hausses du coût de la vie – entendu au sens large qui est celui auquel se réfère le grand public. C'est ce genre de hausse que peuvent par exemple tenter de mesurer des budgets-types évoluant au cours du temps : très clairement, les dépenses requises pour mener une existence en phase avec l'époque ne sont plus ce qu'elles étaient en 1960. Le recours à la notion de dépense contrainte ou au *proxy* que sont les dépenses « pré-engagées » relève de la même idée.

On aura le même genre de distinguo entre mesure du pouvoir d'achat ou du niveau de vie et mesure de la notion plus large de bien-être. Le bien-être ressenti ne dépend pas que des possibilités de consommation objectives : il dépend d'une part de normes de consommation qui sont elles aussi évolutives, et d'autre part d'éléments extérieurs à l'échange marchand que ne prennent pas en compte les mesures usuelles de prix et de revenu. Certains de ces éléments externes contribuent positivement au niveau de vie, la fourniture de services publics non marchands en fait partie et c'est d'ailleurs ce que cherche à capter le RDBA. Mais d'autres facteurs d'environnement général dégradent la qualité de vie, à revenu monétaire et prix donnés des biens marchands.

Ce cadre d'analyse peut aussi aider à clarifier les débats en cours sur le *mismeasurement* de la croissance. Ces débats n'ont de sens que si on a une définition partagée de ce qu'on cherche à mesurer. Si c'est un IUC ou un COLI qu'on cherche à mesurer, la question devient de savoir à quel degré les statisticiens des prix se rapprochent ou pas de cet objectif de référence. Par exemple, ils considèrent en général que, en période de



ENCADRÉ (suite)

coexistence sur le marché, les prix des biens des générations successives sont dans des rapports de prix qui reflètent leurs utilités marginales. Ceci recoupe en principe l'approche par IUC. On peut explorer à quel point cette hypothèse est valide ou pas.

Ce cadre offre aussi des pistes pour indiquer comment il conviendrait de gérer le cas des nouveaux biens qui sont gratuits, qui ne rentrent pas spontanément dans le champ de la comptabilité nationale. L'émergence de substituts gratuits à des biens payants peut très bien être vue comme un cas limite de baisse des prix et elle est gérable par une approche à utilité constante : la question du pouvoir d'achat en présence de bien gratuits est de mesurer de combien doit varier le revenu nominal pour bénéficier de la même qualité de service en l'absence et en présence de ces biens gratuits (Brynjolfsson *et al.*, 2019). C'est d'ailleurs exactement de même genre de piste qui est aussi envisageable, si on le souhaite, pour améliorer la valorisation par les comptes de l'autre type de biens non marchands que constituent les services publics.

Mais on voit *a contrario* comment une meilleure prise en compte de ces nouveaux biens peut ne pas bien

répondre à la question de l'évolution du bien-être. Par exemple, le cadre d'analyse développé par Aghion *et al.* (2018) pour démontrer la sous-estimation de la croissance utilise une représentation des préférences du consommateur qui donne une valeur intrinsèque à la diversité des biens qui lui sont proposés (Khder & Lee, à paraître). Or on peut aussi arguer que la multiplication des biens et services offerts constitue justement un facteur d'évolution des préférences qui limite la portée du raisonnement « à utilité constante ».

Au total, l'objectif n'est pas de définir un critère unique de mesure du niveau de vie, mais de bien préciser de quoi chaque indice proposé ou proposable est une mesure. La notion de pouvoir d'achat du RDB mise en avant par les comptes nationaux se focalise sur un champ particulier, celui des biens et services rentrant dans le champ des échanges monétaires, et il chiffre la capacité à se procurer un panier de ces biens rendant un service à peu près constant d'une période sur l'autre, à structure inchangée des préférences. D'autres approches peuvent ensuite être proposés pour enrichir ou corriger cette mesure à la prise en compte d'autres dimensions des conditions de vie.

plus se contenter aujourd'hui du panier-type qui était consommé il y a une cinquantaine d'années. Le ressenti du niveau de vie mélange ces deux dimensions. Dire de combien s'est accru le pouvoir d'achat entre deux dates et dire comment les ménages ont transformé ou pas cette évolution en ressenti du niveau de vie sont deux exercices également utiles mais qu'il convient de distinguer. C'est le premier qui nous intéresse ici.

L'autre explication, qui joue au niveau micro, est le fait qu'une stagnation moyenne combine nécessairement des évolutions individuelles à la baisse et à la hausse¹ : le ressenti négatif des baisses l'emporterait sur le ressenti positif des hausses.

En revanche, plus limitée est l'explication du ressenti par le fait que la stagnation moyenne cacherait une montée tendancielle des inégalités. Ces inégalités peuvent être envisagées selon différents axes. On n'en considère ici que deux : l'axe vertical qui compare les évolutions de niveau de vie des moins aisés et des plus aisés, et l'axe de l'âge, qu'il est intéressant d'isoler compte tenu des effets de structure démographique (dont on a vu plus haut le rôle) et du contexte des débats récents sur le pouvoir d'achat qui se sont beaucoup concentrés sur la question du pouvoir d'achat relatif des retraités.

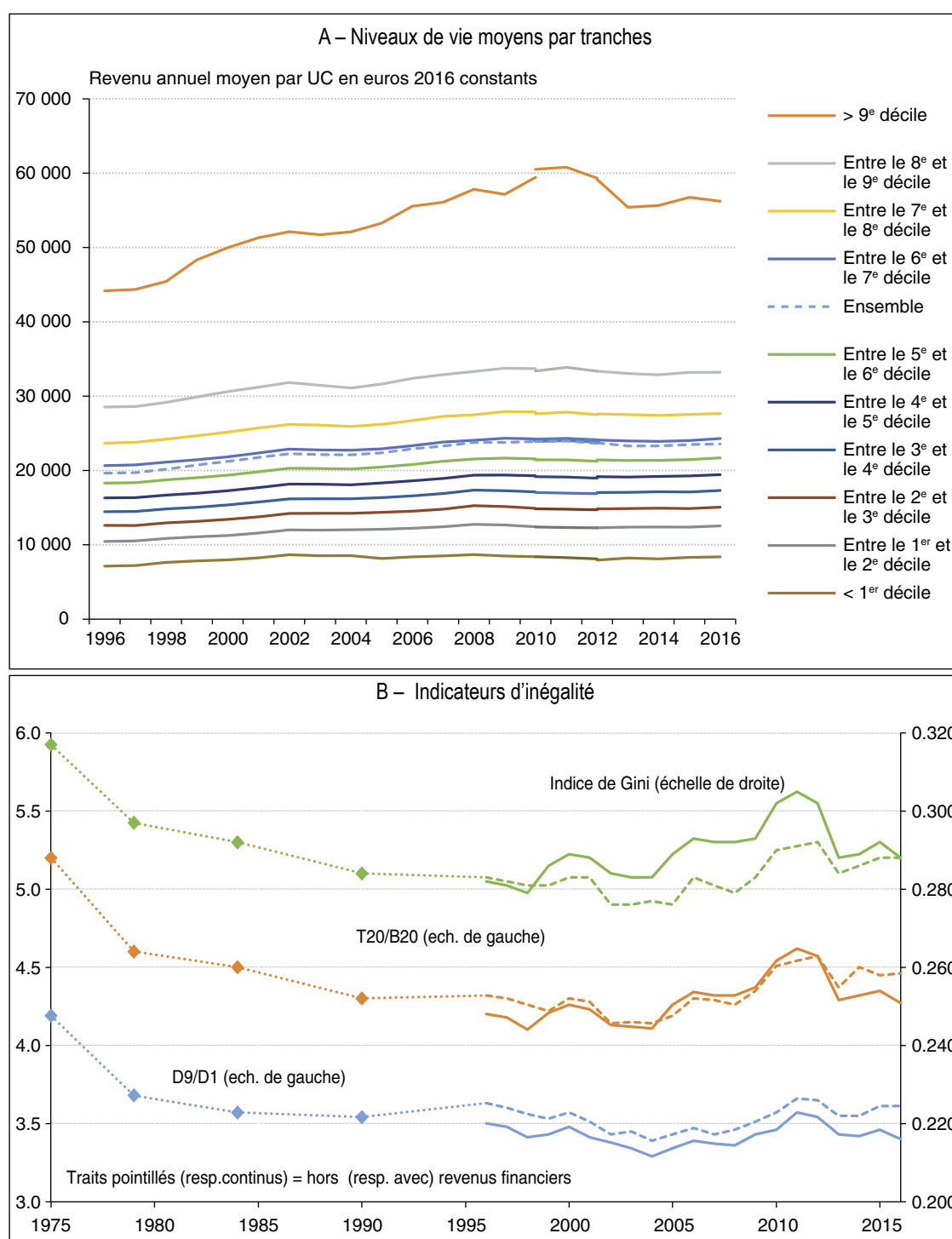
Dans un cas comme dans l'autre, aller au-delà de la moyenne nécessite d'examiner des données

autres que celles de la comptabilité nationale, celles proposées par la statistique du revenu des ménages. La source principale est l'enquête *Revenus fiscaux et sociaux* (ERFS), mobilisant un concept légèrement différent du RDB, notamment par son exclusion des loyers imputés aux propriétaires, et un champ par ailleurs restreint à la France métropolitaine. Les évolutions moyennes sont néanmoins similaires. La figure V-A montre l'évolution du niveau de vie moyen et au sein des dix tranches interdéciles, depuis 1996. La figure V-B donne, depuis 1975, divers indicateurs d'inégalité qui en découlent : rapport entre le niveau au-dessus duquel se situent les 10 % les plus aisés et celui en-dessous duquel se situent les 10 % les moins favorisés (rapport interdécile D9/D1), rapport entre les niveaux de vie moyens des 20 % les plus et les moins favorisés (rapport T20/B20) et également le coefficient de Gini.

Sur la période allant de 1996 à 2016, le niveau de vie moyen de l'ensemble de la population évolue de manière comparable au RDB par UC de la comptabilité nationale, et les évolutions sont à peu près parallèles pour les différentes tranches de niveau de vie. C'est pourquoi le rapport interdécile D9/D1 évolue peu sur l'ensemble de la période. Le creusement des écarts est cependant

1. Accardo (2016) observe ainsi que, sur une année, le revenu d'environ 25 % des individus s'améliore de 10 % ou plus, tandis qu'il baisse de 10 % ou plus pour une même proportion d'individus.

Figure V
Distribution des niveaux de vie



Source : Insee-DGI, enquêtes *Revenus fiscaux* 1975 à 1990 ; Insee-DGI enquêtes *Revenus fiscaux et sociaux* rétrospectives 1996 à 2004 ; Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, enquêtes *Revenus fiscaux et sociaux* 2005 à 2016.

plus marqué si l'on s'intéresse aux niveaux de vie moyens du dixième supérieur et du dixième inférieur, avec une stagnation du niveau de vie qui démarre un peu plus tôt pour le dixième le moins favorisé, dès le début de la décennie 2000, et une élévation assez marquée du niveau de vie des premiers jusqu'au début de la décennie

2010, avant un décrochement qui semble imputable aux modifications de la fiscalité du capital intervenue en 2013 : la mise au barème commun de l'impôt sur le revenu a probablement conduit à faire évoluer le mode de rémunération des actionnaires, avec un recul de la part des profits directement distribués aux ménages au profit

d'autres modes de rémunération indirecte de ces actionnaires (réinvestissement des revenus dans l'entreprise ou rachats d'actions faisant monter la valeur du portefeuille). Une hausse du RDB des entreprises est effectivement observée à la même période. Une reventilation systématique du RDB des entreprises au prorata des actions détenues par les ménages peut permettre de neutraliser une partie de ces effets d'optimisation fiscale, comme proposé dans la méthodologie des *Distributional national accounts* (Alvaredo *et al.*, 2016).

Quoi qu'il en soit, avec ou sans cette neutralisation, la montée des inégalités au cours de la période reste bien plus limitée que dans la plupart des autres pays développés, et loin de nous ramener aux niveaux d'inégalités qui prévalaient en 1975 (Blasco & Picard, 2019). Le mouvement de socialisation croissante du RDB des ménages commenté dans la première partie a certainement contribué à ce recul des inégalités en première moitié de période et au fait qu'elles soient restées contenues sur la seconde moitié².

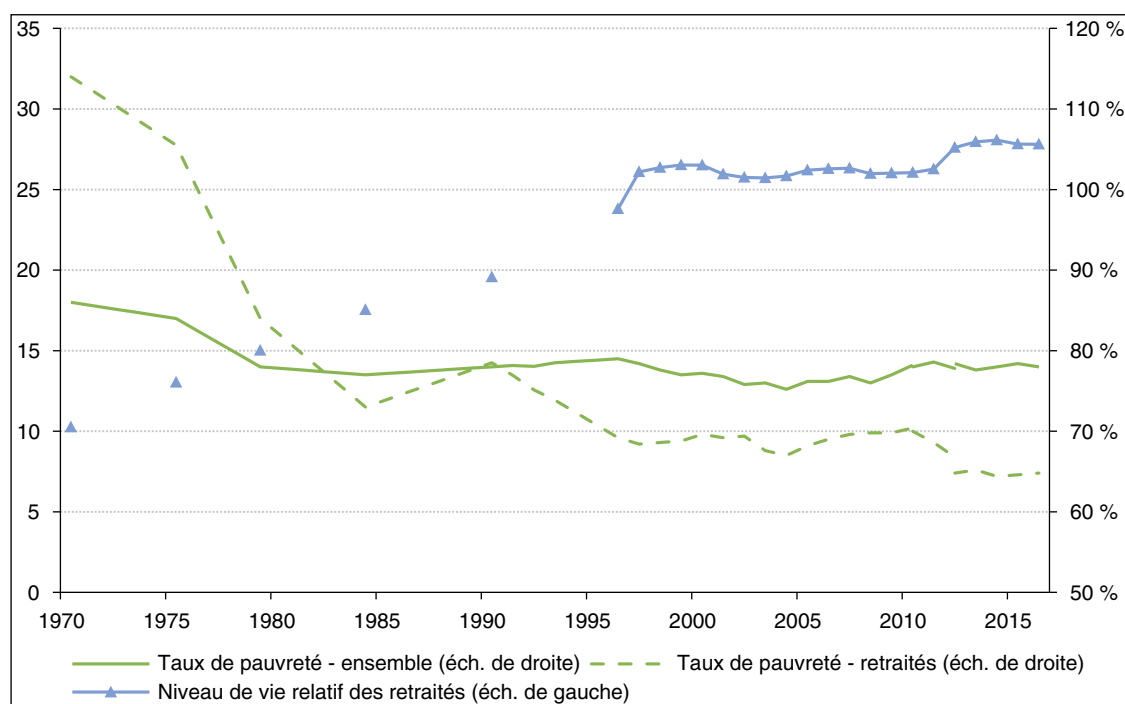
Le partage du RDB entre actifs et retraités

Qu'en est-il selon l'axe de l'âge ou, plus exactement, de la séparation entre ménages dont la

personne de référence est retraitée et l'ensemble de la population ? Depuis 1996, les niveaux de vie des deux catégories sont comparables (figure VI). Bien évidemment, ce constat de parité des niveaux de vie ne vaut qu'en moyenne, et compte tenu de la prise en compte du nombre d'unités de consommation au sein des ménages. Les retraites sont en moyenne plus faibles que les revenus d'activité, mais les ménages concernés sont de taille plus réduite. Ces retraites sont également de niveaux très inégaux, reflétant les inégalités de salaires et de trajectoires professionnelles durant la vie active. Elles garantissent néanmoins une protection contre le risque de pauvreté plus efficace que pour la population prise dans son ensemble, une situation qui contraste fortement avec celle qui prévalait au début des années 1970, avant la mise en œuvre de politiques de revalorisation des droits qui ont simultanément accru le niveau de vie relatif des retraités et fait passer leur taux de pauvreté au-dessous de celui de l'ensemble de la population (Blasco & Labarthe, 2018 ; Conseil d'orientation des retraites, 2019).

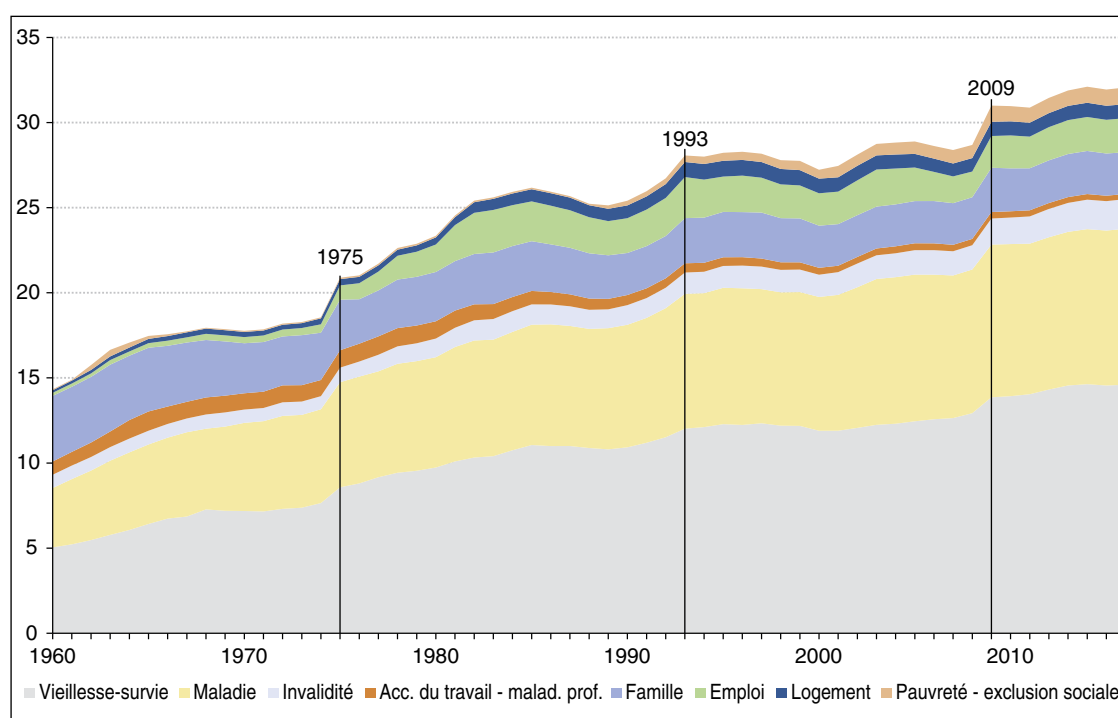
2. Sur la période 1990-2015, avec l'affectation aux ménages des profits non distribués des entreprises et un indicateur un peu différent, le ratio du revenu moyen des 10 % les plus riches aux 50 % les plus pauvres, Bozio *et al.* (2018) constatent une quasi-stabilité dans le cas de la France (un rapport fluctuant aux alentours de 5), et une hausse de près de 50 % aux États-Unis, avec un ratio passant de 8 à un peu moins de 12.

Figure VI
Niveau de vie et taux de pauvreté relatifs des retraités



Source : Insee-DGI, enquêtes *Revenus fiscaux et sociaux rétrospectives* de 1996 à 2004 ; Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, enquêtes *Revenus fiscaux et sociaux* de 2005 à 2016. Ruptures de séries en 1996, 2010 et 2012.

Figure VII
Dépenses sociales en pourcentage du PIB



Source : Drees, comptes de la protection sociale.

Ces politiques, associées à l'abaissement de l'âge légal de la retraite, ont été à l'origine de la forte progression de la part du poste vieillesse-survie en proportion du PIB passée de 5 à 14 points de PIB (figure VII). Elles ont constitué l'un des principaux facteurs de progression de la part socialisée du RDB des ménages constatée *supra*. À ce stade, cette progression n'a été que freinée par les réformes intervenues depuis le début des années 1990 : quoique significative, la hausse de l'âge de cessation d'activité n'a, en effet, pas été suffisante pour compenser la hausse de la part des 60 ans et plus et la progression des droits accumulés par des générations ayant de plus en plus souvent connu des carrières complètes.

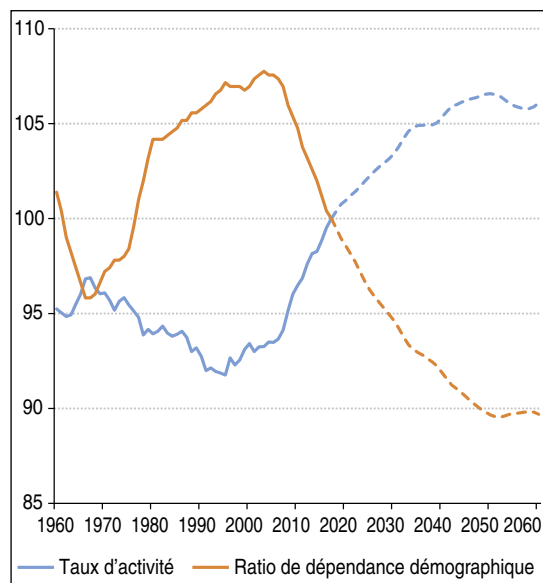
L'avenir du pouvoir d'achat : quelques interrogations

De tous les éléments présentés ici, ce sujet des retraites est celui qui se prête le plus facilement à une analyse prospective. On peut la présenter dans les termes déjà utilisés dans la figure IV-B. Parmi les facteurs explicatifs du RDB par UC mobilisés dans cette figure, on dispose évidemment de la projection du ratio démographique, à l'horizon 2070 (Blanpain & Buisson, 2016). On dispose également de projections de la population active

(Koubi & Marrakchi, 2018) qui peuvent servir à prolonger l'évolution du ratio emploi/population 20-59 ans, sous l'hypothèse conventionnelle d'un taux de chômage constant. Ces projections de population active intègrent les effets des réformes des retraites sur le taux d'emploi des seniors, avec un âge de liquidation qui devrait tendre vers 64 ou 65 ans à long terme, et des taux d'emploi avant cet âge de liquidation supposés suivre ce décalage, sous l'hypothèse que c'est la distance à l'âge de liquidation qui est, à long terme, le déterminant des comportements d'activité des seniors, plutôt que l'âge (Hairault *et al.*, 2006).

Avec une base 100 maintenant décalée à l'année 2018, on observe que l'effet du passage à la retraite des générations successives de baby-boomers se poursuit en s'amortissant progressivement jusqu'en 2035 (figure VIII). La hausse que l'on anticipe pour le taux d'activité ne compenserait que partiellement cet effet négatif. En cumulé, l'effet joint de la structure par âge et du taux d'emploi représentent à peu près cinq points de niveau de vie en moins à long terme. Il s'agit du décrochement du pouvoir d'achat que l'on aurait pour l'ensemble de la population s'il était réparti également sur l'ensemble de celle-ci. Avec des réformes ayant plutôt visé à stabiliser la part des retraites dans le PIB, cet ajustement se

Figure VIII
Contributions du taux d'emploi et du ratio de dépendance démographique à l'évolution du RDB moyen par UC



Source : Blanpain & Buisson, 2016 ; Koubi & Marrakchi, 2017 ; calculs des auteurs.

reporte sur les seuls retraités et, étant reporté sur une population représentant environ un quart de la population totale, il est mécaniquement quatre fois plus important. C'est le chiffrage auquel arrivent les différentes simulations existantes des effets des réformes sur le niveau de vie des retraités, avec des effets dont l'intensité dépend néanmoins fortement des hypothèses de croissance future de la productivité. La raison est que le décrochement du pouvoir d'achat relatif des retraités tient essentiellement à l'indexation des principaux paramètres du système sur les prix, dont l'impact est plus ou moins fort selon que la croissance est rapide ou lente (Marino, 2013 ; Conseil d'Orientation des Retraites, 2019). Le décrochage du pouvoir d'achat des retraités sera plus faible si la croissance est moins élevée. Il sera plus marqué si elle est plus rapide, conduisant même à un recul du niveau des retraites en part de PIB. En gros l'alternative est entre une part croissante d'un gâteau qui croît lentement, et les hausses de prélèvements que ceci impliquerait, ou bien une part stable ou décroissante d'un gâteau qui croît plus vite.

* *
*

Cette question du partage du revenu entre actifs et retraités n'est qu'une des questions

que soulève l'avenir du pouvoir d'achat, mais elle est révélatrice des tensions qui peuvent être anticipées pour les décennies à venir. Lorsque la question des retraites s'est imposée dans le débat social au début des années 1990, une idée répandue était que les progrès de productivité pouvaient rendre sa solution indolore. Ce qui était et reste attendu à l'horizon 2040 était un doublement de nombre de retraités face à une population active à peu près constante. Or la perspective d'un doublement parallèle de la productivité des actifs au même horizon n'avait rien d'irréaliste. Ceci suggérerait donc qu'il était possible de garantir le même niveau de vie à des retraités deux fois plus nombreux sans qu'il soit nécessaire ni d'augmenter les taux de cotisations ni l'âge de la retraite. Mais c'était ignorer que ce qui est attendu d'un système de retraite et plus généralement de l'ensemble du système de prélèvements est de respecter des cibles de niveaux de vie *relatifs* des groupes qui sont concernés par la redistribution.

De plus, ce rythme de croissance a faibli régulièrement tout au long de la période sous revue. Sur la dernière décennie, il a été à peine suffisant au maintien du niveau de vie moyen, malgré la hausse des taux d'activité : les problématiques du niveau de vie absolu et du niveau vie relatif ont ainsi fini par se recouper. Un revenu qui stagne en moyenne ou par grand groupe de populations implique nécessairement des baisses de niveau de vie à la fois absolu et relatif pour une partie de la population, sauf dans un monde où les positions individuelles relatives seraient parfaitement constantes.

La reprise des progrès de productivité à un rythme plus rapide aiderait-elle à desserrer cette pression ? Cette perspective reste très incertaine, d'autant que se pose la question de la nature de ces progrès de productivité. Certains des gisements d'activité que l'on a en général à l'esprit pour décrire ce que sera la croissance future sont assez différents de ce qui a nourri la croissance des trente glorieuses. Lors de cette période, la croissance a surtout consisté à produire un éventail de biens de plus en plus large, de manière plus économe en travail et avec un souci limité des externalités induites par cette production. On a déjà souligné comment l'impact sur le bien-être ressenti a été fortement amorti par le fait que cette évolution de l'offre de biens et services a fait évoluer parallèlement les normes de consommation : c'est ce que recouvre la différence entre les notions de pouvoir d'achat et de niveau de vie. Ce facteur devrait continuer à peser sur la perception du niveau de vie.

Mais il va s'y ajouter le fait qu'une partie de la production future devra aussi chercher à réduire les effets externes négatifs de la croissance, prenant la forme de ce que les comptables nationaux appellent des dépenses défensives, i.e. des activités qui ne permettent pas d'améliorer le bien-être mais d'éviter sa dégradation. Le cadre comptable et conceptuel que l'on a mobilisé dans cette analyse rétrospective devrait permettre de rendre compte

de ce caractère ambigu de la croissance à venir: davantage de dépenses contraintes, ou des dépenses collectives difficilement individualisables et dont le financement ferait se creuser l'écart entre le RDB ou le RDBA des ménages et la production mesurée par le PIB, que ce financement passe par des hausses de fiscalités directe ou indirecte. Ce type de tension, qui a alimenté le débat social de l'année écoulée, est susceptible de durer. □

BIBLIOGRAPHIE

Accardo, J., Chevalier, P., Forgeot, G., Friez, A., Guédès, D., Lengart, F. & Passeron, V. (2007). La mesure du pouvoir d'achat et sa perception par les ménages. *Insee Références – L'économie française, comptes et dossiers*, édition 2007, pp. 59–86.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1373149?sommaire=1373158>

Accardo, J., Celerier, C., Herpin, N. & Irac, D. (2011). L'inflation perçue. *Économie et Statistique*, 447, 3–31.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377342?sommaire=1377352>

Accardo, J. (2016). La mobilité des niveaux de vie en France. *Insee Références – Revenus et patrimoines*, pp. 71–86.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/2017610?sommaire=2017614>

Aeberhardt, L. & Leclair, M. (forthcoming). L'économie numérique fausse-t-elle le partage volume-prix du PIB ? *Economie et Statistique/Economics and Statistics*.

Aghion, P., Bergeaud, A., Boppart, T., Klenow, P. & Li, H. (2017). Missing Growth from Creative Destruction. *NBER Working Paper* N° 24023.
<https://doi.org/10.3386/w24023>

Alvaredo, F., Atkinson, A. B., Chancel, L., Piketty, T., Saez, E., & Zucman, G. (2016). Distributional National Accounts (DINA) Guidelines: Concepts and Methods used in WID.world. *WID.world Working Paper* N° 2016/2.
<https://wid.world/document/dinaguidelines-v1/>

Berthier, J. P. (2003). Le chaînage des indices : entre nécessité pratique et justification théorique. *Le courrier des statistiques*, 108, pp. 15–26.
<https://www.epsilon.insee.fr/jspui/handle/1/8418>

Blanchet, D., Khder, M.-B., Leclair, M., Lee, R. & Ragache, N. (2018). La croissance est-elle sous-estimée ? *Insee Références – L'économie française, comptes et dossiers*, édition 2007, pp. 59–79.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/3614240?sommaire=3614262>

Blanpain, N. & Buisson, G. (2016). Projections de population à l'horizon 2070 : deux fois plus de personnes de 75 ans ou plus qu'en 2013. *Insee Première* N° 1619.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/2496228>

Blasco, J. & Labarthe, J. (2018). Inégalités et niveaux de vie en 2015 et sur longue période. *Insee Références – Les revenus et le patrimoine des ménages*, pp. 9–26.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/3549502>

Blasco, J. & Picard, S. (2019). Quarante ans d'inégalités de niveau de vie et de redistribution en France (1975-2016). *Insee référence – France Portait social*, pp. 61–80.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/4238443?sommaire=4238781>

Bozio, A., Garbinti, B., Goupille-Lebret, J., Guillot, M. & Piketty, T. (2018). Inequality and Redistribution in France, 1990-2018: Evidence from Post-Tax Distributional National Accounts (DINA). *WID.world Working Paper* N° 2018/10.
<https://wid.world/document/inequality-and-redistribution-in-france-1990-2018-evidence-from-post-tax-distributional-national-accounts-dina-wid-world-working-paper-2018-10/>

Brynjolfsson, E., Collis, A., Diewert, W. E., Eggers, F. & Fox, K. J. (2019). GDP-B: Accounting for the value of new and free goods in the digital economy. *NBER Working Paper* N° 25695.
<https://doi.org/10.3386/w25695>

Clerc, M. E. & Coudin, E. (2010). L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'ap-

porte l'analyse des courbes d'Engel. *Économie et Statistique*, 433-434, 77-99.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377372?sommaire=1377376>

Conseil d'orientation des retraites (2019). *Évolutions et perspectives des retraites en France. Rapport annuel du COR*. Paris: La Documentation Française.
<https://www.ladocumentationfrancaise.fr/rapports-publics/194000512-evolutions-et-perspectives-des-retraites-en-france-rapport-annuel-du-conseil>

Hairault, J. O., Langot, F. & Sopraseuth, T. (2006). Les effets à rebours de l'âge de la retraite sur le taux d'emploi des seniors. *Économie et Statistique*, 397, 51-68.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376331?sommaire=1376333>

Jany-Catrice, F. (2018). Conflicts in the Calculation and Use of the Price Index: The Case of France. *Cambridge Journal of Economics*, 42(4), 963-986.
<https://doi.org/10.1093/cje/bex067>

Jany-Catrice, F. (2019). *L'indice des prix à la consommation*. Paris: La Découverte.

Khder, M. B. & Lee, R. (forthcoming). Quantifying Missing Growth Using a Macroeconomic Model of Innovation: Contributions and Limitations. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*.

Konüs, A. A. (1939). The Problem of the True Index of the Cost of Living. *Econometrica*, 7(1), 19-29.
<https://www.jstor.org/stable/1906997>

Koubi, M. & Marrakchi, A. (2017). Projections à l'horizon 2070 : une hausse moins soutenue du nombre d'actifs. *Insee Première* N° 1646.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/2844302>

Lequiller, F. (2000). La nouvelle économie et la mesure de la croissance. *Économie et Statistique*, 339-340, 45-71.
<https://doi.org/10.3406/estat.2000.7479>

Magnien, F. & Pournard, J. (2000). Les indices à utilité constante : une référence pour mesurer l'évolution des prix. *Économie et Statistique*, 335, 81-94.
<https://doi.org/10.3406/estat.2000.7523>

Mahieu, R. (2018). Les comptes des entreprises, des ménages et des administrations publiques dix ans après la crise financière. *Insee Références – L'économie française, comptes et dossiers, édition 2007*, pp. 81-95.
https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/3614258/ECOFRA18c_D2_crise.pdf

Marino, A. (2014). Vingt ans de réformes des retraites : quelle contribution des règles d'indexation ? *Insee Analyses* N° 17.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1521315>

Moatti, P. & Rochefort, R. (2008). Mesurer le pouvoir d'achat. Conseil d'analyse économique, *Rapport* N° 73.
<http://www.cae-eco.fr/Mesurer-le-pouvoir-d-achat>

Quinet, A. & Ferrari, N. (2008). *Rapport de la commission « Mesure du pouvoir d'achat des ménages »*. Paris: La Documentation Française.
<https://www.ladocumentationfrancaise.fr/var/storage/rapports-publics/084000066.pdf>

Sillard, P. (2017). *Indices de prix à la consommation*. Insee, *Document de travail* N° F1706.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/2964204>

Touchelay, B. (2014). Un siècle d'indice des prix de détail français (1913-2013) ou la métamorphose d'un pionnier de la politique du chiffre. *Politiques et management public*, 31(4), 393-403.
<http://journals.openedition.org/pmp/7291>

Triplett, J. E. (2001). Should the Cost-of-Living Index Provide the Conceptual Framework for a Consumer Price Index? *The Economic Journal*, 111(472), 311-334.
<https://doi.org/10.1111/1468-0297.00633>

Inégalités de revenu et de richesse en France : évolutions et liens sur longue période

Income and Wealth Inequality in France: Developments and Links over the Long Term

Bertrand Garbinti* et Jonathan Goupille-Lebret**

Résumé – Cet article propose un éclairage sur l'évolution de longue période des inégalités de revenu, de patrimoine et de leur lien en France. Après une forte baisse des inégalités qui avait commencé au début de la première guerre mondiale, une tendance inégalitaire est apparue (et se poursuit) depuis le milieu des années 1980. La perspective historique permet d'illustrer comment de faibles changements dans les inégalités de taux d'épargne, de rendement ou de revenu du travail peuvent avoir de forts effets de long terme sur la concentration du patrimoine. Deux autres grandes tendances s'observent depuis les années 1970. L'une est la baisse de l'écart des revenus du travail entre femmes et hommes – même s'il reste élevé. L'autre est la difficulté accrue, pour les détenteurs de seuls revenus du travail, d'accéder aux plus hauts patrimoines. Enfin, nos comparaisons entre la France et les États-Unis montrent que les inégalités de patrimoine et de revenu étaient comparables voire plus faibles aux États-Unis avant les années 1970. Ce pays est devenu nettement plus inégalitaire désormais.

Abstract – *This article sheds light on the long-term development of income and wealth inequality and the link between them in France. Following a sharp decline in inequality that began at the beginning of the First World War, a trend towards inequality has emerged (and continues) since the mid-1980s. The historical perspective makes it possible to illustrate how small changes in inequality in savings, returns or earnings can have strong long-term effects on wealth concentration. Two other major trends have been observed since the 1970s. One is the narrowing of the gap in labour income between men and women – although it remains high. The other is the increased difficulty, for those who only have access to labour income, to access the highest wealth brackets. Finally, our comparisons between France and the United States show that wealth and income inequalities were comparable or even lower in the United States before the 1970s. That country has since become much more unequal.*

Codes JEL / JEL Classification : D31, E01, E21, N3

Mots-clés : inégalités de revenu, inégalités de patrimoine, inégalités entre femmes et hommes

Keywords: *income inequality, wealth inequality, gender inequality*

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* Banque de France et Crest (bertrand.garbinti@ensae.fr)

** University of Lyon, CNRS, GATE Lyon Saint-Etienne UMR 5824 (jonathan.goupille@ens-lyon.fr)

La question de la répartition des revenus et des patrimoines est devenue de première importance pour les chercheurs, les décideurs publics et les citoyens. C'est à travers elle que se cristallisent les débats relatifs à la méritocratie, l'égalité des chances et la justice sociale, notions au cœur du modèle social français. Étudier l'évolution des inégalités de patrimoine et de revenus est un exercice difficile, en raison de la multitude des facteurs en jeu. Les inégalités résultent en effet en partie de décisions individuelles : on peut ainsi penser aux comportements d'offre de travail au long du cycle de vie, aux choix en matière d'épargne, d'investissement et de transmission du patrimoine, et aux choix de portefeuille. Elles sont également influencées par les grandes mutations sociales, économiques et technologiques de la société. Ces mutations peuvent être soudaines et temporaires (guerres mondiales, révolutions ou crises industrielles et financières), mais aussi s'inscrire dans des évolutions plus lentes, reflétant des luttes syndicales ou des changements plus structurels de nos sociétés tels que la démocratisation du système éducatif ou le développement du travail rémunéré parmi les femmes. Elles peuvent enfin découler de politiques publiques actives (régulation et dérégulation du marché des capitaux, développement des prélèvements obligatoires et des minima sociaux, salaire minimum). Tous ces facteurs sont susceptibles d'affecter dans des proportions et sur des horizons différents le degré d'inégalité des revenus et du patrimoine ainsi que leur perception au sein de notre société.

Comprendre et analyser l'évolution des inégalités économiques nécessite donc de les replacer dans un contexte économique, historique et social précis et d'en appréhender la dynamique. Cet article consacré aux inégalités de revenus et de patrimoines s'inscrit dans cette optique et propose un panorama de leur évolution sur longue période en France¹. L'analyse est principalement fondée sur deux articles récents de Garbinti *et al.* (2016 ; 2018). Elle s'appuie également sur les travaux de Piketty (2001) et Piketty *et al.* (2006 ; 2014 ; 2018) qui offrent un éclairage complémentaire sur ces évolutions. Nous utilisons enfin les séries américaines construites par Saez & Zucman (2016) et Piketty *et al.* (2018) pour comparer les trajectoires d'inégalité de revenus et de patrimoine entre la France et les États-Unis. Cet article est l'occasion de présenter et mettre en perspective plusieurs résultats importants.

Tout d'abord, la Première Guerre mondiale marque le début d'une diminution importante des inégalités de patrimoine et de revenu du fait de la

conjonction de chocs économiques et politiques d'une ampleur inédite. Puis à partir du milieu des années 1980, on assiste au retour de la concentration des patrimoines et à l'envolée des plus hautes rémunérations. Les individus les plus fortunés et les travailleurs les mieux rémunérés sont toutefois loin de former un groupe homogène, et depuis 1970, on observe une dichotomie de plus en plus importante entre les plus grandes fortunes et les plus hauts revenus du travail. En particulier, il est devenu de plus en plus difficile d'accéder aux plus hauts patrimoines avec uniquement des revenus du travail. Depuis les années 1970 également, l'inégalité de revenus du travail entre femmes et hommes n'a cessé de diminuer, sous l'effet de la participation croissante des femmes au marché du travail. Cette inégalité demeure toutefois importante du fait d'un accès toujours très limité des femmes aux plus hautes rémunérations.

Enfin, les inégalités de patrimoine et de revenu étaient comparables voire plus faibles aux États-Unis avant les années 1970. Ce pays est devenu nettement plus inégalitaire désormais. De plus, même si le revenu national par adulte est supérieur de 30 % aux États-Unis, cela ne signifie pas que toute la population y bénéficie de meilleures rémunérations : les revenus perçus par les 50 % les plus pauvres y sont nettement plus faibles que ceux reçus par les 50 % des français les plus pauvres.

La suite de l'article commence par un retour sur les concepts, données et méthodes, puis les sections suivantes sont consacrées successivement aux évolutions de patrimoine, à celles du revenu national avant impôt, à l'évolution du lien entre revenus et patrimoine ; une section finale est dédiée à la comparaison avec les États-Unis.

Concepts, données et méthodologie²

Concepts de revenus et de patrimoine

Les séries présentées ici sont construites à partir des concepts de la comptabilité nationale. La raison de ce choix n'est pas que nous pensons que les concepts de la comptabilité nationale sont parfaits, mais plutôt qu'il s'agit du seul cadre existant dans lequel les concepts de revenus et

1. Voir Atkinson & Bourguignon (2000 ; 2015), Atkinson *et al.* (2011) et Zucman (2019) pour des revues de la littérature internationale sur les inégalités de long terme.

2. Nous présentons de la manière la plus synthétique et accessible possible un résumé des méthodes employées pour la construction des séries historiques de revenus et de patrimoine. Une présentation plus détaillée de la méthodologie se trouve dans le complément en ligne C2. Lien vers les compléments en ligne à la fin de l'article.

patrimoines sont définis de manière cohérente sur une base internationale³.

Le revenu national avant impôt (abrégé en revenu avant impôt ensuite) est notre concept de base pour étudier la distribution des revenus perçus. Il est égal à la somme des revenus du travail, du capital et de remplacement (pensions de retraites et allocations chômage) avant prise en compte des impôts, taxes et transferts⁴. Pour éviter un double compte, les cotisations sociales finançant les revenus de remplacement sont déduites des revenus du travail.

Le concept de patrimoine utilisé est celui de patrimoine net personnel. Il est défini comme la somme des actifs financiers et non-financiers moins les dettes détenues par le secteur des ménages de la comptabilité nationale, et mesuré à partir d'un découpage fin en sept classes d'actifs : les actifs non-financiers sont séparés entre actifs professionnels et actifs immobiliers, ces derniers étant eux-mêmes séparés entre résidences d'habitation et immobilier de location. Les actifs financiers sont séparés en quatre catégories : dépôts (incluant les comptes courants), obligations (incluant les prêts), actions et assurances-vie.

Le patrimoine et les revenus sont calculés pour les individus adultes (de plus de 18 ans). Les inégalités de revenus et de patrimoine peuvent être représentées selon trois approches alternatives de l'unité d'observation : inégalités entre foyers, inégalités entre adultes et un niveau intermédiaire entre ces deux cas polaires que nous appelons « *equal-split* adultes ». Il consiste, pour les couples, à attribuer à chaque conjoint la moitié du patrimoine et des revenus. C'est celui que nous retenons ici. Représenter les inégalités entre foyers peut en effet être problématique lorsque l'on souhaite étudier l'évolution des inégalités sur longue période ou entre pays car la comparaison de foyers de taille différente peut générer artificiellement un niveau d'inégalités plus important (ou moins, selon les proportions de couples et de célibataires). Représenter les inégalités entre adultes vise à corriger ce biais. Cette approche suppose toutefois l'absence de redistribution de revenus et de patrimoine au sein des couples. Le concept d'*equal-split* adultes, où les revenus et le patrimoine sont répartis à égalité entre conjoints, permet de pallier ces limites et constitue donc notre unité d'observation de référence⁵. Il est utile de préciser que le choix de l'unité d'observation la plus appropriée dépend du type d'inégalité étudié. Lorsque nous présentons l'évolution des inégalités des revenus du travail entre sexes, l'unité d'observation la plus adéquate est le revenu du travail par

adulte, i.e. le revenu du travail effectivement perçu, individuellement, par chaque membre du foyer⁶.

Données et méthodologie

Les constructions des séries présentées dans cet article reposent sur l'utilisation de plusieurs sources de données et méthodologies, détaillées, ainsi que les hypothèses, variantes et tests de robustesse, dans les deux articles de référence (Garbinti *et al.*, 2016, 2018). Nous n'en présentons ici qu'une version synthétique⁷.

Tout d'abord, la construction des séries de revenu national et de patrimoine pour les années 1970-2014 repose principalement sur l'exploitation des micro-données fiscales disponibles depuis 1970. Ils permettent d'obtenir la distribution des revenus, au sens fiscal, au niveau des individus. Ce « revenu fiscal » ne correspond pas exactement au revenu national avant impôt. L'écart entre les deux provient de trois composantes (les revenus du travail non-taxés, les revenus du capital non-taxés et les impôts sur la production) qui sont imputées afin de correspondre aux flux mesurés dans la comptabilité nationale. Les séries de patrimoine

3. Ces concepts sont directement définis à partir des directives du système international de comptabilité nationale (SNA, 2008). Une présentation plus complète des concepts utilisés peut être trouvée dans Alvaredo *et al.* (2016).

4. Il est important de souligner que ce concept de revenu, cohérent avec celui de revenu national de la comptabilité nationale, intègre les revenus non distribués des sociétés. En effet, les bénéfices des sociétés peuvent être distribués (sous forme de dividendes) ou ne pas être distribués. Ne pas prendre en compte les revenus financiers non-distribués ferait l'impasse sur ces revenus produits par l'économie et qui peuvent être distribués ou non en fonction de motifs liés à la fiscalité. Étant donné les différences de fiscalité entre pays et les variations au cours du temps, il semble préférable qu'une perspective de long terme n'exclue pas ces revenus. Entre 1990 et 2014, les revenus financiers non distribués des entreprises représentent en moyenne 2.9 % du revenu national (2.2 % entre 1970 et 2014). Ils sont négatifs après le second choc pétrolier (-1.1 % en moyenne entre 1980 et 1983) puis quasiment nuls entre 2012 à 2014 (0.3 %). Lorsqu'ils sont négatifs, ils diminuent les revenus du capital (ce qui entraîne une baisse des inégalités étant donné que les détenteurs de ces revenus sont les plus aisés), et lorsqu'ils sont positifs ils les augmentent. Les revenus financiers, et en particulier les revenus non distribués, ont contribué à la hausse des inégalités observées entre 1984 et 2008 (voir figure C1-IX du complément en ligne). Lien vers les compléments en ligne à la fin de l'article.

5. La figure C1-VIII du complément en ligne permet de comparer l'évolution des inégalités selon l'unité d'observation choisie (foyer, adulte, « *equal-split* » adulte). Les inégalités de revenus entre les « *equal-split* » adultes sont toujours inférieures aux inégalités entre foyers et entre adultes et constituent donc une borne basse. Il existe d'autres moyens pour répartir les revenus et le patrimoine au sein du foyer, en prenant par exemple en compte les spécialisations maritales, la répartition des tâches ménagères et des soins aux enfants, économies d'échelles, etc. La mise en place de telles approches irait toutefois bien au-delà du cadre de cet article.

6. D'autres concepts, non présentés ici, sont également utilisés pour vérifier la robustesse des résultats : nous avons calculé des séries par foyers fiscaux et des séries prenant en compte les revenus du travail individuels, l'*equal-split* n'étant alors appliqué qu'aux revenus du capital.

7. Des versions plus détaillées et qui présentent de manière exhaustive les hypothèses effectuées peuvent être trouvées dans Garbinti *et al.* (2016 ; 2018). Les codes sont par ailleurs accessibles en ligne : <https://wid.world/document/b-garbinti-j-goupille-t-piketty-data-files-wealth-concentration-france-1800-2014-methods-estimates-simulations-2016/> et <https://wid.world/document/data-files-income-inequality-france-1900-2014-evidence-distributional-national-accounts-dina-wid-world-working-paper-201704/>.

sont obtenues en combinant méthode par capitalisation et imputations à partir de données d'enquête. La méthode dite par capitalisation permet de reconstituer les montants des actifs à partir des flux de capital observés dans les déclarations de revenu et des montants des actifs correspondants observés dans les comptes nationaux. Cette méthode n'est utilisable que pour les revenus du capital présents dans les déclarations et ne peut donc être utilisée pour imputer les montants des résidences principales, des assurances-vie et des comptes courants. L'utilisation des enquêtes *Patrimoine* et *Logement* de l'Insee permet d'imputer ces actifs en fonction des caractéristiques des ménages à partir d'une méthode proche de celle du *hot-deck* (voir le complément en ligne).

Avant 1970, les séries de revenu national reposent sur des tabulations de revenu de l'impôt sur le revenu produites chaque année depuis 1915 par le ministère des Finances. Ces tabulations permettent de produire des séries à partir de la méthode d'interpolation parétienne non-paramétrique développée par Blanchet *et al.* (2017 ; 2018).

Enfin, les séries de patrimoine entre 1800 et 1970 reposent très largement sur les séries développées par Piketty *et al.* (2006). Elles sont issues d'un travail utilisant les données de successions avec

une méthode classique dans la littérature (dite « du multiplicateur de succession ») qui permet de déduire le patrimoine des individus vivants à partir de celui des défunts.

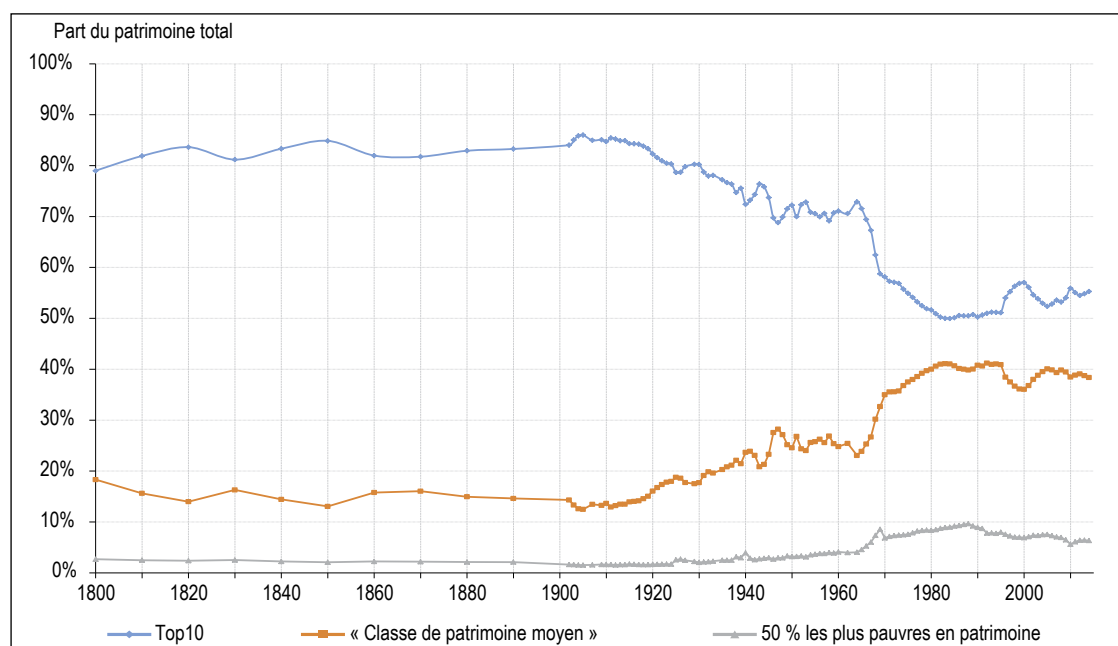
Les différentes méthodes développées ont plusieurs intérêts. Tout d'abord, elles permettent de construire des séries qui offrent une perspective de long terme sur l'évolution des inégalités de patrimoine et de revenu en France. Nous présentons ces résultats dans un premier temps. Ensuite, à partir de 1970, il est possible d'enrichir l'analyse grâce à l'étude de l'évolution jointe des revenus et du patrimoine. Enfin, la cohérence des séries avec la comptabilité nationale autorise des comparaisons entre pays et nous mettons à profit cette caractéristique pour comparer les évolutions de long terme des inégalités en France et aux États-Unis.

Les inégalités de patrimoine (1800-2014)

La figure I montre l'évolution des inégalités de patrimoine sur longue période (1800-2014). Elle représente les parts⁸ de patrimoine total

8. Ce graphique, comme d'autres ensuite, présente des proportions. Pour compléter cette information et mieux situer l'ampleur des inégalités, des niveaux (de patrimoine, de revenus) sont indiqués dans les notes de lecture.

Figure I
Concentration du patrimoine en France, 1800-2014



Note de lecture : la part du patrimoine total détenue par le Top10 (les 10 % d'individus les plus riches en patrimoine) se situe autour de 80 % tout au long du 19^e siècle, puis passe de 85 % en 1910 à 50 % au milieu des années 1980. En 2014, le patrimoine net moyen par adulte s'établit à 197 000 € : en moyenne 1 075 000 € pour le Top10, 25 000 € pour les 50 % les plus pauvres en patrimoine et 189 000 € pour la « classe de patrimoine moyen » (définie ici comme les 40 % d'individus dont le patrimoine se situe entre celui des 50 % les plus pauvres et des 10 % les plus riches). Source : données et graphique extraits de Garbinti *et al.* (2016).

possédées par trois groupes de la population : les 10 % d'individus les plus fortunés (nommés Top10), les 50 % du bas de la distribution (nous les appellerons « pauvres en patrimoine ») et les 40 % d'individus situés entre ces deux groupes (la « classe de patrimoine moyen »).

Trois périodes apparaissent nettement. Tout au long du 19^e siècle et jusqu'en 1914, un extrême niveau de concentration du patrimoine perdure. Les 10 % les plus riches détiennent près de 80 % du patrimoine total, les 90 % les plus pauvres se partageant le reste du patrimoine. Il n'existe donc pas encore de classe moyenne.

La Première Guerre mondiale marque le début d'une période de forte baisse des inégalités. Ce mouvement est spectaculaire : la part du patrimoine détenue par le Top10 passe de 85 % en 1910 à 50 % au milieu des années 1980. Dans le même temps, celle détenue par la classe de patrimoine moyen augmente fortement, de 14 % à 41 %. Cette décroissance frappante des inégalités entre ces deux dates correspond en réalité à deux périodes distinctes et à des mécanismes différents. Durant l'entre-deux-guerres, le patrimoine des plus aisés est soumis à une série de chocs négatifs importants : destruction du capital lors des conflits, développement d'une fiscalité progressive sur les revenus et les successions, périodes de dépression et d'inflation⁹. Le patrimoine de la classe moyenne décroît lui aussi mais proportionnellement moins que celui des plus fortunés, ce qui aboutit mécaniquement à une baisse des inégalités. À partir de 1945 et plus particulièrement à partir de 1968, une tendance différente est à l'œuvre. Le patrimoine de ces deux groupes augmente mais celui de la classe de patrimoine moyen augmente plus rapidement que celui des plus aisés. Après les événements de 1968, la croissance des salaires et le tassement de la hiérarchie salariale aboutissent à une plus grande capacité d'accumulation pour la classe moyenne (voir plus bas).

Le déclin des inégalités initié au début du 20^e siècle prend fin au milieu des années 1980. Ensuite, la part de patrimoine détenue par les 1 % les plus fortunés augmente de façon continue¹⁰. Ce retournement de tendance coïncide avec le mouvement de dérégulation des marchés financiers, et plus largement les politiques dites « des 3 D » (Désintermédiation, Décloisonnement et Dérèglementation¹¹) engagées au début des années 1980. Il se traduit par une forte augmentation du poids des actifs financiers dans le patrimoine total¹² et dans le patrimoine des plus fortunés (figure II). Les actifs financiers deviennent prédominants au sommet de la distribution des patrimoines à partir

des années 1990¹³, tandis que les biens immobiliers demeurent l'actif majoritairement détenu par la classe de patrimoine moyen.

Cette forte polarisation de la composition des patrimoines entraîne des fluctuations importantes sur le court terme. Le niveau d'inégalité se révèle en effet de plus en plus sensible aux évolutions différenciées du prix de ces actifs (immobilier vs financier). Cela apparaît clairement autour des années 2000, quand le CAC 40 atteint son maximum historique avant de s'effondrer suite à l'écroulement de la bulle internet, tandis que les prix de l'immobilier continuent d'augmenter. La hausse des prix de l'immobilier couplée au choc négatif sur les actifs financiers entraîne une baisse des inégalités entre la classe de patrimoine moyen et les individus les plus fortunés. L'effet est toutefois ambigu et il n'est pas question de conclure que toute hausse des prix de l'immobilier est un facteur positif de décroissance des inégalités. En effet, si une hausse des prix de l'immobilier semble mécaniquement « enrichir » les ménages déjà propriétaires, elle constitue aussi un frein à l'accès à la propriété pour les ménages qui ne sont pas propriétaires et en particulier pour les plus jeunes¹⁴. Un autre effet, mis en évidence notamment par Carbonnier (2015), est que les bulles immobilières, par leur effet sur le prix de la résidence principale de la classe moyenne, conduisent à une baisse artificielle de la mesure des inégalités.

Nous avons vu que la dynamique des inégalités de patrimoine a été fortement affectée par les événements historiques, politiques et économiques qui ont émaillé le 20^e siècle. Afin de mieux comprendre les mécanismes économiques sous-jacents, nous utilisons une formule simple décomposant les déterminants du niveau d'inégalité du patrimoine à long terme (voir encadré). Cette formule permet d'illustrer le rôle de trois facteurs-clés dans l'évolution de la concentration des patrimoines : les inégalités des revenus du

9. Piketty et al. (2018) montrent l'importance de la mise en place d'une fiscalité progressive sur la fin de la « société de rentiers » qui prévalait à Paris au 19^e siècle.

10. À partir des enquêtes Patrimoine (non recalées sur la comptabilité nationale), Chaput et al. (2011) concluent aussi à une hausse des inégalités en France entre 2004 et 2011. Plus récemment, Ferrante et al. (2016) concluent à une légère baisse des inégalités de patrimoine brut entre 2010 et 2014 ce qui est également compatible avec nos séries qui montrent une certaine stabilité du patrimoine net entre ces deux dates (la part du Top10 passe de 56 % en 2010 à 55 % en 2014).

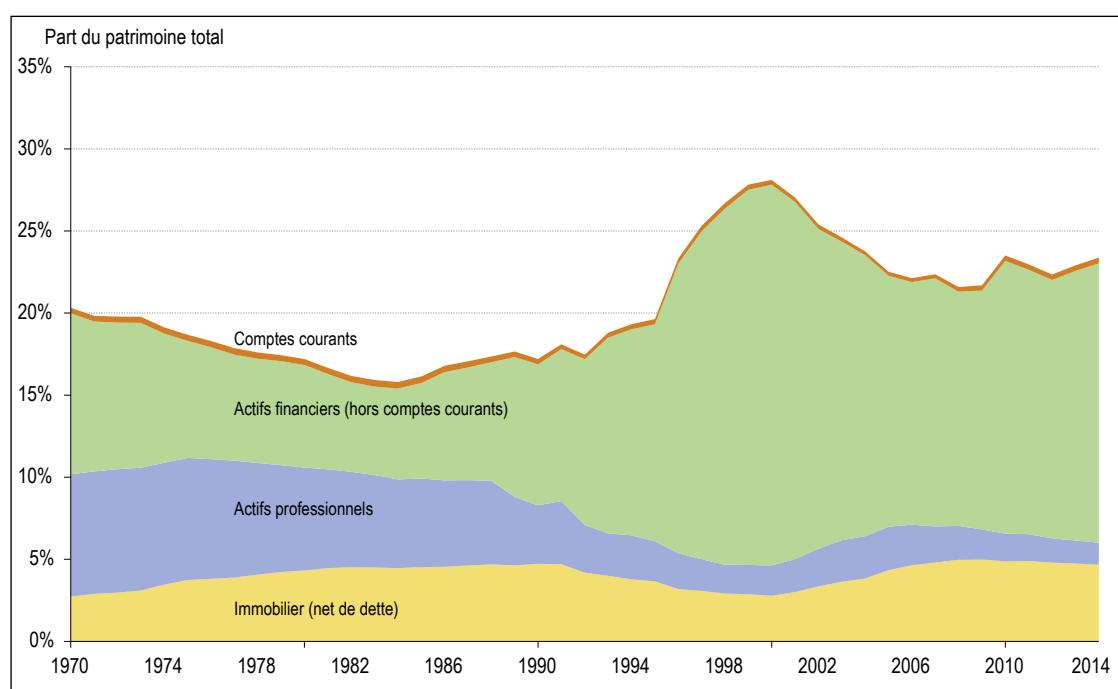
11. D'après l'expression forgée par Bourguignat (1986).

12. Voir figure C1-I du complément en ligne.

13. Cette hausse s'effectue en parallèle de la montée en puissance de l'assurance-vie dans l'économie française. Voir par exemple Goupille-Lebret & Infante (2018) pour plus de détails.

14. Voir par exemple Bonnet et al. (2018) qui montrent que le taux de propriétaires des jeunes ménages les plus défavorisés a diminué depuis les années 1970 tandis que celui des plus aisés a augmenté.

Figure II
Composition de la part du patrimoine du Top 1 % en France, 1970-2014



Note de lecture : à partir des années 1990, le poids des actifs financiers dans le patrimoine total du Top 1 % (les 1 % d'individus les plus riches en patrimoine) devient prédominant. En 2014, le patrimoine net par adulte du Top 1 % s'établit à 4 614 000 €. Source : données et graphique extraits de Garbinti *et al.* (2016).

travail, des taux de rendement des actifs et des taux d'épargne. L'objectif de cet exercice n'est pas de prévoir le futur mais de comprendre quels sont les principaux facteurs à l'origine du changement de la dynamique des inégalités intervenu au milieu des années 1980. Nous étudions l'évolution de ces facteurs depuis 1970 avant de nous concentrer sur leur impact sur le niveau des inégalités de patrimoine de long terme.

La part des revenus du travail détenus par les individus du Top10 a peu évolué. Entre 1970 et 2014, ces derniers possèdent environ 18 % du revenu total. De même, les écarts de rendements entre les portefeuilles des différents groupes de richesse paraissent stables sur cette période (voir figure C1-II du complément en ligne). Les plus aisés obtiennent des rendements plus élevés, dus à des différences de portefeuille – par exemple, ils possèdent plus d'actifs financiers dont le rendement est plus élevé que celui des comptes de dépôt ou des actifs immobiliers. Cependant l'écart de rendement avec les autres groupes s'avère constant au cours du temps. Les taux d'épargne synthétiques ont, en revanche, connu des évolutions très différentes avant et après 1980. Sans surprise, les taux d'épargne sont différents selon les groupes de richesse, les plus riches épargnant plus (voir figure C1-III du complément en ligne). Mais si l'écart entre les taux d'épargne du Top10

et celui du reste de la population apparaît constant jusqu'au milieu des années 1980, il se creuse ensuite avec la hausse du taux d'épargne des plus riches tandis que celui du reste de la population décroît. Les 90 % les plus pauvres (en patrimoine) épargnent plus au cours des années 1970 qu'à partir du milieu des années 1980, les 50 % les plus pauvres affichant même un taux d'épargne quasiment nul. Ce changement structurel apparaît comme un élément d'explication important de la hausse de la concentration du patrimoine intervenue dès les années 1980. Saez & Zucman (2016) observent le même type de changement pour les taux d'épargne aux États-Unis.

Une limite importante de notre approche est qu'elle ne permet pas d'établir un diagnostic précis sur les évolutions de ces taux d'épargne synthétiques. Nous proposons dans le complément en ligne C2 plusieurs éléments d'explication, mais nos données sont insuffisantes pour étudier totalement cette question.

Nous utilisons ensuite les valeurs calculées pour les taux d'épargne, de rendement et les inégalités de revenus du travail afin de simuler les trajectoires d'inégalité prédites par notre formule (encadré). Une première simulation prédit le niveau d'inégalité qui serait atteint si les valeurs moyennes observées sur la période 1984-2014

ENCADRÉ – Les inégalités de patrimoine à l'équilibre stationnaire

L'évolution du patrimoine d'un groupe de richesse p (par exemple, si $p = 10\%$, il s'agit du Top10) peut être synthétisée par l'équation d'accumulation suivante :

$$W_{t+1}^p = (1 + q_t^p) \left[W_t^p + s_t^p (Y_{Lt}^p + r_t^p W_t^p) \right]$$

où W_t^p et W_{t+1}^p désignent le patrimoine moyen en t et $t+1$ du groupe de richesse p , Y_{Lt}^p son revenu de travail moyen en t , r_t^p le taux moyen de rendement de son portefeuille, q_t^p le taux moyen de plus-value (défini comme étant la différence entre la hausse de valeur moyenne du prix des actifs et l'inflation) et s_t^p le taux d'épargne synthétique en t . Cette équation permet de calculer les taux d'épargne synthétiques à partir des autres grandeurs observées.

À partir de cette équation, Garbinti *et al.* (2016) déduisent la formule suivante qui reflète l'inégalité de patrimoine de long terme ou à l'équilibre stationnaire (défini de manière standard en économie comme une situation où les variables économiques telles que la croissance, le taux d'épargne, le ratio patrimoine/revenu, etc., évoluent à un rythme constant) :

$$sh_w^p = \left(1 + \frac{s^p r^p - sr}{g - s^p r^p} \right) \frac{s^p}{s} sh_{YL}^p$$

où sh_w^p (resp. sh_{YL}^p) est la part de patrimoine (resp. des revenus du travail) détenue par le groupe de richesse p , g le taux de croissance économique, s le taux d'épargne agrégé, r le taux de rendement agrégé, s^p le taux d'épargne synthétique du groupe de richesse p et r^p le taux de rendement de son portefeuille (dépendant de la composition de ce dernier).

Cette formulation fournit des résultats très intuitifs. Par exemple, s'il n'existe aucune inégalité de rendement ni de taux d'épargne entre les différents groupes ($s^p = s$ et $r^p = r$), alors $sh_w^p = sh_{YL}^p$: l'inégalité du patrimoine est égale à celle des revenus du travail. Cependant, si

les plus aisés ont des taux de rendements et des taux d'épargne plus élevés que le reste de la population ($s^p r^p > sr$, et $s^p/s > 1$), alors l'inégalité des revenus du travail se retrouve augmentée d'un facteur qui conduit à une dynamique multiplicative. Le rôle de la croissance comme frein à cette dynamique apparaît également clairement : lorsque g augmente, le premier ratio décroît, diminuant l'effet multiplicatif. Si la croissance est infinie, le ratio disparaît et le patrimoine accumulé précédemment n'a plus d'importance, seules comptent les inégalités de revenus du travail et de taux d'épargne.

Nous définissons les taux d'épargne synthétiques de la même manière que Saez & Zucman (2016). Nous observons les variables W_t^p , W_{t+1}^p , Y_{Lt}^p , r_t^p , q_t^p dans nos séries, et à partir de là nous calculons s_t^p comme le taux d'épargne synthétique qui permet de rendre compatible l'évolution du patrimoine observé une année au sein d'un groupe de richesse p avec le patrimoine observé l'année suivante. Nous l'appelons le taux d'épargne « synthétique » car il doit être considéré comme une forme de taux moyen de l'épargne du groupe (prenant en compte tous les effets de mobilité intergroupe). Cela ne signifie évidemment pas que tous les individus du groupe de richesse p épargnent autant. Ici, nous ne tentons pas d'étudier ce processus de mobilité en tant que tel. Nous nous concentrons sur cette approche du taux d'épargne synthétique pour effectuer des simulations simples afin d'illustrer certaines des forces principales en jeu. Précisons également que ces taux d'épargne incluent l'épargne directe et indirecte des individus, et en particulier les revenus non distribués (au titre de l'épargne indirecte). Les taux d'épargne synthétiques calculés ici s'avèrent présenter un gradient et des niveaux tout à fait compatibles avec les études précédentes effectuées sur les taux d'épargne individuels français – voir par exemple Garbinti & Lamarche (2014) et Garbinti *et al.* (2014).

persistaient (figure III). La tendance à la hausse des inégalités précédemment observée se poursuivrait alors de manière continue jusqu'à un niveau d'inégalité particulièrement élevé, proche de celui du début du 20^e siècle : une part du patrimoine détenue par les 10 % les plus riches autour de 80 %. À l'inverse, si les conditions économiques (taux d'épargne, de rendement et inégalités des revenus) des années 1970-1984 avaient perduré au-delà de cette période, la baisse des inégalités observée jusqu'au milieu des années 1980 aurait continué jusqu'à un niveau bas (avec une part du patrimoine détenue par les 10 % les plus riches d'environ 45 %, cf. figure III).

Il ne s'agit évidemment pas ici de prétendre prédire l'évolution future des inégalités, car une forte hausse ne passerait certainement pas inaperçue et pourrait conduire à des mesures politiques, institutionnelles et économiques visant à la contenir. Il

s'agit plutôt d'illustrer comment des écarts entre les facteurs-clés de l'évolution des inégalités de patrimoine peuvent aboutir à des effets multiplicatifs forts, qui prennent des décennies à se réaliser.

Les inégalités de revenus (1900-2014)

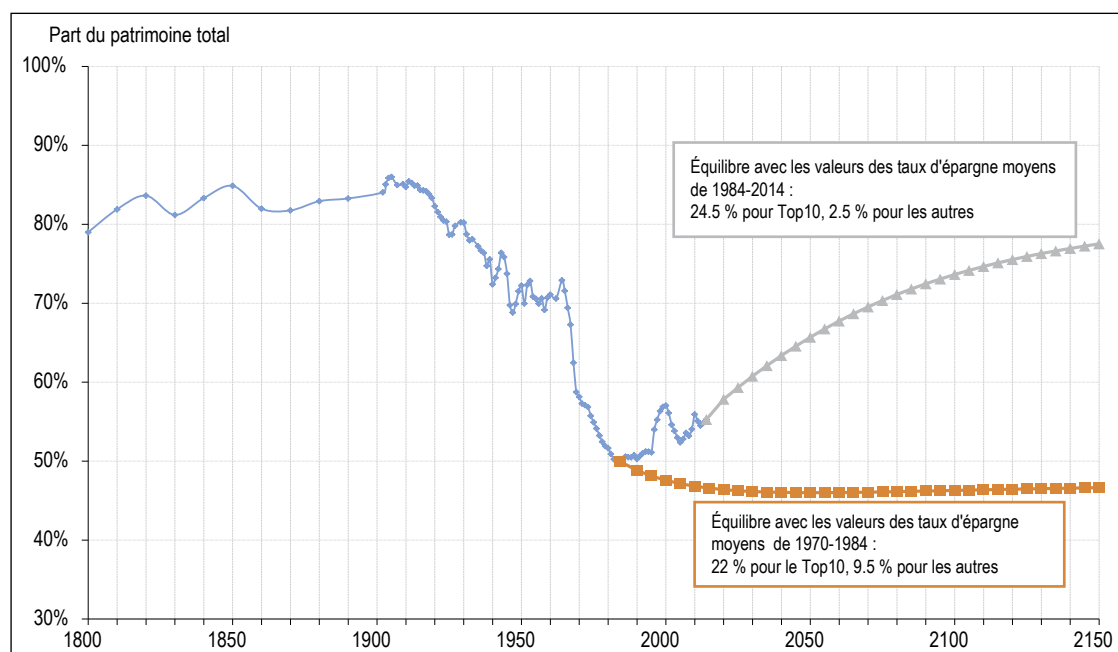
Avant d'étudier l'évolution des inégalités de revenu et la manière dont la croissance a profité aux différents groupes de la population, il est utile d'avoir en tête les évolutions globales du revenu national par adulte¹⁵ en France.

Entre 1900 et 2014, il a considérablement augmenté, de 5 000 € en 1900 à 35 000 € en 2014¹⁶.

15. Revenu national divisé par la population adulte.

16. Tous les chiffres sont exprimés en euros constants 2014.

Figure III
Part du patrimoine détenue par le Top10 à l'équilibre en France, 1800-2150

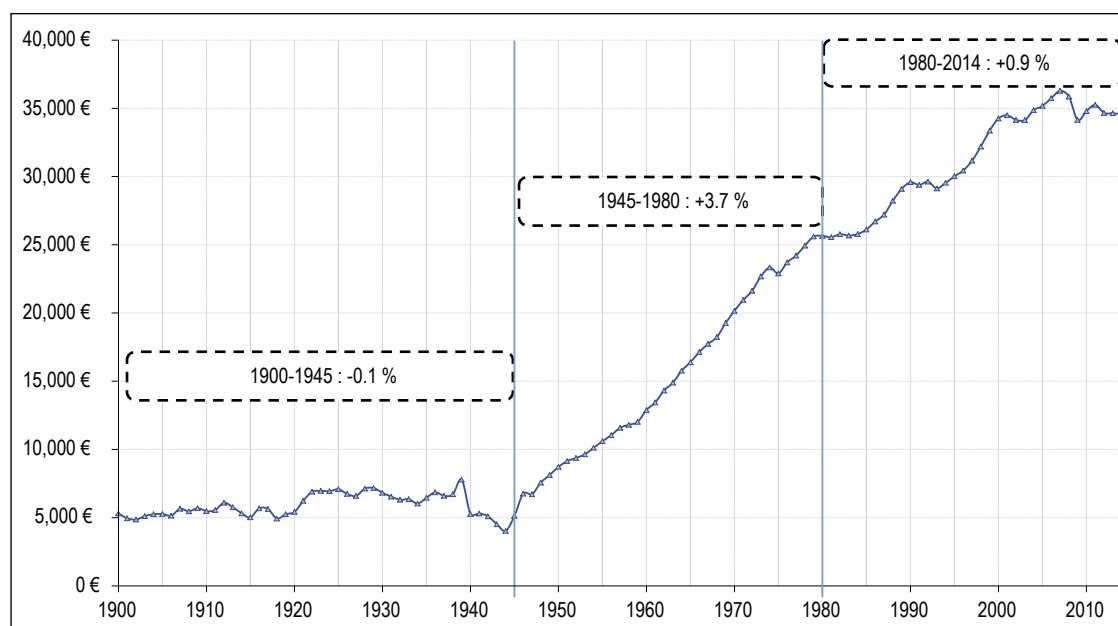


Note de lecture : le Top10 désigne les 10 % d'individus les plus riches en patrimoine.
Source : données et graphique extraits de Garbinti *et al.* (2016).

Cette hausse n'a pas été continue et s'est essentiellement produite entre 1945 et 1980 c'est-à-dire pendant les « Trente Glorieuses » (figure IV). En effet, alors que le taux de croissance du revenu

national par adulte a été négatif entre 1900 et 1945 (-0.1 % par an), il est monté à 3.7 % entre 1945 et 1980 pour ensuite être divisé par presque quatre entre 1980 et 2014 (0.9 % par an).

Figure IV
La hausse irrégulière du revenu national par adulte en France, 1900-2014, euros 2014



Note : revenu national (PIB – dépréciation du capital + revenus nets étrangers) divisé par la population adulte.
Note de lecture : entre 1980 et 2014, le revenu national par adulte a augmenté de 0.9 %. Il s'établit en moyenne à 34 580 € en 2014. Entre 1900 et 2014, le taux de croissance du revenu national par adulte est de 1.9 % par an.
Source : données et graphique extraits de Garbinti *et al.* (2017).

Ces évolutions du revenu national agrégé ne reflètent pas totalement celles des inégalités de revenu. De 1900 à 1945, l'effondrement des inégalités de revenu est aussi frappant que celui précédemment observé pour les inégalités de patrimoine (figure V). La part du Top10 décroît de 50 % en 1914 à 30 % en 1945¹⁷. Cette baisse des inégalités de revenu est très liée aux évolutions du patrimoine : l'effondrement des très hauts revenus est un effondrement des revenus du capital. Cette double baisse des inégalités trouve donc son origine dans des facteurs communs (dépression, inflation, destruction du capital, etc.).

De 1945 à 1983, l'évolution des inégalités est plus heurtée pour le revenu que pour le patrimoine. À partir de la fin de la Seconde Guerre mondiale, la hiérarchie des salaires se reconstruit et la part du capital dans l'économie française se redresse¹⁸, ce qui conduit à une hausse des inégalités de revenus¹⁹. Les événements de mai 1968 marquent l'arrêt de ce mouvement haussier. Suite à la forte augmentation du salaire minimum²⁰, celui-ci va croître régulièrement, gagnant 130 % de pouvoir d'achat entre 1967 et 1983. La hiérarchie des salaires s'en trouve alors comprimée, aboutissant à une réduction des inégalités de revenus²¹.

À partir de 1982-1983, confrontés à la montée régulière du chômage, les gouvernements

successifs vont décider que les revalorisations du salaire minimum seront désormais de bien moindre ampleur afin de réduire le rythme de progression du coût du travail non qualifié. Cela marque la fin de la période de baisse des inégalités de revenus débutée en 1968. À partir du début des années 1980, la part des revenus détenus par les 10 % les plus riches augmente légèrement. Par contre les très hauts revenus connaissent une hausse bien plus nette. La part des revenus détenus par le top 1 % passe de 7 % en 1983 à 11 % en 2014, soit une hausse de plus de 50 % (figure VI). Plus on s'élève dans la distribution des revenus et plus l'augmentation est forte. Un autre indicateur permet de saisir l'ampleur du retournement opéré

17. Dans le premier paragraphe consacré au patrimoine, les individus sont classés en fonction de leur patrimoine net. Dans ce paragraphe consacré au revenu, ils sont classés en fonction de leurs revenus (avant impôt). Même s'il existe des recoupements, ces catégories ne représentent donc pas exactement les mêmes individus.

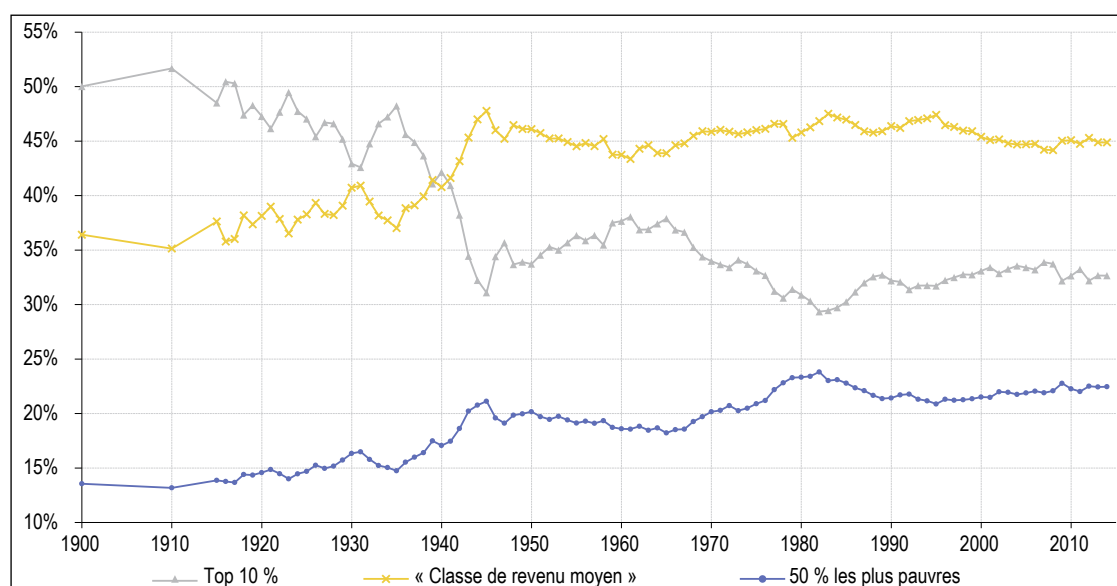
18. Plusieurs travaux ont mis en évidence le lien entre part du capital dans l'économie (i.e. la part du revenu national distribuée sous forme de revenu du capital) et inégalités de revenus, voir par exemple Bengtsson & Waldenström (2018) ou Piketty (2014, chapitre 6).

19. Durant cette période, les hauts salaires ont augmenté relativement plus vite que ceux du bas et du milieu de la distribution, ce qui augmente les inégalités salariales. Par ailleurs, la part des profits dans le revenu national a augmenté ce qui a profité principalement aux plus hauts revenus. Ces deux effets ont ainsi contribué à l'augmentation des inégalités de revenus de 1945 à 1983.

20. 20 % de hausse en euros constants.

21. La périodisation de la vie politique et économique présentée ici est relativement standard et a fait l'objet de plusieurs travaux (voir Piketty, 2001, 2003).

Figure V
Part des revenus selon le niveau de richesse en France, 1900-2014



Note : distribution du revenu national avant impôts (avant toutes taxes et transferts, à l'exception des retraites et allocations chômage) parmi les adultes. Séries « equal-split » (revenus des couples mariés ou pacsés divisés par deux).

Note de lecture : entre 1914 et 1945, la part de revenus du Top 10 % (les 10 % d'individus aux plus hauts revenus) passe de 50 % à 30 %. En 2014, le revenu national moyen par adulte s'établit à 34 580 € : 112 930 € en moyenne pour le Top 10 %, 15 530 € en moyenne pour les 50 % les plus pauvres et 38 800 € en moyenne pour la « classe de revenu moyen » (définie comme les 40 % d'individus dont le revenu se situe entre celui des 50 % les plus pauvres et des 10 % les plus riches).

Source : données et graphique extraits de Garbinti et al. (2018).

en 1983 : entre 1950 et 1983, tandis que le revenu réel par adulte augmente au rythme de 3.5 % par an pour la quasi-totalité de la population, les hauts revenus connaissent une hausse annuelle de 2.3 % (voir figure C1-IV du complément en ligne). À partir de 1983, le phénomène s'inverse. Les très hauts revenus continuent de croître à un rythme de 2.2 % par an contre moins de 1 % pour le reste de la population²².

Comment expliquer cette hausse récente des inégalités ? La hausse des très hauts revenus particulièrement prononcée entre 1983 et 2000 résulte principalement de la combinaison de deux facteurs propres aux revenus du capital. Tout d'abord, on observe une hausse importante, de près de 30 % sur la période, de la part des revenus du capital dans l'économie. Ceux-ci étant détenus majoritairement par les plus hauts revenus, leur augmentation conduit naturellement à une hausse des inégalités. Ensuite, on observe sur la même période une plus grande concentration de ces revenus. La part du total des revenus du capital possédée par les 1 % des individus aux plus hauts revenus passe de 26 % en 1983 à 35 % en 2000. Cette augmentation de la concentration des revenus du capital est liée à l'augmentation de la concentration des patrimoines observée durant cette période. Elle peut s'expliquer par une plus grande inégalité des taux de rendement et d'épargne (cf. encadré). Une analyse détaillée des déterminants de l'augmentation de la part des revenus du capital dans l'économie et de

l'augmentation de la concentration des revenus du capital au sein des plus hauts revenus dépasse le cadre de cet article, mais les lecteurs intéressés pourront se reporter à Autor *et al.* (2017) et Benhabib & Bisin (2018).

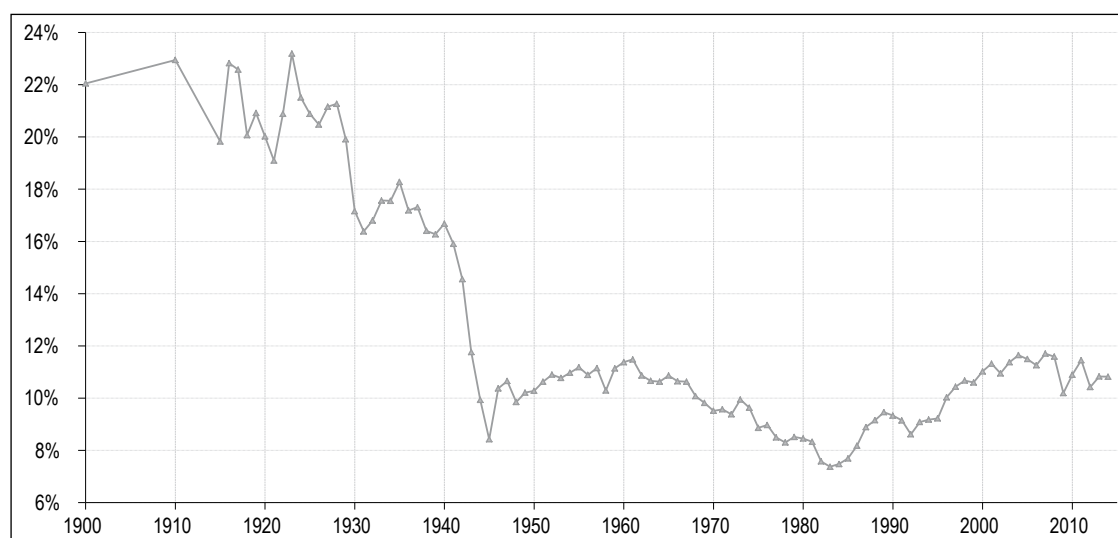
La concentration croissante des revenus du travail

Bien que la hausse des hauts revenus s'explique principalement par des facteurs propres au capital, on observe également depuis le début des années 1990 une augmentation forte de la concentration des revenus du travail (voir figure C1-V du complément en ligne). D'autres explications doivent donc être mobilisées pour compléter la compréhension de ce phénomène.

Les changements technologiques conduisant à des changements de la demande de travail ont parfois été mis en avant pour expliquer ce phénomène : le système de formation mettrait du temps à s'adapter à cette demande de compétences nouvelles ou à une demande plus forte de travail qualifié. Il existerait donc une période de pénurie de certaines qualifications entraînant

22. Ce mouvement de baisse puis de hausse des inégalités est également observé par Boiron (2016) qui étudie les niveaux de vie à partir des ERF5 (non recalées avec la comptabilité nationale). Sur la période la plus récente et malgré une méthodologie différente, nos résultats s'avèrent comparables avec ceux de Cazenave (2018) qui montre qu'entre 2013 et 2014 la part des 1 % des plus hauts revenus a légèrement augmenté (+1.5 % et +6.3 % pour le top 0.1 %) tandis que nos séries concluent à une certaine stabilité entre ces dates.

Figure VI
Part des revenus des 1 % ayant les plus hauts revenus en France, 1900-2014



Note : distribution du revenu national avant impôts (et avant taxes et transferts, à l'exception des retraites et allocations chômage) parmi les adultes. Séries « *equal-split* » (revenus des couples mariés ou pacés divisés par deux).
Note de lecture : la part des revenus des 1 % dont les revenus sont les plus élevés passe de 22 % en 1900 à 7 % en 1983 puis à 11 % en 2014. En 2014, le revenu national moyen par adulte est de 34 580 €, et de 374 200 € parmi les 1 % ayant les plus hauts revenus.
Source : données et graphique extraits de Garbinti *et al.* (2017).

une forte augmentation du salaire des individus possédant les compétences les plus demandées. Ce type d'explication fondée sur la « course entre technologie et éducation » (Goldin & Katz, 2009) convient mieux aux États-Unis (où la part de revenu détenue par le Top10 a très fortement augmenté à partir des années 1980) qu'à la France où ce sont surtout les très hauts revenus (à partir du top 0.1 % voire du top 0.01 %) qui se sont envolés. Cette théorie présente toutefois l'intérêt de mettre en lumière l'importance de l'investissement dans le système éducatif et, plus largement, des politiques publiques en matière d'éducation (coût des études, formation au cours de la vie professionnelle, etc.) comme moyens d'agir sur les inégalités de revenus avant impôt²³. Le rôle du secteur de la finance a également été étudié. La déréglementation financière aurait entraîné une plus grande complexité des tâches, conduisant à une hausse des rémunérations et l'apparition de rentes, ce qui expliquerait les très hauts salaires observés dans ce secteur. Mais cela n'épuise pas la question ; ainsi, Philippon & Reshef (2012) chiffrent entre 15 % et 25 % la part de la hausse des inégalités de salaires due au secteur de la finance aux États-Unis depuis 1980, ce qui laisse de 75 % à 85 % de la hausse inexplicée²⁴.

D'autres explications sont donc nécessaires. Le déclin des syndicats et des processus de négociations collectives a probablement joué un rôle. En particulier, la rémunération²⁵ des très hauts dirigeants semble répondre à une logique étonnante : plusieurs études ont montré qu'elle n'avait que peu à voir avec leur performance mais dépendait surtout d'événements extérieurs positifs (d'où le terme de « rémunération en fonction de la chance »)²⁶. Dans ce contexte, le processus même de négociation des très hauts revenus et les incitations à plus ou moins rémunérer les cadres dirigeants deviennent de première importance. Les changements fiscaux concernant les très hauts revenus ont ainsi été pointés comme pouvant avoir un rôle déterminant. Un lien fort a été établi entre la baisse de la fiscalité sur les très hauts revenus et la hausse des inégalités²⁷. Le raisonnement est le suivant : lors des négociations sur leur rémunération, les hauts dirigeants seront d'autant plus enclins à demander des augmentations qu'ils sont faiblement taxés sur ces rémunérations supplémentaires, et un conseil d'administration devant décider d'une augmentation sera probablement réticent à l'accorder s'il sait qu'elle sera taxée à 80 % voire à 90 %, comme cela a été le cas dans l'Angleterre et les États-Unis dans les années 1940 à 1970 (et autour de 70 % dans les années 1980). Les changements de la fiscalité jouent donc un rôle non négligeable sur les modes de fixation des revenus des cadres dirigeants²⁸.

L'inégalité persistante des revenus du travail entre les femmes et les hommes

Nous analysons à présent l'évolution des inégalités de revenus du travail entre les femmes et les hommes²⁹. La croissance de la part des femmes dans la population active est effectivement un mouvement de fond, entamé dans les années 1960, susceptible d'affecter l'évolution des inégalités de revenus entre individus. Après avoir fluctué autour du tiers de la population active, la part des femmes parmi les actifs s'élève régulièrement pour se rapprocher de la moitié des actifs à la fin du 20^e siècle (Marchand & Minni, ce numéro). Toutefois, cette croissance s'est aussi faite avec une montée importante du travail à temps partiel (voir par exemple Afssa & Buffeteau, 2006) qui a pu limiter le rattrapage en termes de revenus du travail.

L'analyse des inégalités des revenus conduite jusqu'ici repose sur le concept d'*equal-split* adultes. Une telle approche, qui consiste à répartir équitablement les revenus au sein des couples, ne permet pas d'étudier l'effet de l'augmentation de la participation des femmes au marché du travail sur les inégalités ni, plus généralement, l'évolution des inégalités entre sexes. À la différence du reste de l'article, notre analyse s'appuie donc ici sur des séries individuelles de revenus du travail effectivement perçus par chaque membre du foyer.

La figure VII reporte l'évolution du rapport entre les revenus du travail des hommes et ceux des femmes en fonction de l'âge entre 1970 et 2012.

23. Sur l'importance du système de redistribution primaire sur les inégalités de revenus en France, voir Bozio et al. (2018).

24. Récemment, Boustanifar et al. (2018) ont étudié les augmentations de salaires au sein du secteur financier entre 1970 et 2011. Alors que la part du secteur financier ne représente que 6 % en moyenne de l'emploi qualifié total, ils montrent que la progression des salaires des travailleurs qualifiés dans la finance explique 31 % de l'augmentation moyenne des salaires des travailleurs qualifiés des économies développées entre 1980 et 2005. La dérégulation financière est l'élément le plus important pour expliquer cette hausse : « la forte augmentation de l'intensité en TIC dans la finance s'explique surtout par un élargissement de la gamme des activités bancaires à des activités risquées et complexes sur les marchés financiers (trading, market making, transferts de risques sur les marchés de produits dérivés, etc.), permis par la suppression de barrières réglementaires et un relâchement de la surveillance. Cette complexité accrue de leurs activités a permis aux travailleurs qualifiés d'augmenter leur pouvoir de négociation et, par conséquent, d'extirper des sursalaires. » (Reshef, 2017).

25. Les rémunérations des très hauts dirigeants peuvent prendre la forme à la fois de revenus du travail (salaires) et de revenu du capital (dividendes et stock-options notamment).

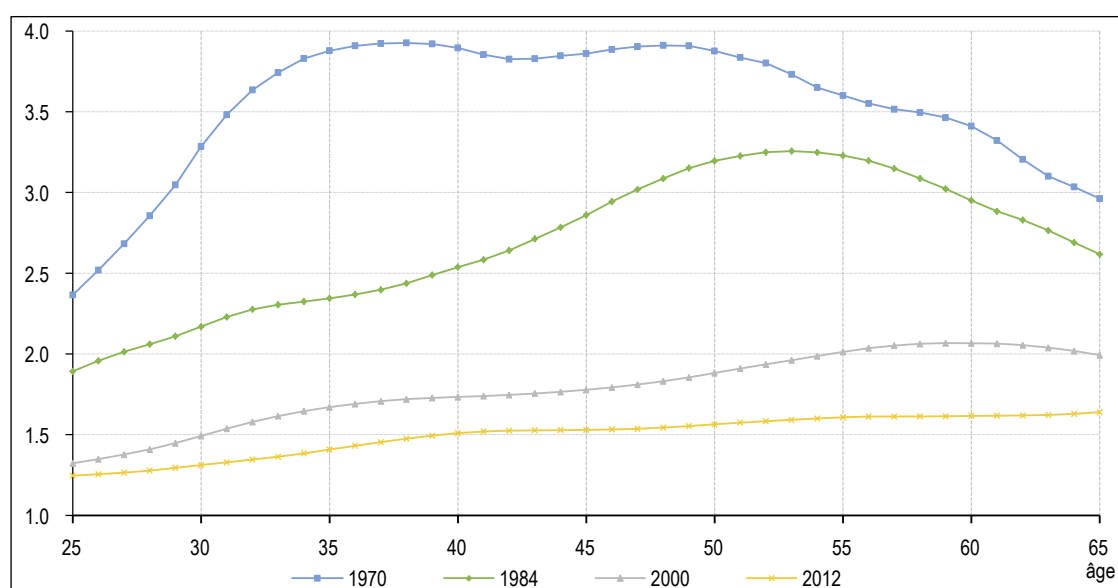
26. Voir par exemple Bertrand & Mullainhantan (2001). Garvey & Milbourne (2006) confirment cette analyse et montrent que les dirigeants ne sont pas pénalisés en cas de « mauvaise chance ».

27. Voir Piketty et al. (2014).

28. Voir également Piketty (2014), chapitre 9.

29. Nous nous restreignons ici aux inégalités de revenu. Notre méthodologie ne permet pas d'individualiser les patrimoines. En effet, le patrimoine est très largement obtenu à partir de la capitalisation des revenus du capital reportés de manière jointe dans les déclarations fiscales. Sur les inégalités de patrimoine entre femmes et hommes, voir par exemple Frémeaux & Leturcq (2013 ; 2016).

Figure VII
Écart de revenu du travail entre les femmes et les hommes en France, 1970-2012



Note : rapport entre le revenu du travail moyen entre hommes et femmes, y compris non participants au marché du travail. Le revenu du travail inclut les salaires, les retraites, les indemnités de chômage et 70 % des revenus mixtes des indépendants. Les revenus mixtes contiennent (par définition) à la fois des revenus du travail et du capital. De façon standard, on considère que 30 % de ces revenus rémunèrent le capital et 70 % le travail. Source : données et graphique extraits de Garbinti *et al.* (2018).

L'écart entre les revenus du travail des hommes et celui des femmes a considérablement décliné depuis les années 1970, mais il se maintient à un niveau élevé.

En 2012, à 25 ans, les hommes perçoivent en moyenne³⁰ des revenus avant impôt 1.25 fois supérieurs à ceux des femmes du même âge. Cet écart est plus élevé à 65 ans où il atteint 1.65 (précisons que nous ne sommes pas en mesure de suivre les individus au cours du temps et qu'il s'agit donc d'une « photographie » des écarts à une date donnée). Le fait que les femmes ont des probabilités moindres d'être promues aux emplois les mieux rémunérés (voir par exemple Gobillon *et al.*, 2015) joue certainement un rôle dans ce constat.

Cet écart a été bien plus prononcé. Dans les années 1970, les hommes entre 30 et 55 ans gagnaient 3.5 à 4 fois plus que les femmes du même âge. Mais moins d'une femme sur deux percevait alors des revenus du travail (voir figure C1-VI du complément en ligne).

Si l'écart de revenus entre hommes et femmes a considérablement diminué au cours du temps, il est néanmoins clair que les femmes continuent de ne pas accéder aux postes les plus rémunérateurs (voir Meurs & Pora, ce numéro). En 2012, seules 30 % des femmes étaient présentes parmi les 10 % d'individus percevant les plus hauts revenus du travail. Elles ne sont que 16 % au sein du top 1 %

et 12 % dans le top 0.1 %. Cette part augmente certes progressivement au cours du temps mais à un rythme très modéré. Pour illustrer, si l'on extrapole la tendance observée depuis le milieu des années 1990, il faudrait attendre 2102 pour que la parité soit observée au sein du top 1 % des revenus du travail et 2144 au sein du top 0.1 % (figure VIII).

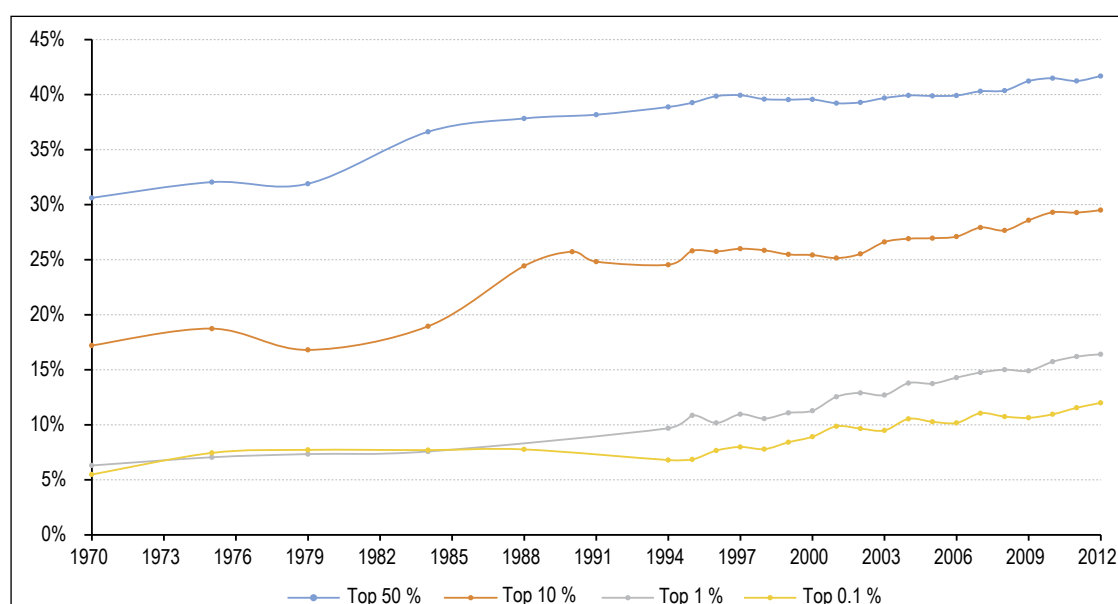
Les liens changeants entre patrimoine et revenus du capital et du travail

Les tendances dégagées précédemment laissent entrevoir le lien qui existe entre revenus du capital, revenus du travail et patrimoine. En France, mais également à l'étranger, ce lien a été peu étudié, faute de données. Un avantage des séries mobilisées ici est qu'elles permettent d'étudier conjointement la manière dont revenus et patrimoine évoluent.

Pour comprendre la constitution des revenus des plus fortunés en patrimoine, nous avons représenté la part de la totalité des revenus du capital que perçoivent les 1 % d'individus les plus riches en patrimoine et la part des revenus du travail (figure IX, respectivement courbe en bleu et courbe en orange). Deux constats émergent.

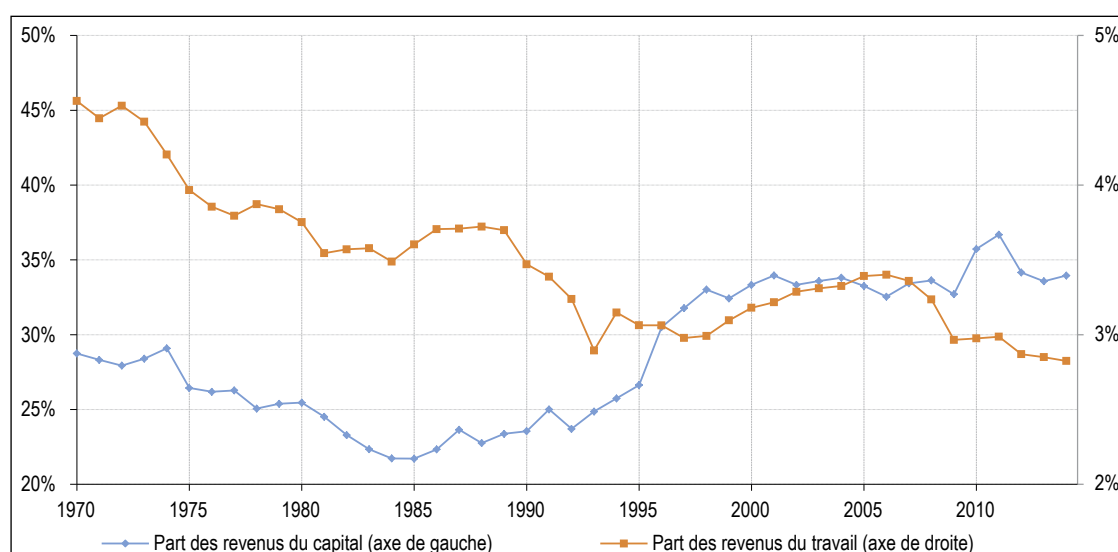
30. Sont ici considérés tous les individus, qu'ils travaillent ou non.

Figure VIII

Parts des femmes dans les groupes de plus hauts revenus du travail en France, 1970-2012


Note de lecture : en 1970, 6 % des femmes faisaient partie des 1 % d'individus percevant les plus hauts revenus du travail (Top 1 %), 10 % en 1994 et 16 % en 2012. Si l'on extrapole la tendance observée depuis le milieu des années 1990, elles seraient 50 % en 2102. En suivant cette tendance, il faudrait attendre l'année 2144 pour que la parité soit observée dans le plus haut fractile (Top 0.1 %, le 0.1 % le plus élevé).
Source : données et graphique extraits de Garbinti *et al.* (2017).

Figure IX

Part de revenus du travail et du capital reçus par les 1 % les plus riches en patrimoine en France, 1970-2014


Note de lecture : en 1970, les 1 % les plus riches en patrimoine percevaient 28.7 % des revenus totaux du capital et 4.6 % des revenus du travail. En 2014, ces parts s'établissent respectivement à 34 % et 2.8 %.
Source : calculs des auteurs à partir des données de Garbinti *et al.* (2016).

Tout d'abord, les revenus du capital sont très concentrés, plus que le patrimoine. Les 1 % d'individus les plus riches en patrimoine perçoivent entre 30 % et 35 % des revenus totaux du capital alors qu'ils possèdent entre 20 % et 25 % du patrimoine total. Leur part des revenus du travail est, elle, bien plus faible (entre 3 % et 5 %). Ensuite, les parts des revenus du capital et du travail ont

suivi des directions diamétralement opposées. La part des revenus du travail perçus par les 1 % les plus riches en patrimoine a diminué de manière continue, passant de 4.6 % en 1970 à moins de 3 % en 2014 (soit une baisse de 38 %). À l'opposé, la part des revenus du capital a nettement augmenté à partir du milieu des années 1980, gagnant 56 % entre 1984 et 2014. La plus grande partie de cette

augmentation s'est produite entre 1984 et 2000, ce qui correspond à une période de forte hausse de la concentration des revenus du capital et de la part du capital dans l'économie. Cette hausse de la part du capital dans l'économie a donc principalement profité aux détenteurs de patrimoine et augmenté la concentration des revenus.

La formule suivante permet d'analyser la manière dont la corrélation entre possesseurs des plus hauts patrimoines et des plus hauts revenus (du travail et du capital) a évolué au cours du temps.

$$sh_{Y_{tot}}^{p,w} = (1 - \alpha) sh_{Y_L}^{p,L} \frac{Y_L^{p,w}}{Y_L^{p,L}} + \alpha sh_{Y_K}^{p,K} \frac{Y_K^{p,w}}{Y_K^{p,K}}$$

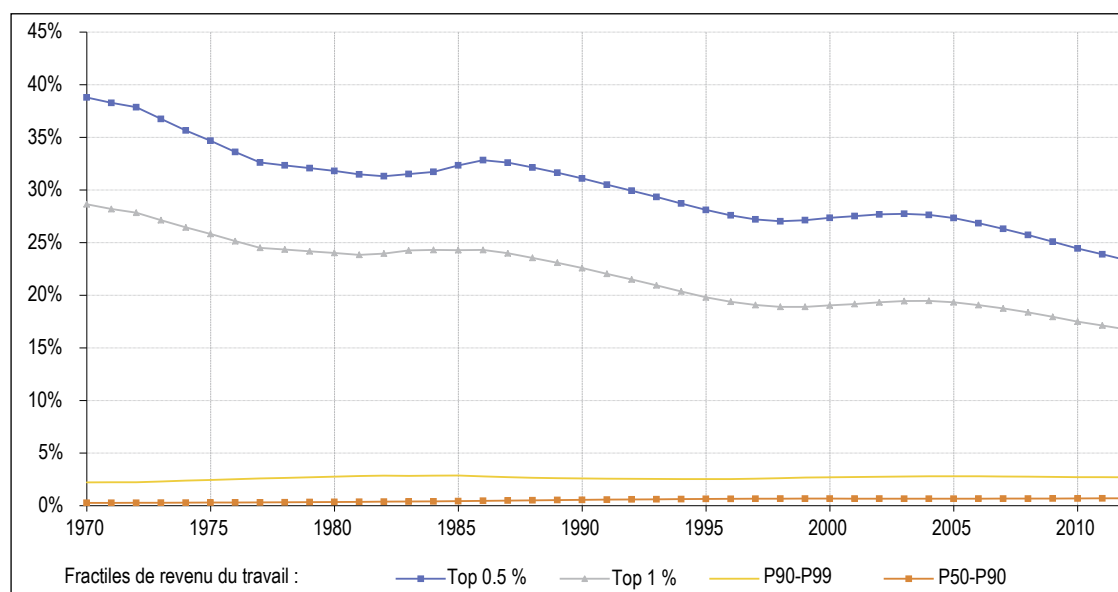
$sh_{Y_{tot}}^{p,w}$ désigne la part des revenus totaux détenus par les p % d'individus les plus riches en patrimoine (le Top10 des individus les plus riches en patrimoine si $p = 10$ %) et $sh_{Y_L}^{p,L}$ (resp. $sh_{Y_K}^{p,K}$) la part des revenus du travail détenus par les individus recevant les p % des revenus du travail (resp. du capital) les plus élevés. Le coefficient d'alignement $\frac{Y_L^{p,w}}{Y_L^{p,L}}$ (resp. $\frac{Y_K^{p,w}}{Y_K^{p,K}}$) est le rapport entre la totalité des revenus du travail (resp. du capital) détenus par les p % les plus riches en patrimoine, et la totalité des revenus du travail (resp. du capital) détenus par les p % les plus riches en revenu du travail (resp. du capital). Ce ratio reflète dans quelle mesure les détenteurs des plus hauts revenus du travail (resp. du capital)

sont aussi les détenteurs des plus hauts patrimoines. Un coefficient de 1 signifie que les p % d'individus qui reçoivent les plus hauts revenus sont aussi les p % d'individus les plus riches en patrimoine. Un coefficient de 0 signifie que ces deux groupes ne se recoupent pas.

Les coefficients d'alignement pour le top 1 % sont représentés dans la figure C1-VII du complément en ligne. Pour les revenus du capital, ces coefficients sont au-dessus de 0.9 pour toute la période et quasi-égaux à 1 depuis le milieu des années 1980 : les individus les plus riches en patrimoine sont aussi les individus aux plus hauts revenus du capital. Dans le même temps, le coefficient d'alignement pour les revenus du travail décroît de 68 % à 59 %. Une plus grande polarisation entre détenteurs des plus hauts patrimoines d'un côté et « *working rich* » de l'autre semblent ainsi se dessiner.

La figure X confirme très clairement ce résultat. Pour les 1 % d'individus aux plus hauts revenus du travail, la probabilité d'appartenir au groupe des 1 % d'individus les plus fortunés a diminué, de 29 % en 1970 à 17 % en 2012. La baisse est du même ordre pour les individus recevant les 0.5 % de revenus du travail les plus élevés : alors qu'ils étaient 39 % à appartenir aux 1 % d'individus les plus riches en patrimoine, ils ne sont plus que 23 % en 2012.

Figure X
Probabilité pour les détenteurs de hauts revenus du travail d'appartenir aux 1 % les plus riches en patrimoine en France, 1970-2012



Note : P90-P99 désigne les 9 % d'individus dont le revenu du travail se situe entre les 1 % les plus élevés et les 90 % les moins élevés et P50-P90 les 40 % d'individus dont le revenu du travail se situe entre les 10 % les plus élevés et les 50 % les moins élevés.

Note de lecture : en 1970, les 0.5 % qui détenaient les plus hauts revenus du travail avaient une probabilité de 39 % d'appartenir aux 1 % les plus riches en patrimoine ; cette probabilité est de 23 % en 2014.

Source : données et graphique extraits de Garbinti *et al.* (2017).

Deux effets contradictoires pourraient s'opposer ici. D'un côté, la hausse des très hauts revenus du travail qui est intervenue récemment pourrait permettre aux personnes percevant ces revenus d'accumuler plus facilement des patrimoines importants. Dans le même temps, les fortes hausses à la fois du ratio patrimoine/revenu au sein de l'économie³¹ et du flux de richesse héritée³² rendent l'accès aux plus hauts patrimoines plus difficile aux détenteurs de seuls revenus du travail s'ils ne possèdent pas de fortune familiale. Nos résultats suggèrent que c'est ce second effet qui est le plus important. Ce résultat est cohérent avec les estimations de Piketty (2011) qui compare les niveaux de vie des individus détenant les plus hauts revenus et ceux des individus recevant les héritages les plus élevés et conclut que les niveaux de vie des plus riches héritiers ont récemment rattrapé ceux des plus riches détenteurs de revenus du travail.

Comparaisons France – États-Unis

Un des intérêts de la construction de séries cohérentes avec la comptabilité nationale est de permettre des comparaisons entre pays et au cours du temps grâce à un cadre unifié. Pour les inégalités de revenus avant impôt, nous comparons nos séries à celles produites, avec une méthodologie

similaire, par Piketty *et al.* (2018) et, pour les inégalités de patrimoine, à celles produites par Saez & Zucman (2016).

Depuis les années 1980, les inégalités de revenu avant impôt ont nettement plus augmenté aux États-Unis qu'en France (figure XI). La France apparaît cependant plus inégalitaire que les États-Unis jusqu'à la Première Guerre mondiale, que ce soit pour les revenus avant impôts ou pour le patrimoine. Au cours des années 1960-1970, les niveaux d'inégalité de revenu étaient à peu près similaires dans les deux pays ; aujourd'hui, les États-Unis sont devenus nettement plus inégalitaires.

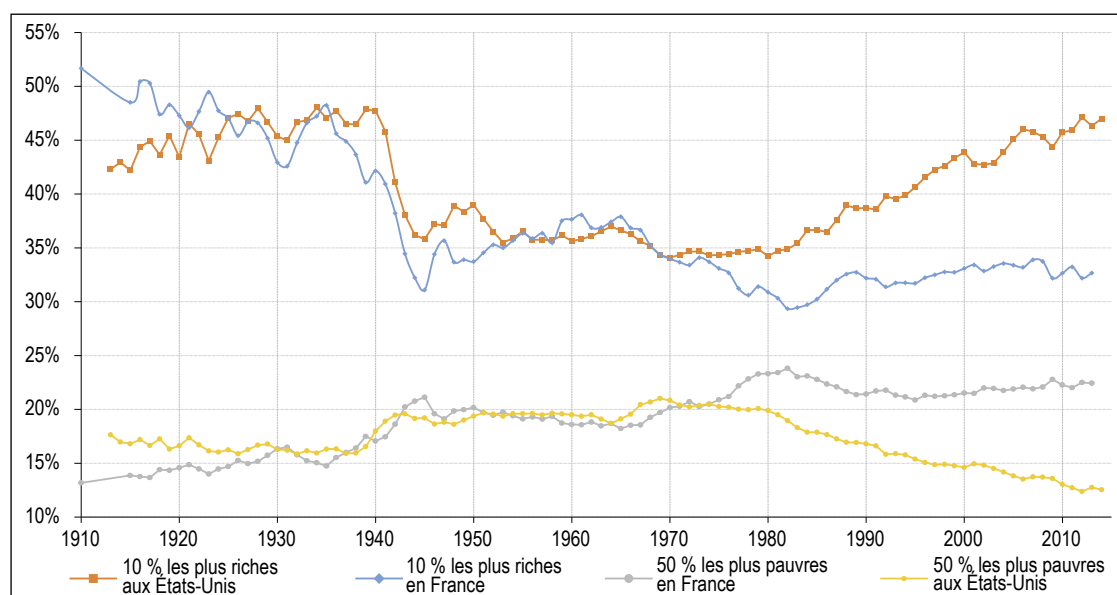
Cette évolution divergente est intéressante car elle souligne à quel point les différences entre pays en termes d'inégalités peuvent varier considérablement dans le temps et dépendent de régimes institutionnels et politiques propres à l'histoire de chaque pays. L'explosion des inégalités aux États-Unis à partir des années 1980 est probablement le résultat d'une combinaison complexe de facteurs comme les changements des règles régissant le

31. Voir par exemple Piketty & Zucman (2014).

32. Voir Alvaredo *et al.* (2017) pour une estimation de la hausse récente de la part de richesse héritée dans le patrimoine accumulé.

Figure XI

Parts des revenus détenus par les 10 % d'individus ayant les revenus les plus élevés et les 50 % ayant les revenus les plus faibles en France et aux États-Unis, 1910-2014



Note : distribution du revenu national avant impôts (et avant taxes et transferts, à l'exception des retraites et allocations chômage) parmi les adultes. Série « *equal-split* » (revenus des couples mariés ou pacsés divisés par deux).

Note de lecture : entre 1910 et la deuxième guerre mondiale, la part des revenus détenus par les 10 % d'individus ayant les plus hauts revenus aux États-Unis se situe autour de 45 % ; elle se trouve autour de 35 % jusqu'en 1980, et remonte ensuite. En parité de pouvoir d'achat, en 2014, le revenu national moyen par adulte aux États-Unis s'établit pour les 10 % d'individus aux revenus les plus élevés à 248 810 € (112 930 € en France) et pour les 50 % les plus pauvres à 13 280 € (à 15 530 € en France).

Source : données et graphique extraits de Garbinti *et al.* (2018).

marché du travail (dont une forte baisse du salaire minimum fédéral³³), un système d'éducation hautement inégalitaire (avec un écart croissant entre le financement des meilleures universités et les autres), ou encore des changements des règles de gouvernance et des incitations qui influencent la fixation des rémunérations des plus hauts dirigeants (avec en particulier une baisse très nette des taux marginaux supérieur d'imposition des revenus)³⁴.

Ce haut niveau d'inégalité est parfois présenté comme n'étant pas une question de premier ordre : puisque les États-Unis ont un revenu national par adulte environ 30 % supérieur à celui de la France, leur niveau d'inégalité ne serait pas nécessairement problématique si tout le monde y percevait des revenus plus élevés qu'en France. Ce n'est clairement pas le cas : en 2014, la moitié la plus pauvre de la population française perçoit des revenus avant impôts 20 % plus élevés qu'aux États-Unis³⁵. Cet écart est considérable³⁶. Le revenu national par adulte plus haut observé aux États-Unis ne se traduit donc pas par un bien-être économique plus élevé pour toute la population. Le constat est même pire : la moitié la plus pauvre de la population américaine perçoit moins que la moitié la plus pauvre de la population française.

Ces séries avant impôt permettent également d'observer la chute de la part des revenus perçus par les 50 % d'américains les moins riches depuis les années 1970. Cette part s'effondre, passant de 21 % à 12.5 %. Il s'agit d'une évolution opposée à celle des plus hauts revenus et très différente de celle observée en France. Alors que les revenus perçus par les 50 % les plus pauvres étaient plus élevés aux États-Unis dans les années 1950-1960 et malgré la hausse du chômage en France depuis les années 1970, le revenu moyen réel (hors inflation) des 50 % les plus pauvres n'a pas augmenté aux États-Unis depuis ces mêmes années 1970 et a été progressivement dépassé par celui des français. Là encore, cela suggère que les différences

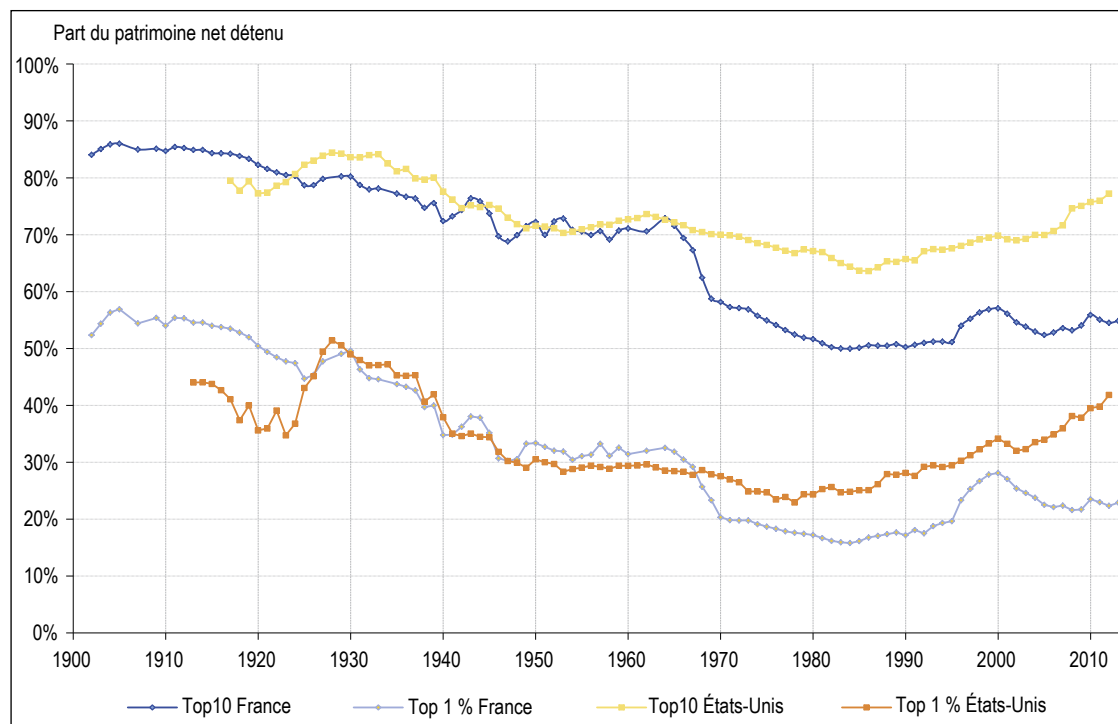
33. Le salaire minimum fédéral reste bloqué entre 1980 et 1990 sous les mandatures de Ronald Reagan et Georges Bush (père) sans réévaluation tenant compte de l'inflation, conduisant à une forte baisse de son pouvoir d'achat en termes réels. Après deux faibles augmentations (fin de mandature Bush et sous Bill Clinton), il est de nouveau bloqué par Georges W. Bush pendant 10 ans. Il est ensuite réévalué plusieurs fois sous Barack Obama (voir Piketty, 2014, figures 9.1 et S9.2).

34. Voir Piketty (2014) et Piketty et al. (2014).

35. Dans un projet actuellement en cours (Bozio et al., 2018) nous montrons qu'après impôt, cet écart est plus faible mais existe encore (il est de l'ordre de 5 %).

36. Pour que cette comparaison ait du sens, elle est effectuée en euros PPP (parité de pouvoir d'achat) à partir des coefficients calculés par l'OCDE. Il peut exister une certaine incertitude dans la manière d'évaluer ces coefficients. Mais vu l'ampleur de l'écart entre France et US, des variations dans le coefficient utilisé n'affecteraient pas notre conclusion.

Figure XII
Concentration du patrimoine : France vs États-Unis, 1900-2014



Note : le Top10 désigne les 10 % d'individus les plus riches en patrimoine.
Source : données et graphique extraits de Garbinti et al. (2016).

institutionnelles et politiques peuvent contribuer à de fortes différences dans la distribution des revenus, des opportunités et du bien-être pour de larges pans de la population. Cela suggère également que ces différences institutionnelles et politiques peuvent avoir un fort effet sur les inégalités avant impôts et pas uniquement sur les inégalités après impôts et transferts.

Enfin, pour comparer les inégalités de richesse entre les deux pays, les parts de patrimoine net total détenues par les 10 % et les 1 % les plus riches en France et aux États-Unis sont représentées sur la figure XII.

De même que pour les revenus, les inégalités de patrimoines étaient plus élevées en France qu'aux États-Unis au début du 20^e siècle. La tendance s'est inversée et elles sont devenues bien plus élevées aux États-Unis par la suite. Le cadre d'analyse présenté dans la première section permet d'interpréter cette évolution. Le niveau d'inégalité plus faible aux États-Unis au début du 20^e siècle pourrait être la conséquence d'un effet « Nouveau Monde » : la population américaine augmentait alors très fortement et la concentration du patrimoine y était donc probablement loin d'être stabilisée. Pour la période récente, la forte hausse des inégalités de revenus aux États-Unis peut facilement s'être traduite par un niveau d'inégalité du patrimoine beaucoup plus élevé et avoir contribué à accroître les inégalités de taux d'épargne au sein de la population. La stagnation des revenus des 50 % les plus pauvres aux États-Unis pourrait ainsi expliquer le très faible niveau d'épargne observé par Saez & Zucman (2016).

Ces questions, fondamentales pour notre compréhension des évolutions économiques qui sont ici en jeu, n'ont pas de réponses tranchées à ce stade. Il est nécessaire qu'elles soient étudiées plus en détail, à l'aide notamment de séries couvrant un plus grand nombre de pays.

* *
*

En nous appuyant sur la construction de séries sur longue période combinant des données fiscales, d'enquête et de la comptabilité nationale, nous avons présenté ici une perspective historique sur l'évolution des inégalités de revenu et de patrimoine.

Les tendances mises en évidence ainsi que la comparaison avec les États-Unis ont permis de souligner que le niveau d'inégalité peut fortement varier au cours du temps et entre pays en fonction d'événements historiques et d'orientation des politiques. Des événements comme les guerres mondiales ou la Grande Dépression ont à la fois conduit à des destructions massives de capital et à l'émergence de nouveaux régimes politiques conduisant à moins d'inégalités. Le ralentissement de la croissance et les changements idéologiques intervenus à partir des années 1980 ont entraîné une hausse nouvelle des inégalités qui semble se poursuivre. Nous avons vu comment des changements faibles des inégalités de taux d'épargne, de rendement ou de revenus du travail peuvent avoir des effets de long terme conséquents.

De nouvelles séries disponibles dans la base de données du *World Inequality Laboratory* (Wid.world) devraient permettre de prolonger les résultats présentés ici sur ces questions d'importance capitale. Tout d'abord, en complétant les résultats sur les revenus avant impôts par des travaux sur l'effet redistributif du système fiscal. Ensuite, comme y incitent les comparaisons entre pays, en tenant de mieux comprendre l'effet des politiques publiques, telles que les politiques en matière d'éducation et de santé par exemple, sur les inégalités avant impôts. □

Lien vers les compléments en ligne : https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/4253029/510-511-512_Garbinti_Goupille-Lebret_complements_FR.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Afsa, C. & Buffeteau, S. (2006).** L'activité féminine en France : quelles évolutions récentes, quelles tendances pour l'avenir ? *Économie et Statistique*, 398-399, 85–97.
- Alstadsaeter, A., Johannesen, N. & Zucman, G. (2017).** Tax Evasion and Inequality. NBER *Working Papers* N° 23772.
<https://doi.org/10.3386/w23772>
- Alvaredo, F., Atkinson, A., Chancel, L., Piketty, T., Saez, E. & Zucman, G. (2016).** Distributional National Accounts (DINA): Concepts and Methods used in WID.world. WID.world *Working Paper Series* N° 2016/2.
<https://wid.world/document/dinaguidelines-v1/>
- Alvaredo, F., Garbinti, B. & Piketty, T. (2017).** On the Share of Inheritance in Aggregate Wealth: Europe and the United States 1900-2010. *Economica*, 84, 239–260.
<https://doi.org/10.1111/ecca.12233>
- Autor, D., Dorn, D., Katz, L. F., Patterson, C. & Van Reenen, J. (2017).** Concentrating on the Fall of the Labor Share. *American Economic Review*, 107(5), 180–85.
<https://doi.org/10.1257/aer.p20171102>
- Benhabib, J. & Bisin, A. (2018).** Skewed Wealth Distributions: Theory and Empirics. *Journal of Economic Literature*, 56(4), 1261–1291.
<https://doi.org/10.1257/jel.20161390>
- Bengtsoon, E. & Waldenström, D. (2018).** Capital Shares and Income Inequality: Evidence from the Long Run. *The Journal of Economic History*, 78(3), 712–743.
<https://doi.org/10.1017/S0022050718000347>
- Bertrand, M. & Mullainathan, S. (2001).** Are CEOs rewarded for luck? The one without principles are. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(3), 901–932.
<https://doi.org/10.1162/00335530152466269>
- Blanchet, T., Fournier, J. & Piketty, T. (2017).** Generalized Pareto Curves: Theory and Applications. CEPR *Discussion Paper* N° DP12404.
<https://ssrn.com/abstract=3066016>
- Blanchet, T., Garbinti, B., Goupille-Lebret, J. & Martinez-Toledano, C. (2018).** Applying Generalized Pareto Curves to Inequality Analysis. *American Economic Association Papers & Proceedings*, 108, 114–118.
<https://doi.org/10.1257/pandp.20181075>
- Boiron, A. (2016).** Évolution des inégalités de niveau de vie entre 1970 et 2013. *Insee Références – Les revenus et le patrimoine des ménages*, pp. 55–70.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/2017609?sommaire=2017614>
- Bonnet, C., Garbinti, B. & Grobon, S. (2018).** Inégalités d'accès à la propriété et de richesse immobilière parmi les jeunes en France, 1973-2013. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 500-501-502, 117–138.
<https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.500t.1948>
- Bourguignat, H. (1986).** *Les vertiges de la finance internationale*. Paris : Economica.
- Boustanifar, H., Grant, E. & Reshef, A. (2018).** Wages and Human Capital in Finance: International Evidence, 1970–2011. *Review of Finance*, 22(2), 699–745.
<https://doi.org/10.1093/rof/rfx011>
- Bozio, A., Garbinti, B., Goupille-Lebret, J., Guillot, M. & Piketty, T. (2018).** Inequality and Redistribution in France, 1900-2018: Evidence from Post-Tax Distributional National Accounts (DINA). WID.world, *Working Paper Series* N° 2018/10.
- Carbonnier, C. (2015).** L'impact des prix de l'immobilier sur les inégalités et leur mesure. *Revue économique*, 66(6), 1029–1044.
<https://doi.org/10.3917/reco.pr2.0052>
- Cazenave, M.-C. (2018).** Les très hauts revenus en 2015 : 1 % de la population perçoit 7 % des revenus et 30 % des revenus du patrimoine déclarés. *Insee Références – Les revenus et le patrimoine des ménages*, pp. 47–63.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/3549487?sommaire=3549502>
- Chaput, H., Kim, K., Salembier, L. & Solard, J. (2011).** Les inégalités de patrimoine s'accroissent entre 2004 et 2010. *Insee Première* N° 1380.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1287624>
- Ferrante, A., Guillas, D. & Solotareff, R. (2016).** Entre 2010 et 2015, les inégalités de patrimoine se réduisent légèrement. *Insee Première* N° 1621.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/2496232>
- Frémeaux, N. & Leturcq, M. (2013).** Plus ou moins mariés : l'évolution du mariage et des régimes matrimoniaux en France. *Économie et Statistique*, 462-463, 125–151.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377810?sommaire=1377812>

- Frémeaux, N. & Leturcq, M. (2016).** Inequalities and the individualization of wealth: Evidence from France. *Working paper*.
- Garbinti, B., Goupille-Lebret, J. & Piketty, T. (2016).** Accounting for Wealth Inequality Dynamics: Methods, Estimates and Simulations for France (1800-2014). WID.world, *Working Paper Series* N° 2016/5. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2997069>
- Garbinti, B., Goupille-Lebret, J. & Piketty, T. (2018).** Income Inequality in France, 1900–2014: Evidence from Distributional National Accounts (DINA). *Journal of Public Economics*, 162, 63–77. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2018.01.012>
- Garbinti, B., Goupille-Lebret, J. & Piketty, T. (2017).** Income Inequality in France, 1900–2014: Evidence from Distributional National Accounts (DINA). WID.world, *Working Paper Series* N° 2017/4. <https://wid.world/document/b-garbinti-j-goupille-and-t-piketty-inequality-dynamics-in-france-1900-2014-evidence-from-distributional-national-accounts-2016/>
- Garbinti, B. & Lamarche, P. (2014).** Les hauts revenus épargnent-ils davantage ? *Économie et Statistique*, 472-473, 49–64. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377781>
- Garbinti, B. & Lamarche, P. (2014).** Qui épargne ? Qui désépargne ? *Insee Références – Les revenus et le patrimoine des ménages*, pp. 25–38. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1374588?sommaire=1374593>
- Garvey, G. T. & Milbourne, T. T. (2006).** Asymmetric benchmarking in compensation: Executives are rewarded for good luck but not penalized for bad. *Journal of Financial Economics*, 82(1), 197–225. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.01.006>
- Gobillon, L., Meurs, D. & Roux, S. (2015).** Estimating gender differences in access to jobs. *Journal of Labor Economics*, University of Chicago Press, 33(2), 317–363. <https://doi.org/10.1086/678495>
- Goldin, C. & Katz, L. (2009).** The Race between Education and Technology: The Evolution of U.S. Educational Wage Differentials, 1890 to 2005. NBER, *Working Paper* N° 12984 <https://doi.org/10.3386/w12984>
- Goupille-Lebret, J. & Infante, J. (2018).** Behavioral Responses to Inheritance Tax: Evidence from Notches in France. *Journal of Public Economics*, 168, 21–34. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2018.09.016>
- Maruani, M. & Meron, M. (2012).** *Un siècle de travail des femmes en France*. Paris : La Découverte.
- Meurs, D. & Pora, P. (2019).** Égalité professionnelle entre les femmes et les hommes en France : une lente convergence freinée par les maternités. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, ce numéro
- Philippon, T. & Reshef, A. (2012).** Wages and Human Capital in the U.S. Finance Industry: 1909-2006. *The Quarterly Journal of Economics*, 127(4), 1551–1609. <https://doi.org/10.1093/qje/qjs030>
- Piketty, T. (2011).** *Les hauts revenus en France au XX^e siècle. Inégalités et redistributions, 1901-1998*. Paris : Grasset.
- Piketty, T. (2003).** Income Inequality in France, 1901-1998. *Journal of Political Economy*, 111(5), 1004–1042. <https://doi.org/10.1086/376955>
- Piketty, T. (2011).** On the Long-Run Evolution of Inheritance: France 1820–2050. *The Quarterly Journal of Economics*, 126(3), 1071–1131. <https://doi.org/10.1093/qje/qjr020>
- Piketty, T. (2014).** *Capital in the 21st century*. Harvard: Harvard University Press.
- Piketty, T., Poste-Vinay, G. & Rosenthal, J. L. (2006).** Wealth Concentration in a Developing Economy: Paris and France, 1807-1994. *American Economic Review*, 96(1), 236–256. <https://doi.org/10.1257/000282806776157614>
- Piketty, T., Poste-Vinay, G. & Rosenthal, J. L. (2018).** The End of the Rentiers: Paris 1842-1957. WID.world, *Working Paper Series* N° 2018/1. <https://wid.world/document/end-rentiers-paris-1842-1957-wid-world-working-paper-2018-1/>
- Piketty, T., Saez, E. & Stantcheva, S. (2014).** Optimal Taxation of Top Labor Incomes: A Tale of Three Elasticities. *American Economic Journal: Economic Policy*, 6(1), 230–271. <https://doi.org/10.1257/pol.6.1.230>
- Piketty, T., Saez, E. & Zucman, G. (2018).** Distributional National Accounts: Methods and Estimates for the United States, 1913-2013. *The Quarterly Journal of Economics*, 133(2), 553–609. <https://doi.org/10.1093/qje/qjx043>
- Piketty, T. & Zucman, G. (2014).** Capital is Back: Wealth-Income Ratios in Rich Countries 1700-2010. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(3), 1155–1210. <https://doi.org/10.1093/qje/qju018>
- Reshef, A. (2017).** À quoi tient la progression des salaires dans la finance ? *Billet du CEPII*. <http://www.cepii.fr/BLOG/bi/post.asp?IDcommuniqué=559>
- Saez, E. & Zucman, G. (2016).** Wealth Inequality in the United States since 1913: Evidence from Capitalized Income Tax Data. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(2), 519–578. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw004>

Les grandes transformations du marché du travail en France depuis le début des années 1960

The Major Transformations of the French Labour Market since the Early 1960s

Olivier Marchand* et Claude Minni**

Résumé – Cet article se propose de retracer les grandes évolutions du marché du travail français depuis le début des années 1960. Sur toute la période, la population active a constamment progressé, principalement du fait de la démographie (baby-boom). Elle s’est aussi féminisée, elle est devenue plus qualifiée, et la vie active s’est réduite à ses deux extrémités. Du côté de l’emploi, trois facteurs éclairent les évolutions des cinquante dernières années : la mondialisation des économies, l’irruption des TIC et le développement de l’automatisation, et enfin la montée des services, en particulier financiers. De leur côté, les politiques d’emploi ont visé à « enrichir la croissance en emploi ». La confrontation entre offre et demande de travail s’est traduite, à partir de la rupture de 1974, par une envolée du chômage et une diversification croissante des situations d’emploi. La multiplication des contrats courts, voire très courts, et des situations intermédiaires entre salariat et non-salariat témoignent d’une sensible précarisation des emplois occupés.

Abstract – *This paper looks at the major changes in the French labour market since the 1960s. Over this period, the labour force has steadily increased, primarily owing to demographics (the post-war baby boom). The labour force also saw increasing female employment, higher qualifications and a reduction in the length of working life at both ends. Three factors have driven changes in labour market trends in the last 50 years: economic globalisation, the emergence of ICT and development of automation, and the growth of the service economy, particularly financial services. For their part, employment policies have sought to “enrich” the employment content of growth. After the 1974 break in the growth trend, the interaction of labour supply and demand led to rising unemployment and increasing diversity in employment statuses. The growth of short-term and very short-term contracts, as well as arrangements falling between salaried and non-salaried employment illustrate a significant increase in employment precariousness.*

Codes JEL / JEL Classification : E23, E24, J11, J21, J23, J24, J26, J64, J80

Mots clés : population active, emploi, chômage, marché du travail, formes d’emploi

Keywords: *workforce, employment, unemployment, labour market, forms of employment*

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n’engagent qu’eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l’Insee.

* Inspecteur général de l’Insee honoraire

** Dares (claudio.minni@travail.gouv.fr)

Nous remercions un rapporteur anonyme ainsi que Corinne Prost pour leurs commentaires. Merci également à Alain Gubian, Oana Calavrezo, Fabien Toutlemonde et Marie Rey pour leur aide au rassemblement des données nécessaires. Merci enfin à toutes les personnes de la division Emploi de l’Insee qui depuis plus de 30 ans se sont efforcées de mettre à la disposition du public des séries de données sur le marché du travail les plus longues et homogènes possible.

De 1960 à 2018, en France métropolitaine, le nombre d'emplois est passé de moins de vingt millions (contingent compris) à plus de vingt-sept millions mais le nombre d'actifs a progressé dans le même temps de vingt à trente millions. Le nombre de chômeurs qui oscillait autour de 250 000 au début des années 1960 a donc été multiplié par dix, et le chômage frictionnel est devenu chômage de masse.

En un demi-siècle, le marché du travail a été marqué par des changements majeurs. Au début des années 1960, la France était en situation de plein emploi avec des périodes de tensions sur l'appareil de production faute de main-d'œuvre disponible. Très majoritairement masculine et à forte proportion d'ouvriers, cette main-d'œuvre était insuffisamment qualifiée. Le modèle dominant était celui de la grande entreprise industrielle et de l'organisation du travail de type fordiste ou taylorien. Enfin, prévalait la norme du contrat de travail à durée indéterminée et à temps plein, pour un seul employeur.

Aujourd'hui, l'emploi s'est fortement féminisé (à plus de 48 %) et tertiarié (à plus de 80 %) ; il est devenu plus qualifié mais aussi moins jeune. Le taux de chômage dépasse les 9 % en moyenne en 2018 ; les situations d'activité entre l'emploi et le chômage se sont multipliées, les durées et rythmes de travail sont moins uniformes, les unités productives sont plus déconcentrées : en un mot, l'emploi apparaît plus « éclaté ». Les contraintes associées au travail ont progressivement changé de nature avec une montée des flexibilités (statuts d'emploi, temps de travail, organisation, etc.) et une remise en cause de la sécurité de l'emploi.

Une fois installées ces deux photographies prises à plus de cinquante ans d'intervalle, l'objectif est de retracer comment on est passé de l'une à l'autre. Pour ce faire, on examine successivement les profondes transformations de la population active, les mutations de l'emploi liées à des changements de contexte majeurs, et enfin les nouveaux contours du marché du travail.

Les transformations de la population active

Après un plateau d'une cinquantaine d'années jusqu'au début des années 1960, le nombre d'actifs en France a ensuite constamment progressé à un rythme élevé. Deux facteurs ont été essentiels jusqu'à la fin des années 1990 : d'une part,

l'arrivée des générations du baby-boom sur le marché du travail et, en début de période, un apport migratoire important ; d'autre part, le décollage de l'activité salariée des femmes aux âges intermédiaires. À l'inverse, la baisse des taux d'activité aux âges jeunes et élevés avait alors plutôt agi comme un frein. La période post-2000 est marquée par une inversion de l'effet démographique qui devient légèrement négatif à la fin des années 2000, et par un net ralentissement de la montée du taux d'activité des femmes, dont l'effet s'annule au début des années 2010. Les deux moteurs de la progression de la population active des années antérieures ont donc calé mais ils ont été largement relayés par la remontée des taux d'activité des seniors, dont l'effet est devenu positif à partir des années 2000. Une décomposition des variations de la population active permet de mettre en évidence ces grandes tendances (tableau 1).

La vague déferlante du baby-boom

En matière de démographie, le début des années 1960 tranchait profondément avec les années antérieures du point de vue du marché du travail : à l'arrivée en âge d'activité des générations du baby-boom à la place de générations beaucoup moins nombreuses, s'étaient ajoutés les rapatriements d'Algérie (près de 300 000 actifs supplémentaires en 1962) et la poursuite d'entrées importantes de travailleurs étrangers, du moins jusqu'en 1975. Mais c'est d'abord le choc démographique qui configure l'évolution de l'offre de travail en France au cours des soixante dernières années : il suffit de suivre le parcours des premières générations du baby-boom, celles nées vers 1950 et qui ont aujourd'hui autour de 70 ans. Elles ont rempli les classes du secondaire dès la fin des années cinquante et se sont présentées sur le marché du travail dès le début des années soixante, ce qui, conjugué avec l'immigration et le retour des rapatriés d'Algérie, a soulagé des vives tensions liées à un manque de main-d'œuvre qui y régnaient. Mais la poursuite du mouvement a eu ensuite d'autres conséquences : sur tout l'appareil scolaire et universitaire d'abord (avec aussi l'explosion de Mai 68), et sur tout le système d'emploi ensuite. Progressivement, en effet, la jeune génération a pris la place de la précédente qui n'était pas encore au terme de sa vie active. Dans les années 1990-2000, elle a en outre réduit les chances d'insertion réussie de la génération suivante. L'onde de choc se poursuit ensuite, les retraites des « papy-boomers » pesant sur les générations moins nombreuses

nées dans les années 1970 et 1980, c'est-à-dire leurs enfants.

Un net rétrécissement de la vie active à ses deux extrémités jusqu'au début des années 2000

Du fait de la démographie et des changements dans les comportements d'activité, la structure par âge de la population active s'est beaucoup modifiée depuis le début des années 1960 (figure I)¹. En lien avec la forte montée de la scolarisation qui a marqué la période, la part des jeunes de 15 à 24 ans dans la population active s'est considérablement réduite, passant d'environ un sur cinq dans les années 1960 à moins d'un sur dix (9.6 %) en 2018, l'essentiel de la baisse s'étant produit entre 1970 et 1995. De même, à l'autre extrémité de la vie active, les salariés âgés ont été, jusqu'à la fin des années 1990, fortement incités à quitter le marché du travail avant l'âge normal de la retraite, passé de 65 à 60 ans en 1983. La proportion des 55 ans ou plus parmi les actifs a ainsi chuté d'environ 20 % au début des années 1960 à 7 % en 2000. Elle est remontée ensuite pour atteindre 16.9 % en 2018 sous l'effet de l'arrivée progressive des générations du baby-boom dans la tranche d'âge et de réformes d'une part des dispositifs publics de cessation anticipée d'activité des travailleurs âgés (qui avaient été mis en place à partir des années 1970), d'autre part des retraites

(réformes de 1993, 2003, 2010, 2013), dont le plein effet sur le taux d'activité des 55-64 ans a été atteint dans les années 2008 à 2012 (Minni, 2019). La participation des « seniors » s'est ainsi nettement accrue, en moyenne de 154 000 actifs supplémentaires par an depuis 2009 ; c'est ce qui permet à la population active totale de continuer à progresser dans la dernière décennie, au rythme moyen de 0.4 % l'an (+117 000).

Jusqu'en 2000, on a donc observé en France, et cela de façon plus marquée que dans les autres pays développés, un mouvement de concentration de la vie active sur les âges intermédiaires (encadré). À la fin des années 1990, 82.5 % des actifs français avaient entre 25 et 54 ans contre environ 60 % en 1962. Même si cette part est revenue à 73.5 % en 2018 du fait des effets de la démographie et des comportements d'activité des seniors, on peut parler à ce sujet d'un modèle particulier de gestion des âges à la française, dans lequel, schématiquement, ne travaille qu'une seule génération à la fois, celle des 25-54 ans (Elbaum & Marchand, 1993). Outre cette tendance à la concentration de la population active sur la tranche des 25-54 ans, il faut également noter l'augmentation, à partir du milieu des années 1980, de la part, au sein de cette population, de la tranche d'âges 40-54 ans. Ce processus de

1. Les sources mobilisées dans l'article sont présentées dans le complément en ligne C1. Le lien vers les compléments en ligne se trouve à la fin de l'article.

Tableau 1
Contributions de la démographie et des comportements d'activité à la variation de la population active
(moyennes annuelles en %)

	Population active	Effet de la démographie	Effet des taux d'activité				
	Ensemble	Ensemble	Ensemble	15-24 ans	Hommes 25-54 ans	Femmes 25-54 ans	55-69 ans*
1962-1968	+0.7	+1.3	-0.5	-0.2	-0.0	+0.1	-0.4
1968-1975	+1.0	+1.1	-0.1	-0.3	+ 0.0	+0.6	-0.4
1976-1985	+0.9	+1.0	-0.1	-0.2	-0.0	+0.5	-0.3
1986-1995	+0.5	+0.7	-0.2	-0.5	-0.0	+0.4	-0.0
1996-2008	+0.9	+0.6	+0.4	+0.1	-0.0	+0.2	+0.2
2009-2018	+0.4	-0.1	+0.5	+0.0	-0.1	+0.0	+0.5

* 55 ans ou plus jusqu'en 1975.

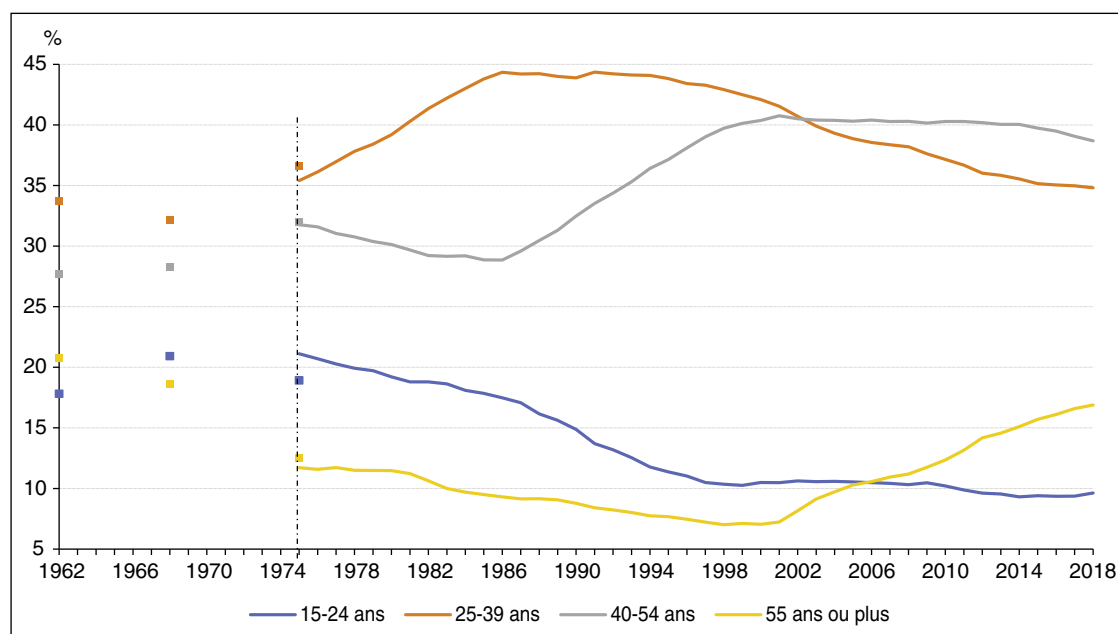
Note : la décomposition est réalisée par tranche d'âge quinquennale et par sexe en appliquant aux évolutions annuelles de la population totale le taux d'activité de début de période et aux évolutions annuelles des taux d'activité la population totale de fin de période. Activité déclarée au recensement jusqu'en 1975 ; activité au sens du BIT en moyenne annuelle ensuite. Avant 1976, l'évolution de la population active est mesurée entre les recensements et convertie en moyenne annuelle ; ensuite il s'agit de la moyenne des évolutions annuelles (par exemple pour la période 1976-1985, la moyenne des évolutions annuelles de 1976/1975 jusqu'à 1985/1984).

Note de lecture : de 2009 à 2018, la population active des 15-69 ans s'est accrue de 0.4 % par an : -0.1 % s'explique par l'évolution de la démographie et +0.5 % par l'évolution des taux d'activité.

Champ : France métropolitaine, population de 15 ans ou plus (âge au 31 décembre) jusqu'en 1975, France hors Mayotte, population de 15 à 69 ans (âge exact) à partir de 1975.

Sources : Insee, Recensements de population (1962, 1968, 1975) et séries longues des enquêtes Emploi (à partir de 1975).

Figure I
Répartition de la population active par tranche d'âge



Note: activité déclarée au recensement et âge au 31 décembre pour les années 1962-1975 ; concept BIT en moyenne annuelle et âge exact à partir de 1975.

Champ : population de France métropolitaine jusqu'à 1975, population des ménages ordinaires de France hors Mayotte à partir de 1975.

Sources : Recensements de population jusqu'à 1975 ; séries longues enquêtes Emploi à partir de 1975.

ENCADRÉ – Entrées et sorties de la vie active

Partant d'un modèle schématique à trois temps (formation - emploi - retraite), on calcule à partir de l'enquête Emploi de l'Insee, un âge moyen d'entrée en activité à partir de l'observation du premier passage de l'inactivité à l'activité professionnelle (chômage ou emploi), et de façon analogue, un âge moyen de sortie définitive d'activité. La durée moyenne de « vie active » c'est-à-dire le nombre d'années d'activité (emploi ou chômage) est alors mesurée par la différence entre ces deux âges. La figure A propose une visualisation (en transversal), de l'évolution de ce que l'on pourrait appeler une durée moyenne de carrière « du moment » mesurée, à une date donnée, comme la différence entre l'âge moyen de sortie de la vie active et l'âge moyen d'entrée en activité. C'est une durée fictive (à l'instar par exemple d'une espérance de vie en démographie) puisqu'il ne s'agit pas des mêmes personnes à l'entrée et à la sortie, et qui se réfère implicitement aux seules personnes ayant connu une carrière complète et continue.

À cette aune, on constate que, de la fin des années 1960 au début des années 2000, l'amplitude moyenne de carrière « du moment » est passée de plus de 44 années à 37 années. Elle s'est ensuite stabilisée et a même légèrement augmenté au cours des dernières années du fait de la remontée de l'âge effectif moyen de départ en retraite (plus d'une année et demie de hausse de 2008 à 2018 pour le régime général, source CNAV). La baisse remarquable enregistrée en une trentaine d'années est imputable pour 60 % à l'abaissement de l'âge moyen de sortie d'activité et pour 40 % à l'élévation de l'âge moyen d'entrée en activité. Le premier facteur joue surtout entre

1977 et 1983, c'est-à-dire à l'apogée des dispositifs de préretraite ; le second en début de période (passage de l'âge de fin de la scolarité obligatoire de 14 à 16 ans) et sur les années 1985-1995 (prolongement volontariste de la formation initiale).

Les trois temps du modèle schématique se sont beaucoup déformés au cours des cinquante dernières années : outre le rétrécissement considérable de la période d'activité (dont la composition a vu la part du chômage s'élever), les frontières de début et de fin de vie active sont devenues plus floues et donc plus difficiles à mesurer. Pour les jeunes, la phase d'insertion professionnelle est à la fois plus tardive, plus longue et plus chaotique, avec d'éventuels allers-retours entre marché du travail et études, ce qui rend l'âge de sortie du système éducatif ou d'entrée dans la vie active plus flou.

De même, les sorties définitives de l'activité qui, autrefois, se faisaient le plus souvent par un passage direct de l'emploi à la retraite à l'âge légal d'ouverture des droits, correspondent aujourd'hui à des phases qui se sont allongées et complexifiées. Ceci tient en grande partie à la montée du chômage et au développement des différentes mesures ayant visé à accompagner la sortie de vie active (dispositifs publics ou négociés de cessation anticipée d'activité). L'écart s'est creusé entre l'âge de cessation d'emploi qui a diminué, et l'âge de liquidation de la retraite qui est resté sensiblement le même de 1983 (date du passage de l'âge normal de départ de 65 à 60 ans) au début des années 2010. Ensuite, même

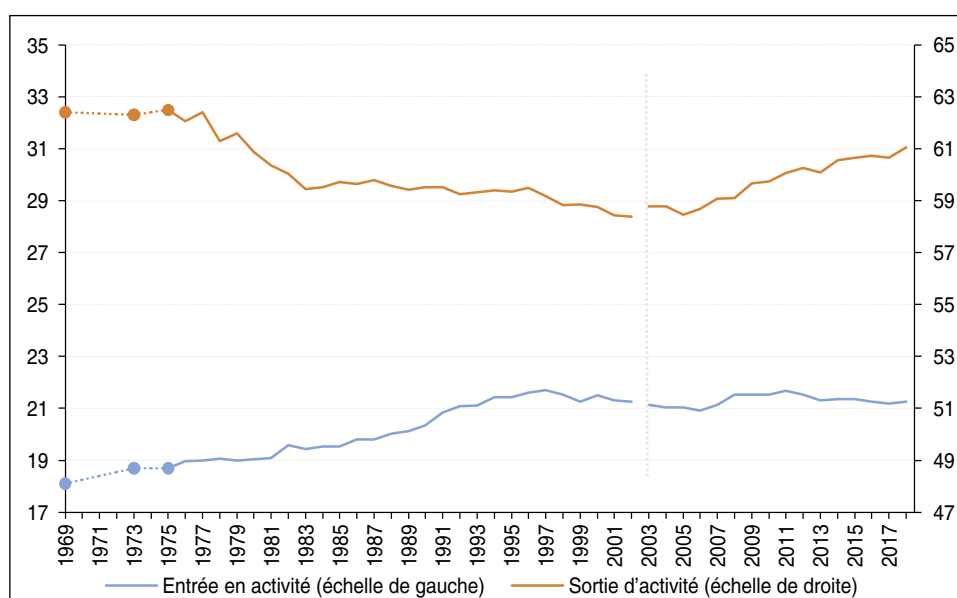


ENCADRÉ (suite)

si cela reste encore peu fréquent, les personnes percevant une pension de retraite ou une préretraite peuvent exercer aussi une activité professionnelle : en 2018, ces situations de cumul concernent 6 % des retraités ou préretraités âgés de 60 à 69 ans. Au final, si l'on tient compte des mobilités en cours de vie active devenues elles aussi plus fréquentes, on peut en conclure

qu'en 50 ans, une instabilité grandissante s'est installée à toutes les étapes de la vie professionnelle. Mais cette instabilité grandissante a touché à des degrés très divers les différentes catégories de la population, clivées notamment selon le sexe, le niveau de formation ou de qualification et l'appartenance sociale qui lui est souvent liée.

Figure A
Âge moyen d'entrée et sortie d'activité



Note : activité déclarée à l'enquête *Emploi*, âge exact et données à la date de l'enquête jusqu'en 2002, en moyenne annuelle ensuite. Sont considérées comme ayant cessé leur (resp. étant entrées en) activité les personnes de 50 ans ou plus (resp. 30 ans ou moins) actives (resp. en formation, en stage non rémunéré et militaires du contingent) 11 mois avant l'enquête (12 mois avant 2003) et inactives (resp. actives) à la date de l'enquête. Interpolation linéaire entre 1969 et 1973 puis entre 1973 et 1975.

Note de lecture : en 2018, l'âge moyen d'entrée en activité (des personnes de 30 ans ou moins) est de 21,3 ans, et l'âge moyen de sortie d'activité (des personnes de 50 ans ou plus) est de 61,1 ans, contre, respectivement 18,7 et 62,5 en 1975.

Champ : population des ménages ordinaires de France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes *Emploi* 1969, 1973, 1975-2018.

vieillesse de la population active a imposé aux entreprises de revoir profondément leurs méthodes de gestion prévisionnelle des emplois et des compétences.

Forte progression du taux de féminisation : vers la parité

Le décollage de l'activité salariée des femmes aux âges intermédiaires est intervenu au milieu des années 1960, concomitante de la baisse de la fécondité. Le taux de féminisation de la population active est maintenant très proche de la parité (48,3 % en 2018), contre environ un tiers dans les années 1960. La forte progression

de la part des femmes dans la population active, qui s'est prolongée tant que les générations nées après 1945 n'avaient pas totalement remplacé leurs aînées sur le marché du travail, a tenu à des facteurs relevant à la fois des besoins des entreprises dans certains secteurs ou sur certains métiers, et des aspirations des intéressées elles-mêmes, liées à l'élévation de leur niveau de formation.

Plus que de l'entrée d'une plus grande part des jeunes femmes dans l'activité salariée, la progression a résulté de la plus grande continuité de leurs carrières professionnelles : à la différence de leurs aînées, les jeunes femmes actives ont moins souvent et moins longtemps interrompu

leur activité professionnelle lorsqu'elles ont eu des enfants (et davantage « concilié » vie familiale et vie professionnelle avec le travail à temps partiel).

Hausse du niveau d'éducation

Du début des années 1960 au milieu des années 1990, les taux d'activité des moins de 25 ans ont baissé, pour les hommes comme pour les femmes. La prolongation de la scolarité obligatoire de 14 à 16 ans, qui a pris effet en 1967-1968, a été un premier facteur ; ensuite, à partir du milieu des années 1980, le formidable essor de la scolarisation dans le secondaire et dans le supérieur a joué². L'élévation du niveau général de formation initiale de la population s'est traduit par la hausse de l'âge moyen de fin d'études, passé de 14 ans et demi vers 1960 à plus de 20 ans aujourd'hui – les filles ayant, durant ces années, largement distancé les garçons. Le pourcentage d'actifs ayant un diplôme de niveau supérieur ou égal à celui du bac est passé de moins de 10 % à 60 % entre 1962 et 2018, avec là aussi un net avantage aux femmes (figure II).

Mais cet accroissement considérable de la scolarisation ne s'est qu'en partie reflété dans l'ensemble de la main-d'œuvre puisque le

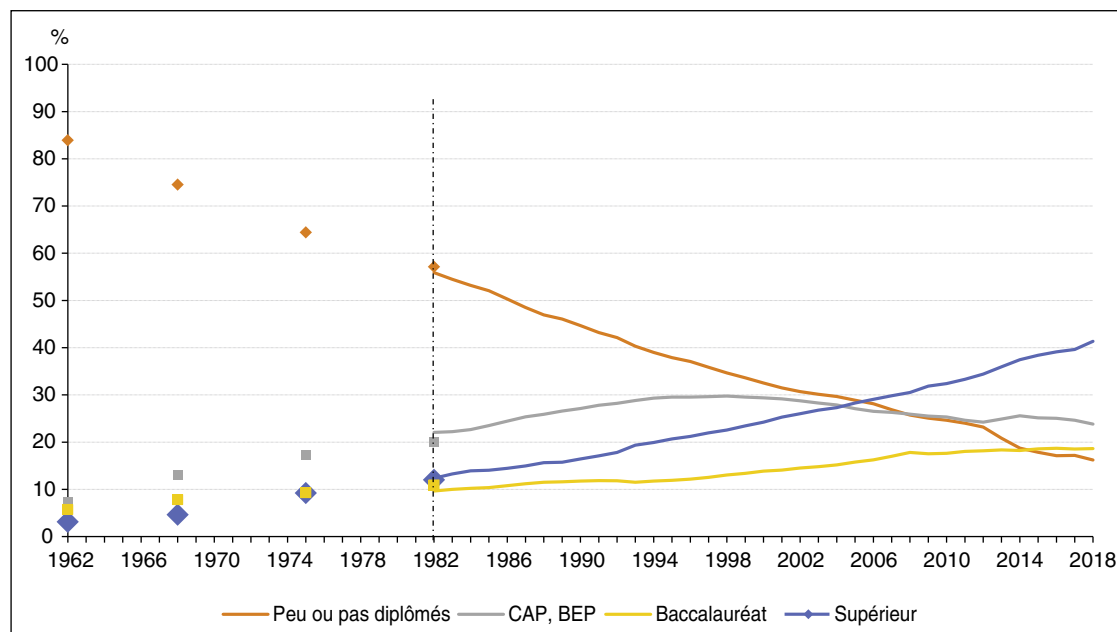
remplacement des générations d'actifs âgés peu diplômés par des plus jeunes, qui le sont beaucoup plus, s'effectue très lentement. De plus, sur cette période, le système de formation continue n'a pas joué pleinement son rôle, notamment en direction des travailleurs âgés ou peu formés : en France, l'essentiel de la formation est acquis à la sortie du système éducatif, sans que l'effort d'apprentissage se poursuive au cours des premières années passées dans l'entreprise, voire tout au long de la vie active. La métamorphose de la qualification de la main-d'œuvre française n'est donc pas encore tout à fait achevée mais elle reflète bien l'ampleur de l'investissement éducatif consenti, qui a permis de combler le retard patent de la population active française au milieu du siècle dernier par rapport à beaucoup des autres pays développés (OCDE, 2017).

Vive progression de la part des professions qualifiées

La hausse du taux de féminisation de la main-d'œuvre et l'amélioration considérable du

2. On peut également évoquer la multiplication des stages de formation professionnelle (mesure apparue en 1975) : le nombre de jeunes de moins de 26 ans en stage de formation professionnelle a atteint 128 000 en 1993 (Dares, 1996).

Figure II
Répartition de la population active par niveau de diplôme



Note : activité déclarée au recensement et âge au 31 décembre jusqu'en 1982 ; concept BIT en moyenne annuelle à partir de 1982.
Champ : population de France métropolitaine jusqu'à 1982, population des ménages ordinaires de France hors Mayotte à partir de 1982.
Sources : Insee, recensements de population jusqu'en 1982 ; séries longues enquêtes *Emploi* à partir de 1982.

niveau de formation de la population active se sont traduites par un bouleversement de la structure sociale : le nombre d'ouvriers, surtout des hommes, a baissé d'environ 1 million entre 1962 et 2018 et ne représente plus que 6.3 millions soit 21.6 % des actifs en 2018, contre près de 40 % en 1962 (figure III). C'est la composante la moins qualifiée de cette population qui s'est le plus réduite. Inversement, le nombre d'employés, population beaucoup plus féminine, est passé dans le même temps d'environ 3.5 millions à 8.2 millions et leur poids dans la population active de 18 % à 28 %, après avoir atteint 30 % durant les années 2000. Les professions intermédiaires et les cadres et professions intellectuelles supérieures ont davantage progressé, représentant respectivement 25.2 % et 17.6 % des actifs en 2018 (soit dans les deux cas environ 12 points de plus qu'en 1962).

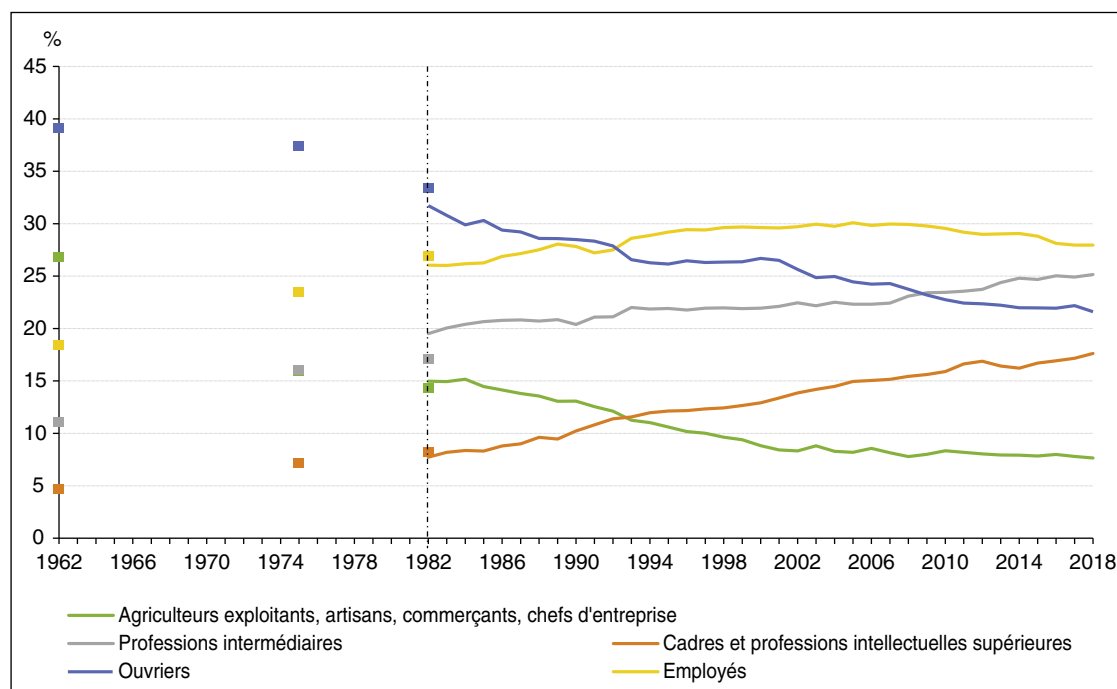
Le développement des technologies de l'information et de la communication, le souci d'une gestion plus rationnelle des ressources humaines, le renforcement des fonctions commerciales ou technico-commerciales dans l'entreprise et l'investissement dans l'éducation, la santé et l'action sociale expliquent la montée des enseignants, techniciens, ingénieurs et cadres.

Enfin, avec la poursuite de la chute du nombre d'exploitants agricoles, et la baisse du nombre d'artisans, commerçants et chefs d'entreprise, les catégories non-salariées ont globalement connu sur la période un déclin marqué, particulièrement fort jusqu'au milieu des années 1970, moins ensuite. La part de ces catégories se stabilise autour de 7-8 % dans les années 2000, alors qu'elle représentait plus du quart des actifs au début des années 1960. Cependant, dans certains secteurs comme ceux des services marchands ou de la construction, l'emploi indépendant résiste depuis les années 1980 ; il y progresse même sensiblement depuis le milieu des années 2000, ce qui a remis en question l'idée d'une salarisation complète de la force de travail envisagée au siècle dernier.

Un contexte totalement modifié

En toile de fond des transformations de la population active qui viennent d'être décrites, trois phénomènes majeurs ont profondément reconfiguré le système productif : la mondialisation des économies, l'irruption des technologies de l'information et de la communication et la

Figure III
Répartition de la population active par catégorie socioprofessionnelle



Note : activité déclarée au recensement et âge au 31 décembre jusqu'en 1982 ; concept BIT en moyenne annuelle et âge exact à partir de 1982 ; hors chômeurs n'ayant jamais travaillé et militaires du contingent.
Champ : population de France métropolitaine jusqu'en 1982, population des ménages ordinaires de France hors Mayotte à partir de 1982.
Sources : Insee, recensements de population jusqu'en 1982 ; séries longues des enquêtes *Emploi* à partir de 1982.

montée des services, en particulier financiers. Parallèlement, les gains de productivité du travail ont notablement ralenti, et les politiques d'emploi ont pris un tournant décisif au milieu des années 1970.

Mondialisation, nouvelles technologies, montée des services

Au cours des années 1960 et au début des années 1970, l'ouverture croissante de la France vers l'extérieur (dans la foulée de la création de la Communauté économique européenne en 1957), alliée au développement d'une consommation de masse sur le marché intérieur, a d'abord plutôt stimulé une croissance liée de l'offre et de la demande de travail. Cette évolution s'est accompagnée d'intenses restructurations sectorielles et géographiques découlant de l'obligation faite aux entreprises de faire face à la concurrence internationale en privilégiant les objectifs de rentabilité et de compétitivité. Ces restructurations, encouragées par des aides publiques, ont entraîné à la fois une augmentation de la mobilité professionnelle, du chômage (alors souvent temporaire), et un appel plus large à de la main-d'œuvre potentielle (jeunes, femmes, immigrés). Les deux chocs pétroliers des années 1970 ont entraîné un freinage durable de la croissance mondiale et le processus de mondialisation des échanges, qui s'est accéléré, renforce la concurrence entre économies. Les années 1990 ont encore marqué une nouvelle étape dans ce processus avec l'accélération de la mise en place du marché unique en Europe, la signature en 1992 de l'ALENA (Association de libre-échange nord-américaine) et la création en 1995 de l'OMC (Organisation mondiale du commerce qui remplace le GATT, et à laquelle la Chine a adhéré en 2001). Cela s'est traduit en France, mal préparée à la compétition internationale, par une mutation profonde de l'appareil productif modifiant complètement les besoins en emplois. Progressivement, la mondialisation entraîne des délocalisations d'activités de main-d'œuvre peu qualifiée comme le textile, et de nouveaux modes de gestion de l'emploi, notamment une flexibilisation qui engendre de fortes inégalités entre salariés.

Le deuxième facteur déterminant des mutations de la demande de travail des entreprises a produit ses premiers effets aux États-Unis puis s'est diffusé en Europe : c'est la troisième révolution industrielle, c'est-à-dire le développement et la diffusion des technologies de l'information et de la communication (TIC). Déjà le progrès technique, à travers l'automatisation et

l'informatisation des années 1970 et 1980, s'était souvent traduit par une réduction du travail dans la production, en déportant une partie des emplois correspondants vers des tâches de conception (en amont) ou de maintenance et de surveillance (en aval). Les effets conjugués des ruptures technologiques de ces trente dernières années et de la mondialisation sont plus porteurs encore de transformations fondamentales de l'emploi. Les deux phénomènes se renforcent mutuellement et en modifient la structure plus que le niveau, en accentuant une certaine polarisation du marché du travail : d'un côté, un petit nombre d'emplois très qualifiés (expertise, conception) à rémunérations élevées et à haute productivité et de l'autre, des emplois de services peu qualifiés, souvent précaires et faiblement rémunérés, correspondant à des tâches difficilement automatisables (services à la personne, aides-soignants, etc.). Entre les deux, le champ des métiers s'est « atrophié » du fait du progrès technologique comme le montre l'exemple des postes de secrétariat ou celui des employés de banque.

Il y a toutefois dans le cas français un débat sur l'évolution au cours des trente dernières années de la part dans l'emploi des professions les moins qualifiées : pour Verdugo (2017), entre 1993 et 2010, les deux groupes très qualifiés et peu qualifiés ont vu leur part augmenter avec la même ampleur (+4 points), au détriment des emplois intermédiaires (-8 points). Par contre, Berger & Pora (2012) estiment qu'en France, contrairement à des pays comme les États-Unis, le bas de l'échelle des rémunérations ou des qualifications a perdu du terrain entre 1988 et 2014. Mais ils ne prennent pas en compte les salariés des particuliers employeurs, catégorie très dynamique : les aides à domicile, les aides ménager-e-s, les assistant-e-s maternel-le-s figurent parmi les plus fortes augmentations sur la période. De fait, la réponse à la question sur le sens de l'évolution des emplois peu qualifiés dépend à la fois du champ retenu, de la période considérée et surtout de la source utilisée. Si l'on retient la nomenclature des catégories socioprofessionnelles à un niveau regroupé mais distinguant les qualifiés des non-qualifiés parmi les employés (Chardon, 2002) et les ouvriers, il se confirme d'abord que la proportion des plus qualifiés (cadres et professions intellectuelles supérieures) est en constante augmentation sur la période 1982-2018 (+10 points). Pour les moins qualifiés (employés et ouvriers non qualifiés), la conclusion est moins claire³ : après avoir diminué

3. Voir Goux & Maurin, ce numéro.

de plus de trois points entre 1982 et le début des années 1990, leur part est restée depuis lors voisine de 21 %.

Le rôle croissant pris par les secteurs de services, en particulier financiers, dans la régulation de l'économie constitue le troisième phénomène important des cinquante dernières années. Liée à la mondialisation des échanges et à la libre circulation des capitaux, la place grandissante prise par les services financiers dans les économies transforme radicalement les règles de fonctionnement de l'économie mondiale. Les critères de performance financière irriguent toute la chaîne de prise de décision du fonctionnement de l'entreprise (Chambost, 2013) et les marchés financiers exercent une influence déterminante sur la gestion des entreprises. Dans la mesure où cette nouvelle forme de « gouvernement d'entreprise » privilégie souvent les investissements immédiatement rentables au détriment des projets de long terme, les intérêts nationaux, et en particulier l'emploi, peuvent alors être sacrifiés : les politiques de réduction des coûts et d'externalisation de ce qui n'est pas la substance de l'entreprise se traduisent souvent par des réductions d'effectifs.

Un ralentissement général de la productivité du travail

L'importance des créations annuelles d'emplois est d'abord liée de façon très étroite au rythme de croissance de l'activité économique : de 1962 à 1973, le produit intérieur brut a augmenté en France de 5.7 % par an et l'emploi a crû annuellement de 0.7 % ; de 1974 à 1991, années marquées par les deux chocs pétroliers, le PIB n'a progressé que de 2.6 % l'an et l'emploi de seulement 0.5 %. Au cours des années 1992-2007, l'emploi a d'abord été dopé par des mesures visant à faire baisser le coût du travail et par

l'embellie conjoncturelle de 1997-2001 (deux millions d'emplois créés en quatre ans) ; mais il a ralenti ensuite dans un contexte de croissance qui s'est elle-même infléchi. Enfin la « crise » de 2008 a imprimé durablement sa marque sur les dix dernières années (Tableau 2).

On peut donc noter l'inflexion très nette subie par les gains annuels de productivité du travail (PIB par tête) qui ont été divisés par dix entre les années 1960 (+5 %) et les années 2010 (+0.5 %). La baisse des gains moyens de productivité par tête à partir de la rupture de 1974 résulte en partie de la recomposition de l'emploi entre les différents grands secteurs : déclin continu de l'industrie à partir du point haut de 1974, meilleure résistance de la construction, explosion du tertiaire, sachant que le « partage » entre gains de productivité et emploi apparaît plus favorable au second dans les services que dans la construction et surtout l'industrie. Mais à l'intérieur de chaque grand secteur on observe le même phénomène de ralentissement des gains de productivité. Celui-ci n'est d'ailleurs pas propre à la France, il se retrouve dans presque tous les pays développés, signe d'une interdépendance toujours plus grande des économies nationales (Sode, 2016).

En termes de productivité horaire du travail (PIB par heure travaillée), le constat est légèrement modifié du fait de la baisse de la durée annuelle du travail liée au passage effectif aux 40 heures, puis aux 39 heures et ensuite aux 35 heures, ainsi qu'au développement du travail à temps partiel (sur l'évolution de la durée du travail depuis les années 1970, voir Raffin & Yildiz, 2019). Cette baisse fait remonter de plus d'un demi-point par an les gains de productivité sur toute la période, excepté les dix dernières années au cours desquelles la durée annuelle du travail n'a pratiquement plus baissé. Mais le diagnostic converge sur longue période : que l'on raisonne en termes de productivité par tête

Tableau 2
Croissance, productivité et emploi

(moyennes annuelles en %)

	1962-1973	1974-1991	1992-2007	2008-2018
PIB	+5.7	+2.6	+2.1	+0.9
Emploi	+0.7	+0.5	+0.8	+0.4
Productivité par tête	+5.0	+2.1	+1.3	+0.5
Durée du travail par tête	-1.0	-0.9	-0.4	-0.2
Productivité horaire	+6.0	+3.0	+1.7	+0.8

Champ : France.

Source : Insee, comptes nationaux – Base 2014 (2017 semi-définitif et 2018 provisoire).

ou de productivité horaire, les gains de productivité ont été diminués de moitié entre chaque sous-période, ce qui suggère une croissance potentielle désormais très limitée.

Le rôle des politiques d'emploi

Cette baisse des gains de productivité apparente du travail a été en partie liée à des mesures ayant visé, à partir des années 1990, à « enrichir la croissance en emploi », ce qui signifie que, à taux de croissance de l'économie équivalent, le nombre d'emplois créés à temps complet ou à temps partiel a été alors beaucoup plus élevé qu'au cours des décennies antérieures. Trois types de mesures y ont principalement contribué : les mesures d'allègement du coût du travail amorcées dès 1993 et renforcées à partir de 1995-1996 ; les dispositifs incitant à la diminution du temps de travail, soit par le biais du développement du travail à temps partiel, soit par la réduction collective des horaires de travail initiée par la loi de Robien (1996) et généralisée par les lois Aubry (1998 et 2000) ; enfin les créations d'emplois dans les services non marchands (essentiellement les emplois-jeunes mis en place en 1997).

Plus généralement, les cinquante dernières années ont été marquées par une montée en charge des politiques publiques d'emploi en accompagnement des mutations démographiques, économiques ou sociales qu'a connues la France depuis un demi-siècle (voir complément en ligne C3 « Cinquante ans de politiques de l'emploi »). Jusqu'au premier choc pétrolier, il s'est agi essentiellement de politiques d'accompagnement des mutations du système productif et des transformations du marché du travail. Mais la rupture de 1974-1975 et la montée du chômage qui s'en est suivie ont constitué un tournant fondamental dans l'action des pouvoirs publics : dès qu'ont été bien perçues l'inefficacité des instruments classiques de lutte contre le chômage et l'impossibilité d'un retour à la norme d'emploi antérieure, on a assisté à une modification très sensible des objectifs et des moyens d'une politique publique de l'emploi qui a connu un développement très rapide. La politique qui s'est construite au cours des vingt années 1975 à 1995 a été essentiellement destinée à corriger les déséquilibres les plus criants du marché du travail et à endiguer la montée du chômage.

Au cours des années 1990, il est peu à peu apparu qu'il était nécessaire de compléter les politiques

spécifiques menées jusqu'alors par des mesures générales et systématiques d'abaissement du coût du travail pour l'ensemble des salariés peu rémunérés (et donc supposés peu qualifiés). La politique de l'emploi s'est alors concentrée sur les moyens de contribuer à cet abaissement : les allègements de cotisations sociales patronales sur les bas salaires sont devenus une composante majeure de la politique de l'emploi en France. Entre 2000 et 2017, le coût de ces dispositifs est passé de 16 à près de 55 Mds d'euros 2017 alors que celui des dispositifs spécifiques d'aide à l'emploi plafonnait aux alentours de 10 Mds d'euros. Autrement dit, les mesures générales d'exonération ont représenté 86 % de l'ensemble en 2017 contre 55 % en 2000.

Les effets sur l'emploi : de la grande industrie à la PME de services

Le passage d'une France rurale et paysanne à une société post-industrielle où la très grande majorité des actifs travaille dans les services s'est déroulé sur près de deux siècles (Marchand & Thélot, 1997). Aujourd'hui le tertiaire regroupe environ 80 % des emplois, l'industrie avec le bâtiment 17 % et l'agriculture 3 %, contre respectivement 48 %, 31 % et 21 % au début des années 1960 (figure IV). En termes d'effectifs, cela représente des pertes d'emplois de plus de trois millions dans le secteur primaire et d'un million dans le secteur secondaire, alors que près de treize millions d'emplois ont été créés dans le secteur tertiaire. Une partie de ces mouvements résulte toutefois de l'externalisation de fonctions tertiaires précédemment assurées au sein d'entreprises industrielles.

Tertiarisation de l'économie

L'industrie a perdu continûment des emplois à partir de la fin de 1974 (-2.5 millions au total jusqu'en 2018), cette baisse semblant toutefois s'infléchir au cours des dernières années. Peu de secteurs industriels ont vu leurs effectifs croître sur la période 1960-2018 : la branche « énergie, eau, gestion des déchets et dépollution » (+63 %), l'agroalimentaire qui a connu une hausse assez régulière mais de faible ampleur (+12 %), en dépit des crises sanitaires ayant affecté certains sous-secteurs, et l'industrie pharmaceutique dont les effectifs se maintiennent depuis 1978 après avoir augmenté de moitié au cours des dix-huit années précédentes. La branche

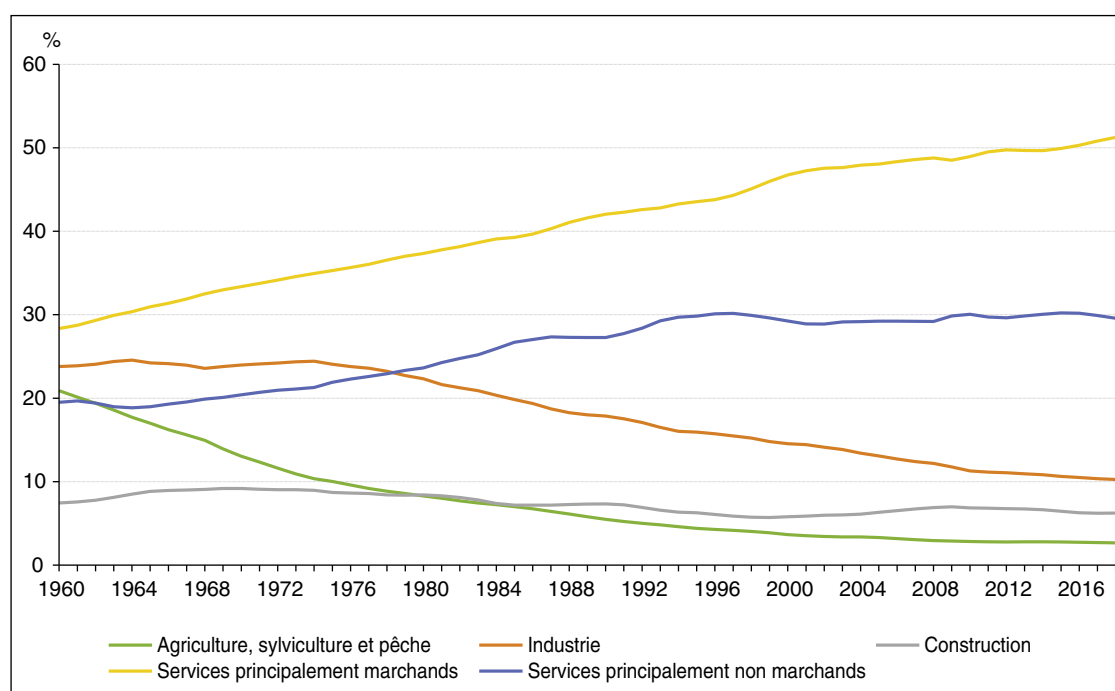
textile-habillement-cuir-chaussure, celle de la cokéfaction et du raffinage et celle des industries extractives, voient leurs effectifs très fortement diminuer dès 1960. Dans les autres branches, l'emploi a baissé régulièrement à partir de 1975, après avoir augmenté les années précédentes : selon les cas, entre le tiers et la moitié des effectifs ont été perdus depuis 1960. L'emploi dans la construction s'est également retourné en 1974 mais, contrairement à l'industrie, il est reparti sensiblement à la hausse au cours de la seconde moitié des années 1980 (+7 %) et surtout au cours des dix années précédant la crise de 2008 (+34 %). Il a ensuite reculé jusqu'en 2017, mais moins fortement que l'emploi industriel, et il s'est légèrement redressé en 2018.

Dans l'agriculture, alors que le nombre d'exploitants continue à décroître inexorablement (400 000 aujourd'hui contre plus de trois millions en 1960), mais de plus en plus lentement à mesure que l'on se rapproche du seuil minimal, les effectifs salariés se sont stabilisés entre 320 000 et 350 000 depuis 2008, alors qu'ils étaient encore près d'un million en 1960.

Il est de moins en moins légitime de parler de l'emploi tertiaire sans distinguer au moins le

tertiaire principalement marchand, qui représente, en 2018, 14.4 millions d'emplois salariés ou non-salariés, et le tertiaire principalement non marchand (emploi des trois fonctions publiques et emploi privé de l'enseignement, de la santé et de l'action sociale), 8.3 millions. Et au sein du tertiaire principalement marchand, il existe des différences importantes entre des secteurs où la mobilité est intense (commerces, services aux particuliers ou aux entreprises, etc.) et des secteurs où l'ancienneté moyenne des personnels est beaucoup plus élevée (grandes entreprises nationales, banques, assurances, etc.). Ces différentes composantes du tertiaire connaissent aujourd'hui des évolutions contrastées. Les services marchands restent les plus dynamiques, qu'il s'agisse des services aux particuliers ou aux entreprises (avec l'intérim). Les services non marchands, après avoir fortement embauché jusqu'en 1985, ont créé ensuite de moins en moins d'emplois si l'on met à part la puissante contribution des emplois aidés (travaux d'utilité collective, contrats emploi-solidarité et surtout emplois-jeunes). Dans les activités financières et d'assurance également, le rythme des créations d'emplois a beaucoup ralenti à partir des années 1980 et jusqu'en 2000, avant de reprendre depuis lors.

Figure IV
Répartition de l'emploi par branche d'activité



Note : emploi intérieur en personnes physiques en moyenne sur l'année.

Champ : France.

Source : Insee, comptes nationaux – Base 2014 (2017 semi-définitif et 2018 provisoire).

Déconcentration des unités de production

En lien avec la tertiarisation de l'économie, la part des petits établissements dans l'emploi salarié s'est accrue en France à partir du premier choc pétrolier, rompant ainsi avec une tendance séculaire – hormis la crise des années 1930 (Figure V). Le phénomène a été particulièrement net dans l'industrie où les grandes unités ont perdu des emplois, se sont restructurées (éclatement, filialisation plutôt que fusion), ont externalisé ou sous-traité des activités, voire ont disparu au profit de plus petites unités de l'industrie ou des services. Le phénomène a été accentué par le mouvement de tertiarisation de l'économie puisque, en moyenne, la taille des firmes industrielles est nettement supérieure à celle des établissements de services. Mais le déplacement des grandes unités vers les PME a pu également être observé au sein de l'industrie, de la construction ou du tertiaire marchand.

Toutefois, le mouvement général semble avoir nettement ralenti au cours des années 1990 et s'être interrompu au cours des années 2000 : la part de l'emploi salarié privé dans les établissements de plus de 500 salariés a chuté de 21 % à 11 % entre 1975 et 1996 puis est restée pratiquement stable ; dans le même temps, le poids en termes d'emploi des établissements de moins de 50 salariés a crû de 43 % à 55 %, niveau qui a légèrement régressé ensuite (Sources : UNEDIC

jusqu'en 2006 puis ACOSS ensuite). Certains sous-secteurs du tertiaire comme les commerces ou les hôtels-cafés-restaurants font toutefois exception : les petits commerces de détail sont remplacés par des moyennes ou grandes surfaces, la petite hôtellerie par de grandes chaînes. Il y a alors homogénéisation du tissu des établissements, avec regroupement vers les tailles moyennes (50 à 500 salariés).

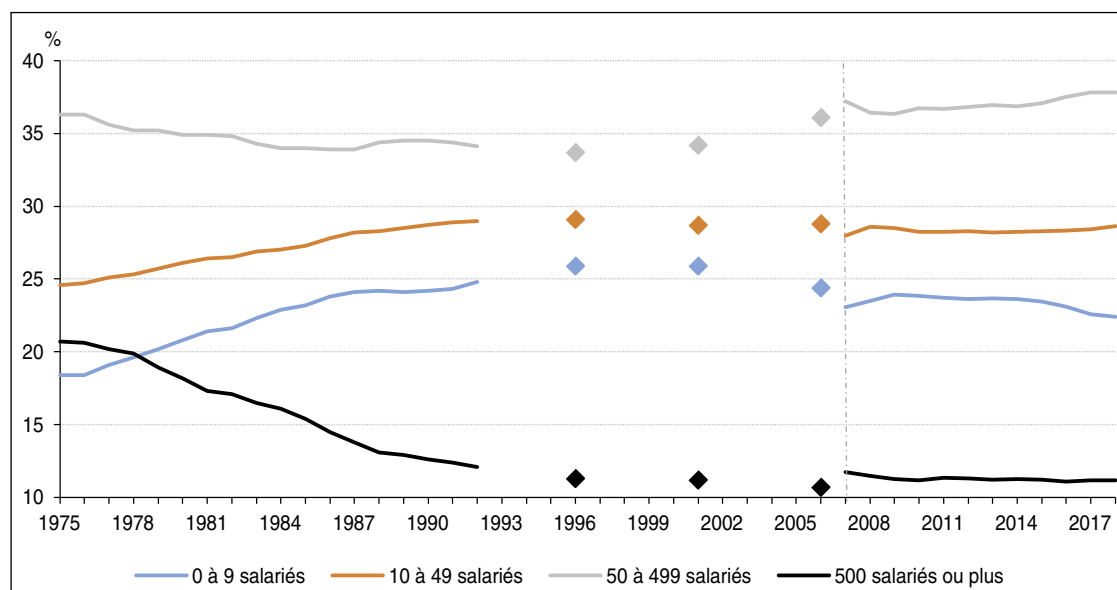
Le chômage de masse et la multiplication des statuts

Par définition, le nombre de chômeurs s'obtient ex post par différence entre le nombre d'actifs et le nombre de personnes en emploi. Mais le chômage ne se réduit pas à un solde : son niveau peut influencer les décisions de participation, de même que les conditions de l'emploi. Le chômage massif a ainsi bouleversé les comportements des offreurs et des demandeurs d'emploi, étendu le halo autour du chômage et contribué à la multiplication des statuts.

L'envolée du chômage après la rupture de 1974

Les évolutions de la population active, qui a progressé continûment depuis cinquante ans,

Figure V
Répartition des effectifs salariés par taille d'établissement



Champ : France hors Mayotte ; secteurs marchand hors agriculture, énergie, armement, transports publics, postes, télécommunications et santé publique jusqu'en 2006 ; secteur concurrentiel, hors agriculture, sylviculture et pêche, hors activités extra-territoriales et hors salariés des particuliers employeurs à partir de 2007.
Source : Unedic jusqu'en 2006, AcoSS à partir de 2007.

et de l'emploi se sont traduites par une forte hausse du chômage : alors que celui-ci concernait moins de 2 % des actifs jusqu'au milieu des années 1960, il s'est lentement étendu à partir de 1967 (figure VI-A), avec toutefois une baisse de sa durée moyenne, signe d'un chômage de transition ou d'adaptation. Il a ensuite brutalement accéléré à la suite du premier choc pétrolier (1974-1975), passant le seuil de un million en 1977 (4.3 % des actifs) puis celui des deux millions en 1984 après le second choc pétrolier (8.4 %). Par la suite, le taux de chômage a atteint 9 % en 1987, puis a dépassé les 10 % à plusieurs reprises : de mi-1993 à mi-1999, sauf le 2nd semestre 1995, puis de fin 2012 à début 2016. Et il n'est jamais redescendu en-dessous de 7.5 % en dépit des éclaircies conjoncturelles de la fin des années 1980 et 1990, et de 2006-2007. Depuis 2015, le taux de chômage est cependant orienté à la baisse mais dépasse encore 9 % en moyenne en 2018. Entre la génération du baby-boom entrée sans problème sur le marché du travail, et la suivante qui a connu de grandes difficultés pour accéder à l'emploi stable auquel elle pouvait prétendre vu son niveau de formation, le contraste est donc saisissant.

Les différentes catégories de population n'ont pas été touchées avec la même intensité. Un des phénomènes les plus marquants de la période récente est le rapprochement des taux de chômage des hommes et des femmes : structurellement en défaveur de celles-ci, l'écart a longtemps été de l'ordre de trois points, voire de quatre points lors des périodes de reprise de l'activité économique. Mais, à partir du début des années 1990, il s'est mis à diminuer, passant à moins de deux points en 2002, à moins d'un point en 2007 et s'inversant même en 2012. Cette convergence peut s'expliquer par une évolution du niveau relatif de formation en faveur des femmes, et le développement de fonctions du secteur tertiaire où le taux de féminisation est plus élevé qu'en moyenne – et que dans les métiers industriels.

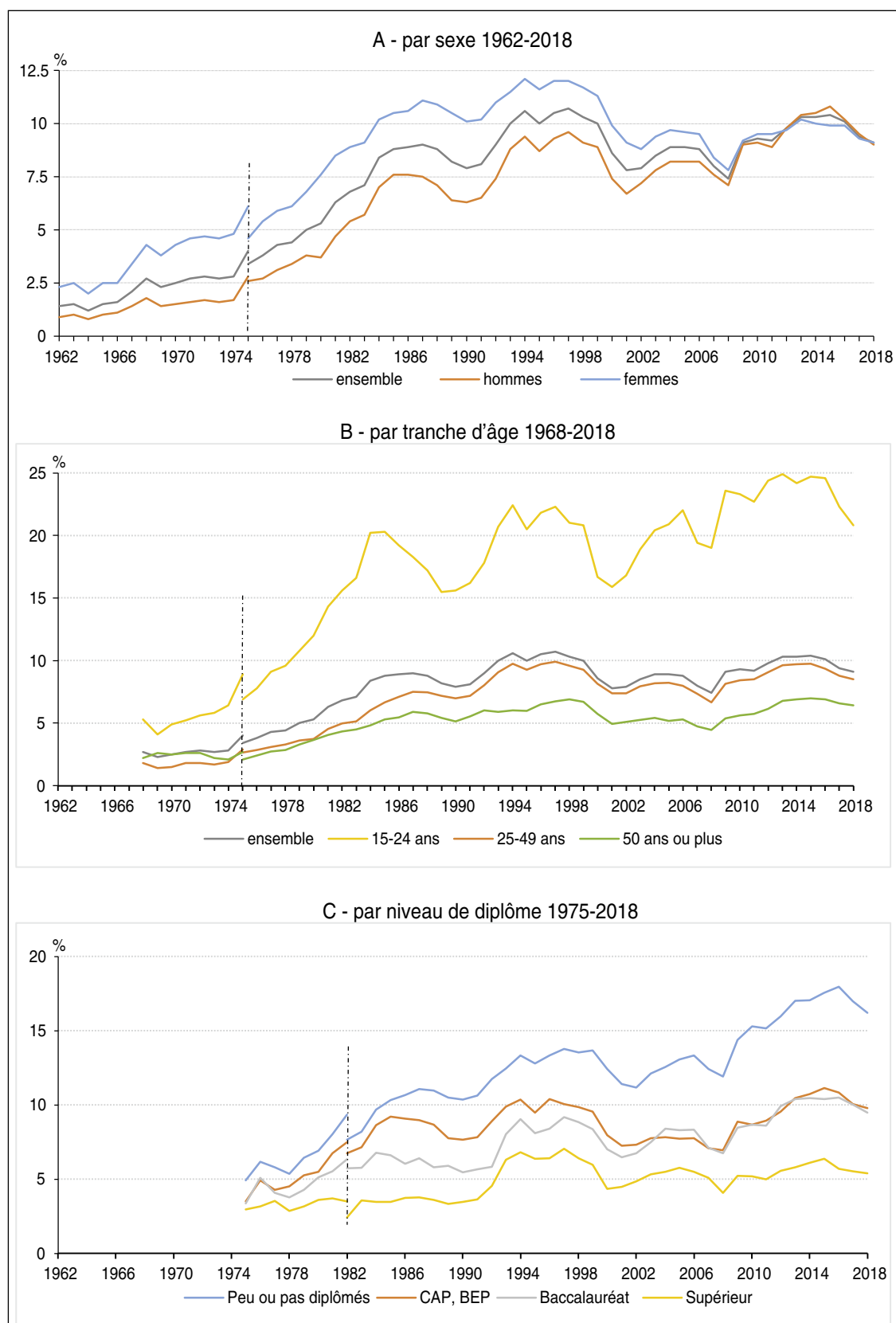
Les disparités de chômage par âge sont par contre toujours très marquées. Sur toute la période étudiée, le taux de chômage des jeunes a été plus élevé que celui des plus de vingt-cinq ans. Mais cette différence s'est accusée après la rupture de 1974 : en dépit des mesures destinées, depuis le premier Pacte pour l'emploi des jeunes de 1977, à faciliter leur insertion dans la vie active, l'augmentation du chômage a principalement frappé la main-d'œuvre juvénile (figure VI-B). Le chômage des jeunes connaît des variations beaucoup plus marquées que la moyenne ; lors de chaque phase récessive, le taux de chômage

des moins de vingt-cinq ans a dépassé 20 %, approchant même 25 % de 2013 à 2016. Mais il a aussi baissé rapidement dans la seconde partie des années 1980, puis entre 1997 et 2001 et enfin tout récemment. Les jeunes sont en effet surreprésentés dans les candidats à l'embauche et lorsqu'ils sont en emploi, c'est plus souvent dans les secteurs et les statuts d'emploi les plus sensibles aux fluctuations conjoncturelles : ils constituent ainsi une variable d'ajustement sur le marché du travail. Il faut toutefois rappeler que, pour les jeunes, le taux de chômage est beaucoup moins significatif que la part du chômage, c'est-à-dire parmi l'ensemble des jeunes et pas seulement parmi les jeunes actifs (voir complément en ligne C1). La majorité des 15-24 ans poursuivent leurs études initiales sans être en activité et, en 2018, seuls 7.8 % de l'ensemble de la classe d'âge sont au chômage, soit quasiment la même part que pour les 25-49 ans.

À l'autre bout de la vie active, les seniors ont un taux de chômage nettement inférieur à celui des 25-49 ans, alors qu'il n'y avait guère de différence dans la seconde partie des années 1970. L'avantage relatif des seniors s'est accentué jusqu'au milieu des années 1990, puis réduit ensuite. Pour eux et contrairement aux jeunes, le chômage n'est pas lié à un risque élevé d'y tomber (notion de vulnérabilité) mais à des difficultés sérieuses d'en sortir (notion de faible employabilité). Depuis les années 1970, la vulnérabilité au chômage des personnes de 55 ans ou plus est restée très faible tandis que la part en leur sein des chômeurs de longue durée a au contraire beaucoup augmenté, passant d'environ 40 % au début des années 1970 à près de 60 % en 2018.

Après 1974, la montée du chômage a aussi été très inégale selon le niveau de diplôme (figure VI-C) et entre catégories socioprofessionnelles. L'éventail des taux de chômage par niveau de diplôme s'est considérablement ouvert : pour les peu ou pas diplômés, certes de moins en moins nombreux, la hausse a été très forte à la suite de la rupture de 1974 et les taux de chômage dépassent 15 % depuis la crise de 2008 ; par contre, pour les diplômés du supérieur, les taux sont restés voisins de 5 % depuis 2000. De façon liée, le taux de chômage des cadres s'est maintenu, tout au long de la période, à un niveau relativement faible : 1 % en 1974, 3 % en 1985, un peu plus de 5 % au plus haut entre 1993 et 1998, puis 3 % à 4 % sur les vingt dernières années. En revanche, celui des ouvriers non qualifiés a augmenté dans le même temps d'environ quinze points, touchant près d'un actif sur cinq en 2018. Fondamentalement,

Figure VI
Taux de chômage



Note : moyennes annuelles, interprétation prévalant jusqu'en 2002 des concepts BIT et âge moyen dans l'année jusqu'en 1975 (1982 par niveau de diplôme) ; interprétation actuelle des concepts BIT et âge exact à partir de 1975 (1982 par niveau de diplôme).
Champ : France métropolitaine jusqu'en 1975 (1982 par niveau de diplôme), France hors Mayotte à partir de 1975 (1982 par niveau de diplôme).
Sources : Insee, séries longues des enquêtes *Emploi* ; séries de 1987 jusqu'en 1975 (1982 par niveau de diplôme), séries actuelles à partir de 1975 (1982 par niveau de diplôme).

depuis 1974, ce sont la main-d'œuvre ouvrière, particulièrement la moins qualifiée, ainsi que, dans une moindre mesure, les employés non qualifiés, qui ont le plus subi l'augmentation du chômage.

Le halo autour du chômage et les contrats courts se sont étendus

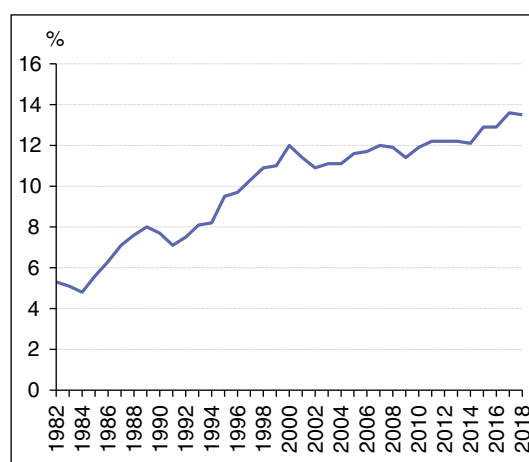
La nouvelle donne productive a remis en cause la norme de l'emploi stable, à temps plein et à forte protection sociale, la flexibilisation de l'emploi n'ayant pas touché également l'ensemble des actifs. On peut en effet distinguer, dans les nouvelles politiques d'organisation du travail et de gestion de la main-d'œuvre induites par la recomposition de l'appareil productif, des mesures de flexibilité interne ou externe. Les premières qui recouvrent des possibilités de polyvalence, de formation professionnelle, d'évolution de carrière, de mobilité au sein de la même entreprise et d'adaptation des conditions et des temps de travail aux contraintes économiques, ont bénéficié le plus souvent au noyau des titulaires de CDI à temps plein. Les secondes, qui se traduisent par des embauches sur contrat court avec des risques de sortie de l'emploi par fin de CDD et de mission d'intérim ou par licenciement, ont plus souvent porté sur les travailleurs âgés ou la main-d'œuvre juvénile.

Par ailleurs, un nombre croissant de personnes sans emploi qui souhaiteraient travailler ne satisfont pas tous les critères du BIT pour être considérées au chômage. Ces situations aux marges du chômage ont beaucoup augmenté au cours des dernières décennies, au point qu'une définition internationale de ce « halo autour du chômage » a été adoptée par la Conférence internationale des statisticiens du travail tenue au BIT en octobre 2013. La catégorie est difficile à estimer statistiquement et sa mesure n'est disponible de façon homogène dans le temps que depuis 1990 : elle représente en 2018 1.6 million de personnes, soit 3.8 % des 15-64 ans. Au cours des trente dernières années, le nombre des personnes concernées a fluctué en fonction de la conjoncture mais en y étant moins sensible que le nombre des chômeurs. Entre 1990 et 2018, les deux indicateurs ont progressé à peu près de la même façon, mais sur la période la plus récente, de mi-2015 à fin 2018, le nombre de chômeurs s'est replié de près de 16 % en France métropolitaine alors que le halo a augmenté de près de 3 %. Les femmes sont plus concernées que les hommes alors que, depuis 2012, elles sont plutôt moins touchées qu'eux par le chômage. De leur

côté, les seniors sont moins exposés au risque de chômage mais aussi moins fréquemment dans le halo, en dépit des phénomènes de découragement qui les affectent particulièrement.

Il existe aussi entre l'emploi et le chômage une zone qui s'est considérablement densifiée avec la multiplication des emplois précaires et le développement des situations de sous-emploi. Les contrats de travail temporaire (missions d'intérim et CDD) ont pris leur envol à partir de 1976, lors de la reprise consécutive au premier choc pétrolier. La part dans l'emploi total de ces contrats a augmenté surtout entre 1982 et 2000 (+6.7 points contre +1.5 point entre 2000 et 2018). Leur montée s'inscrit plus au niveau des flux d'embauches (ils en représentent aujourd'hui plus de 9 sur 10) que des stocks ; néanmoins, leur part dans l'emploi total est passée de 5 % au début des années 1980 à 13.5 % en 2018 (figure VII). Leur mouvement a d'ailleurs été entretenu et renforcé par les mesures de politique d'emploi qui favorisent l'insertion ou la réinsertion des demandeurs d'emploi sous la forme de stages ou de contrats le plus souvent à durée limitée. Dans les entreprises, les emplois temporaires sont couramment utilisés pour ajuster le volume d'emploi aux variations de l'activité. Mais de façon plus structurelle, ces emplois ont constitué un mode de recrutement de plus en plus retenu par les entreprises dans leur gestion de la main-d'œuvre, même pour les postes qualifiés.

Figure VII
Part des contrats temporaires dans l'emploi



Note : actifs occupés au sens du BIT, en moyenne annuelle. Contrats temporaires : intérim, CDD (y compris contractuels en CDD de la fonction publique, apprentis, saisonniers).

Champ : France hors Mayotte.

Source : Insee, séries longues des enquêtes *Emploi*.

En outre parmi les CDD, les contrats courts, c'est-à-dire les contrats de moins de trois mois, et particulièrement ceux de moins d'un mois, représentent sur les quinze dernières années une part croissante de l'ensemble des embauches réalisées sur une année, en lien très probablement avec l'extension progressive du CDD d'usage mis en place dans les années 1990 (Barlet & Minni, 2014). Au sein des contrats courts, ceux d'une seule journée se sont multipliés depuis 2001. Mais sur la même période, la part des personnes en contrat court restait stable ce qui témoigne d'une forte hausse de la rotation de la main-d'œuvre au cours de la période et d'allers-retours plus fréquents entre emploi, chômage et inactivité, affectant notamment les jeunes (Jauneau & Vidalenc, 2019).

Le travail à temps partiel

Le cas du temps partiel est un peu différent, à la fois en raison de son hétérogénéité et de sa forte concentration sur les femmes (cf. Pak & Zilloniz, 2013 ; Milewski, 2013). Le travail à temps partiel s'est particulièrement développé entre 1975 et 2000, contribuant aussi à une tendance de fond d'abaissement de la durée annuelle de travail. Pratiquement inexistant dans les années 1960, il représente aujourd'hui 18.5 % de l'emploi total (figure VIII), et il est extrêmement féminisé : plus de 80 % des emplois à temps partiel sont occupés par des femmes, et près de 30 % des femmes (contre environ 8 % des hommes) travaillent à temps partiel. Sa progression, en particulier dans les années 1990, a largement contribué à la poursuite de la hausse du taux d'activité des femmes (Afsa & Buffeteau, 2006) et à la hausse du taux de féminisation de l'emploi salarié (Meurs & Pora, ce numéro). Depuis le début des années 2000, il ne progresse plus que du fait des hommes.

Le caractère « choisi » ou « subi » du travail à temps partiel a été très débattu (pour un aperçu de la teneur des questions, voir CESE, 2014). Il n'y a pas de définition officielle du temps partiel subi, mais est en général considéré comme tel un emploi occupé à temps partiel faute d'avoir obtenu un emploi à temps complet. Selon ce critère, l'emploi à temps partiel est en majorité « choisi », mais il l'a été de moins en moins. La progression du temps partiel a concerné surtout les professions peu qualifiées des secteurs tertiaires (commerces, hôtels-café-restaurants, services aux particuliers, etc.), pour lesquelles c'est la logique du temps partiel imposé par l'entreprise à la recherche de flexibilité qui s'est

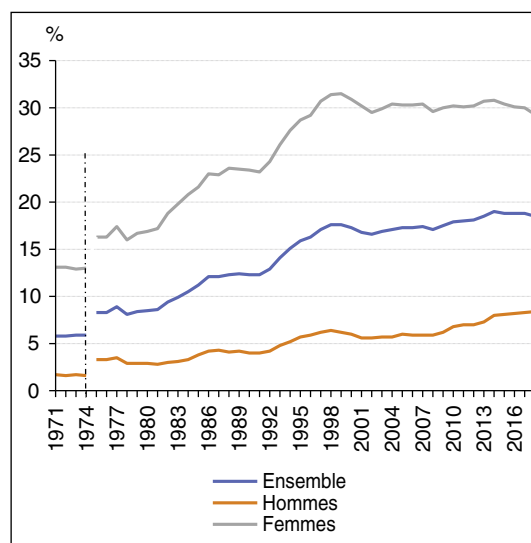
développée. L'emploi à temps partiel se conjugue dans ce cas souvent avec de l'emploi à durée limitée : en 2018, 23 % des salariés à temps partiel étaient en CDD ou en intérim contre 13 % de ceux à temps plein.

Le sous-emploi lié à la durée du travail a été défini par le BIT comme constitué de deux catégories de personnes en emploi : celles qui travaillent à temps partiel et qui souhaiteraient travailler davantage en étant disponibles pour le faire d'une part ; celles qui sont au chômage technique ou partiel lors de l'enquête d'autre part. En 2018, 1.6 million de personnes sont en situation de sous-emploi, particulièrement les employés non qualifiés, les jeunes et les femmes. Avec le développement du travail à temps partiel, leur part au sein de l'ensemble des personnes en emploi est passée de 4.0 % à 6.6 % entre 1990 et 1999. Elle est encore de 6.0 % en 2018, en baisse de 0.7 point par rapport à 2013.

Le partage entre salariés et non-salariés de moins en moins facile à opérer

La part de l'emploi non salarié, après avoir baissé continûment de 1960 au début des années 2000, s'est stabilisée autour de 8 % jusqu'en 2010 et a connu ensuite un léger regain (figure IX). Le travail non salarié a pu être une forme

Figure VIII
Parts du temps partiel dans l'emploi



Note : actifs occupés à partir de 1975, emploi au sens du recensement de 1971 à 1974, en moyenne annuelle.
Champ : France hors Mayotte à partir de 1975, France métropolitaine de 1971 à 1974.
Source : Insee, séries longues des enquêtes *Emploi* (séries de 1987 jusqu'en 1974, séries actuelles à partir de 1975).

d'adaptation au chômage de masse, comme solution pour y échapper. Il a pu aussi résulter de nouvelles politiques menées par les entreprises, par exemple lorsque certaines d'entre elles ont réduit leurs effectifs pour se recentrer sur leur métier de base et externaliser leurs activités périphériques en recourant à la sous-traitance. Plusieurs politiques publiques en faveur de la création d'entreprises ont également facilité, à partir de 2003, la naissance de nouvelles entreprises (Le Boetté, 2019). Enfin, l'émergence depuis 2009 du statut d'auto-entrepreneur (requalifié fin 2014 en micro-entrepreneur⁴) a relancé à la hausse l'emploi indépendant dans les activités de services et, dans certaines professions, le micro-entrepreneuriat a supplanté en l'espace de quelques années les formes traditionnelles d'emploi indépendant.

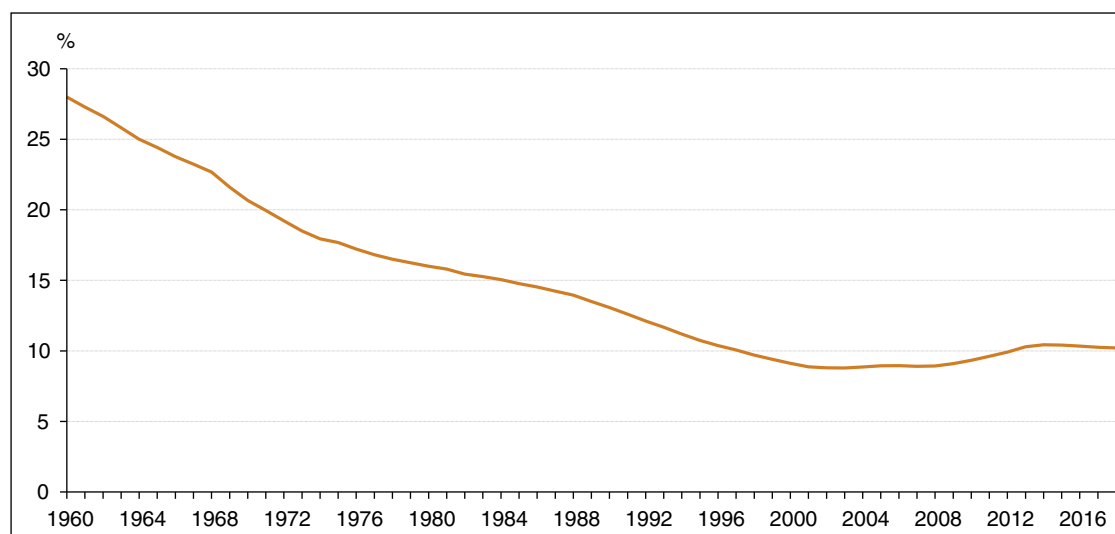
Les catégories salarié/non-salarié (ou indépendant) sont devenues moins étanches : la notion d'emploi salarié est de plus en plus délicate à définir du fait des difficultés croissantes à établir un lien de subordination clair entre donneur d'ordre et personne qui travaille, condition déterminante pour qualifier correctement le contrat entre les deux parties. Les deux catégories se modifient conjointement pour donner lieu à une très grande diversité de situations mal appréhendées par les statistiques (CNIS, 2016). Le travail aux marges du salariat se développe, soit sous la forme d'emplois ayant des liens de plus en plus distendus avec le statut salarial et

avec les protections qu'il garantit, soit sous la forme de situations de faux travail indépendant ou de fausse sous-traitance. Dans la construction par exemple, des entreprises ont pu fortement inciter certains de leurs ouvriers à se mettre à leur compte, ce qui peut leur permettre d'économiser sur les coûts salariaux en contournant les dispositions réglementaires ; mais ces nouveaux travailleurs indépendants sont, le plus souvent, complètement liés à leur ancienne entreprise, qui est en fait leur seul donneur d'ordre. De telles situations se retrouvent dans d'autres secteurs tels que les transports routiers ou la grande distribution. Plus récemment sont apparues des formes variées de modalités d'exercice de l'activité professionnelle comme la pluriactivité, les groupements d'employeurs, les sociétés de portage salarial ou les plates-formes numériques d'intermédiation, souvent utilisatrices pour leurs travailleurs du micro-entrepreneuriat déjà évoqué, ce qui pose le problème de la protection sociale de ces travailleurs, inférieure à celle des salariés.

Cette diversification des situations d'emploi rencontrées a conduit le BIT à réviser sa classification datant de 1993 en adoptant lors de la 20^{ème} Conférence internationale des statisticiens

4. Ce statut concernait, mi-2018 1.35 million personnes, dont 0.78 million déclaraient un chiffre d'affaire positif au 2^e trimestre 2018. Les revenus d'activité générés par cette nouvelle forme d'emploi sont en moyenne très faibles : trois quarts de ceux qui ont déclaré un revenu en 2016 percevaient moins de 680 euros mensuels. Ces revenus sont alors souvent complétés par ceux d'une activité salariée.

Figure IX
Part de l'emploi non salarié



Note : emploi intérieur en personnes physiques en moyenne sur l'année.

Champ : France.

Source : Insee, comptes nationaux – Base 2014 (2017 semi-définitif et 2018 provisoire).

du travail de 2018 une résolution concernant les statistiques sur les relations de travail (voir complément en ligne C2). De façon significative le BIT a élaboré, à partir des dix mêmes catégories élémentaires, deux classifications regroupant différemment ces catégories : d'une part la « Classification internationale des statuts d'emploi suivant le type d'autorité », qui distingue au plus haut niveau travailleurs indépendants et travailleurs dépendants (dont les salariés) en se référant à la situation socio-économique ; d'autre part la « Classification internationale des statuts d'emploi suivant le type de risque économique », qui sépare au plus haut niveau les travailleurs dont la rémunération dépend d'un profit de ceux rémunérés par un salaire (pas tous considérés comme salariés). La différence entre ces deux classifications tient à la façon de traiter les catégories intermédiaires entre salariés et non-salariés traditionnels : non-salariés dépendants, travailleurs familiaux collaborant à l'entreprise, propriétaires-gérants de sociétés. Dans les deux cas, le groupe des salariés est subdivisé en quatre catégories selon le type et la durée du contrat de travail qui les lient à leur employeur. Toute la difficulté est maintenant de revoir les questionnaires d'enquête afin de pouvoir mesurer, de façon comparable entre les pays, les nouvelles catégories. Pour en donner une illustration, on peut citer l'étude récente de Babet (2019) s'appuyant sur un module complémentaire à l'enquête Emploi relatif aux formes de travail indépendant : un travailleur indépendant sur cinq, soit plus de 600 000 personnes, dépend économiquement d'une autre entité, qu'il s'agisse d'un client, d'une organisation en amont ou d'un intermédiaire. Ce type de relations impose à l'intéressé des contraintes, limitant notamment son autonomie en matière de contenu des tâches, d'horaires et de fixation des prix.

* *
*

Au cours des cinquante dernières années, le marché du travail a été profondément reconfiguré. À côté de grandes tendances de fond (arrivée des générations du baby-boom sur le marché du travail, développement de l'emploi

salarié des femmes, montée des niveaux d'éducation, accélération de l'exode agricole, baisse de la durée du travail), quelques moments-clés ont entraîné des inflexions majeures : le premier choc pétrolier apparaît comme la rupture principale mettant fin aux années « glorieuses » pour initier à partir de 1974 une longue période de croissance faible. Le coup de frein brutal porté alors à la croissance du PIB et aux gains de productivité du travail s'accompagne d'une montée inexorable du chômage et du décollage des emplois précaires. C'est aussi le moment du retournement de l'emploi industriel et de la composante ouvrière de la population active. La rupture de 1974 marque enfin le démarrage d'une véritable politique de l'emploi.

Après le second choc pétrolier s'amorcent des inflexions notables des politiques économiques : dès le début des années 1980, avec la mise en œuvre des politiques visant à endiguer le chômage, puis au milieu des années 1990 quand sont mises en place de politiques « d'enrichissement de la croissance en emplois ». C'est aussi à partir des années 1990 que l'on entre dans ce qu'on a appelé la « nouvelle économie », fondée sur la connaissance, la communication et l'information, avec la révolution de l'informatique et de l'Internet qui bouleverse l'organisation de l'entreprise et du travail. Enfin, la crise des *subprimes* a affecté brutalement en 2008 l'économie mondiale et par contrecoup, l'économie française, ruinant les espoirs précédents de retour à « un plein emploi de qualité » (Marchand, 2002). Les dix dernières années voient aussi s'interrompre la contribution positive de la démographie à la croissance de la population active, seul le recul de l'âge de sortie d'activité continuant à assurer l'augmentation du nombre d'actifs – un indice supplémentaire du vieillissement de la population active, certes beaucoup moins prononcé en France qu'en Europe du Sud ou de l'Est, ou plus loin, comme en Chine ou en Corée du Sud.

Nombre des moteurs des profondes transformations du marché du travail décrites ici ont fortement ralenti, voire se sont interrompus autour de l'an 2000. Reste un marché du travail marqué par une forte diversité des situations d'emploi, et où la précarité est devenue beaucoup plus présente. □

Lien vers les compléments en ligne : https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/4253035/510-511-512_Marchand_Minni_complements_FR.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Insee (2018).** Activité, emploi et chômage en 2017 et en séries longues. *Insee Résultats*.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/3595056?sommaire=3541412>
- Afsa, C. & Buffeteau, S. (2006).** L'activité féminine en France : quelles évolutions récentes, quelles tendances pour l'avenir ? *Économie et statistique*, 398(1), 85–97.
<https://doi.org/10.3406/estat.2006.7118>
- Babet, D. (2019).** Un travailleur indépendant sur cinq dépend économiquement d'une autre entité. *Insee Première* N° 1748.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/3974828>
- Berger, E. & Pora, P. (2017).** Y a-t-il eu polarisation de l'emploi salarié en France entre 1988 et 2014 ? *Insee Références – France Portrait Social*.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/3197271?sommaire=3197289>
- Barlet, M. & Minni, C. (2014).** Entre 2000 et 2012, forte hausse des embauches en contrats temporaires, mais stabilisation de la part des CDI dans l'emploi. *Dares Analyses* N° 056.
<https://dares.travail-emploi.gouv.fr/dares-etudes-et-statistiques/etudes-et-syntheses/dares-analyses-da-res-indicateurs-da-res-resultats/article/entre-2000-et-2012-forte-hausse-des-embauches-en-contrats-temporaires-mais>
- CESE (2014).** Regards croisés sur le travail à temps partiel - Dialogue entre Jacques Freyssinet et Françoise Milewski.
<https://www.lecese.fr/content/regards-croises-sur-le-travail-temps-partiel>
- Chambost, I. (2013).** De la finance au travail. Sur les traces des dispositifs de financiarisation. *La nouvelle revue du travail*, 3.
<https://doi.org/10.4000/nrt.1012>
- Chardon, O. (2002).** La qualification des employés. Insee, *Document de travail* N° F0202.
<https://www.epsilon.insee.fr/jspui/handle/1/5697>
- Conseil National de l'Information Statistique (2016).** Rapport du groupe de travail « La diversité des formes d'emploi ».
https://www.cnis.fr/wp-content/uploads/2017/10/RAP_2016_142_diversite_forme-demploi.pdf
- Dares (1996).** 40 ans de politique de l'emploi. Paris : *La documentation française*.
- Division emploi de l'Insee (1987).** Population active, emploi et chômage depuis 30 ans. *Les collections de l'Insee*, série Démographie et emploi, D123.
<https://gallica.bnf.fr/ark:/12148/bpt6k9612984z.texteImage>
- Elbaum, M. & Marchand, O. (1993).** Emploi et chômage des jeunes dans les pays industrialisés : la spécificité française. Dares, *Premières Synthèses* N° 34.
<https://www.epsilon.insee.fr/jspui/handle/1/16285>
- Goux, D. & Maurin, E. (2019).** Quarante ans d'évolution de l'offre et de la demande de travail par qualification – Progrès technique, coût du travail et transformation sociale, 1982-2018. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, ce numéro.
- Jauneau, Y. & Vidalenc, J. (2019).** Les salariés en contrat court : des allers-retours plus fréquents entre emploi, chômage et inactivité. *Insee Première* N° 1736.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/3712196>
- Le Boëtté, I. (2019).** Les indépendants : le rebond amorcé dans les années 2000 se poursuit en 2016. *Insee Première* N° 1768.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/4199203>
- Marchand, O. (2002).** *Plein emploi, l'improbable retour*. Paris : Gallimard.
- Marchand, O. & Thélot, C. (1997).** *Le travail en France, 1800-2000*. Paris : Nathan.
- Meurs, D. & Pora, P. (2019).** Égalité professionnelle entre les femmes et les hommes en France : une lente convergence freinée par les maternités. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, ce numéro.
- Milewski, F. (2013).** Le travail à temps partiel. OFCE, *Les notes* N° 38.
<https://www.ofce.sciences-po.fr/publications/archives/notes.php?pageno=3>
- Minni, C. (2019).** Emploi et chômage des seniors en 2018, hausse du taux d'emploi et de chômage. *Dares résultats* N° 013.
<https://dares.travail-emploi.gouv.fr/dares-etudes-et-statistiques/etudes-et-syntheses/dares-analyses-da-res-indicateurs-da-res-resultats/article/emploi-et-chomage-des-seniors-en-2018>
- OCDE (2017).** Niveaux de formation : aperçu de 50 ans d'évolution et d'expansion de l'éducation.

Indicateurs de l'éducation à la loupe. *Les indicateurs de l'éducation à la loupe* N° 48.
<https://doi.org/10.1787/22267093>

Pak, M. & Zilloniz, S. (2013). Le travail à temps partiel. Dares, *Synthèse.stat* N° 4.
<https://dares.travail-emploi.gouv.fr/dares-etudes-et-statistiques/etudes-et-syntheses/synthese-stat-synthese-eval/article/le-travail-a-temps-partiel>

Raffin, C. & Yildiz, H. (2019). Depuis 1975, le temps de travail a baissé de 350 heures par an, mais avec des horaires moins réguliers et plus

contrôlés. *Insee Références – France Portrait Social*, Édition 2019.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/4238781>

Sode, A. (2016). Comprendre le ralentissement de la productivité en France. France stratégie, *La Note d'Analyse* N° 38.
<https://www.strategie.gouv.fr/publications/comprendre-ralentissement-de-productivite-france>

Verdugo, G. (2017). *Les nouvelles inégalités du travail : pourquoi l'emploi se polarise*. Presses de Sciences PO, collection Sécuriser l'emploi.

Égalité professionnelle entre les femmes et les hommes en France : une lente convergence freinée par les maternités

Gender Equality on the Labour Market in France: A Slow Convergence Hampered by Motherhood

Dominique Meurs* et Pierre Pora**

Résumé – En France depuis les années 1970, la hausse de la population active a été en grande partie tirée par la croissance de la participation des femmes au marché du travail et le fait qu’elles interrompent moins souvent leur carrière après la maternité. Leur niveau d’éducation s’est aussi considérablement élevé, et elles sont en moyenne, depuis les années 1990, plus diplômées que les hommes. Mais ces évolutions ne se traduisent pas par le rapprochement des rémunérations des femmes et des hommes que l’on aurait pu attendre : l’écart moyen des salaires horaires dans le secteur privé reste autour de 20 % depuis le milieu des années 1990. Dans cet écart moyen la part expliquée par les différences de capital humain (diplôme, expérience) s’est annulée et même inversée entre 1968 et 2015. La persistance de l’écart salarial apparaît aujourd’hui principalement liée aux conséquences des maternités. L’arrivée d’un enfant entraîne pour les mères des pertes de rémunération annuelle largement liées à des ajustements sur leur temps de travail. Cette pénalisation est plus forte pour les mères dont le salaire se trouve dans le bas de la distribution des salaires.

Abstract – In France since the 1970s, the growth in labour force has been driven largely by the increase of women's participation in the labour market and the fact that they interrupt their careers less often after motherhood. Their level of education has also risen considerably, and they have, on average, been more highly educated than men since the 1990s. But these developments did not result in reducing the gender pay gap to what might have been expected: the average hourly wage gap in the private sector has remained around 20% since the mid-1990s. In this average gap, the share explained by differences in human capital (education, experience) was cancelled out and even reversed between 1968 and 2015. The persistence of the wage gap now appears to be mainly linked to the consequences of motherhood. A child's arrival causes mothers a loss of annual income largely due to adjustments in their working time. This penalty is higher for mothers whose wages are at the bottom of the wage distribution.

Codes JEL/JEL Classification : J13, J16, J31

Mots-clés : inégalité entre femmes et hommes, écart de salaire, pénalisation de la maternité, impact d’événements

Keywords: gender inequalities, gender wage gap, motherhood penalty, event study

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n’engagent qu’eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l’Insee.

* EconomiX, Ined et Chaire Travail PSE (dominique.meurs@ined.fr)

** Insee et CREST (pierre.pora@insee.fr)

L'égalité entre les femmes et les hommes a été promue grande cause du quinquennat, mais l'attention portée à cette question n'est pas nouvelle, comme en témoignent les multiples travaux, rapports officiels et dispositions légales adoptées depuis les années soixante-dix. Sur le sujet plus restreint de l'égalité des rémunérations sur le marché du travail, un paradoxe ressort : malgré des lois de plus en plus précises sur les pratiques d'égalité professionnelle que doivent observer les employeurs, malgré des changements profonds du nombre et de la qualification des femmes présentes sur le marché du travail, les écarts de rémunération entre les femmes et les hommes ne régressent qu'à un rythme très lent. Comment expliquer ce phénomène ? Les analyses économiques standard qui reposent sur une explication par les différences de dotation en capital humain, c'est-à-dire les diplômes et l'expérience, ne permettent plus de rendre compte des écarts salariaux constatés. Aujourd'hui les conséquences sur les carrières de la parentalité apparaissent le principal frein à l'égalité professionnelle entre les femmes et les hommes.

Dans cet article, nous rappelons dans un premier temps le contexte légal sur l'égalité salariale entre les femmes et les hommes ainsi que les modifications en longue période des comportements de participation au marché du travail en France. Ensuite, nous présentons différentes mesures des écarts bruts de rémunération et leurs évolutions depuis 1967. Nous passons ensuite à l'analyse statistique des écarts moyens en longue période. Nous verrons que les outils statistiques traditionnels expliquant l'écart par les différences de caractéristiques productives observées sont de moins en moins efficaces pour rendre compte de l'écart. Parmi les multiples pistes d'analyse de l'inégalité salariale entre les femmes et les hommes, le rôle des maternités sur les carrières émerge aujourd'hui comme le principal frein à la convergence des rémunérations entre les femmes et les hommes. Dans la dernière partie, nous estimons les conséquences d'une maternité (et paternité) sur la participation, les heures travaillées et le salaire horaire dans les dix années qui suivent cette naissance pour l'ensemble de la population, puis selon le rang dans la distribution des salaires. Nous montrons que ce choc de maternité entraîne des ajustements en termes de participation, d'heures travaillées et de salaires horaires au détriment des mères, avec des effets beaucoup plus prononcés pour les moins qualifiées.

Un arsenal législatif renforcé depuis les années soixante-dix

Le souci de l'égalité salariale entre les femmes et les hommes n'est pas nouveau, comme en attestent les nombreux rapports officiels (Majnoni d'Intignano *et al.*, 1999 ; Grésy, 2009) sur le sujet et les lois et décrets adoptés depuis cinquante ans pour contraindre les employeurs à éliminer la discrimination salariale et, plus largement, pour favoriser l'égalité professionnelle entre les femmes et les hommes. La loi du 22 décembre 1972 a inscrit le principe de l'égalité de rémunération entre les femmes et les hommes dans le Code du travail. À partir des années quatre-vingt, une succession de lois va mettre en place des négociations sur ce thème dans les entreprises et les branches. La loi Roudy du 13 juillet 1983 sur l'égalité professionnelle introduit l'obligation d'établir un rapport de situation comparée afin d'avoir un constat chiffré pour débattre avec les organisations syndicales lors des négociations sur l'égalité professionnelle ; ces débats sont rendus obligatoires, annuels au niveau de l'entreprise, tri-annuels au niveau de la branche, à partir de la loi Génisson du 9 mai 2001, les obligations étant renforcées depuis la loi du 23 mars 2006 et le décret du 18 décembre 2012. La loi Valaud-Belkacem (4 août 2014) sur l'égalité réelle entre les hommes et les femmes dépasse le cadre l'entreprise en visant à combattre les inégalités entre les hommes et les femmes non seulement dans la sphère professionnelle, mais aussi privée et publique, avec une attention portée à la conciliation entre vie familiale et professionnelle.

La sous-représentation des femmes dans les instances dirigeantes apparaissant de plus en plus criante, une autre approche pour favoriser l'égalité professionnelle entre les femmes et les hommes a été la loi Coppe-Zimmerman (27 janvier 2011) qui impose une proportion minimum de femmes (40 % au 1^{er} janvier 2017) dans les conseils d'administration des entreprises cotées, et, depuis 2012, dans les entreprises publiques ; l'obligation est étendue à la fonction publique depuis le 1^{er} janvier 2013 pour les nominations à des emplois de l'encadrement supérieur (soit environ 6 000 postes).

Enfin le décret d'application de l'« Index de l'égalité salariale entre les femmes et les hommes » du 8 janvier 2019¹ introduit une

1. Inscrit dans la loi n° 2018-771 du 5 septembre 2018 pour la liberté de choisir son avenir professionnel.

rupture par rapport aux approches antérieures qui avaient en commun de prescrire des règles aux employeurs. Ici, il est demandé aux entreprises de calculer et publier un indicateur unique et standardisé, doublé d'une obligation d'atteindre un score minimum de 75 sur 100 points en trois ans, avec une menace de sanction financière en cas d'échec (1 % de la masse des rémunérations si l'entreprise n'atteint pas 75 points)². Le score est construit à partir de plusieurs critères pondérés (écart des rémunérations, augmentations et promotions par poste et classe d'âge, application de l'obligation légale d'une augmentation au retour des congés maternité égale à celle accordée aux autres salariés, nombre de femmes parmi les dix salariés les mieux payés). Comme tout indice composite, le mode de calcul est sujet à débats et peut être amélioré. Actuellement, pour la partie qui concerne les rémunérations, ne sont comparés que les salaires horaires hors primes et indemnités, ce qui efface le temps partiel et les primes, deux facteurs constitutifs des inégalités salariales entre les femmes et les hommes (Coron *et al.*, 2019). Mais soulignons l'innovation par rapport aux textes antérieurs : il ne s'agit pas de montrer que les règles légales sont formellement appliquées, mais que le fonctionnement de l'entreprise conduit à une égalité « effective » – c'est-à-dire telle que mesurée par l'indice – des rémunérations entre les femmes et les hommes.

Les comportements vis-à-vis du marché du travail ont convergé depuis les années soixante

L'ensemble de ces dispositifs s'applique à des populations salariées dont la composition a profondément changé depuis les années soixante-dix, avec une convergence des comportements sur le marché du travail entre les femmes et les hommes. Nous présentons ici quelques grands indicateurs représentatifs de ces évolutions longues³.

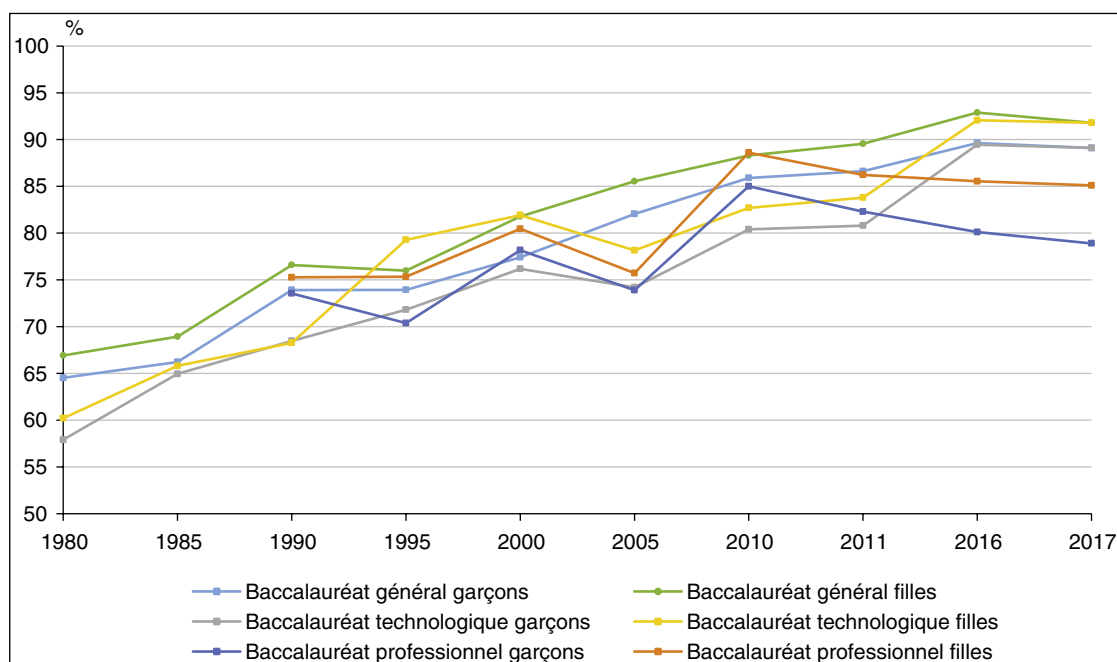
Le premier, très simple, montre que la France, comme la plupart des pays de l'OCDE, a connu une formidable montée du niveau général d'éducation depuis les années soixante, et que celle-ci a proportionnellement plus bénéficié aux filles qu'aux garçons. Un des indicateurs de cette évolution est la proportion de bacheliers dans chaque génération. Celle-ci est passée de 20 % en 1970 à 79 % en 2017⁴, avec des taux de réussite des filles régulièrement supérieurs, quel que soit le type de baccalauréat (figure I).

2. Cet index a d'abord été mis en œuvre dans les entreprises de plus de 1 000 salariés, et depuis le 1^{er} septembre 2019 s'applique à toutes les entreprises de plus de 250 salariés.

3. Pour des présentations plus détaillées de ces évolutions, voir Ministère du travail, 2018.

4. Voir les séries chronologiques de la DEPP, ministère de l'Éducation Nationale.

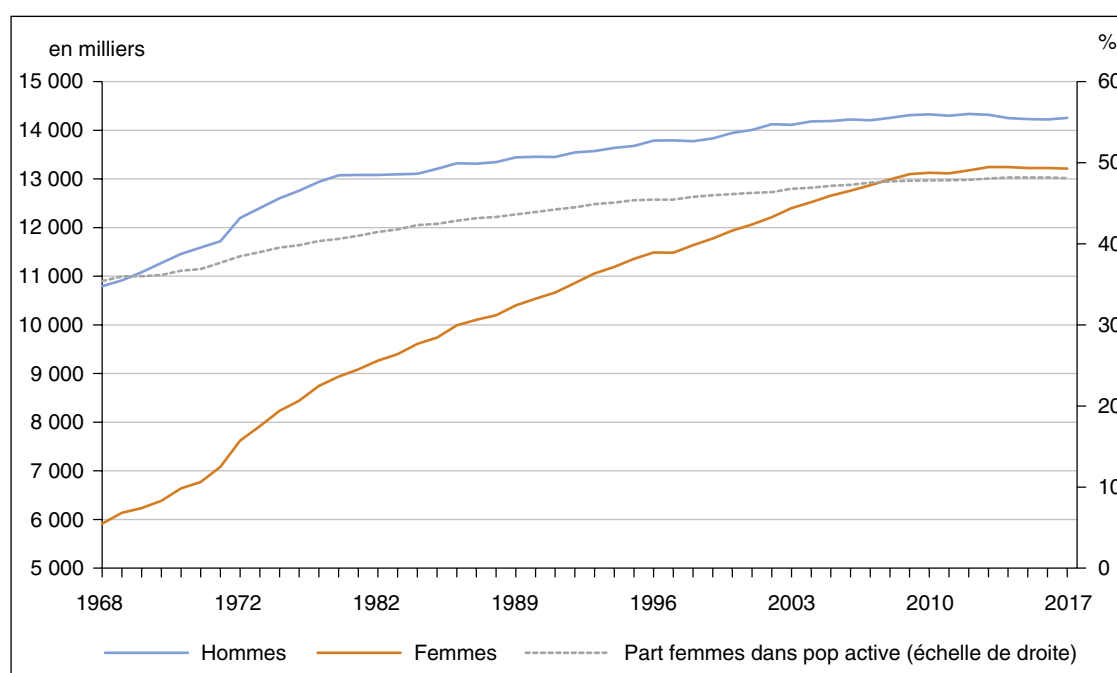
Figure I
Taux de réussite au baccalauréat parmi les candidats, par sexe et type de baccalauréat



Champ : France métropolitaine + DOM y compris Mayotte à partir de 2011.

Sources : MEN-MESRI-DEPP/Système d'information Océan et enquête N° 60 sur les résultats définitifs du baccalauréat MAA/Système d'information du ministère en charge de l'agriculture.

Figure II
Participation au marché du travail entre 20 et 59 ans



Champ : 20-59 ans, France métropolitaine.
Source : Insee, enquêtes *Emploi*.

Notons que dès 1971, le taux de bacheliers avait rattrapé celui de bachelières, marquant, comme le remarquaient Baudelot & Establet (1992) l'égalité d'accès à l'enseignement supérieur – même si, comme ils le notaient aussi, la mixité était incomplète du fait des différences d'orientation. Celles-ci se sont réduites, mais n'ont pas disparu.

Le deuxième trait marquant de la période 1968-2017 est l'augmentation continue du nombre absolu d'actifs entre 20 et 59 ans (figure II), surtout jusqu'aux années 2000. L'accroissement massif de la population active (on passe d'un total de 16.7 millions d'actifs à 27.5 millions) est nettement tiré par les femmes : dans la tranche d'âge retenue, le nombre des hommes actifs a été multiplié par 1.3 entre 1968 et 2017, celui des femmes par 2.2. Par conséquent, la part des femmes dans la population active est montée régulièrement, passant de 35 % avant 1970 à une quasi parité (48 %) en fin de période (voir également Marchand & Minni, ce numéro). Au fil des générations, les femmes sont également devenues plus présentes sur le marché du travail au cours de leur vie, et leur espérance d'activité entre les âges de 25 et 54 ans n'a cessé d'augmenter (Minni, 2012).

Les femmes participent de plus en plus, et plus continument, au marché du travail et leur risque

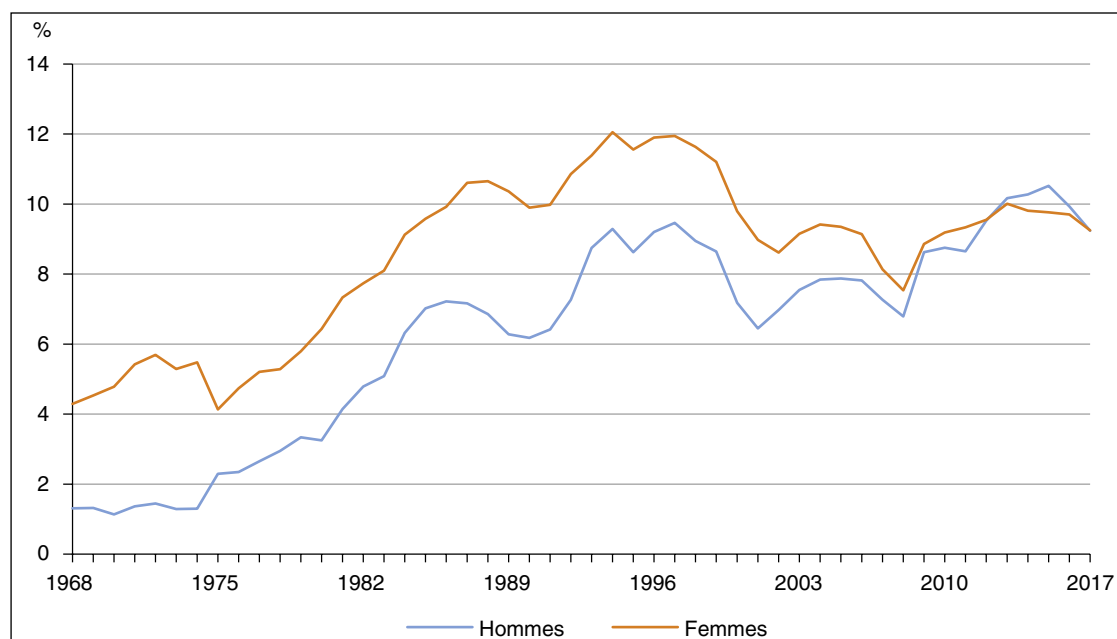
de chômage est devenu équivalent à celui des hommes. Dans les années 1960, le chômage est quasiment nul pour les hommes de 20 à 59 ans, la France est au plein emploi dans cette tranche d'âge. En revanche dans cette même période, le taux de chômage des femmes est autour de 5 % (figure III). Il augmente ensuite parallèlement pour les hommes et les femmes à partir des années soixante-dix et atteint plus de 12 % pour les femmes à la fin des années 1990, près de 9 % pour les hommes. Dans les années 2000, le parallélisme de l'évolution des deux courbes disparaît. Le taux de chômage des hommes croît plus que celui des femmes, et finalement les deux taux sont du même ordre de grandeur, un peu en dessous de 10 %, à partir de la crise de 2008.

Le mouvement décrit plus haut d'un taux d'activité croissant des femmes se reflète dans la proportion de femmes parmi les salariés, avec une quasi parité (49 %) atteinte en 2015 ; dans le secteur privé, la part de femmes est passée de moins d'un tiers avant 1970 à près de 45 % en fin de période (figure IV). Dans les années 1990, cette progression de la proportion de femmes parmi les salariés est très liée à l'extension du recours au temps partiel : la part des femmes parmi les salariés à temps complet monte à un rythme plus lent que parmi l'ensemble des salariés, particulièrement dans le secteur privé

(Afsa & Buffeteau, 2006). La diffusion du temps partiel est liée à la politique d'exonérations de charges salariales pour ces emplois à partir de 1992, puis au cumul possible des allègements

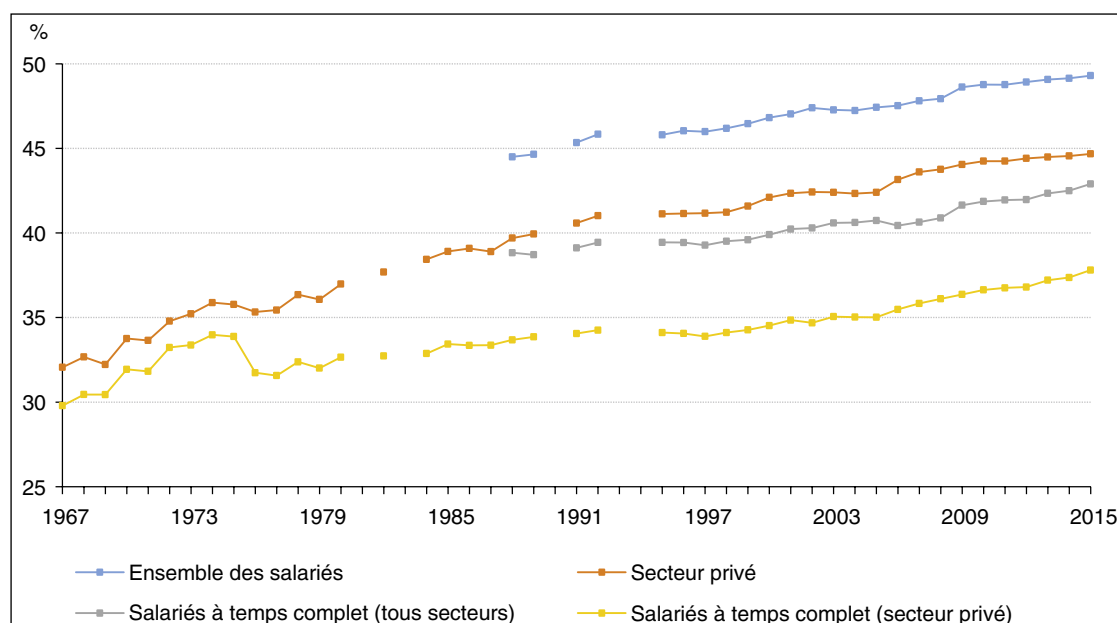
de charge pour les emplois payés au voisinage du Smic jusqu'en décembre 1997. Les exonérations sur les emplois à temps réduits ont été supprimées en 2003 (amendement Fillon), mais elles ont sans

Figure III
Taux de chômage entre 20 et 59 ans



Champ : 20-59 ans, France métropolitaine.
Source : Insee, enquêtes *Emploi*.

Figure IV
Proportion de femmes parmi les salariés entre 20 et 59 ans



Note : les données des années 1981, 1983 et 1990 ne sont pas disponibles. Les données des années 1993 et 1994 ne sont pas exploitables.
Champ : France métropolitaine, salariés âgés de 20 à 59 ans ayant au moins 45 jours rémunérés dans l'année, hors salariés agricoles.
Source : Insee, panel DADS.

doute joué un effet de cliquet et la proportion de femmes à temps partiel parmi les salariés du privé est restée depuis stable et proche de 30 %. Si on considère les salariés du secteur privé à temps complet, la progression de la part des femmes est moins marquée : en fin de période elles ne représentent que 36 % du total des salariés.

Depuis 1967, une lente progression vers l'égalité salariale

La convergence des comportements de participation au marché du travail n'a pas entraîné le mouvement net de rapprochement des rémunérations entre les femmes et les hommes auquel on aurait pu s'attendre. Mais, avant de retracer les évolutions depuis 1967, il est nécessaire de clarifier les concepts et sources utilisés. Comparer les rémunérations des femmes et des hommes paraît *a priori* simple, cette variable étant disponible dans de nombreuses bases de données. Mais, en pratique, il est impossible de donner un chiffre unique de l'écart brut des rémunérations entre les femmes et les hommes. Cela vient de plusieurs éléments : quel champ retient-on ? Quelle source utilise-t-on ? Tient-on compte des différences de temps travaillés ou non ? Ces questions sont liées avec le sujet même : les femmes et les hommes ne travaillent pas également dans tous les secteurs, avec les mêmes horaires, les mêmes durées dans l'année. Selon l'angle adopté, les variations des écarts bruts sont considérables : par exemple, selon que l'on considère le salaire horaire de l'ensemble des salariés en 2015 ou le revenu salarial perçu durant l'année, le ratio brut des rémunérations des femmes par rapport à celles des hommes est de 85 % et de 77 %⁵, soit près de dix points d'écart.

Les principales sources sur les évolutions des rémunérations individuelles en longue période sont de deux natures : soit déclaratives par les salariés eux-mêmes (ou la personne interrogée dans le ménage) dans l'enquête *Emploi* ; soit issues de données administratives provenant des employeurs, les informations étant mises en forme dans les DADS et ses différentes déclinaisons (encadré 1)⁶. L'enquête *Emploi* a été largement utilisée dans les travaux statistiques sur les inégalités entre les femmes et les hommes car elle a l'avantage de couvrir l'ensemble de la population, inactifs compris, mais l'inconvénient de l'imprécision des revenus et des durées de travail. En outre, les rémunérations n'y sont disponibles en niveau qu'à partir de 1990 (elles étaient auparavant recueillies par tranches). La famille des « DADS », longtemps difficile d'accès pour

les chercheurs, a l'avantage d'être précise tant sur la composition de la rémunération que sur les durées travaillées et de fournir des informations depuis 1967, ce qui en fait la source avec l'historique le plus long sur les rémunérations ; elle a l'inconvénient de ne couvrir que le secteur privé sur longue période, c'est-à-dire depuis 1967, l'ajout du secteur public datant de 1988, celui des salariés des particuliers-employeurs de 2009. L'impossibilité de remonter en deçà de 2009 pour les rémunérations horaires dans la fonction publique d'État et de 1995 pour l'ensemble des salariés est une sévère limitation dans l'étude des différences de rémunérations entre les femmes et les hommes compte tenu de la proportion beaucoup plus élevée de femmes dans le public que dans le privé (respectivement 62 % et 46 % en 2017, cf. DGAFP, 2017⁷).

Nous présentons une série d'indicateurs de l'évolution du ratio brut des rémunérations annuelles des femmes par rapport aux hommes, tous issus des DADS, en faisant varier les champs observés en fonction de la disponibilité des données. Nous commençons par le revenu salarial de l'ensemble des salariés (temps complet et temps partiel) du secteur privé sur la période 1967-2015 et pour les salariés tous secteurs à partir de 1988⁸ (figure V). Avant 1970, dans le secteur privé, le revenu salarial moyen des femmes est inférieur à 60 % du revenu salarial moyen des hommes. Ce ratio s'élève tout au long de la période étudiée, pour atteindre 73 % en 2015. Lorsque les rémunérations de tous les secteurs sont prises en compte, c'est-à-dire en incluant les revenus salariaux versés dans le secteur public, les inégalités entre femmes et hommes sont légèrement moins prononcées : le rapport du revenu salarial moyen des femmes au revenu salarial moyen des hommes est de 77 % en 2015.

5. Source : DADS, 2015

6. Il existe d'autres enquêtes qui fournissent des informations sur les rémunérations, mais elles sont plus récentes (ECMOSS (enquête annuelle sur les coûts de la main d'œuvre et structure des salaires) de la DARES, auprès de 18 000 établissements depuis 2005 avec sur un échantillon de salariés par établissement) ou ponctuelles (l'enquête Familles et Employeurs Insee-Ined 2004-2005) ou fournissent des informations agrégées (ACEMO, Ministère du travail, DARES). D'autres sources prometteuses sont maintenant disponibles comme les ERFs (enquête Revenus Fiscaux et Sociaux) mais ne remontent pas au-delà de 2005 (ou 1996 pour les ERF). Enfin les panels européens (d'abord ECHP puis EU-SILC) sont construits à partir de 1994, mais posent des problèmes de calcul des salaires horaires (les revenus déclarés sont décalés d'une année par rapport aux heures travaillées reportées).

7. Voir des analyses de la différence des écarts de salaires entre les femmes et les hommes dans le privé et le public dans Arulampalam et al. (2007), Lucifora & Meurs (2006), et Gobillon et al. (2018).

8. On ne retient ici et dans la suite de l'article que les salariés ayant travaillé plus de 45 jours, pour limiter les problèmes liés à la mesure des très faibles volumes de travail dans les DADS d'une part, pour travailler sur un champ d'individus étant présents de façon relativement régulière dans l'emploi salarié d'autre part.

ENCADRÉ 1 – Données, champ de l'étude et définitions*Le panel DADS-EDP*

Le panel DADS-EDP résulte de l'appariement du panel DADS « tous salariés » avec l'Échantillon Démographique Permanent (EDP). Le panel tous salariés rassemble l'information issue de deux sources administratives : les Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS, issues des déclarations annuelles obligatoires des employeurs sur les salariés de leurs établissements) et les fichiers de paie de l'État.

Le panel tous salariés fournit des informations sur quelques caractéristiques des salariés (sexe, année de naissance), leurs emplois (type de contrat, date d'embauche, rémunérations, nombre de jours travaillés, heures rémunérées) et les établissements dans lesquels ils sont employés (secteur d'activité, taille de l'établissement, localisation).

L'EDP est un panel sociodémographique créé en 1967 qui est constitué à partir des bulletins d'état civil (naissance, mariage, décès) et des recensements pour les individus nés du 1^{er} au 4 octobre. L'échantillon a été quadruplé dans les années 2000 avec l'ajout des personnes nées du 2 au 5 janvier et les quatre premiers jours d'avril et juillet. L'appariement du panel tous salariés et de l'EDP (ou panel DADS-EDP) par le Numéro d'Inscription au Répertoire (NIR) permet de connaître les diplômes que les salariés ont déclarés dans les recensements, ainsi que l'année de naissance de leurs enfants. Toutefois, les informations étant manquantes avant 2002 pour les individus nés en janvier, avril et juillet et incomplètes sur les enfants des individus nés le 2 et le 3 octobre (Coutet, 2006) nous avons retenu dans l'appariement les individus nés le 1^{er} ou 4 octobre, puis reconstitué les informations pour les salariés nés le 2 et 3 octobre. Pour reconstituer l'information sur les naissances des enfants des individus nés les 2 et 3 octobre, nous nous appuyons sur les données des recensements de 1990 et 1999, présentes dans l'EDP. Plus précisément, on complète les années 1982 à 1997, manquantes dans les bulletins de naissance, à partir des naissances renseignées dans les recensements.

Champ

Le champ couvert par les DADS, et donc par le panel tous salariés, n'est pas constant au cours du temps. Ainsi, les données utilisées couvrent les salariés du secteur privé dès 1967 ; en revanche, les salariés du secteur public ne sont présents qu'à partir de 1988. Au sein du secteur privé, les salariés de particuliers-employeurs ne sont inclus qu'à partir de 2009. L'information sur le nombre d'heures rémunérées n'est disponible qu'à partir de 1995 pour le secteur privé, la fonction publique hospitalière et la fonction publique territoriale, et seulement à partir de 2009 pour la fonction publique d'État.

À la différence des DADS, le panel DADS-EDP couvre les salariés de tous les secteurs (c'est-à-dire y compris la fonction publique) depuis 1988, ce qui nous permet de décrire les écarts de rémunération entre les femmes et les hommes « tous secteurs » à partir de cette année.

Pour obtenir des séries longues les plus cohérentes possibles au cours du temps, nous considérons différents champs selon les données disponibles : d'une part les rémunérations versées par le secteur privé, pour lesquelles il est possible de remonter jusqu'en 1967 ; nous construisons d'autre part des séries portant sur les rémunérations versées par tous les secteurs (public et privé), pour lesquelles la période couverte débute en 1988.

Mesures des salaires

Pour chacun des champs, nous construisons trois séries de salaire :

- une série de revenu salarial, qui correspond à la somme de toutes les rémunérations versées aux salariés, dès 1967 pour le secteur privé et à partir de 1988 pour la série « tous secteurs » ;
- une série de salaire journalier des salariés à temps complet, qui rapporte, pour les seuls salariés à temps complet, le revenu salarial annuel au nombre de jours travaillés dans l'année, et qui couvre les mêmes périodes ;
- une série de salaire horaire, qui rapporte pour l'ensemble des salariés (à temps complet ou à temps partiel) le revenu salarial annuel au nombre d'heures rémunérées dans l'année ; elle ne peut être construite qu'à partir de 1995 pour le secteur privé, et 2009 pour la série « tous secteurs ».

Nous étudions les rémunérations au sens du salaire net. Ce salaire net comprend l'ensemble des salaires versés par tous les employeurs à un individu au cours d'une année donnée, net des cotisations sociales, de la CSG et de la CRDS. Cette mesure reflète donc les rémunérations telles que perçues par les salariés, par opposition aux mesures relatives au coût du travail qui reflètent davantage le point de vue des employeurs.

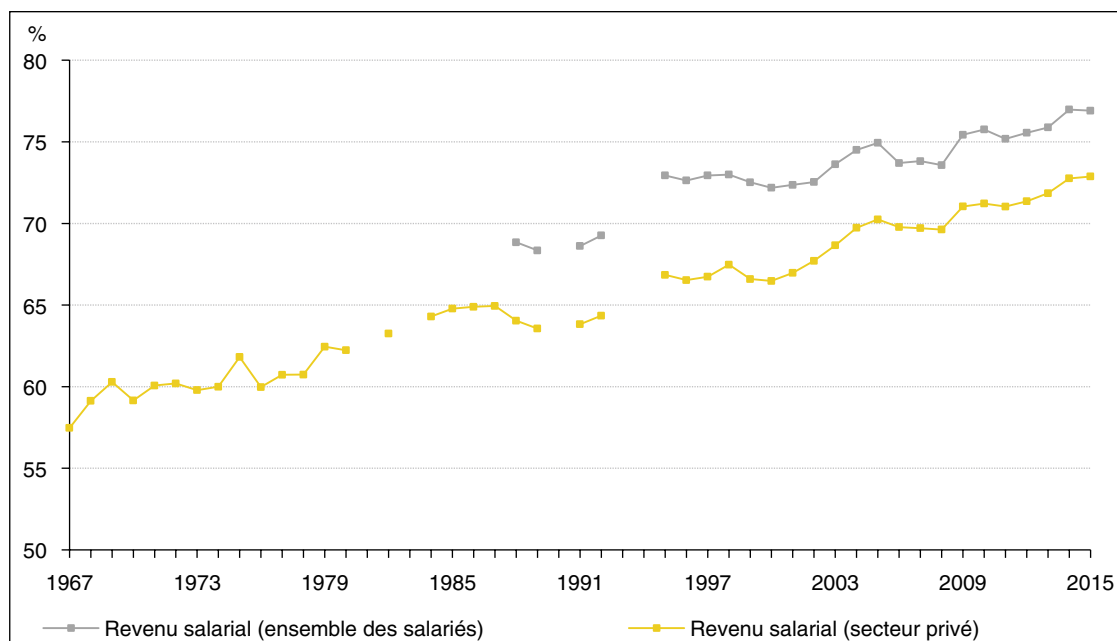
Nous nous appuyons sur les heures rémunérées renseignées dans les données du panel tous salariés. Ces heures rémunérées correspondent aux heures pour lesquelles le salarié est rémunéré par l'employeur, y compris heures supplémentaires et complémentaires. Pour les salariés au forfait-jour, l'employeur ne déclare pas d'heures rémunérées, et celles-ci sont imputées sur la base du nombre de jours rémunérés (durée de paie) en s'assurant de la cohérence du salaire horaire impliqué par cette imputation des heures.

L'indemnisation du congé maternité est exclue par définition du revenu salarial. En principe, les heures rémunérées sont égales à 0 au cours du congé maternité, mais pas les jours (durée de paie). Une exception importante concerne les salariés au forfait-jour, pour lesquels l'employeur ne déclare pas d'heures lorsqu'il remplit la déclaration. Pour ces salariés, les heures sont ensuite imputées sur la base de la durée de paie et du salaire horaire. De ce fait, les heures rémunérées l'année du congé maternité sont probablement surestimées pour ces salariés (et le salaire horaire sous-estimé).

Pour illustrer l'impact des différences de durée du travail sur ces ratio, nous examinons les évolutions de plusieurs mesures de l'écart des salaires

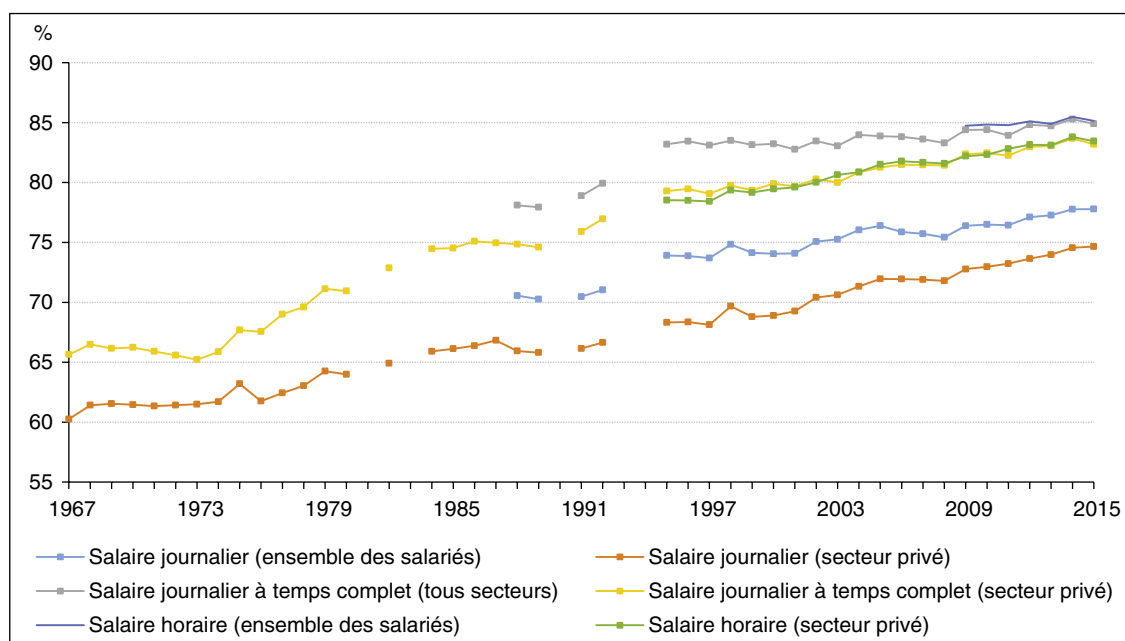
entre les femmes et les hommes (figure VI) : tout d'abord, en considérant le ratio des salaires journaliers (rapport entre le revenu salarial et le

Figure V
Ratio des revenus salariaux femmes/hommes, entre 20 et 59 ans



Note : les données des années 1981, 1983 et 1990 ne sont pas disponibles. Les données des années 1993 et 1994 ne sont pas exploitables.
Champ : France métropolitaine, salariés âgés de 20 à 59 ans ayant au moins 45 jours rémunérés dans l'année, hors salariés agricoles et salariés des particuliers employeurs.
Source : Insee, panel DADS.

Figure VI
Ratio des salaires journaliers femmes/hommes, entre 20-59 ans



Note : les données des années 1981, 1983 et 1990 ne sont pas disponibles. Les données des années 1993 et 1994 ne sont pas exploitables.
Champ : France métropolitaine, salariés âgés de 20 à 59 ans ayant au moins 45 jours rémunérés dans l'année, hors salariés agricoles et salariés des particuliers employeurs.
Source : Insee, panel DADS.

nombre de journées travaillées) pour l'ensemble des salariés, puis sur le champ restreint des salariés à temps complet – et à nouveau depuis 1967 pour le secteur privé et tous secteurs depuis 1988 ; ensuite, on considère le ratio des salaires horaires sur le champ de l'ensemble des salariés (à partir de 1995 pour le secteur privé, et de 2009 pour tous les secteurs).

Les ratios mesurés à partir des salaires journaliers des salariés à temps complet et à partir des salaires horaires de l'ensemble des salariés apparaissent très proches sur la période 1995-2015 ; le salaire journalier à temps complet semble donc être une bonne base pour mesurer les écarts de salaire à temps de travail similaire sur longue période. En 1967, ce ratio se situait autour de 65 % dans le secteur privé ; il augmente nettement dans les années 1970 pour atteindre

80 %, reste globalement à ce plateau dans les années 1990 et connaît une légère hausse dans les dernières années pour finir à 83 % en 2015. Pour les salariés tous secteurs, le ratio est un peu plus élevé (85 %).

Ces évolutions globalement favorables de la participation des femmes au marché du travail ont des répercussions à long terme sur les retraites directes. Effectivement, le rapport entre les retraites des femmes et celles des hommes augmente au fil des générations, passant de 55 % pour la cohorte née en 1934 à 62 % pour celle née en 1942 (Aubert, 2012). Nous présentons dans l'encadré 2 une analyse des inégalités de pensions entre les femmes et les hommes actuellement à la retraite qui montre l'effet positif de l'allongement des carrières (et des salaires de référence plus élevés) pour différentes générations.

ENCADRÉ 2 – Les inégalités de pensions entre les femmes et les hommes : une lente convergence^(a)

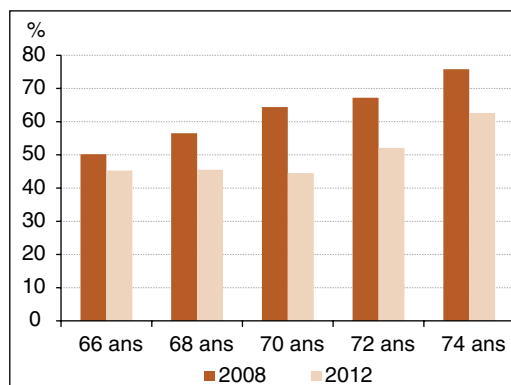
Les inégalités de rémunération entre les femmes et les hommes se répercutent mécaniquement sur les retraites puisque celles-ci dépendent essentiellement des carrières effectives antérieures. On peut anticiper que les différences de retraite entre les femmes et les hommes vont se réduire au fur et à mesure que l'écart de rémunération se resserre. Jouent de manière critique dans cette tendance l'allongement des durées de contribution et les salaires de référence, et il est probable que ces deux facteurs seront encore plus déterminants lorsque la réforme actuellement en débat sera mise en place et affectera les générations qui sont actuellement en début de carrière.

Qu'en est-il pour les générations actuellement à la retraite ? Dans quelle mesure les transformations constatées depuis l'après-guerre ont-elles affecté les différences de retraite entre les femmes et les hommes ? Pour y répondre, nous utilisons les années 2008 et 2012 de l'Echantillon Interrégime des Retraites (EIR). Ces données harmonisées ont l'avantage de couvrir l'ensemble des régimes de retraite et les montants versés et permettent de reconstituer le montant de la retraite globale pour un échantillon d'individus, y compris les polyensionnés. Nous considérons ici les retraités du régime général (CNAV) et des trois versants de la fonction publique : d'Etat (SRE), territoriale et hospitalière (CNRACL), soit plus de 90 % des retraités. La pension moyenne des femmes au régime général représente environ 50 % de celle des hommes en 2008 comme en 2012. Les écarts sont plus faibles dans la fonction publique, que ce soit au SRE (plus de 80 %) ou à la CNRACL (autour de 75 % pour les monopensionnés, plus de 80 % pour les polyensionnés). Les écarts moyens se sont un peu resserrés entre ces deux dates, quel que soit le régime d'affiliation considéré.

Considérer deux années différentes nous permet de différencier l'effet « cohorte » de l'effet « âge » et d'examiner le montant moyen des retraites pour un même âge à deux dates différentes (2008 et 2012). Nous prenons

en compte uniquement la retraite de droit direct (hors pension de réversion) pour centrer notre analyse sur les liens entre les caractéristiques de la carrière passée et le montant de la retraite. L'examen des variations des écarts de retraites entre 2008 et 2012 par cohorte fait apparaître un resserrement de l'écart moyen entre les femmes et les hommes à âge égal (figure A). Le ratio relativement bas pour les 66 ans tient au fait que tous les actifs n'ont pas encore pris leur retraite et que ce cas concerne davantage les hommes très qualifiés, aux salaires élevés ; pour les plus âgés (72 ans et 74 ans), le ratio plus élevé tient principalement à un effet de sélection : les femmes qui ont eu une carrière sont relativement plus rares dans ces générations.

Figure A
Écart moyen (en %) de retraite entre les femmes et les hommes en 2008 et 2012, par âge



Source : Drees, Échantillon Interrégime des Retraites, 2008 et 2012.

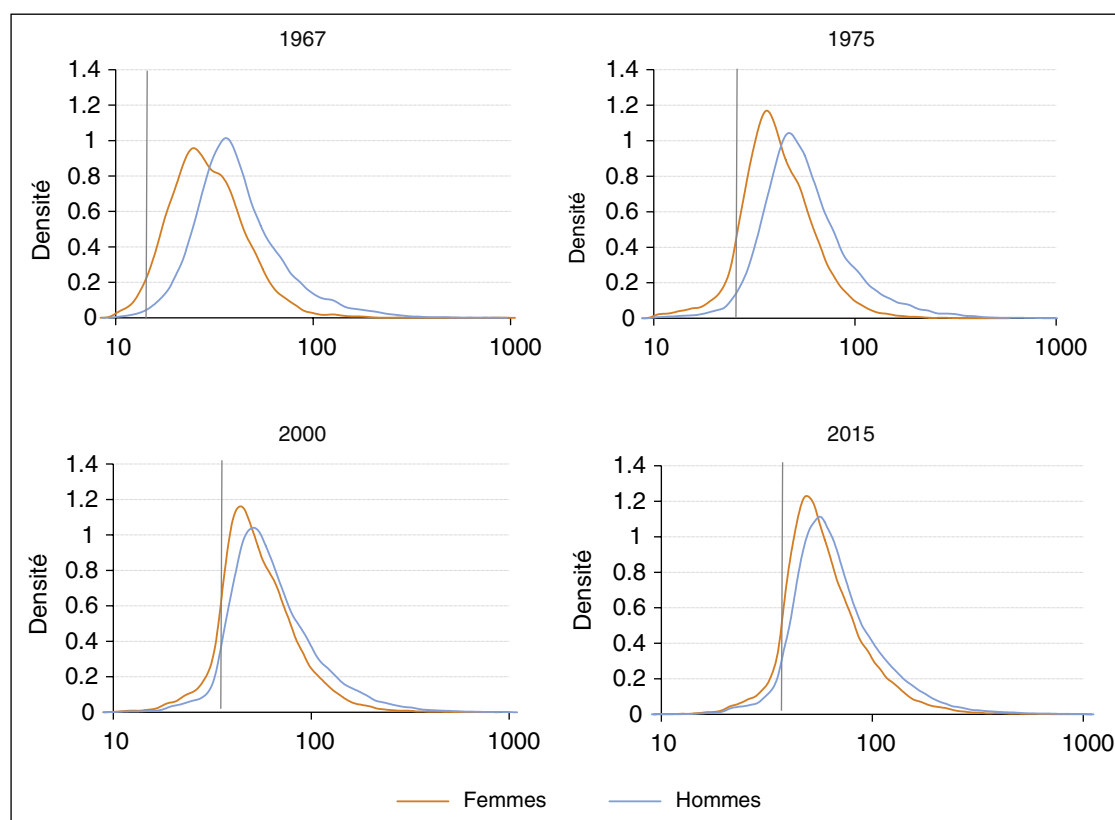
(a) Cet encadré reprend une partie des résultats du rapport pour l'UNSA-IRES de Bonnet, Meurs, Rapoport (2017) et le document de travail associé (2018).

Les distributions des rémunérations convergent au fil du temps, mais moins pour les salaires les plus élevés

Pour compléter ce panorama, nous présentons les distributions des salaires journaliers à temps complet des femmes et des hommes pour quatre années de la période étudiée (figure VII). En 1967, la courbe qui représente la distribution des salaires des femmes est nettement décalée à gauche par rapport à celle des hommes, reflétant la ségrégation sexuée des emplois et le fait que les femmes, même travaillant à temps complet, étaient concentrées dans les bas salaires. En 1975, les deux courbes sont plus rapprochées, surtout le bas des distributions, avec toujours un décalage en défaveur des femmes. Entre 2000 et 2015, les distributions n'évoluent pratiquement pas. Côté bas salaires, les deux courbes sont maintenant quasiment confondues, et le décalage des salaires moyens entre les femmes et les hommes apparaît donc provenir de l'avantage des hommes dans les déciles supérieurs.

Une vue plus complète de ces déformations au cours du temps est donnée dans la figure VIII avec le rapport des salaires journaliers des femmes et des hommes à différents points de la distribution. Sur toute la période, les écarts apparaissent bien plus faibles vers le bas de la distribution. Jusqu'à la médiane, le rapport des salaires des femmes à ceux des hommes a fortement augmenté dans les années 1970, passant d'un ordre de grandeur de 70-75 % à environ 90 % à partir des années quatre-vingt. Cette tendance illustre le rôle du Smic, qui limite les écarts de rémunération entre les femmes et les hommes, et dont l'effet s'étend au-delà de la médiane, jusqu'au centile 75. Pour les plus hauts salaires (centiles 90 et 95), trois constats ressortent : en fin de période, les écarts de salaires sont plus importants que plus bas dans la distribution (81 % et 79 % en 2015 respectivement pour les déciles 90 et 95) ; ils se sont continuellement réduits depuis la fin des années 1960 ; ils ont continué à diminuer dans les années 2000, reflétant une progression de la présence des femmes dans les postes les mieux rémunérés durant cette période.

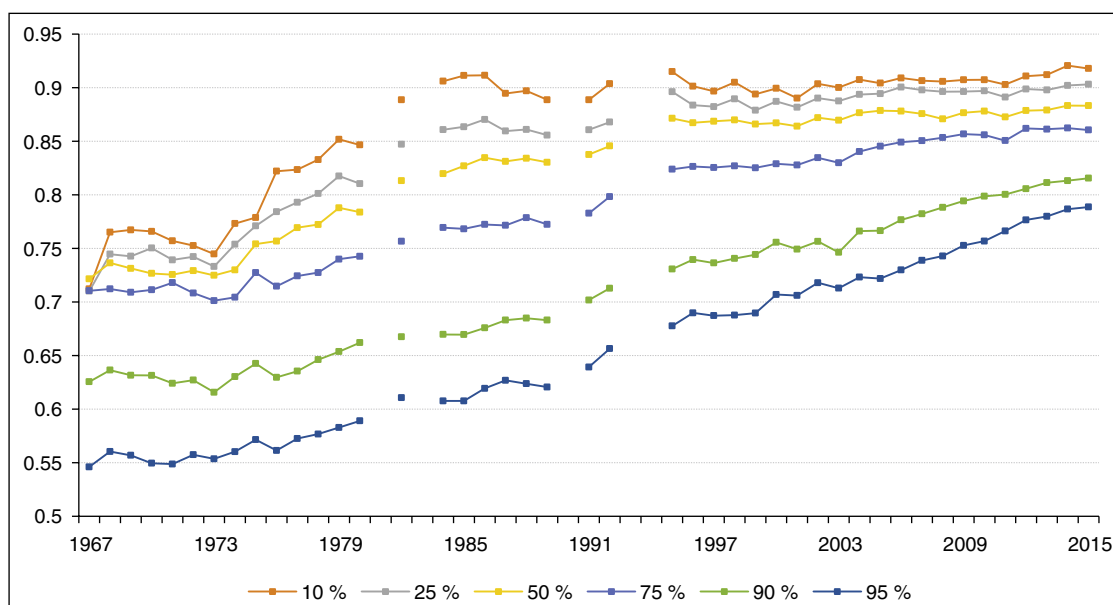
Figure VII
Distribution des salaires journaliers à temps complet selon le sexe, 1967, 1975, 2000, 2015, euros 2015



Note : la densité du salaire horaire (en euros 2015) par sexe est estimée par noyaux gaussiens. Les barres verticales représentent le Smic net journalier à temps complet pour chaque année.
Champ : France métropolitaine, salariés âgés de 20 à 59 ans ayant au moins 45 jours rémunérés dans l'année, hors salariés agricoles et salariés des particuliers employeurs.
Source : Insee, panel DADS.

Figure VIII

Ratio des salaires journaliers des femmes et des hommes selon le niveau dans la distribution des salaires



Note : les données des années 1981, 1983 et 1990 ne sont pas disponibles. Les données des années 1993 et 1994 ne sont pas exploitables.
 Champ : France métropolitaine, salariés âgés de 20 à 59 ans ayant au moins 45 jours rémunérés dans l'année, hors salariés agricoles et salariés des particuliers employeurs.
 Source : Insee, panel DADS.

Les méthodes standard de décomposition des écarts moyens de rémunération

L'analyse statistique des sources des écarts de rémunération entre les femmes et les hommes a donné lieu à de très nombreux travaux en économie, notamment à partir des années soixante-dix avec la large diffusion des méthodes de décomposition des différences moyennes de salaires (pour un *survey* récent de l'ensemble de ces méthodes, voir Boutchenik *et al.*, 2019)⁹. Depuis les articles d'Oaxaca (1973) et de Blinder (1973), il est devenu standard de décomposer l'écart salarial moyen entre deux groupes (hommes et femmes, natifs et immigrés, ...) en deux parties, l'une correspondant aux différences moyennes de caractéristiques productives entre les deux groupes (éducation, expérience, ancienneté, etc.), l'autre aux différences de rendement de ces caractéristiques, ou partie non expliquée de l'écart salarial. Formellement, l'écart salarial entre les femmes et les hommes s'écrit de la manière suivante :

$$Y_m - Y_f = (X'_m - X'_f)\beta_m + X'_f(\beta_m - \beta_f) \quad (1)$$

où Y est le salaire moyen estimé des hommes (m) et des femmes (f), X est le vecteur des moyennes des caractéristiques, et β les rendements de ces

caractéristiques estimés dans une équation de gains séparée pour les femmes et les hommes. Si la structure des deux populations était identique pour les variables X considérées, tout écart salarial ne pourrait résulter que d'un écart de rendement de ces caractéristiques, que l'on assimile souvent à une mesure de la discrimination salariale. Réciproquement, si les rendements moyens estimés des caractéristiques étaient égaux, l'écart de salaire s'expliquerait entièrement par des effets structurels, eux-mêmes pouvant éventuellement être la conséquence d'autres types d'inégalités (accès à l'éducation, accumulation d'expérience, etc.).

Dans toute méthode de décomposition se pose le problème du choix de la « norme » de rendement et des pondérations correspondantes. Dans la formule (1), les écarts des rendements sont pondérés par la moyenne des caractéristiques féminines et les écarts de caractéristiques sont pondérés par les rendements masculins estimés. Plusieurs autres méthodes ont été proposées pour réaliser cette décomposition (Oaxaca et Ransom, 1994), dont notamment celle d'Oaxaca et Ransom (1988) qui est maintenant la plus souvent

9. Nous ne présentons que les méthodes usuelles de décompositions des moyennes et nous ne traitons pas les approches statistiques qui décomposent les inégalités sur la totalité de la distribution en construisant des contrefactuels (pour un *survey* de ces méthodes, voir Fortin *et al.*, 2011).

adoptée. L'idée sous-jacente à cette méthode est de construire une norme non discriminante des rendements des caractéristiques individuelles et de mesurer par rapport à cette norme l'avantage des hommes, le désavantage des femmes et la part résultant de l'écart des caractéristiques. En pratique, la norme non discriminante β_N est celle issue de l'estimation d'une équation de gains pour l'ensemble de la population considérée quel que soit le sexe des individus. La décomposition du salaire moyen s'écrit alors en trois parties :

$$Y_m - Y_f = (X'_m - X'_f)\beta_N + X'_h(\beta_h - \beta_N) + X'_f(\beta_N - \beta_f)$$

Le premier terme correspond à la part « expliquée » de l'écart salarial. Les deux derniers termes représentent le gain de rendement des caractéristiques dû au fait d'être un homme par rapport à la « norme » β_N et le déficit de rendement des caractéristiques dû au fait d'être une femme, l'addition des deux représentant la part non expliquée de l'écart.

Dans cette approche, il y a deux grandes difficultés méthodologiques. La première est le choix de la spécification de l'équation de gain. Plus on ajoute de variables de contrôle, plus la part non expliquée diminue ; mais la part expliquée peut alors correspondre en partie à de la ségrégation professionnelle, c'est-à-dire le fait qu'à diplôme égal, les femmes accèdent moins à des emplois mieux rémunérés. La seconde difficulté tient au biais de sélection, à savoir que la probabilité d'occuper un emploi n'est pas égale entre les femmes et les hommes. Ne pas tenir compte de ces différences peut conduire à des estimations biaisées des rendements des caractéristiques individuelles, et en conséquence, de la mesure de la discrimination. La procédure « en deux étapes » de Heckman (Heckman, 1979) est une méthode fréquemment employée lorsque la population dont on observe le salaire n'est pas un échantillon aléatoire de la population de référence. Sa mise en œuvre implique toutefois de disposer d'informations sur la totalité de la population potentiellement en emploi.

Les différences de capital humain n'expliquent plus les écarts de salaire entre les femmes et les hommes

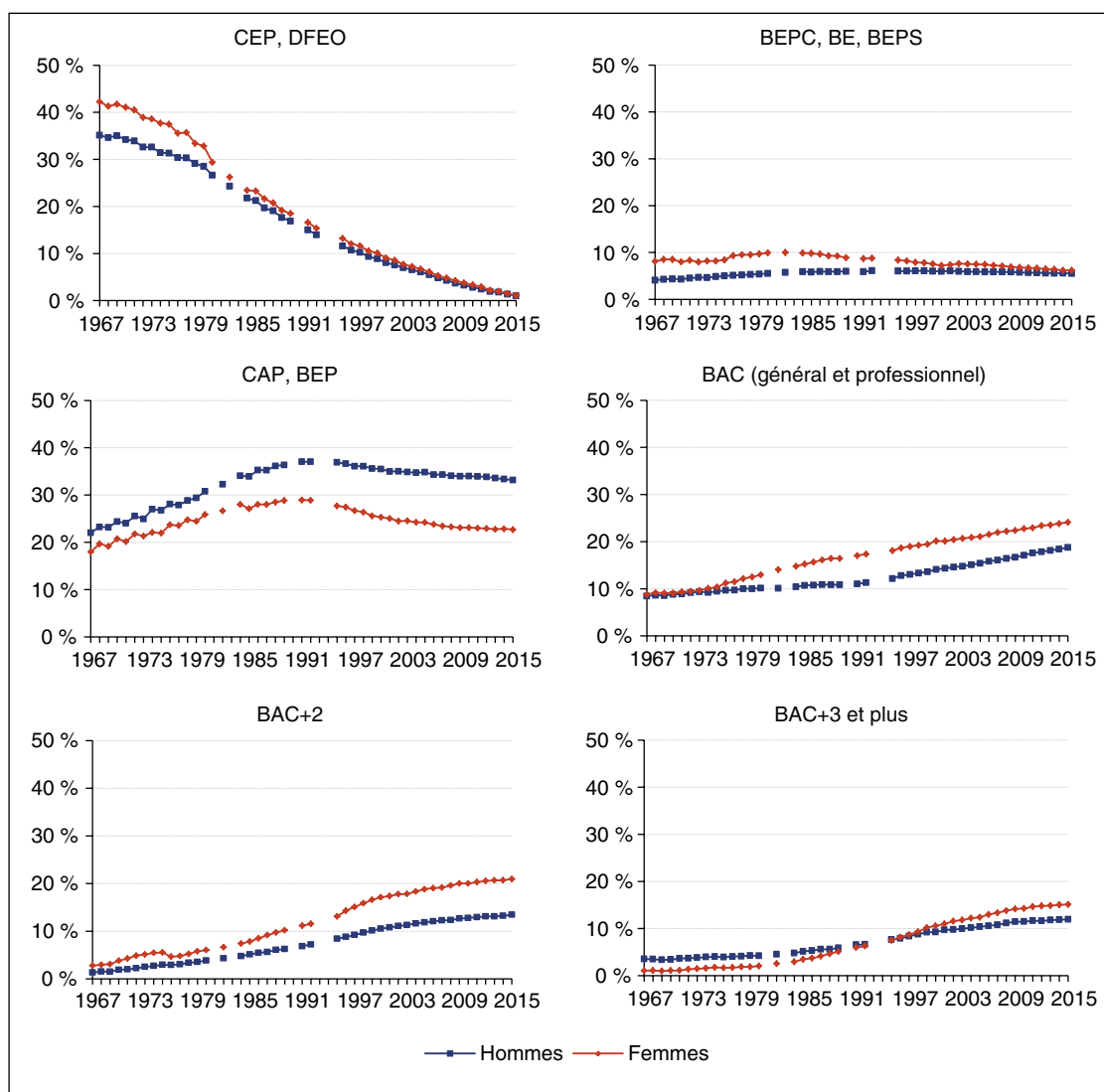
Les travaux de décomposition des écarts de salaire entre les femmes et les hommes ont été assez tardifs en France. Un des articles pionniers a été celui de Sofer (1990) qui examinait l'effet de la ségrégation des emplois par sexe sur les écarts de

salaire. Depuis, de nombreux articles ont proposé des décompositions de l'écart des salaires (Meurs & Ponthieux, 2000 ; Meng & Meurs, 2001 ; Meurs & Ponthieux, 2006 ; Muller, 2012 ; Bozio *et al.*, 2014 ; Chamkhi & Toulemonde, 2015). Il est cependant difficile de comparer les résultats ou d'en retirer une tendance d'évolution de la part expliquée (ou non expliquée), car l'ampleur relative des composantes dépend des données utilisées, de la mesure du salaire retenue (annuel, mensuel, horaire), du champ analysé, des caractéristiques retenues dans l'analyse et de la technique de décomposition. Par exemple, pour la même année observée (2012), Bozio *et al.* (2014) obtiennent une part inexpliquée de l'ordre de 25 %, contre environ 10 % dans Chamkhi & Toulemonde (2015).

Nous proposons ci-dessous une illustration de l'évolution sur longue période de la contribution de l'écart de capital humain à l'écart des salaires, en utilisant les DADS, qui permettent de remonter à 1967. Par rapport aux travaux qui viennent d'être mentionnés, l'équation de salaire adoptée est donc « pauvre » en caractéristiques, proche du modèle original de Mincer (1958). Nous ne pouvons pas corriger le biais de sélection car nous n'observons que les salariés et non la population totale dont ils sont issus. Les salaires sont ainsi estimés comme fonction de l'éducation et de l'expérience, sans autres variables explicatives. L'idée ici est de retracer sur longue période la part des écarts de rémunération entre les hommes et les femmes expliquée par ces deux facteurs représentatifs du capital humain, tout en ayant conscience que la part laissée inexpliquée provient principalement de ségrégations professionnelles. La décomposition porte sur l'écart moyen des salaires journaliers (en logarithme) des femmes et des hommes à temps complet dans le secteur privé, pour lequel nous disposons de la série la plus longue (1967-2015). Pour mesurer l'éducation et l'expérience, nous mobilisons les données appariées du panel DADS et de l'échantillon démographique permanent (EDP) (cf. encadré 1).

L'éducation est mesurée par le diplôme déclaré dans le recensement. Six niveaux de diplômes sont retenus : Certificat d'Études Primaires et équivalent, Brevet et équivalent, CAP ou BEP, Baccalauréat (tous types confondus), Bac+2, Bac+3 et plus. La figure IX présente les proportions de salariés ayant déclaré au recensement posséder ce type de diplôme comme le plus élevé. Trois évolutions y apparaissent clairement : l'effondrement parmi les salariés (hommes et femmes) de la part des moins diplômés, une proportion plus élevée d'hommes que de femmes

Figure IX
Niveau de diplôme par sexe et année parmi les salariés à temps complet du privé



Note : les données des années 1981, 1983 et 1990 ne sont pas disponibles. Les données des années 1993 et 1994 ne sont pas exploitables.
Champ : France métropolitaine, salariés à temps complet du secteur privé âgés de 20 à 59 ans, hors salariés agricoles.
Source : Insee, panel DADS-EPS.

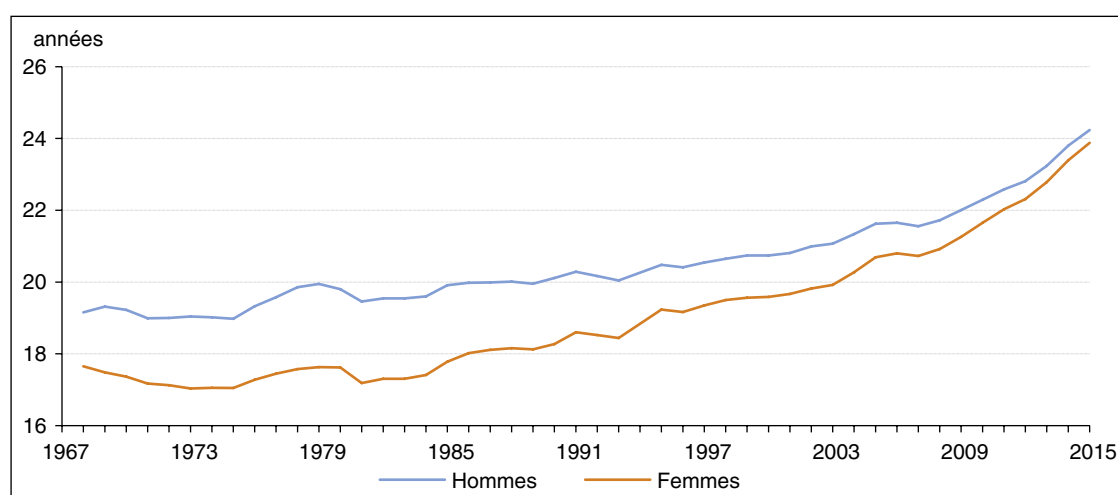
avec des diplômes techniques courts (CAP, BEP), et une proportion plus élevée de femmes que d'hommes ayant un diplôme au moins égal au baccalauréat, dont les diplômes BAC+3 à partir des années 2000.

Concernant l'expérience, il n'est malheureusement pas possible de calculer l'expérience effective, car la date du premier emploi n'est pas observée pour les générations les plus anciennes. Nous mesurons donc l'expérience potentielle, c'est-à-dire la différence entre l'âge d'un individu et une approximation de son âge à l'entrée sur le marché du travail basée sur son niveau de diplôme. Cette approche est assez standard, car les données permettant de mesurer l'expérience effective sont

rare¹⁰. C'est évidemment une mesure imparfaite, qui tend à surestimer l'expérience, et – en raison de leurs interruptions de carrière plus fréquentes – celle des femmes plus que celle des hommes¹¹, notamment en début de période. La figure X, qui représente l'évolution de l'expérience potentielle des salariés de notre champ montre qu'elle est devenue pratiquement équivalente entre les femmes et les hommes en fin de période.

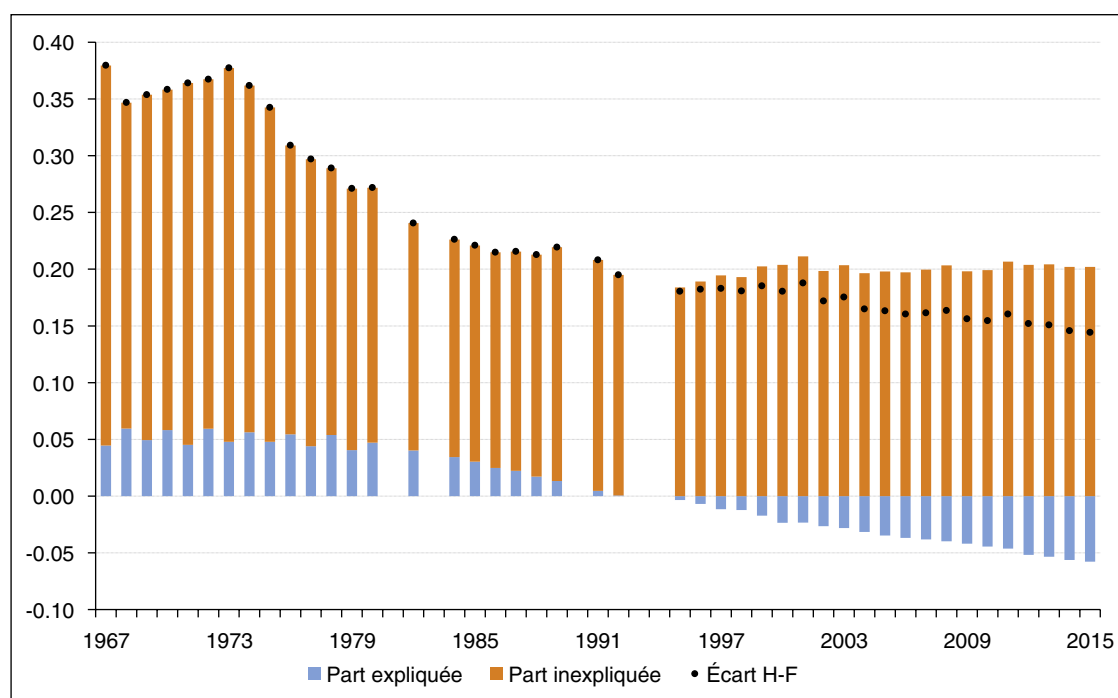
10. Citons l'enquête « Jeunes et carrières » de 1997, complémentaire à l'enquête emploi de cette année (<http://www.progedo-adisp.fr/enquetes/XML/lil.php?lil=lii-0047>), et l'enquête « Familles et employeurs » de 2004 (www.efe.ined.fr), qui toutes deux fournissaient des calendriers rétrospectifs.
11. Ce qui conduit à sous-estimer le rendement de l'expérience et surestimer la discrimination salariale (Regan & Oaxaca, 2009).

Figure X
Expérience potentielle par sexe et année parmi les salariés à temps complet du privé



Note : l'échantillon ne comprend que des individus nés une année paire ; les courbes représentent les données en moyenne mobile sur 2 ans. Les données des années 1981, 1983 et 1990 ne sont pas disponibles. Les données des années 1993 et 1994 ne sont pas exploitables.
Champ : France métropolitaine, ensemble des salariés à temps complet du secteur privé âgés de 20 à 59 ans, hors salariés agricoles.
Source : Insee, panel DADS-EDP.

Figure XI
Décomposition des écarts moyens de salaire journalier à temps complet (en log), 1967-2015



Note : les données des années 1981, 1983 et 1990 ne sont pas disponibles. Les données des années 1993 et 1994 ne sont pas exploitables.
Source : Insee, panel DADS-EDP.

La figure XI représente l'évolution, de 1967 à 2015, de l'écart des salaires et de sa part expliquée par les écarts de capital humain (diplôme et expérience potentielle) et non expliquée par les différences de capital humain. L'écart brut entre les salaires journaliers moyens des femmes et des hommes est au plus haut au début des années

soixante-dix, autour de 35 %. Il décroît assez régulièrement jusqu'au début des années 1990 puis atteint un plateau autour de 15 %. La partie expliquée par les différences de capital humain est positive dans les années soixante-dix, et représente environ 5 % de l'écart des salaires ; autrement dit, dans cette période, une partie de

l'écart brut (14 points de l'écart total) provient du fait que les femmes étaient moins bien dotées en capital humain que les hommes, auquel s'ajoutait probablement un effet de sélection important. Dans les années 1980, les différences d'éducation et d'expérience s'estompent et la part de l'écart salarial qui en résulte est donc de plus en plus faible. À partir de la fin des années 1990, la part expliquée devient même négative, et de plus en plus pour atteindre -5 % en fin de période : cela signifie qu'en moyenne parmi les salariés à temps complet, le capital humain moyen des femmes, mesuré par le diplôme et l'expérience potentielle, est devenu plus élevé que celui des hommes. Le reste de l'écart salarial, la part « non expliquée », reflète très probablement la ségrégation professionnelle : à diplôme et expérience identiques, les femmes occupent des emplois moins qualifiés ou travaillent dans des secteurs moins rémunérateurs.

Les maternités : un frein à la convergence des salaires des femmes et des hommes

Comment expliquer que l'avantage croissant en capital humain des femmes ne se soit pas traduit par une diminution des écarts de rémunération *via* une répartition plus équilibrée des femmes et des hommes entre les secteurs et les emplois ?

Diverses explications ont été avancées, allant du choix des spécialisations scolaires (les garçons restent très majoritaires dans les études d'ingénieur, les filles dans les disciplines littéraires), aux traits psychologiques (les femmes, plus averses au risque, s'engageraient moins dans les professions les plus rémunératrices¹²), aux normes sociales¹³ qui maintiennent une ségrégation professionnelle au détriment des femmes, etc. Certes la ségrégation des emplois a eu tendance à diminuer, mais elle reste néanmoins élevée : mesurée par l'indice de Duncan¹⁴, elle vaut 51.6 % en 2013 contre 56 % en 1982 pour une classification en 86 postes (Dares, 2015). Toutes ces pistes concordent avec l'intuition que les inégalités salariales se construisent au fil du temps, depuis l'école jusqu'au choix d'emploi et de conduite de carrière dans l'entreprise. Dans ces déroulements de vie, de nombreux travaux dès la fin des années 1990 vont souligner le rôle des maternités pour expliquer le fait que les gains des femmes en formation et expérience ne se traduisent pas plus en rémunération supérieure. Un ensemble de travaux a ainsi exploré, avec des analyses en panel, l'ampleur de la pénalisation salariale à

long terme des mères par rapport à des femmes n'ayant pas eu d'enfants (le *family wage gap*)¹⁵. Dans cette lignée, Meurs *et al.* (2010), en utilisant les historiques d'activité de l'enquête *Familles et Employeurs*, montrent que les femmes qui ont interrompu leur activité sont désavantagées par rapport aux femmes (avec ou sans enfant) qui ont poursuivi une carrière continue à temps complet ; de plus, les femmes ne s'étant pas interrompues sont également pénalisées par rapport à leurs homologues masculins, sans que cela puisse s'expliquer par des différences d'expérience professionnelle effective. D'autres recherches en France se sont intéressées spécifiquement à l'impact des interruptions d'activité liées aux congés parentaux (Piketty, 2005 ; Lequien, 2012 ; Joseph *et al.*, 2013) ; toutes concluant à une pénalisation d'autant plus élevée que le congé parental est long. Ainsi, Lequien (2012) estime qu'une année supplémentaire de congé parental entraîne une pénalisation salariale de l'ordre de 7 % à 17 % selon que l'on inclut ou non le temps partiel dans la spécification.

Au Danemark, Kleven *et al.* (2018) ont récemment renouvelé l'approche de la pénalisation liée aux maternités en utilisant une approche quasi-expérimentale (ou *event study*), appliquée à l'ensemble de la population du Danemark (actifs et inactifs) sur une longue période. Ils montrent notamment que la part de l'inégalité des revenus du travail entre femmes et hommes expliquée par la pénalisation liée aux enfants a doublé de 1980 à 2013, passant de 40 % à 80 % de l'écart des revenus du travail. En d'autres termes, l'essentiel des écarts de rémunération entre les femmes et les hommes résulte des enfants et des ajustements qui suivent en termes de participation, d'horaires et de carrière.

Une pénalisation des mères dès le premier enfant par l'effet combiné de la participation, du nombre d'heures de travail et une moindre progression du salaire horaire

Qu'en est-il dans le cas de la France ? L'effet des naissances y apparaît très net sur l'engagement professionnel des femmes : à partir de l'enquête

12. Pour un survey des recherches sur les liens entre psychologie et comportements économiques, voir Bertrand (2010).

13. L'article de référence sur ce thème est Akerlof & Kranton (2000).

14. L'indice de Duncan et Duncan est utilisé pour synthétiser le degré de ségrégation professionnelle ; il va de 0 (pas de ségrégation, la proportion des femmes et des hommes est la même dans toutes les professions que dans l'ensemble considéré) à 100 (ségrégation complète).

15. L'article de référence sur ce thème est Waldfogel (1998). Pour un survey des articles sur ce thème, voir Ponthieux & Meurs (2015).

Familles et Employeurs 2004-2005, Pailhé & Solaz (2006) montrent ainsi que parmi les femmes qui travaillent, près de 40 % vont modifier leur activité après une maternité (changement de statut, d'horaires, d'intensité du travail ou retrait du marché du travail). Comment cela se répercute-t-il sur les salaires ?

Nous reprenons ici le cadre d'analyse de Kleven *et al.* (2018), avec une approche d'*event study* pour un panel « cylindré » constitué de salariés du secteur privé sur la période 2005-2015 qui ont travaillé au moins une année dans la période considérée et tous eu un enfant au cours de cette période (voir encadré 3). Notre approche s'inscrit aussi à la suite des travaux de Coudin *et al.* (2017, 2018, 2019) qui estiment la pénalité salariale liée aux maternités. Leurs principales conclusions pointent le rôle des politiques de ressources humaines dans les entreprises et leur impact différencié sur les femmes et les hommes pour expliquer l'écart de salaire croissant au fil des années entre les mères et les pères. Les mères, surtout à la naissance du deuxième enfant, vont être plus souvent dans des entreprises où la flexibilité horaire est plus grande, plus proches de leur domicile, et moins rémunératrices.

Par rapport à ces travaux, nous étendons l'analyse au revenu salarial ; nous prenons donc en compte les décisions d'offre de travail à la marge extensive (participer ou non) et intensive (nombre d'heures travaillées) dans la description des conséquences de la parentalité sur les revenus. Les conséquences de la parentalité sont identifiées en estimant l'effet de l'arrivée du premier enfant. Cet effet agrège l'ensemble des conséquences du passage de l'absence d'enfant à l'état de parent, y compris les conséquences de toutes les naissances de rang supérieur.

La période examinée (2005-2015) correspond à une relative stabilité institutionnelle en ce qui concerne les politiques familiales, notamment les congés parentaux. La réforme la plus importante, celle de la Prestation d'Accueil des Jeunes Enfants (PAJE) qui fusionnait une série de prestations (la prime de naissance, les allocations familiales, le Complément libre choix du mode de garde pour subventionner les dépenses liées à la garde de l'enfant, et le Complément Libre Choix d'Activité pour les parents qui interrompent leur travail salarié ou se mettent à temps partiel), a été mise en place au 1^{er} janvier 2004. Pour le premier enfant, la durée maximale du CLCA est de six mois et doit suivre immédiatement le congé de

maternité (ou de paternité)¹⁶. Le congé parental peut être prolongé jusqu'aux trois ans de l'enfant, mais est non rémunéré dans ce cas.

Pour avoir un groupe de salariés assez homogènes en termes d'attachement au marché du travail, nous avons adopté une définition stricte de la participation ; à la condition d'avoir un nombre de jours rémunérés dans l'année supérieur à 45 jours, nous avons ajouté celle d'un nombre minimal d'heures par jour (plus d'un huitième de la durée légale) en moyenne sur l'année¹⁷ et exclu les salaires horaires inférieurs à 95 % du Smic horaire. L'appariement des DADS avec l'EDP nous permet de connaître les dates de naissance des enfants. Notre analyse porte sur les conséquences de la naissance du premier enfant sur le revenu salarial total (c'est-à-dire y compris les revenus salariaux nuls pour les individus qui n'occupent pas d'emploi salarié dans le secteur privé une année donnée), de la naissance du premier enfant aux dix années qui suivent.

Nous considérons que les variations relatives du revenu salarial total peuvent provenir de trois sources : la participation ou marge extensive (interruption ou non de l'emploi après la naissance), le nombre d'heures travaillées ou marge intensive (passage éventuel à temps partiel ou réduction du nombre de jours travaillés dans l'année) et le salaire horaire (par exemple en raison de délais dans les promotions). La figure XII représente les conséquences de la naissance du premier enfant survenu entre 2005 et 2015 sur ces trois dimensions. Suivant la méthode de Kleven *et al.* (2018), nous comparons les parents (mères et pères séparément) selon leur distance en années par rapport à cet événement, en contrôlant les effets d'âge (c'est-à-dire de cycle de vie) et l'année de naissance pour tenir compte de la progression du revenu salarial entre générations. L'année de l'événement (ici la naissance) est l'année « zéro » et sert de référence pour mesurer l'impact avant et après sur les différentes dimensions ; on présente donc l'écart des différents *outcomes* entre ceux ou celles qui ont eu un premier enfant l'année zéro par rapport à leurs homologues qui n'ont pas connu le même événement la même année ; les résultats sont rapportés pour chacune des cinq années qui ont précédé la naissance et pour les dix qui l'ont suivie¹⁸.

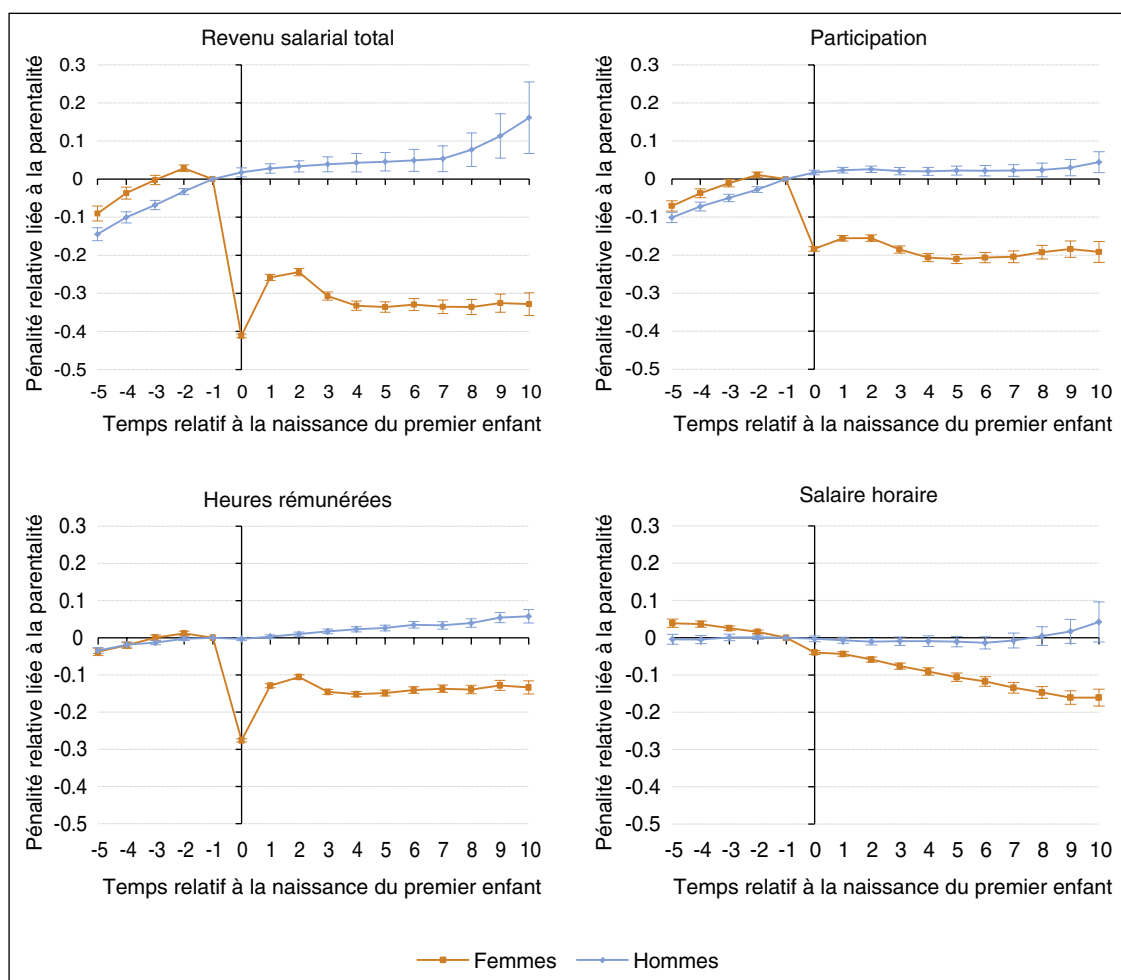
16. Le montant maximal versé pendant les 6 premiers mois au parent prenant un congé à temps complet est forfaitaire et était de 573€ mensuels en 2015.

17. Les données fournissent le nombre d'heures travaillées dans l'année, un total inférieur à un temps complet correspond soit à du temps partiel, soit à un plus faible nombre de jours travaillés dans l'année.

18. Par exemple, on compare en temps relatif +1 les femmes qui ont eu un enfant l'année précédente, quelle que soit l'année (2005, 2006, etc.), avec celles qui vont en avoir un ultérieurement.

Figure XII

Impact de la naissance du premier enfant sur le revenu salarial total et ses composantes



Champ : France métropolitaine, ensemble des salariés du secteur privé âgés de 20 à 59 ans, hors salariés agricoles, ayant travaillé au moins une heure dans le secteur privé entre 1995 et 2015, avec un nombre d'heures par jour supérieur à 1/8^e de la durée légale du travail et un salaire horaire supérieur à 95 % du Smic horaire.

Source : Insee, panel DADS-EDP.

Idéalement, les coefficients estimés pour ce panel devraient être nuls avant l'année zéro (absence de pré-trend), ce qui renforcerait l'interprétation selon laquelle les divergences observées ne seraient liées qu'à l'événement « naissance » (cf. encadré 3). Cette condition n'est pas remplie (les coefficients sont significativement différents de zéro) ni pour les femmes, ni pour les hommes. Cependant, ces tendances sont parallèles entre femmes et hommes, ce qui suggère que le creusement de l'écart entre femmes et hommes est bien lié à l'entrée dans la parentalité ; par ailleurs, l'ampleur du pré-trend est très réduite par rapport aux changements qui suivent l'événement. Pour les hommes comme pour les femmes, les tendances pré-traitement proviennent essentiellement d'une augmentation de la participation, aucun écart n'étant observé pour les heures rémunérées et le salaire horaire.

De façon générale, la naissance du premier enfant n'affecte pas le revenu salarial total des pères (avec toutefois une prime à la paternité huit ans plus tard, mais faiblement significative). Que ce soit la participation, les heures rémunérées, le salaire horaire, être père n'entraîne aucune variation significative.

Il n'en est pas de même pour les femmes. L'arrivée du premier enfant entraîne une chute relative du revenu salarial total de 40 % l'année zéro (cette chute inclut le temps passé en congé de maternité, dont l'indemnisation n'est pas prise en compte dans le revenu salarial mesuré par le panel DADS¹⁹), et ensuite une pénalité durable de

19. À l'exception du maintien de salaire versé par l'employeur lorsque celui-ci est prévu par une convention collective.

ENCADRÉ 3 – Calcul de la pénalité à la parentalité

L'effet de l'arrivée du premier enfant sur les revenus du travail est estimé, à la suite de Kleven *et al.* (2018) au moyen d'un « *event-study* », qui permet de distinguer l'effet propre à la naissance d'autres effets de cycle de vie et de croissance de long terme des revenus avec la génération, captés par des effets fixes spécifiques à l'âge et à l'année de naissance des individus. En se restreignant aux individus i ayant effectivement au moins un enfant, on régresse dans un premier temps le revenu salarial dans le secteur privé, observé chaque année (en niveau et non en logarithme, y compris 0 si l'individu n'a pas travaillé dans le secteur privé cette année-là) sur le temps relatif à la naissance du premier enfant (en prenant la dernière année avant la naissance comme référence), l'âge et l'année de naissance :

$$Y_{ist}^g = \sum \alpha_j^g 1_{t=j} + \sum \beta_k^g 1_{ag_{it}=k} + \sum \gamma_s^g 1_{s=y} + v_{ist}^g \quad (1)$$

où t représente le temps relatif à l'événement, ag_{it} l'âge de l'individu i à la date considérée, s son année de naissance et g son sexe. Cette régression fournit dans un second temps une estimation de la pénalité relative liée à la naissance, en comparant α_j^g au revenu contrefactuel en l'absence d'enfant, estimé comme la moyenne des revenus du travail prédits par la régression (1) à laquelle est rapporté le terme relatif aux naissances :

$$P_j = \frac{\alpha_j^g}{E(\sum \beta_k^g 1_{ag_{it}=k} + \sum \gamma_s^g 1_{s=y} | t=j)} \quad (2)$$

Cette estimation peut ensuite être étendue à d'autres dimensions comme la participation au marché du travail, en se restreignant lorsque c'est nécessaire (pour le nombre d'heures rémunérées ou le salaire horaire) aux seuls individus en emploi dans le secteur privé. Pour les heures rémunérées, se restreindre aux individus ayant des heures rémunérées strictement positives permet de documenter précisément les décisions à la marge intensive, et non un agrégat de décisions à la marge extensive et à la marge intensive. En revanche, pour le revenu salarial, il est souhaitable de ré-agréger ensemble décisions d'offre de travail à la marge extensive et à la marge intensive, ainsi que l'effet sur le salaire horaire : c'est l'effet total que l'on cherche à décomposer ensuite. Pour cette raison, les revenus salariaux nuls sont inclus dans l'analyse qui porte sur le revenu salarial.

Cette estimation est réalisée sur un panel cylindré, qui comprend l'ensemble des individus ayant travaillé au moins une heure entre 2005 et 2015 et ayant eu leur premier enfant entre 2005 et 2015. Pour les années où ces salariés ont occupé au moins un poste salarié dans le secteur privé, le revenu salarial est tiré du panel tous salariés restreint au secteur privé. Pour les années où ces salariés n'ont pas occupé de poste dans le secteur privé, un revenu salarial nul leur est attribué.

La mise en évidence de l'hétérogénéité des pénalités de maternité par Pora & Wilner (2019) repose sur une approche similaire dans son esprit, mais dont la mise en œuvre diffère. Cette méthode consiste à considérer un revenu salarial préalablement purgé des effets moyens du cycle de vie, de la croissance de long terme et du cycle économique. L'effet des naissances est ensuite estimé au moyen d'une double-différence, en comparant la croissance du revenu salarial (y compris 0 pour les individus ne travaillant pas dans le secteur privé) entre la dernière année avant la naissance, prise comme référence, et une année quelconque, entre les individus ayant eu leur premier enfant, et les individus (du même sexe) sans enfant. Cette double-différence est implémentée séparément dans des cellules correspondant au rang dans la distribution de salaire horaire antérieur à la naissance : on assigne à chaque individu son rang dans la distribution de salaire horaire moyen de sa génération sur les cinq années précédant l'année de référence. Cette approche permet d'obtenir un effet des naissances qui dépend de la position dans la distribution de salaire avant l'arrivée d'un enfant. Elle est par ailleurs compatible avec une décomposition comptable du revenu salarial entre participation, jours de travail, heures rémunérées par jour et salaire horaire^(a). Les auteurs montrent enfin qu'une variation dans laquelle le groupe de contrôle des individus sans enfants est remplacé par un groupe d'individus ayant eux aussi un enfant, mais dont la naissance survient à d'autres dates, ce qui correspond à une stratégie d'identification plus proche de celle de Kleven *et al.* (2018), fournit essentiellement les mêmes résultats.

(a) Plus un terme de sélection qui découle du fait que les individus participant à une date donnée n'ont pas nécessairement le même revenu salarial l'année de référence que ceux qui ne participent pas.

rémunération de l'ordre de 30 %. Cette chute des revenus provient des trois composantes retenues ici : une diminution de la participation (interruption de carrière), une réduction durable des heures rémunérées (la baisse marquée l'année zéro est liée au congé maternité), et une pénalisation en salaire horaire qui apparaît plus tardivement, et peut s'interpréter comme la résultante d'une moindre présence au travail qui peut avoir des conséquences négatives sur les déroulements de carrière et les promotions. Cette pénalisation se creuse au fil du temps pour être de l'ordre de 20 % en fin de période.

Des effets négatifs du premier enfant surtout dans le bas de la distribution des rémunérations

L'analyse précédente a l'inconvénient de présenter un effet moyen, tous types de salariés confondus et quel que soit leur niveau de rémunération. Or l'arbitrage vie familiale/vie professionnelle ne se pose pas dans les mêmes termes selon le niveau de salaire et les perspectives de carrière. Le système institutionnel français joue aussi dans les choix professionnels

après une naissance : la perspective d'un congé parental rémunéré dès le premier enfant à un montant forfaitaire un peu inférieur à 600 euros mensuels est plus attractive pour les salariés proches du Smic que pour ceux qui sont mieux rémunérés ; réciproquement, le coût des gardes d'enfant est plus facile à assurer pour les hauts salaires. Il est donc pertinent d'examiner les pénalités salariales suite à la naissance du premier enfant en fonction du niveau de rémunération de la mère.

Nous poursuivons dans la logique précédente, en suivant les variations des rémunérations, de la participation, des heures travaillées et du salaire horaire avant et après la naissance du premier enfant, mais avec une méthodologie un peu différente, en retenant un contrefactuel constitué par les salariés qui n'ont pas eu d'enfant sur la période. Les résultats présentés maintenant sur l'effet des maternités selon le rang dans la distribution des salaires prolongent ceux du document de travail Pora & Wilner (2019). Le salaire horaire est calculé à chaque période pour chaque année et âge, ce qui permet d'ordonner les groupes de salariés définis par année et âge selon leur rang dans la distribution des salaires horaires, puis de leur assigner une classe de revenus. Ici nous constituons vingt classes (P0-P5, P5-P10, etc.), sur l'ensemble des salariés (femmes et hommes) présents en $t-1$ (une année avant la naissance) à partir des observations faites lors des cinq dernières années précédant la naissance, sous réserve qu'ils aient été présents au moins deux fois dans les quatre ans antérieurs. Nous estimons pour chaque groupe ainsi fixé (le groupe reste le même quelles que soient les évolutions ultérieures des salaires après la naissance) les effets de la naissance du premier sur les salaires des mères par rapport à celles qui n'ont pas eu d'enfants (cf. encadré 3). Nous ne présentons les résultats que pour les mères car pour les pères, quelle que soit leur position dans la hiérarchie des rémunérations, nous n'observons aucun effet des paternités.

Les composantes des effets sur les salaires totaux sont comme précédemment un effet participation, durée du travail (en heures et en journées sur l'année), salaire horaire, auquel on ajoute un effet « sélection ». Celui-ci correspond au fait que les salariées observées à une période donnée $t+k$ peuvent ne pas avoir eues les mêmes revenus salariaux antérieurs que celles qui se sont retirées. On s'attend à ce que cet effet soit positif (ce sont celles qui étaient les mieux rémunérées qui sont davantage restées), ce qui est effectivement vérifié.

La figure XIII montre que la pénalité totale après une naissance est beaucoup plus sévère pour les bas salaires que pour le haut de la distribution, et ceci tout le long de la période étudiée. Dans la classe la plus basse de la distribution, la naissance entraîne une perte de revenus des mères par rapport aux femmes qui n'ont pas eu d'enfants de 70 points (en log) l'année qui suit la naissance, 45 points une année après, et encore 50 points en fin de période. Mais les femmes dont les salaires se trouvent dans le haut de la distribution ont aussi une perte en revenus, de 20 points la première année, 5 points un an plus tard ; notons qu'il n'y a plus de pénalité par rapport au groupe de contrôle cinq ans plus tard.

Comme précédemment, l'approche où l'on compare un groupe « traité » avec un groupe « non traité » requiert qu'il n'y ait pas de *pré-trend*, et cela n'est pas vérifié ici : on trouve des différences significatives et positives de l'évolution des revenus en faveur des mères avant la naissance. Mais cette fois encore, l'ampleur de ces différences est limitée (moins de dix points de log), sans commune mesure avec les variations enregistrées après l'événement.

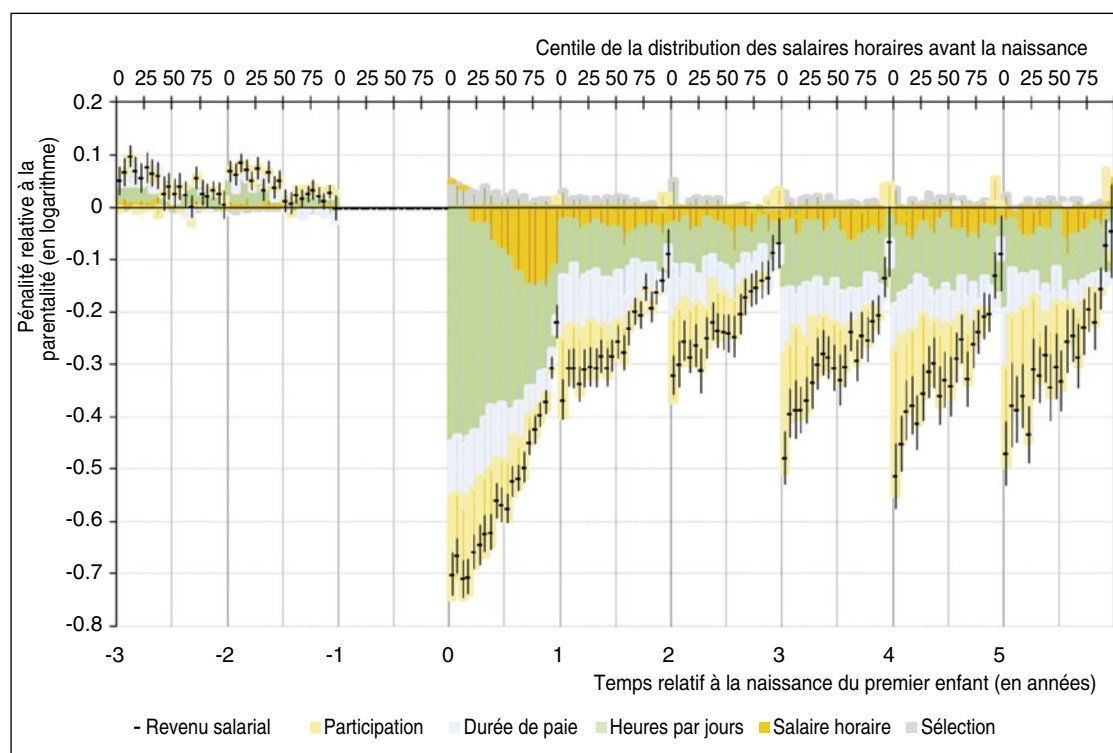
L'examen des composantes de la baisse du revenu salarial permet de comprendre l'origine de cette hétérogénéité des variations de revenus. Pour résumer, plus le salaire horaire avant la naissance est faible, plus celle-ci entraîne des ajustements de l'offre de travail des femmes, à la marge extensive par interruption d'activité, comme à la marge intensive (diminution du nombre de jours travaillés par an, passages à temps partiel). Ainsi, l'arrivée d'un premier enfant réduit de vingt points (en log) la probabilité d'être observée dans l'emploi salarié l'année suivante pour le premier décile, mais n'affecte pratiquement pas la participation du dernier décile²⁰. Néanmoins l'ajustement sur les horaires (le temps partiel) concerne l'ensemble des groupes pratiquement jusqu'au sommet de la distribution. Enfin, tout le long de la distribution, la pénalisation salariale, très marquée la première année²¹, revient à un niveau de l'ordre de cinq points de log en $t+1$ et qui s'accroît légèrement au cours du temps dans les déciles supérieurs.

20. Au contraire, aux déciles supérieurs la participation tend à être plus importante dans le groupe des « mères » par rapport au groupe de contrôle à partir de $t+3$, mais la différence n'est que marginalement significative.

21. Dans le haut de la distribution, la décomposition de l'effet de la naissance sur le revenu salarial entre effet sur les heures rémunérées et effet sur le salaire horaire peut être biaisée par la mauvaise prise en compte des congés maternité pour les cadres au forfait.

Figure XIII

Effets du premier enfant sur la rémunération selon la position dans la distribution des salaires



Note de lecture : cinq ans après la naissance de leur premier enfant, les femmes qui avant la naissance appartenaient aux 5 % de salariés les moins bien rémunérés ont un revenu salarial 38 % ($\exp(-0,47)-1$) plus faible que si elles n'avaient pas eu cet enfant. Cette perte de revenu s'explique par une moindre participation au marché du travail ($-17\% = \exp(-0,19)-1$), une plus faible durée de paie (nombre de jours rémunérés) ($-10\% = \exp(-0,11)-1$), un plus faible nombre d'heures rémunérées par jour ($-15\% = \exp(-0,16)-1$) et un plus faible salaire horaire ($-3\% = \exp(-0,03)-1$). Champ : France métropolitaine, salariés du secteur privé, hors salariés agricoles, salariés des particuliers-employeurs, apprentis et stagiaires. Source : Insee, panel DADS-EDP.

* *
*

La situation des femmes vis-à-vis du marché du travail a connu une évolution radicale en termes de participation et d'éducation depuis la fin des années soixante. Cela s'est traduit par une diminution de l'écart des rémunérations avec les hommes, mais cette tendance semble s'être fortement ralentie depuis le milieu des années quatre-vingt-dix. Où trouver un nouveau souffle pour l'égalité professionnelle ? Manifestement, il n'y a plus de progrès décisif à attendre sur les écarts de capital humain, même si des filières de diplômes moins spécialisées selon le genre seraient certainement un plus pour les rémunérations des femmes, surtout dans les emplois qualifiés. Des progrès restent nécessaires pour réduire la ségrégation professionnelle et les écarts de promotion entre les femmes et les hommes. Mais actuellement il n'est pas possible de négliger les conséquences des maternités, qui apparaissent comme le principal frein à l'égalité professionnelle en France.

Un levier majeur pour relancer le mouvement vers une disparition des écarts de rémunération entre les femmes et les hommes se situe alors probablement du côté de la pénalisation qui va avec la réduction du temps passé au travail (passage à temps partiel, interruptions d'activité), celle-ci étant elle-même liée fortement aux contraintes horaires attachées à la parentalité et à l'inégalité persistante du partage des tâches domestiques au sein des ménages. Que peuvent faire les politiques et les entreprises pour faire bouger les lignes ? Goldin (2014) avançait que la réorganisation de l'entreprise et la standardisation des tâches, y compris qualifiées, pourraient être une solution, car si les salariés sont facilement remplaçables, il n'y a pas lieu de rémunérer plus que proportionnellement une présence plus longue sur le lieu de travail. Toutefois, même si l'égalité en salaire horaire pouvait ainsi être atteinte, il resterait une inégalité en rémunération totale liée aux ajustements horaires supportés massivement par les mères, surtout les moins qualifiées, avec des répercussions sur les niveaux de vie et les retraites. L'autre politique serait de

viser l'offre de travail, en facilitant l'articulation de la vie familiale et de la vie professionnelle et en incluant les pères dans cette approche. La diffusion actuelle des congés paternité en Europe va dans ce sens ; mais, dans le cas de la France,

le paiement au forfait (et non en proportion de la rémunération effective) des congés parentaux freine sa diffusion et défavorise indirectement les mères, et ce d'autant plus qu'elles sont payées au voisinage du Smic. □

BIBLIOGRAPHIE

Afsa, C. & Buffeteau, S. (2006). L'activité féminine en France: quelles évolutions récentes, quelles tendances pour l'avenir ? *Économie et statistique*, 398(1), 85–97.
<https://doi.org/10.3406/estat.2006.7118>

Akerlof, G. A. & Kranton, R. E. (2000). Economics and Identity. *The Quarterly Journal of Economics*, 115(3), 715–753.
<https://doi.org/10.1162/003355300554881>

Arulampalam, W., Booth, A. L. & Bryan, M. L. (2007). Is There a Glass Ceiling over Europe? Exploring the Gender Pay Gap across the Wage Distribution. *ILR Review*, 60(2), 163–186.
<https://doi.org/10.1177%2F001979390706000201>

Aubert, P. (2012). Les retraités polypensionnés : éléments de cadrage ». Drees, *Dossiers Solidarité et Santé* N° 32.
<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/etudes-et-statistiques/publications/les-dossiers-de-la-drees/dossiers-solidarite-et-sante/article/les-polypensionnes>

Baudelot, C. & Establet, R. (1992). Allez les filles ! *Paris : Le Seuil*.

Bertrand, M. (2010). New perspectives on gender. Ashenfelter, O. & Card, D. (Eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 4, chapter 17, 1543–1590.
[https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(11\)02415-4](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(11)02415-4).

Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human resources*, 8(4), 436–455.
<https://doi.org/10.2307/144855>

Boutchenik, B., Coudin, E. & Maillard, S. (2019). Les méthodes de décomposition appliquées à l'analyse des inégalités. Insee, *Document de travail* N° M2019/01.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/4130571>

Bonnet, C., Meurs, D. & Rapoport, B. (2016). Gender inequalities in pensions: Are determinants the same in the private and public sectors? http://economix.fr/pdf/dt/2016/WP_EcoX_2016-08.pdf

Bonnet, C., Meurs, D. & Rapoport, B. (2018). Écarts de retraite entre les hommes et les femmes dans le privé et le public. UNSA-IRES.
<http://www.ires.fr/index.php/etudes-recherches-ouvrages/etudes-des-organisations-syndicales/item/5665-ecarts-de-retraite-entre-les-hommes-et-les-femmes-dans-le-privé-et-le-public>

Bozio, A., Dormont, B. & Garcia-Penalosa, C. (2014). Réduire les inégalités de salaire entre femmes et hommes. *Les Notes du Conseil d'analyse économique*, 17.
<http://www.cae-eco.fr/Reduire-les-inegalites-de-salaires-entre-femmes-et-hommes>

Chamki, A., Toutlemonde, F. (2015). Ségrégation professionnelle et écarts de salaires femmes-hommes. *Dares Analyses* N° 082.
<https://dares.travail-emploi.gouv.fr/dares-etudes-et-statistiques/etudes-et-syntheses/dares-analyses-da-res-indicateurs-da-res-resultats/article/segregation-professionnelle-et-ecarts-de-salaires-femmes-hommes>

Coudin, E., Maillard, S. & Tô, M. (2019). Entreprises, enfants : quels rôles dans les inégalités salariales entre femmes et hommes ? *Insee Analyses* N° 44.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/3716874>

Coudin, E., Maillard, S. & Tô, M. (2018). Family, firms and the gender wage gap in France. Insee, *Document de travail* N° F1805.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/3594169>

Coudin, E., Maillard, S. & Tô, M. (2017). Écarts salariaux entre les entreprises et au sein de l'entreprise : femmes et hommes payés à la même enseigne ? *Insee Références – Emploi, chômage, revenus du travail*.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/2891684?sommaire=2891780>

Couet, C. (2006). L'échantillon démographique permanent de l'Insee. *Courrier des statistiques*, 117-119, 5–14.
<http://www.epsilon.insee.fr:80/jspui/handle/1/8334>

- Coron, C., Boussard-Verrecchia, E., Berthou, K. & Meurs, D. (2019).** Quelle efficacité attendre des indicateurs pour mesurer les écarts de rémunération entre les femmes et les hommes ? *Revue de droit du travail*, 3, 147–160.
- DGAFP (2017).** Chiffres clés de la Fonction publique. https://www.fonction-publique.gouv.fr/files/files/statistiques/rapports_annuels/2017/CC-2017.pdf
- Fortin, N., Lemieux, T. & Firpo, S. (2011).** Decomposition methods in economics. *Handbook of Labor Economics*, Vol. 4, 1–102. Elsevier. <https://doi.org/10.3386/w16045>
- Gobillon, L., Meurs, D. & Roux, S. (2018).** Differences in positions along a hierarchy: Counterfactuals based on an assignment model. *CEPR Working Paper* N° 11982. <https://ideas.repec.org/s/drm/wpaper.html>
- Goldin, C. (2014).** A Grand Gender Convergence: Its Last Chapter. *American Economic Review*, 104(4), 1091–1119. <https://doi.org/10.1257/aer.104.4.1091>
- Grésy, B. (2009).** Rapport préparatoire à la concertation avec les partenaires sociaux sur l'égalité professionnelle entre les femmes et les hommes. IGAS <https://www.vie-publique.fr/rapport/30564-rapport-preparatoire-la-concertation-avec-les-partenaires-sociaux-sur>
- Heckman, J. J. (1979).** Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica* 47(1), 153–161. <https://doi.org/10.2307/1912352>
- Joseph, O., Pailhé, A., Recotillet, I. & Solaz, A. (2013).** The economic impact of taking short parental leave: Evaluation of a French reform. *Labour Economics*, 25, 63–75. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2013.04.012>
- Kleven, H., Landais, C. & Søgaard, J. E. (2018).** Children and gender inequality: Evidence from Denmark. *American Economic Journal: Applied Economics*, 11(4), 181–209. <https://doi.org/10.1257/app.20180010>
- Lequien, L. (2012).** The impact of parental leave duration on later wages. *Annals of Economics and Statistics*, 107-108, 267–285. <https://www.jstor.org/stable/23646579>
- Lucifora, C. & Meurs, D. (2006).** The public sector pay gap in France, Great Britain and Italy. *Review of Income and wealth*, 52(1), 43–59. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.2006.00175.x>
- Majnoni d'Intignano, B. (1999).** Egalité entre femmes et hommes : aspects économiques. Conseil d'analyse économique. <http://www.cae-eco.fr/Egalite-entre-hommes-et-femmes>
- Marchand, O. & Minni, C. (2019).** Les grandes transformations du marché du travail en France depuis le début des années soixante. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, ce numéro.
- Meng, X. & Meurs, D. (2001).** Différences de structure des emplois et écart salarial entre hommes et femmes en France. *Économie et Prévision*, 148, 113–126. <https://doi.org/10.3406/ecop.2001.6280>
- Meurs, D. & Ponthieux, S. (2000).** Une mesure de la discrimination dans l'écart de salaire entre hommes et femmes. *Économie et Statistique*, 337-338, 135–158. <https://doi.org/10.3406/estat.2000.7501>
- Meurs, D., & Ponthieux, S. (2006).** L'écart des salaires entre les femmes et les hommes peut-il encore baisser ? *Économie et Statistique*, 398(1), 99–129. <https://doi.org/10.3406/estat.2006.7119>
- Meurs, D., Pailhé, A. & Ponthieux, S. (2010).** Child-related career interruptions and the gender wage gap in France. *Annals of Economics and Statistics*, 99-100, 15–46. <https://doi.org/10.2307/41219158>
- Mincer, J. (1958).** Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of Political Economy*, 66(4), 281–302. <https://doi.org/10.1086/258055>
- Ministère du travail (2018).** La situation du marché du travail au 1^{er} trimestre 2018, les 5 faits saillants. Les RDV de Grenelle. <https://travail-emploi.gouv.fr/grands-dossiers/rendez-vous-de-grenelle-point-trimestriel-sur-la-situation-du-marche-du-travail/article/rendez-vous-de-grenelle-1er-trimestre-2018>
- Minni, C. (2012).** Emploi et chômage des 55-64 ans en 2011. *Dares Analyses* N° 049. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/dares-etudes-et-statistiques/etudes-et-syntheses/dares-analyses-dareshindicateurs-dareshresultats/article/emploi-et-chomagedes-55-64-ans-en-2011>
- Muller, L. (2012).** Les écarts de salaire entre les hommes et les femmes en 2009 : le salaire horaire des femmes est inférieur de 14 % à celui des hommes. *Dares Analyses* N° 016. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/dares-etudes-et-statistiques/etudes-et-syntheses/dares-analyses-dareshindicateurs-dareshresultats/article/les-ecarts-de-salaire-entre-les-hommes-et-les-femmes-en-2009-le-salaire-horaire>

- Oaxaca, R. (1973).** Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14(3), 693–709.
<https://doi.org/10.2307/2525981>
- Oaxaca, R. & Ransom, M. (1994).** On discrimination and the decomposition of wage differentials. *Journal of Econometrics*, 61(1), 5–21.
[https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)90074-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)90074-4)
- Oaxaca, R. & Ransom, M. (1988).** Searching for the effect of unionism on the wages of union and nonunion workers. *Journal of Labour Research*, 9(2), 139–148.
<https://doi.org/10.1007/BF02685237>
- Pailhé, A. & Solaz, A. (2006).** Vie professionnelle et vie familiale : la charge de la conciliation repose essentiellement sur les femmes. *Population et Sociétés* N° 426.
<https://www.ined.fr/fr/publications/editions/population-et-societes/vie-professionnelle-et-naissance/>
- Piketty, T. (2003).** L’impact de l’allocation parentale d’éducation sur l’activité féminine et la fécondité en France. CEPREMAP *Working Papers* N° 0309.
<https://ideas.repec.org/p/cpm/cepmmap/0309.html>
- Ponthieux, S. & Meurs, D. (2015).** Gender Inequality. In: Atkinson, T. & Bourguignon, F. (Eds), *Handbook of Income Distribution*, Vol. 2, 981–1146. Amsterdam: Elsevier.
<https://doi.org/10.1016/B978-0-444-59428-0.00013-8>
- Pora P. & Wilner, L. (2019).** Child Penalties and Financial Incentives: Exploiting Variation along the Wage Distribution. Insee, *Document de travail* N° G2019/08.
<https://www.insee.fr/en/statistiques/4226421>
- Regan, T.L. & Oaxaca, R.L. (2009).** Work experience as a source of specification error in earnings models: implications for gender wage decompositions. *Journal of Population Economics*, 22(2), 463–499.
<https://doi.org/10.1007/s00148-007-0180-5>
- Sofer, C. (1990).** La répartition des emplois par sexe: capital humain ou discrimination. *Économie & Prévision*, 92(1), 77–85.
<https://doi.org/10.3406/ecop.1990.5160>
- Waldfoegel, J. (1998).** Understanding the “family gap” in pay for women with children. *The Journal of Economic Perspectives*, 12(1), 137–156.
<https://doi.org/10.1257/jep.12.1.137>
-

Quarante ans d'évolution de l'offre et de la demande de travail par qualification – Progrès technique, coût du travail et transformation sociale

Forty Years of Change in Labour Supply and Demand by Skill Level – Technical Progress, Labour Costs and Social Change

Dominique Goux* et Éric Maurin**

Résumé – Il y a aujourd'hui en France une proportion plus élevée d'emplois de service aux particuliers qu'il y a quarante ans. Mal rémunérés et peu qualifiés, ces emplois progressent toutefois uniquement dans les secteurs où les employeurs bénéficient d'importants avantages fiscaux et pour les seules périodes où ces avantages se développent. Tout au long de la même période, la diffusion des nouvelles technologies apparaît systématiquement favorable aux emplois qualifiés. Elle contribue moins à une polarisation de la société entre emplois très qualifiés et peu qualifiés, qu'à l'émergence d'une société où les classes moyennes salariées prennent une place de plus en plus centrale. La montée des emplois de niveau supérieur et intermédiaire ne suffit cependant pas à absorber l'afflux de diplômés. Un nombre croissant de diplômés sont contraints de concurrencer les moins diplômés sur des postes d'ouvrier ou d'employé. Il en résulte à la fois une montée du déclassement des diplômés et la persistance d'un chômage très élevé pour les non diplômés.

Abstract – In France, the proportion of unskilled non-manual jobs is higher today than forty years ago, especially in personal service sectors. However, these unskilled jobs are only growing in occupations where employers enjoy significant reductions in social contributions and only in periods when these reductions are implemented. Throughout the same period, the diffusion of new technologies systematically appears to be favourable to higher- and intermediate-level occupations. Technological change contributes less to a polarisation between higher-level and lower-level jobs than to the emergence of a society where intermediate-level jobs take an increasingly central place. However, the joint rise in higher and intermediate level jobs is not strong enough to absorb the influx of high-school and college graduates. An increasing number of graduates are forced to compete with less educated workers in lower-level job positions. The result is both an increase in the occupational downgrading of graduates and the persistence of very high unemployment rates for non-graduates.

Codes JEL / JEL Classification : J21, J24, J31

Mots-clés : progrès technique, coût du travail, qualifications, polarisation, chômage

Keywords: technological change, labour cost, occupational structure, polarisation, unemployment

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* Insee (dominique.goux@insee.fr)

** PSE, EHESS (eric.maurin@ens.fr)

Au cours des dernières décennies, le paysage social français s'est complètement transformé. Comme nombre de travaux l'ont déjà souligné, l'emploi des ouvriers et des employés s'est effondré, tandis que les cadres et les professions intermédiaires progressaient fortement, au point de représenter aujourd'hui près de la moitié de la population salariée contre environ 20 % au début des années 1960 (Marchand, 2010 ; Goux & Maurin, 2012). Au sein même des catégories modestes du salariat (ouvriers ou employés), d'importantes reconfigurations sont à l'œuvre : certains emplois qui ne sont pas parmi les moins rémunérés perdent du terrain (notamment parmi les ouvriers qualifiés ou les employés administratifs d'entreprise) tandis que d'autres emplois progressent alors qu'ils sont pourtant parmi les plus mal rémunérés, notamment au sein des employés des services directs aux particuliers (Ast, 2015).

Prises ensemble, ces évolutions semblent cohérentes avec la thèse selon laquelle le progrès technique contribue désormais à polariser l'emploi et la société, à ne laisser aux salariés que l'alternative entre des emplois de service précaires et mal rémunérés d'une part et des emplois de cols blancs très qualifiés d'autre part, toute une partie intermédiaire du salariat semblant condamnée à la disparition (Autor *et al.*, 2003 ; Goos & Manning, 2007 ; Goos *et al.*, 2009).

Au cœur de cette thèse se trouve l'idée que les emplois les plus exposés à souffrir du progrès technique ne sont plus nécessairement les moins qualifiés, mais ceux qui impliquent des « *routine tasks* », c'est-à-dire des tâches demandant de respecter des procédures faciles à expliciter et à programmer à l'avance, aussi complexes et abstraites soient-elles. Beaucoup de métiers qualifiés seraient riches en « *routine tasks* » (comme le métier de comptable) alors qu'inversement de nombreux métiers peu qualifiés impliqueraient d'effectuer des tâches simples, mais impossibles à expliciter et programmer à l'avance (dans le secteur de l'aide à la personne notamment). C'est dans la déconnexion entre les qualifications requises pour exercer un métier et son contenu plus ou moins intensif en tâches faciles à expliciter et programmer à l'avance que se trouverait la clef des évolutions contemporaines, globalement favorables aux métiers les plus qualifiés et les moins qualifiés, mais défavorables aux métiers intermédiaires.

Difficile à tester empiriquement, mais dominante dans l'univers académique, cette thèse de la polarisation technologique a une double portée

politique : d'une part, en donnant au progrès technique un rôle central, elle confère aux évolutions de l'emploi un caractère inéluctable, indépendant des institutions en place et des choix politiques opérés ; d'autre part, en désignant les emplois intermédiaires comme les plus exposés à disparaître devant les avancées technologiques, cette thèse a le caractère anxiogène des idées qui promettent un avenir sans classes moyennes, un avenir où ne reste plus qu'un face-à-face entre le haut et le bas de la société.

Avant d'adhérer à de telles thèses, plusieurs questions restent toutefois à éclaircir, dont celle du rôle qu'ont pu jouer les politiques visant à abaisser le coût du travail pour les emplois les moins bien rémunérés. Lorsqu'on aborde la question des mécanismes susceptibles d'expliquer la transformation des emplois, une question cruciale est en effet celle de l'évolution de leurs coûts relatifs pour les employeurs. En simplifiant, le déclin relatif d'un certain type d'emplois (l'emploi des ouvriers qualifiés par exemple) ne peut s'interpréter comme reflétant une évolution défavorable des technologies que dans la mesure où le coût de ce type d'emplois pour les employeurs n'a pas augmenté par rapport aux autres emplois, notamment ceux susceptibles de lui être facilement substitués. Si le coût relatif augmente, le diagnostic devient incertain, le déclin peut refléter aussi bien l'évolution défavorable des technologies que celle des coûts relatifs.

Nombre d'études ont déjà mis en évidence que les salaires relatifs des personnes les plus qualifiées ont eu tendance à baisser en France au cours des décennies récentes (Insee, 2018a ; Babet, 2017 ; Charnoz *et al.*, 2013 ; Verdugo, 2014). La figure I-A retrace l'évolution des salaires nets des principaux groupes de métiers sur la période 1990-2018 (les données utilisées sont présentées dans l'encadré). Elle confirme que les rémunérations des cadres tendent à s'éroder tandis que celles des ouvriers et des employés les moins qualifiés connaissent les progressions les plus marquées, contribuant à un net resserrement de la hiérarchie des salaires.

Si la baisse des salaires relatifs des cadres pouvait s'interpréter comme une baisse de leurs coûts relatifs pour les employeurs, la figure I-A offrirait une explication possible assez simple à la montée des emplois de cadre dans les entreprises : ils sont devenus moins coûteux au fur et à mesure qu'affluaient de nouveaux diplômés sur le marché du travail, ce qui a incité les employeurs à progressivement les substituer aux autres formes d'emplois. De même, si la hausse des salaires relatifs des

emplois les moins qualifiés pouvaient s'interpréter comme une hausse de leurs coûts relatifs, les évolutions présentées dans la figure I-A seraient cohérentes avec l'un des éléments clefs de la thèse de la polarisation technologique des emplois : certains métiers de service très peu qualifiés progressent dans l'emploi alors qu'ils sont de plus en plus coûteux, évolution difficile à expliquer sans l'hypothèse d'un progrès technique qui leur serait désormais beaucoup plus favorable (ou moins défavorable) qu'à nombre de métiers plus qualifiés. Le problème est toutefois que les salaires ne représentent qu'une partie des coûts pour l'employeur. Ces coûts dépendent également des cotisations sociales, lesquelles évoluent de façon beaucoup plus favorable aux emplois peu qualifiés depuis le début des années 1990¹.

Pour illustrer l'importance de distinguer salaires et coûts, la figure I-B retrace non plus l'évolution des salaires nets, mais celle des coûts correspondants pour les employeurs, une fois prises en compte les cotisations salariales et patronales. La figure I-B révèle que le resserrement des salaires a été largement compensé par les politiques d'allègement

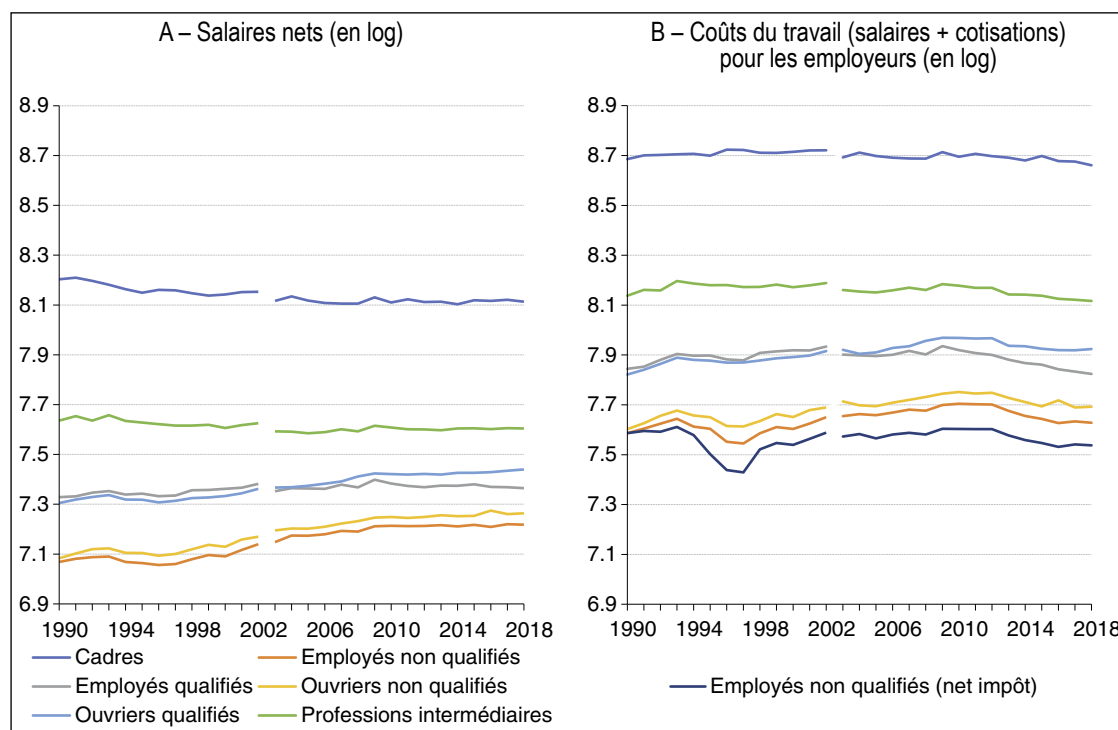
de cotisations sociales ciblées sur les emplois les moins bien rémunérés². Alors que le différentiel de salaire entre les cadres et les employés les moins qualifiés baisse de plus de 20 % au cours de la période considérée, le différentiel de coût (salaires + cotisations sociales) reste quasi inchangé. Si l'on prend en compte les réductions et crédits d'impôt dont ont bénéficié les employeurs dans les secteurs des services directs aux particuliers, on aboutit même au diagnostic d'un écartement des différentiels de coûts entre les cadres et les employés les moins qualifiés.

Dans la suite de cet article, l'un de nos objectifs va d'abord être d'approfondir ce diagnostic et de mettre en regard sur longue période et aussi

1. Les données sont issues de l'enquête Emploi, laquelle n'apporte d'informations précises sur les salaires que depuis 1990. Entre 1982 et 1989, les salaires sont renseignés par tranches.

2. Mené à partir des Déclarations Annuelles de Données Sociales pour le secteur privé et la période 1976-2010, le travail de Bozio et al. (2016) parvient à des conclusions qualitativement similaires, à savoir un resserrement des écarts inter-déciles de salaires plus que compensé par les politiques d'allègement de charges ciblées sur les bas salaires. Ce diagnostic rejoint celui d'un travail plus ancien mené avec les enquêtes FQP par Goux & Maurin (2000) sur la période 1970-1993.

Figure I
Évolution des salaires nets et des coûts du travail par catégorie socio-professionnelle, 1990-2018



Note : l'évolution entre les années 2002 et 2003 est difficilement interprétable, 2003 marquant une discontinuité dans le codage des PCS.
Note de lecture : en 1990, la différence de log du salaire entre cadres et employés non qualifiés est de 1.12 (avec $1.12 = 8.20 - 7.08$). En 2018, elle est de 0.90 (avec $0.90 = 8.11 - 7.21$), soit une baisse de plus de 20 %. En 1990, la différence de log du coût du travail (salaire + cotisations) pour les employeurs des emplois de cadres et d'employés non qualifiés est de 1.09 (avec $1.09 = 8.68 - 7.59$). En 2018, elle est de 1.03 si on ne prend pas en compte les crédits d'impôts et de 1.12 si on les prend en compte.
Champ : salariés du secteur privé.
Source : Insee, enquêtes *Emploi*, 1990-2018.

ENCADRÉ – Données et calcul du coût du travail

L'étude s'appuie sur les enquêtes *Emploi* de l'Insee, conduites entre 1982 et 2018. Entre 1982 et 2002, ces enquêtes sont ponctuelles, réalisées généralement en mars, tandis que depuis 2003, l'enquête se déroule en continu sur toute l'année.

Pour chaque personne interrogée, outre les caractéristiques sociodémographiques usuelles (sexe, âge, diplôme), les enquêtes *Emploi* fournissent des informations détaillées sur leur situation vis-à-vis de l'emploi (en emploi, au chômage, inactif), pour celles qui travaillent le statut d'emploi (salarié/non salarié, salarié du privé/du public – i.e. de l'État et des collectivités locales), la profession exercée, le secteur d'activité de l'établissement employeur, le salaire mensuel perçu et la durée du travail (temps complet ou partiel, quotité de temps partiel).

Dans les 37 enquêtes mobilisées, la profession exercée est codée dans la nomenclature des professions et catégories socioprofessionnelles (PCS). Cette nomenclature a été révisée en 2003, mais la révision n'a concerné que le niveau détaillé de la nomenclature à 4 chiffres, au niveau des professions, sans changer les niveaux plus agrégés à 2 chiffres, au niveau des catégories socioprofessionnelles (CS). Les enquêtes permettent ainsi de décrire l'évolution de la structure de la population active occupée par CS sur longue période. Il faut toutefois souligner que les modifications dans les procédures de codage liées au changement de nomenclature de professions en 2003 (ainsi qu'au passage, également en 2003, à l'enquête en continu sur toute l'année) rendent les évolutions par CS observées entre les années 2002 et 2003 difficilement interprétables. Aussi, dans les analyses graphiques présentées, avons-nous préféré neutraliser les évolutions 2002-2003.

On a distingué les cadres (CS agrégée 3), des professions intermédiaires (CS agrégée 4), des ouvriers qualifiés (CS 62, 63, 64 et 65), des ouvriers non qualifiés (CS 67, 68 et 69) et des employés (CS agrégée 5). Au sein des employés, on a distingué les personnels des services directs aux particuliers (CS 56) des autres employés. Enfin, au sein des personnels des services directs aux particuliers, on a distingué les assistantes maternelles, aides à domicile et employés de maison, et personnels de ménage chez des particuliers (PCS 2003 = 563a, 563b et 563c, ou PCS 1982 = 5631 et 5632) des autres personnels des services directs aux particuliers (les autres PCS de la CS 56). Depuis 1982, l'enquête recueille le salaire mensuel de chaque salarié. Cependant, jusqu'en 1989, seule la tranche de salaire dans laquelle le salaire se situe est connue (19 tranches). Trop peu précise pour notre étude, nous n'avons pas utilisé cette information. À partir de 1990, on connaît le salaire précis. Depuis 2003, cette information n'est disponible que pour un tiers de l'échantillon (l'échantillon du « 1/6^e entrant » et l'échantillon du « 1/6^e sortant »). Aussi, à partir de 2003, les statistiques sur les salaires (ou les coûts du travail) sont estimées sur un tiers de l'échantillon.

L'emploi et le salaire sont estimés en équivalent temps plein, à partir des informations disponibles sur

l'exercice de l'emploi à temps complet ou à temps partiel, et pour les personnes à temps partiel, de la quotité de temps partiel.

Calcul du coût du travail

Pour chaque individu, on estime son coût du travail à partir de son salaire mensuel, de sa quotité de travail (temps complet ou pourcentage par rapport à un temps complet) et des taux de cotisations sociales salariales et patronales et plafonds de l'année correspondante, en distinguant cadres et non cadres. On a également déduit les allègements généraux de cotisations sociales en vigueur l'année correspondante (voir Ourliac & Nouveau, 2012, pour le recensement de ces allègements).

Pour les aides à domicile, les assistantes maternelles et les employés de maison et personnels de ménage chez des particuliers, on a également estimé un coût net des réductions d'impôt et réductions de cotisations sociales supplémentaires accordées aux particuliers qui les emploient (que ce soit directement ou via une entreprise). Concernant les assistantes maternelles, on a considéré que les particuliers étaient exemptés de cotisations sociales (salariales et patronales) depuis 1991 (AFEAMA) et négligé d'autres aides (comme le complément d'AFEAMA, celui-ci dépendant du nombre et de l'âge des enfants gardés, et également des ressources de l'employeur à partir de 2001 ; sur ce point, cf. Daniel, 2003). Concernant les autres emplois (aides à domicile, employés de maison, etc.), on a fait l'hypothèse qu'un salarié donné avait un unique particulier employeur (ou utilisateur) qui bénéficiait de la réduction d'impôt (ou du crédit d'impôt) maximum liée à l'emploi d'un salarié à domicile compte-tenu des plafonds en vigueur (article 199 sexdecies du code général des impôts). On a négligé les autres aides (comme l'AGED par exemple, ne concernant que les emplois de garde de jeunes enfants au domicile de l'employeur, difficilement repérables dans l'enquête).

L'enquête *Emploi* permet de repérer indirectement les assistantes maternelles parmi les professions regroupées dans la PCS « assistantes maternelles, gardiennes d'enfants, travailleuses familiales » (PCS 5631, puis 563a et 563b en PCS 2003) depuis 1994. On a retenu les critères proposés par Algava & Ruault (2003), à savoir les personnes exerçant la profession « assistantes maternelles, gardiennes d'enfants, travailleuses familiales » qui travaillent à leur domicile, et ne sont ni indépendantes ni salariées de l'État ou des collectivités locales.

Pour évaluer la qualité de nos estimations, nous les avons comparées aux séries de coûts du travail calculés par l'Insee à partir des DADS et de la législation sociale (Insee, 2013). De manière satisfaisante, nos estimations et celles de l'Insee donnent une image très proche de l'évolution des différents déciles de la distribution des coûts du travail. Par exemple, le premier décile a progressé, entre 1990 et 2010, de +48 % selon nos estimations et de +50 % selon l'Insee. De même le dernier décile a progressé de +70 % selon nos estimations et de +68 % selon l'Insee. Le rapport du dernier décile sur le premier décile a progressé de +13 % selon l'Insee et de +15 % selon nos estimations.

précisément que possible l'évolution des coûts du travail et celle de l'emploi relatif des principaux groupes de métiers, en sorte de mieux comprendre la nature des dynamiques qui transforment la société.

Nous allons porter une attention toute particulière aux facteurs susceptibles d'expliquer les dynamiques de déqualification du salariat modeste, qu'il s'agisse de la hausse de certains emplois parmi les moins qualifiés (comme ceux des personnels de services directs aux particuliers) ou de la baisse de certains emplois qui ne sont pas parmi les moins qualifiés (comme ceux des ouvriers qualifiés). Pour anticiper la suite de l'article, les données disponibles ne nous paraissent pas vraiment cohérentes avec l'hypothèse selon laquelle le progrès technique serait l'explication de ces évolutions atypiques, de ces formes particulières de polarisation de l'emploi. De fait, si certains emplois peu qualifiés ont gagné du terrain, c'est essentiellement dans les métiers et pour les périodes où ces emplois ont bénéficié d'importantes subventions, abaissant considérablement leurs coûts relatifs. Une fois ces cas particuliers mis à part, le progrès technique apparaît quasi systématiquement biaisé en faveur des emplois les plus qualifiés. Dans la dernière partie de ce travail, nous démontrons que la vitesse avec laquelle la demande des entreprises évolue en faveur des

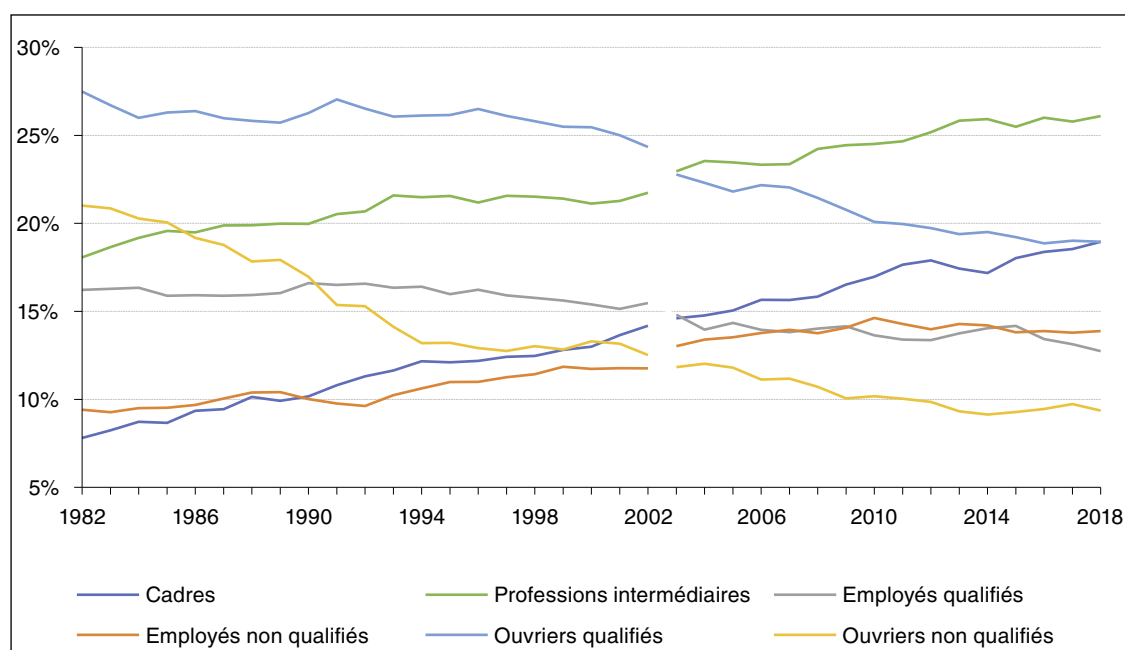
emplois les plus qualifiés reste toutefois moins élevée que la vitesse avec laquelle augmente le niveau de formation de la population, suite notamment à l'expansion scolaire de la fin des années 1980. Dans un contexte de grande stabilité des coûts relatifs du travail, ce décalage entre l'offre et la demande de qualifications apparaît comme le ressort commun à la montée du déclassement des diplômés et à la persistance d'un chômage élevé pour les non diplômés. Paradoxalement, l'école devient ainsi un rempart contre le chômage en même temps qu'elle donne accès à des emplois de moins en moins rémunérés.

La montée des employés non qualifiés : un choix politique

Les employés de commerce et les personnels des services directs aux particuliers sont deux groupes de professions parmi les moins bien rémunérées de l'espace social et c'est la raison pour laquelle on désigne désormais parfois leur regroupement comme celui des employés « non qualifiés »³. Ce regroupement présente comme

3. À propos des définitions successives proposées pour les « employés non qualifiés », voir Bisault et al. (1994), Burnod & Chenu (2001) ou Chardon (2002).

Figure II
Évolution de la structure des emplois, 1982-2018*



* rupture de série, cf. encadré.

Note de lecture : la part des ouvriers qualifiés dans l'emploi salarié privé est de 27.5 % en 1982.

Champ : salariés du secteur privé.

Source : Insee, enquêtes *Emploi*, 1982-2018.

particularité d'avoir vu sa part progresser dans l'emploi salarié au cours des dernières décennies. Au sein du salariat modeste (employés, ouvriers), il s'agit même de la seule grande catégorie dont la part dans l'emploi est plutôt plus importante aujourd'hui qu'au début des années 1980, en contraste avec les ouvriers (qualifiés ou non) et les autres types d'employés (dits « qualifiés »), tous en recul (figure II).

La progression des employés non qualifiés reflète le déplacement général de la demande de biens et services de l'industrie vers le tertiaire, puisque ces employés occupent des postes situés quasi exclusivement dans le tertiaire. Quand on se concentre sur les seuls emplois du secteur tertiaire, la part des employés non qualifiés tend en fait à diminuer depuis 1982, même si c'est beaucoup moins vite que celle des autres employés ou que celle des ouvriers (tableau). Un examen plus poussé révèle que cette résistance des effectifs d'employés non qualifiés est due pour l'essentiel aux personnels de services directs aux particuliers, dont la part tend à se maintenir dans le tertiaire et à nettement progresser dans l'emploi total, notamment sur la période antérieure à 2002⁴.

Même s'il s'agit d'un phénomène relativement circonscrit dans le temps et l'espace social, il est important d'essayer de bien comprendre les ressorts de cette résistance des métiers de services directs aux particuliers. C'est essentiellement pour rendre compte de ce phénomène qu'a été émise l'hypothèse générale d'un progrès technique contribuant à déqualifier le salariat modeste et à

polariser la structure des emplois, à favoriser tout à la fois les emplois les plus qualifiés et certains des emplois les moins qualifiés⁵.

Une autre hypothèse est toutefois que les emplois de services directs aux particuliers ont été les principaux bénéficiaires des politiques d'allègement du coût du travail conduites depuis le début des années 1990, notamment dans le secteur de la garde d'enfants ou dans celui de l'aide à domicile pour les ménages⁶. Les parents employeurs d'assistantes maternelles ont ainsi bénéficié dès le début des années 1990 d'une exonération totale de cotisations sociales, complétée par la prise en charge d'une partie du salaire de l'assistante maternelle et d'une réduction d'impôt.

4. Tout au long de cet article, nous essaierons de tenir compte de la rupture de série survenue entre 2002 et 2003, date à laquelle l'enquête Emploi est devenue une enquête en continu et surtout date à laquelle la nomenclature des professions a été révisée ainsi que son codage dans les enquêtes. Cette rupture de série apparaît associée à des discontinuités dans l'évolution de la distribution des emplois entre les diverses grandes catégories. C'est la raison pour laquelle le tableau, par exemple, présente séparément les évolutions observées avec les enquêtes antérieures et les enquêtes postérieures à la rupture de 2002-2003.

5. Travaillant sur le panel « Tous salariés » issu des DADS, représentatif de la population salariée hors salariés pour les particuliers-employeurs, Berger & Pora (2017) ne trouvent aucune trace de polarisation de la structure des emplois sur la période 1988-2014 : plus un groupe de métiers se situe bas dans la hiérarchie des rémunérations en 1988, moins sa part progresse dans l'emploi entre 1988 et 2014. Ce résultat est cohérent avec l'idée que la seule dynamique potentiellement cohérente avec l'hypothèse de polarisation de la demande de travail est celle des salariés des services directs de particuliers.

6. Ces différents dispositifs ont donné lieu à plusieurs évaluations qui pointent généralement un effet significatif sur le taux de recours ou sur l'emploi dans les services aux particuliers concernés, même s'il est généralement difficile d'isoler le rôle spécifique de chacun des dispositifs, tellement leur mise en œuvre fut imbriquée (voir notamment Flipo & Olier, 1998 ; Carbonnier, 2009 ; Marbot, 2011 ; Marbot & Roy, 2014). Voir également la méta-analyse de Carbonnier (2015).

Tableau
Évolution de la distribution de l'emploi salarié par catégorie socioprofessionnelle, selon le secteur d'activité

	Industrie et construction			Tertiaire		
	Part en 1982 (%)	Évolution 1982-2002 (pts)	Évolution 2003-2018 (pts)	Part en 1982 (%)	Évolution 1982-2002 (pts)	Évolution 2003-2018 (pts)
Cadres	6.3	+4.8	+3.8	9.8	+6.4	+4.1
Professions intermédiaires	16.8	+4.3	+5.0	20.1	+2.4	+2.5
Employés du commerce et des services directs aux particuliers, dont :	1.1	+0.3	+0.4	18.5	-1.0	-0.8
Employés de commerce	0.9	+0.4	+0.3	8.5	-1.0	-0.5
Personnel des services directs aux particuliers	0.2	-0.1	+0.1	10.0	-0.0	-0.3
Autres employés	8.4	-1.4	-1.7	24.8	-4.6	-3.7
Ouvriers qualifiés	37.9	+4.1	-4.1	17.5	-2.2	-1.0
Ouvriers non qualifiés	29.5	-12.1	-3.4	9.2	-1.0	-1.2

Note : l'évolution entre les années 2002 et 2003 est difficilement interprétable, 2003 marquant une discontinuité dans le codage des PCS.

Note de lecture : entre 1982 et 2002, la part des cadres dans l'emploi des secteurs privés du tertiaire a progressé de 6.4 points.

Champ : salariés du privé, de l'industrie, de la construction et du tertiaire.

Source : Insee, enquêtes *Emploi*, 1982, 2002, 2003, 2018.

Les particuliers recourant à des services d'aide à domicile ont également bénéficié dès 1993 d'importantes réductions d'impôts, transformées en crédit d'impôt en 2007. La mise en place du chèque emploi service en 1994 a par ailleurs beaucoup simplifié les procédures d'embauche pour les particuliers employeurs.

Pour éclairer le rôle de ces politiques, nous avons divisé la catégorie des personnels des services directs aux particuliers en deux sous-groupes, l'un rassemblant les assistantes maternelles et les aides à domicile⁷ et l'autre rassemblant les autres personnels des services directs aux particuliers, notamment les employés de l'hôtellerie et de la restauration⁸. Dans la mesure où le premier sous-groupe représente le principal bénéficiaire des politiques de soutien aux services aux particuliers développées du début des années 1990 jusqu'à la fin des années 2000, l'évolution comparée de ces deux sous-groupes tout au long des quatre dernières décennies peut donner une idée du rôle joué par ces politiques.

S'agissant de l'emploi, la figure III-A retrace l'évolution de la part dans l'emploi salarié privé

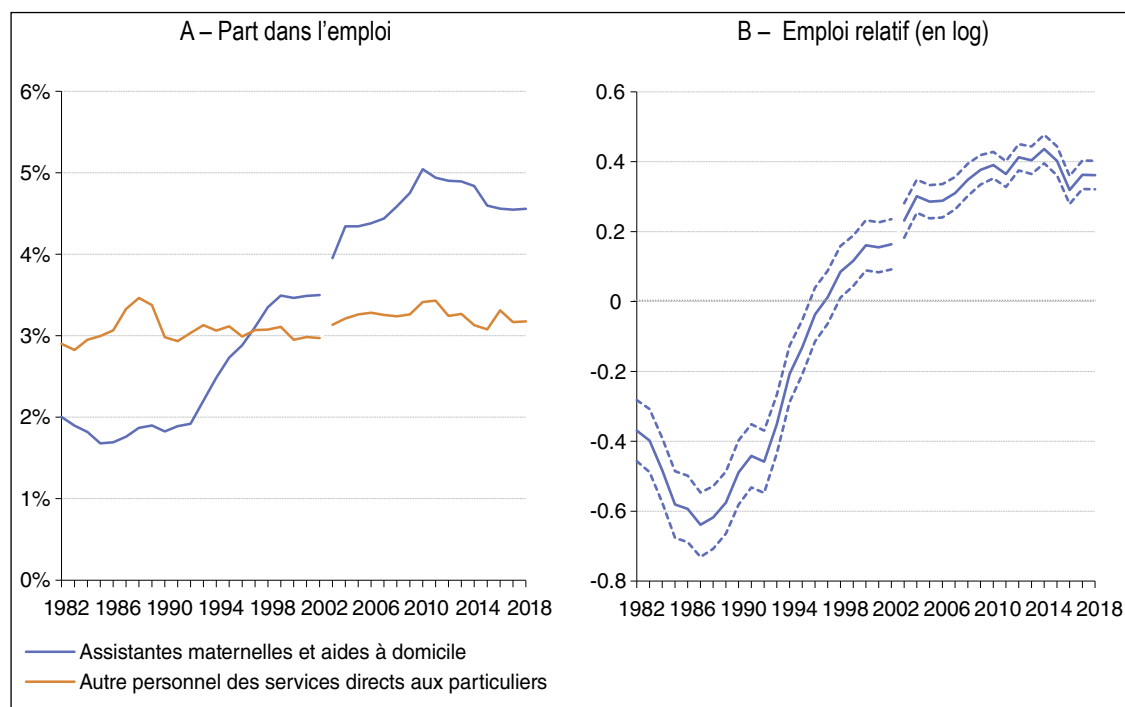
des aides à domicile et assistantes maternelles d'une part et des autres employés des services directs aux particuliers d'autre part. En complément, la figure III-B retrace l'évolution du rapport entre ces deux proportions. Dans les années 1980, la part de ces deux groupes d'employés fluctue avec la conjoncture mais aucune tendance claire ne se dégage. À partir de la fin des années 1980 et du début des années 1990, qui est aussi le moment où commencent à être mises en œuvre les politiques spécifiques en faveur des assistantes maternelles et des aides à domicile, tout change : les emplois d'assistantes maternelles et d'aides à domicile s'envolent tandis que les autres catégories de personnels des services directs aux particuliers continuent de stagner. Entre la fin des années 1980 et la fin des années 2000, l'emploi relatif des aides à domicile et assistantes maternelles est multiplié par deux. Depuis la fin des années 2000, qui coïncide avec la stabilisation des

7. Y compris employés de maison et personnels de ménage chez des particuliers.

8. Les assistantes maternelles et les aides à domicile regroupent les postes 563a, 563b et 563c de la PCS 2003 (les postes 5631 et 5632 de la PCS 1982). Les autres personnels des services directs aux particuliers sont les autres professions de la PCS 2003 (ou PCS 1982) commençant par 56.

Figure III

Emploi des assistantes maternelles et aides à domicile par rapport aux autres personnels des services directs aux particuliers, 1982-2018*



* rupture de série, cf. encadré.

Note de lecture : la part des assistantes maternelles et aides à domicile passe de 2 % de l'emploi salarié du privé en 1982 à 4.6 % en 2018. Sur la même période, la part des autres personnels des services directs aux particuliers passe de 2.9 % à 3.2 %. Le log du rapport (part des assistantes maternelles et aides à domicile/part des autres personnels des services directs aux particuliers) passe d'environ -0.49 en 1990 à +0.16 en 2002.

Champ : personnels des services directs aux particuliers, secteur privé.

Source : Insee, enquêtes *Emploi*, 1982-2018.

incitations fiscales, les deux groupes d'employés ne progressent plus et l'emploi relatif des aides à domicile et assistantes maternelles tend même de nouveau à diminuer. En 2018, l'emploi relatif des aides à domicile et des assistantes maternelles est toujours au même niveau qu'en 2008. En définitive, ce n'est pas l'ensemble des personnels des services directs aux particuliers dont la part a beaucoup progressé depuis 35 ans, mais essentiellement ceux ciblés par les aides publiques et pour la seule période où ces aides publiques sont montées en charge.

Pour donner une idée plus précise de l'ampleur de ces aides, la figure IV retrace l'évolution du coût relatif (salaires + cotisations sociales) des deux groupes d'employés après prise en compte des seuls allègements généraux de charges sociales (courbe bleue), mais aussi après prise en compte d'une évaluation de l'impact des mesures spécifiques prises en faveur des aides à domicile et des assistantes maternelles⁹ (courbe orange).

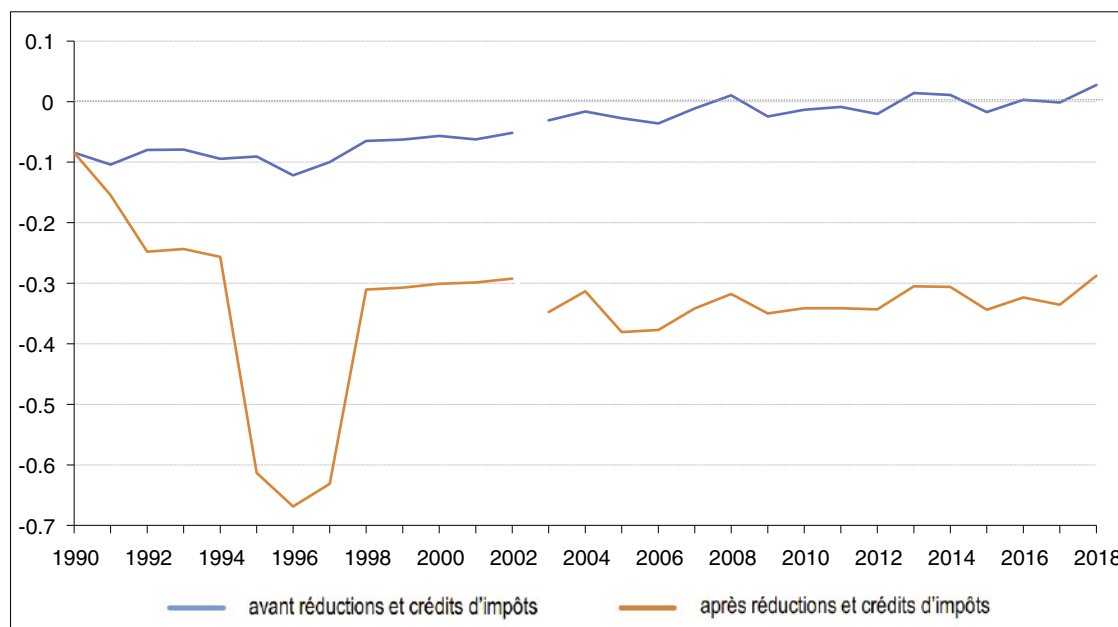
S'agissant du coût relatif du travail après prise en compte des seuls allègements généraux, il suit une très légère tendance à la hausse tout au long

de la période. En revanche, la courbe retraçant le coût relatif après prise en compte des mesures spécifiques en faveur des aides à domicile et des assistantes maternelles confirme la baisse très nette de ce coût relatif dans la période 1990-2007, celle-là même où l'emploi relatif s'envole. Il passe d'environ -9% en 1990 à près de -35% en 2007, avant de se stabiliser sur la période 2008-2018.

En définitive, il peut être tentant d'interpréter la montée de la part des personnels des services directs aux particuliers dans l'emploi comme une conséquence de leur moindre exposition au progrès technique contemporain. Cependant, si cette hypothèse était juste, il n'y aurait guère de raison pour que cette montée soit quasi exclusivement concentrée sur les quelques métiers ciblés par les aides publiques et pour la seule période où

9. Les réductions d'impôts octroyées à chaque particulier étant plafonnées, le coût global d'une aide à domicile pour ses employeurs est d'autant plus faible qu'ils sont nombreux à se partager ses services (puisque cela augmente les chances pour chacun d'eux d'être sous le plafond). Pour nos calculs, nous avons fait cependant l'hypothèse que chaque emploi correspondait à un seul employeur, soit une hypothèse conservatrice quant aux coûts représentés pour les employeurs par ces emplois. Si nous étions capables de prendre en compte le nombre exact d'employeurs pour chaque employé, la baisse des coûts serait plus forte encore.

Figure IV
Coût relatif du travail assistantes maternelles et aides à domicile par rapport aux autres personnels des services directs aux particuliers (en log), avant et après réductions et crédits d'impôts, 1990-2018*



* rupture de série, cf. encadré.

Note : entre 1995 et 1997, le plafond des dépenses de services à domicile bénéficiant d'une réduction fiscale a été temporairement multiplié par plus de 3, ce qui explique la baisse temporaire importante du coût relatif du travail des assistantes maternelles et aides à domicile observée, après réductions et crédits d'impôts, entre 1995 et 1997.

Note de lecture : entre 1990 et 2002, après prise en compte des réductions fiscales, le log du rapport (coût des emplois d'assistantes maternelles et d'aides à domicile/coûts des autres personnels services directs aux particuliers) et passe de -0.08 à -0.29, soit une baisse de plus de 20 %.

Champ : personnels des services directs aux particuliers, secteur privé.

Source : Insee, enquêtes *Emploi*, 1990-2018.

ces aides publiques sont montées en charge. Une hypothèse plus crédible semble être que la part des employés de services directs aux particuliers est très directement indexée sur ces aides, lesquelles favorisent en outre le passage dans l'économie formelle d'emplois d'aides à domicile et de garde d'enfants qui sinon resteraient informels¹⁰. L'émergence d'une société au sein de laquelle la fraction la plus aisée de la population est capable de rémunérer les services de la fraction la plus mal payée n'est pas la conséquence inéluctable des avancées technologiques contemporaines, mais à bien des égards un choix politique¹¹.

Progrès technique et stabilisation des qualifications ouvrières

Les emplois ouvriers sont loin de former un tout homogène. En termes d'univers de socialisation et de conditions de travail, il est par exemple très important de distinguer les ouvriers de type industriel (dans les grandes entreprises de l'industrie lourde) des ouvriers de type artisanal (dans les petites entreprises du bâtiment ou de l'alimentaire par exemple) auxquels on peut ajouter les chauffeurs ainsi que les manutentionnaires et les ouvriers de la logistique. Au sein de chaque grande famille, il est également crucial de distinguer les emplois d'ouvriers non qualifiés et les emplois d'ouvriers qualifiés, sachant que les ouvriers commencent souvent leur carrière comme non qualifiés avant de devenir ouvriers qualifiés avec l'expérience, par promotion interne, pour un gain salarial d'environ 20 %.

Au cours des 35 dernières années, la baisse de l'emploi ouvrier a d'abord été celle des ouvriers non qualifiés, notamment dans l'industrie lourde. À partir du milieu des années 1990, la baisse des ouvriers non qualifiés s'est ralentie quand celle des ouvriers qualifiés a semblé s'accroître (cf. figure II et tableau). Ces inflexions sont tout sauf anodines, puisqu'elles sont, elles-aussi, de celles qui nourrissent aujourd'hui l'hypothèse de polarisation du progrès technique, selon laquelle les nouvelles générations de technologies contribuent à détruire des emplois qui ne sont pas parmi les moins qualifiés au profit d'emplois qui, eux, se trouvent parmi les moins qualifiés.

Ici encore, avant d'endosser une telle hypothèse, il convient d'analyser précisément la façon dont ont évolué l'emploi et les coûts relatifs des ouvriers qualifiés et non qualifiés. Pour que le diagnostic de l'émergence d'un progrès technique intrinsèquement défavorable aux ouvriers qualifiés puisse

être posé sans trop d'ambiguïté, il faudrait que l'emploi des ouvriers qualifiés baisse par rapport à celui des ouvriers non qualifiés sans que leur coût relatif n'augmente.

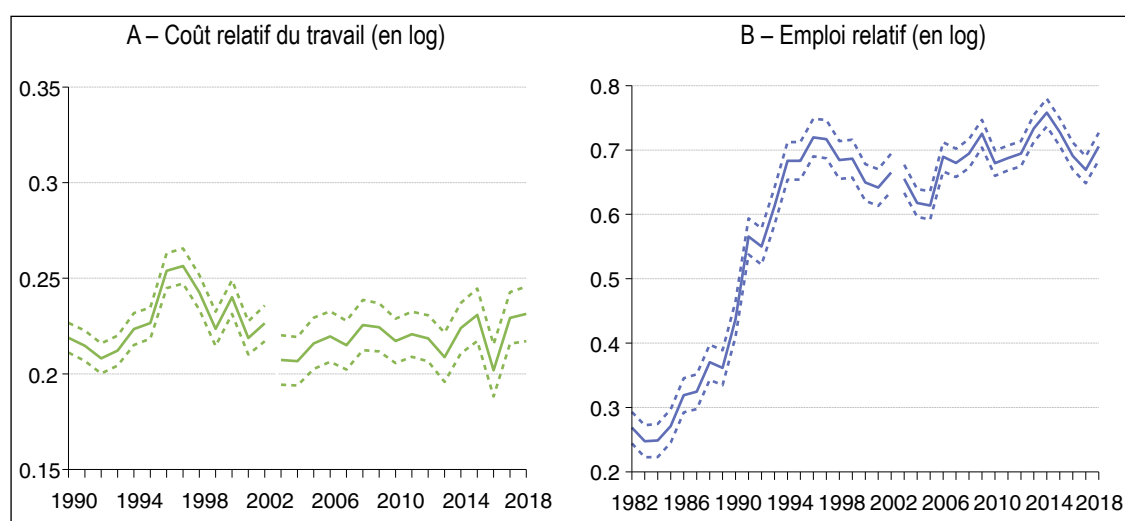
Pour éclairer cette question, la figure V-A retrace tout d'abord l'évolution (du log) des coûts relatifs des emplois d'ouvriers qualifiés et des ouvriers non qualifiés, pour la période 1990-2018, les enquêtes *Emploi* antérieures à 1990 n'apportant pas, rappelons-le, d'information détaillée sur les salaires et les coûts. La figure révèle que le coût relatif des emplois d'ouvriers qualifiés et non qualifiés reste très stable sur cette période : les allègements de cotisations ciblés sur les bas salaires contribuent à maintenir le coût des ouvriers qualifiés à des niveaux entre 20 % et 25 % plus élevés que ceux des ouvriers non qualifiés. On pourrait ajouter que, sur cette même période, les coûts d'ajustement de l'emploi n'évoluent pas eux non plus de façon particulièrement favorable aux ouvriers qualifiés, puisque la part des emplois précaires (moins difficiles à créer et détruire) augmente plutôt moins vite pour eux que pour les ouvriers non qualifiés (surtout sur la sous-période 1990-2002, voir par exemple COE, 2014).

Tout au long d'une telle période où les coûts relatifs n'évoluent pas particulièrement en faveur des ouvriers qualifiés, l'évolution du rapport entre leurs effectifs et ceux des ouvriers non qualifiés donne une image très directe de l'impact des facteurs de demande et, notamment technologiques, affectant la demande de qualifications ouvrières au sein des entreprises. Or la figure V-B révèle qu'après avoir beaucoup crû dans les années 1980 et au début des années 1990, ce rapport s'est stabilisé, la part des ouvriers qualifiés dans l'emploi demeurant à peu près 70 % plus forte que celle des non qualifiés tout au long des vingt dernières années. En d'autres termes, l'évolution de la proportion de qualifiés parmi les ouvriers est bien cohérente avec l'hypothèse d'une évolution des facteurs technologiques défavorable aux non qualifiés jusqu'au milieu des années 1990, mais pas avec celle d'une évolution qui serait devenue défavorable aux qualifiés après cette date.

10. Selon l'étude d'Algava & Ruault (2003) sur les assistantes maternelles, l'enquête *Emploi* retrace assez fidèlement l'évolution de l'emploi « formel » dans ce type de secteur, telle qu'elle serait retracée par des sources administratives ou fiscales. Mais selon Marbot (2008), la montée réelle des services à domicile (i.e., telle que captée dans les sources décrivant les dépenses réelles des ménages) ne représente que moins de la moitié de l'évolution « formelle ». Prises ensemble, ces deux études suggèrent que les données de l'enquête *Emploi* (ou les données de sources comme les DADS) surestiment ainsi sans doute assez grossièrement la montée réelle des services à domicile.

11. Pour une discussion des ressorts et de la portée de ce choix, voir par exemple Carbonnier & Morel (2018).

Figure V
Ouvriers qualifiés par rapport à ouvriers non qualifiés, 1982-2018*



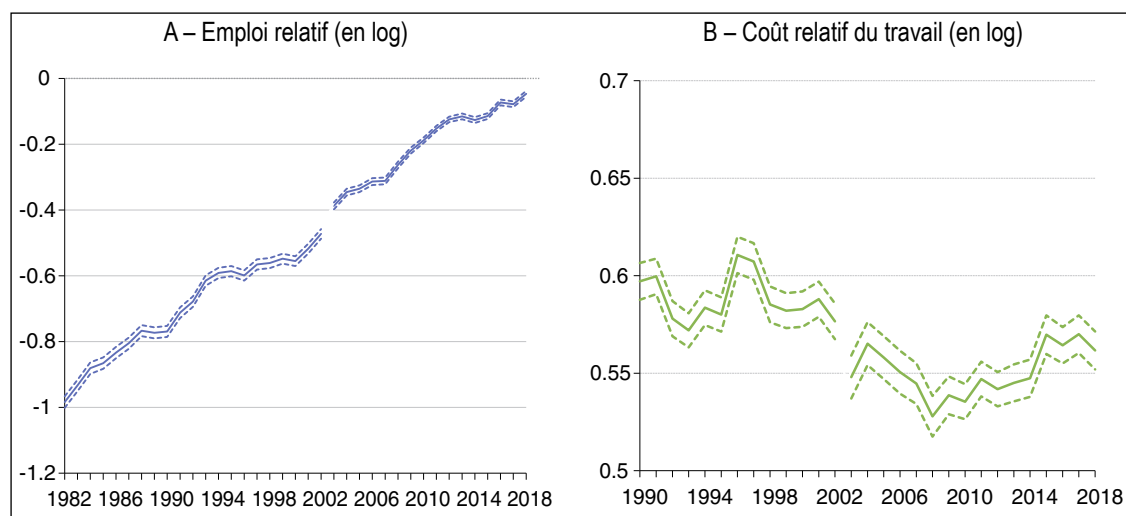
* rupture de série, cf. encadré.

Note de lecture : entre 1990 et 2018, le log du rapport (coût des emplois d'ouvriers qualifiés / coût des emplois d'ouvriers non qualifiés) fluctue entre 0.21 et 0.26. En 1990, le log du rapport (part des emplois d'ouvriers qualifiés/part des emplois d'ouvriers non qualifiés) s'élève à 0.46.

Champ : ouvriers, secteur privé.

Source : Insee, enquêtes *Emploi*, 1982-2018.

Figure VI
Cadres et professions intermédiaires par rapport à ouvriers et employés, 1982-2018*



* rupture de série, cf. encadré.

Note de lecture : le log du rapport (part des cadres et professions intermédiaires/part des ouvriers et employés) passe d'environ -0.98 en 1982 à -0.47 en 2002. En 1990, le log du rapport (coût des emplois de cadres et professions intermédiaires/coûts des emplois ouvriers ou employés) s'élève à 0.6.

Champ : salariés du secteur privé (hors personnels des services directs aux particuliers).

Source : Insee, enquêtes *Emploi*, 1982-2018.

Les postes d'ouvriers qualifiés représentent souvent, pour les ouvriers non qualifiés, une possibilité de promotion interne dans leur entreprise, impliquant des tâches de supervision et de contrôle nouvelles. Rien ne semble toutefois indiquer que le progrès technique ait conduit récemment à augmenter le ratio du nombre d'ouvriers non qualifiés par ouvrier qualifié dans

le processus de production, comme cela aurait pu être le cas si la digitalisation des processus de production avait rendu les ouvriers qualifiés plus productifs dans l'exercice de leurs tâches spécifiques de supervision et de contrôle.

Pour aller plus loin, on peut souligner qu'il existe deux types d'évolutions technologiques

susceptibles d'affecter les qualifications ouvrières demandées par les entreprises : le progrès technique au sein des entreprises d'une part (l'automatisation de la production dans le secteur automobile par exemple) et, d'autre part, les déplacements de l'activité entre les entreprises de secteurs différents (et recourant par conséquent à des technologies différentes). Pour séparer, au moins grossièrement, les deux types d'effets, il est possible de décomposer l'évolution de la part des ouvriers qualifiés dans l'emploi ouvrier en deux composantes : (i) la moyenne pondérée des évolutions de cette part au sein des différents secteurs d'activité (composante « intra ») et (ii) l'évolution de cette part due au déplacement de l'emploi ouvrier qualifié entre les secteurs (composante « inter »), des secteurs industriels (comme l'automobile) vers les secteurs du tertiaire (comme les transports ou la logistique). Lorsqu'on se livre à cet exercice de décomposition¹², on constate que la stabilité du taux de qualification ouvrière depuis le début des années 1990 est le résultat de deux évolutions de sens opposés, qui se compensent, à savoir une hausse des qualifications ouvrières au sein des secteurs d'activité compensée par un déplacement de l'emploi ouvrier vers les secteurs où le taux de qualification est moins fort. Au cours de la période antérieure (1982-1993), la forte hausse du taux de qualification s'expliquait entièrement par des mouvements intra-sectoriels, et notamment la forte hausse des qualifications ouvrières dans l'industrie.

En définitive, si le taux de qualification des ouvriers a cessé d'augmenter au tournant des années 1990, c'est que le progrès technique est alors devenu moins brutalement biaisé en faveur des ouvriers qualifiés qu'il ne l'était dans les années 1980, à la grande époque de l'automatisation des lignes de production, mais c'est aussi que l'activité a commencé à se déplacer vers des secteurs plutôt moins demandeurs en qualifications ouvrières.

Au-delà de leurs effets sur les qualifications, ces déplacements sectoriels de l'activité ont par ailleurs œuvré à une profonde recomposition du monde ouvrier : leurs emplois s'exercent de moins en moins dans un contexte de type industriel et de plus en plus dans un contexte de type artisanal ou dans les services. En quarante ans, la part des ouvriers qualifiés de type industriel a baissé près de quatre fois plus vite que celle des ouvriers qualifiés de type artisanal (-37 % vs -11 %), tandis que la part des non qualifiés de type industriel baissait une fois et demi plus vite que celle des non qualifiés de type artisanal (-54 % vs -36 %). Engagé de longue date, ce retour vers l'univers de l'artisanat et des relations

de service modifie du tout au tout la façon dont les ouvriers sont sollicités dans leur travail et, partant, la façon dont ils sont susceptibles d'être mobilisés sur le plan syndical ou politique¹³.

Les classes moyennes salariées : une croissance qui s'accélère

Si le niveau de qualification des ouvriers reste stable, la part des ouvriers dans l'emploi salarié n'en continue pas moins de reculer nettement depuis plus de trente ans, de même que celle des employés, surtout si l'on excepte les personnels des services directs aux particuliers, dont la dynamique particulière relève, nous l'avons vu, de choix politiques.

Pour mieux quantifier ce mouvement de fond en faveur des emplois de niveau intermédiaire et supérieur, la figure VI-A retrace l'évolution du rapport entre les effectifs de cadres et professions intermédiaires et les effectifs d'ouvriers et employés, entre 1982 et 2018. La figure confirme que ce ratio augmente sans discontinuer depuis 35 ans, passant d'environ 1/5 au début des années 1980 à près d'1/2 aujourd'hui. Au cours de la période 1990-2018 (celle où les salaires précis sont observés dans l'enquête *Emploi*), les coûts relatifs de ces deux grands groupes d'emplois sont par ailleurs restés très stables, comme le démontre la figure VI-B. Prises ensemble, ces deux figures suggèrent que la cause principale du mouvement de fond qui transforme petit à petit l'espace social se trouve dans l'évolution de la demande des entreprises : elle apparaît avoir quasi continuellement évolué en faveur des emplois intermédiaires et supérieurs au détriment des emplois d'ouvriers et d'employés.

Une idée aujourd'hui souvent défendue est que le progrès technique contribuerait non plus

12. Si p_{Qt} est la part de l'emploi qualifié dans l'emploi ouvrier à t , p_{st} la part du secteur s dans l'emploi ouvrier à t et p_{Qst} la part de l'emploi qualifié dans l'emploi ouvrier du secteur s à t , on a : $p_{Qt+1} - p_{Qt} = \sum_s (p_{Qst+1} - p_{Qst}) p_{st} + \sum_s (p_{st+1} - p_{st}) p_{Qst}$, la composante $\sum_s (p_{Qst+1} - p_{Qst}) p_{st}$ retraçant les évolutions intra-sectorielles tandis que la composante $\sum_s (p_{st+1} - p_{st}) p_{Qst}$ mesure des évolutions intersectorielles. Une des difficultés de cet exercice est que les nomenclatures de secteurs ont changé au fil du temps. Pour contourner autant que possible cette difficulté, nous avons utilisé la nomenclature NAP 1973 regroupée en 38 postes pour la période 1982-1993, la NAF 1993 regroupée en 36 postes pour la période 1994-2008 et la NAF rev.2 2008 regroupée en 38 postes pour la période 2008-2018, soit un nombre de secteurs qui reste compris entre 36 et 38 tout au long de la période d'étude.

13. Sur cette recomposition du monde ouvrier amorcée au début des années 1980, voir par exemple Maurin (2002). Voir également l'enquête de Beaud & Pialoux (1999) dans les usines Peugeot de Sochaux décrivant la rupture entre les générations d'ouvriers creusée par la disparition brutale de la « classe ouvrière » structurée syndicalement et politiquement ainsi que par l'accès des nouvelles générations d'ouvriers à des études secondaires beaucoup plus longues.

seulement à la destruction des emplois peu qualifiés, mais également à celle des emplois de la classe moyenne (voir par exemple OCDE, 2019). Les entreprises sacrifieraient désormais leurs emplois de niveau intermédiaire, pour privilégier de plus en plus exclusivement les emplois de niveau supérieur, cadres ou ingénieurs. Ce n'est pas exactement ce que suggère la figure VII. On y constate en effet que les emplois de cadres ont progressé nettement plus vite que ceux des professions intermédiaires jusqu'au début des années 2000 seulement. Depuis lors, le différentiel s'est assez nettement infléchi, les professions intermédiaires progressant désormais presque aussi vite que les cadres, alors que les coûts relatifs de ces deux types d'emplois restent très stables. En d'autres termes, la digitalisation des entreprises et la diffusion des nouvelles générations de technologies de communication depuis le début des années 2000 ne semblent pas se faire au détriment des classes moyennes salariées (techniciens notamment). Elles semblent au contraire plutôt plus favorables encore aux classes moyennes salariées que les précédentes générations de technologies.

Le discours catastrophiste sur les classes moyennes repose bien souvent sur une définition extensive de ces dernières, appuyée sur le seul critère de revenu et agrégeant des groupes sociaux aussi disparates que les professions intermédiaires et les ouvriers (ou les employés) qualifiés. Adopter une telle définition conduit à mélanger des catégories du salariat qui n'ont rien à voir du point de vue de leur exposition au progrès technique (comme noté plus haut), et rien à voir non plus du point de vue de leur autonomie dans le travail ou de leur exposition au chômage et à la précarité¹⁴. Cette approche englobante conduit finalement à prédire la fin des classes moyennes quand ce qui est en jeu est une recomposition des classes populaires. Entendues au sens originel, comme classes sociales de transition entre les classes populaires (agriculteurs, ouvriers ou employés) et les classes supérieures (cadre, ingénieurs, dirigeants d'entreprise), les classes moyennes n'ont en fait jamais été aussi dynamiques¹⁵.

Dynamique de l'offre de travail, risques de déclassement et inégalités devant l'emploi

En définitive, l'effet de premier ordre du changement technologique est resté à peu près le même depuis près de 40 ans, à savoir susciter une transformation de la demande de travail en faveur des emplois demandant des qualifications supérieures

et intermédiaires, au détriment des emplois moins qualifiés, d'ouvriers ou d'employés. Dans quelle mesure ce mouvement contribue-t-il au chômage des personnes les moins formées, à leurs difficultés persistantes pour accéder à l'emploi ? Dans quelle mesure, inversement, protège-t-il les personnes les mieux formées des risques de déclassement ?

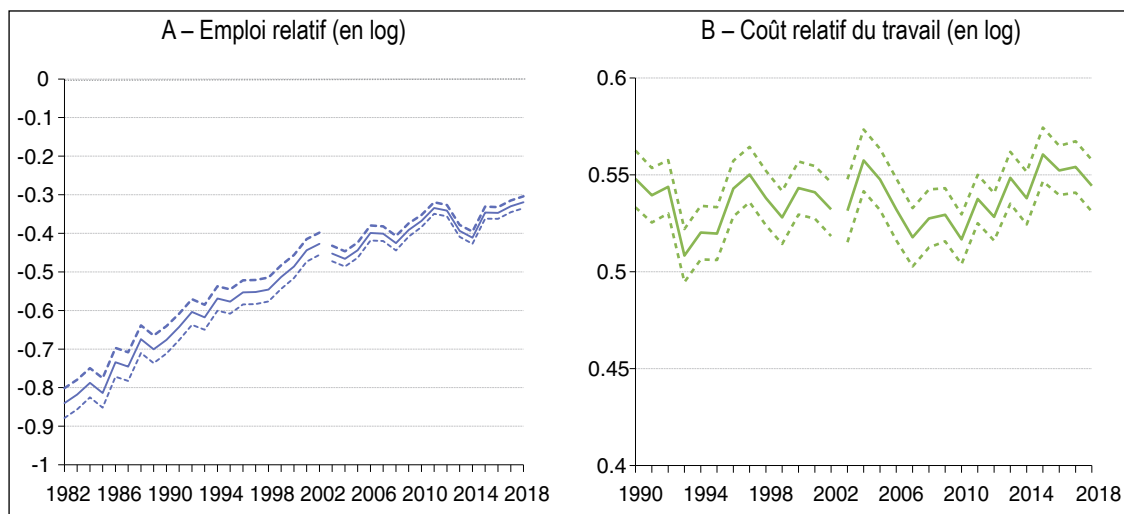
La réponse à ces questions dépend pour beaucoup de la vitesse à laquelle augmente la proportion de diplômés dans la population en âge de travailler. Plus cette proportion augmente vite par rapport aux emplois de cadres et professions intermédiaires, plus les diplômés sont exposés au déclassement sur des emplois peu qualifiés. Et plus le déclassement effectif des diplômés est important, plus les risques de chômage s'aggravent pour les non diplômés. Dans un pays où les choix politiques maintiennent les coûts relatifs par qualification à des niveaux très stables, l'ajustement de l'offre et de la demande de travail se réalise en effet essentiellement en rationnant l'accès à l'emploi qualifié des personnes les plus diplômées et l'accès à l'emploi tout court des personnes les moins diplômées.

Pour éclairer ces questions, la figure VIII retrace l'évolution de la proportion de personnes ayant au moins le baccalauréat dans la population âgée de 25-65 ans et révèle qu'elle a été quasi multipliée par trois entre 1982 et 2018, passant d'environ 20 % à 55 % sur la période. Au début des années 1980, on compte quatre fois plus de personnes sans le baccalauréat que de personnes ayant au moins le bac, en 2018, le rapport est complètement inversé, il y a désormais 20 % de plus de personnes ayant au moins le baccalauréat que de personnes sans le baccalauréat. Dans le même intervalle de temps, la proportion de postes de cadres et professions intermédiaires passe de 30 % à environ 45 %, comme le rappelle également la figure VIII. En d'autres termes, les technologies évoluent sans faiblir en faveur des emplois intermédiaires et supérieurs, mais l'offre de diplômés évolue

14. Tout au long des dernières décennies, le taux de chômage des professions intermédiaires est ainsi resté voisin de 5 % tandis que celui des employés et ouvriers qualifiés fluctuait au fil des cycles économiques à des niveaux près de deux fois plus élevés, autour de 9 % (Insee, 2018b). Dans les entreprises, les ouvriers et employés qualifiés sont également nettement plus exposés aux statuts précaires. Ils sont moins autonomes dans leur travail et beaucoup plus souvent amenés à répéter continuellement les mêmes gestes et les mêmes opérations (Beque et al., 2017). Les différences de statut se révèlent également dans le rapport aux technologies : les ouvriers et employés qualifiés sont beaucoup moins souvent amenés à utiliser des outils numériques connectés (particulièrement des outils portables) que les professions intermédiaires (Mauroux, 2018).

15. Sur ces différents points, voir par exemple Goux & Maurin (2012). À propos de la classe moyenne définie comme carrefour des flux de mobilité entre les classes populaires et les classes supérieures, voir Simmel (1896). À propos des ouvriers et des employés comme formant des « classes populaires » hétérogènes, en transformation, mais néanmoins de plus en plus distinctes des professions intermédiaires et des cadres, voir Siblot et al. (2015).

Figure VII
Cadres par rapport à professions intermédiaires, 1982-2018*



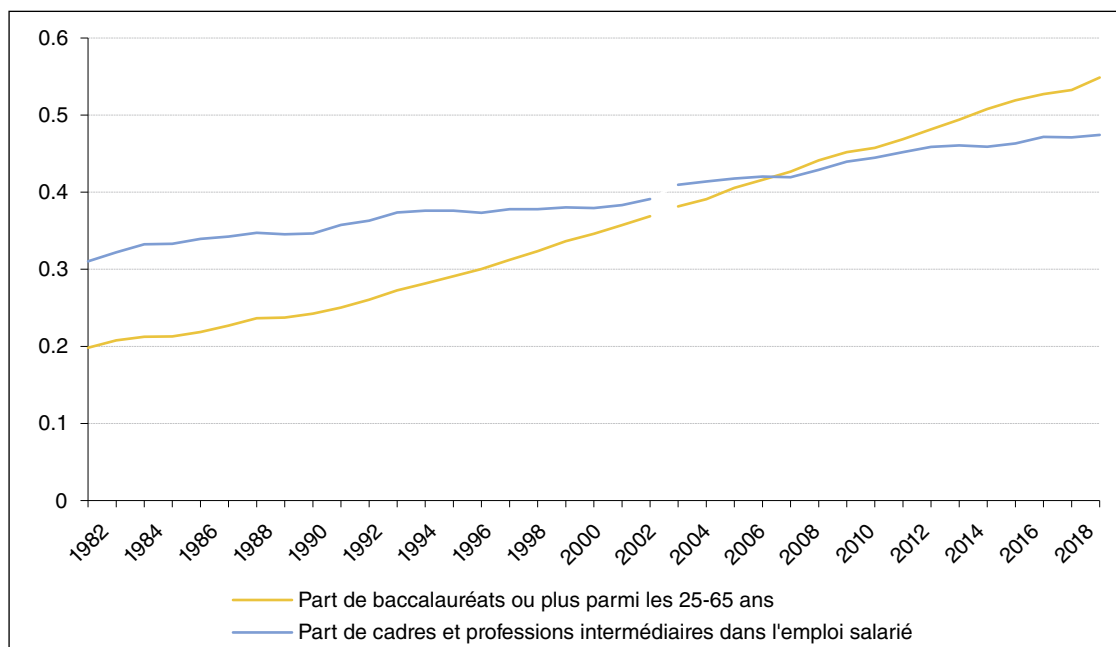
* rupture de série, cf. encadré.

Note de lecture : en 1982, le log du rapport (part des emplois de cadre/part des emplois de profession intermédiaire) s'élève à -0.84. Entre 1990 et 2018, le log du rapport (coût des emplois de cadres/coût des emplois de professions intermédiaires) fluctue entre 0.51 et 0.56.

Champ : cadres et professions intermédiaires, secteur privé.

Source : Insee, enquêtes *Emploi*, 1982-2018.

Figure VIII
Évolution comparée de l'offre de diplômés et de la demande de travail qualifié, 1982-2018*



* rupture de série, cf. encadré.

Note : la courbe jaune retrace l'évolution de la proportion de personnes ayant au moins le baccalauréat parmi les 25-65 ans, tandis que la courbe bleue retrace la proportion d'emplois de cadre et profession intermédiaire dans l'emploi salarié.

Source : Insee, enquêtes *Emploi*, 1982-2018.

encore plus vite¹⁶. Sans doute la création d'emplois qualifiés a-t-elle pour condition nécessaire l'arrivée de nouveaux diplômés sur le marché du travail, mais cette condition n'est pas suffisante, la relation n'est pas d'un emploi qualifié supplémentaire pour chaque diplômé supplémentaire arrivant sur le marché du travail, surtout à court terme. Il en résulte un surcroît de diplômés et des risques inédits de déclassement des diplômés, très spécifiques aux périodes d'expansion éducative.

En simplifiant, un tel surcroît de diplômés peut avoir deux types de conséquences selon le degré de concurrence qu'exercent les diplômés et les non diplômés les uns sur les autres. S'il y a peu de concurrence, si les diplômés tendent à délaissier les postes les moins qualifiés, alors les inégalités devant l'emploi et le chômage entre diplômés et non diplômés peuvent se réduire, les non diplômés ayant chacun accès à un nombre croissant d'opportunités d'emploi (puisque leur nombre diminue relativement plus vite que celui des emplois peu qualifiés). Si en revanche la concurrence est forte, si les diplômés n'hésitent pas à postuler sur des emplois peu qualifiés pour conjurer le chômage, alors on peut assister à une hausse du déclassement des diplômés sur des postes peu qualifiés, accompagnée d'un maintien, voire une aggravation, des inégalités

devant l'emploi entre diplômés et non diplômés. Les figures IX et X suggèrent que c'est plutôt ce scénario qui est en cours, avec une montée conjointe du déclassement des personnes les plus diplômées et des problèmes d'accès à l'emploi pour les personnes les moins diplômées.

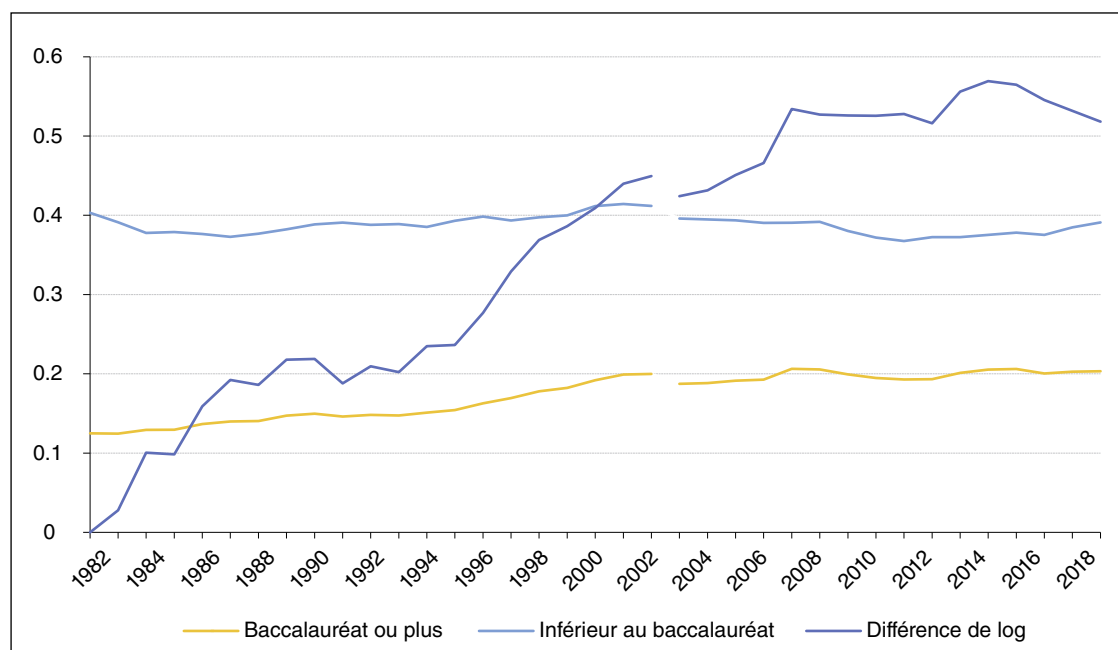
La figure IX retrace ainsi l'évolution de la probabilité d'occuper un emploi d'ouvrier ou d'employé pour les personnes ayant au moins le baccalauréat ainsi que pour celles n'ayant pas le baccalauréat. Elle décrit également l'évolution de la différence (des log) de ces deux probabilités (en prenant la valeur de la différence en 1982 comme référence) c'est-à-dire une mesure de l'évolution de l'exposition relative des diplômés aux emplois peu qualifiés¹⁷.

Parmi les personnes n'ayant pas le baccalauréat, la proportion d'ouvriers et d'employés reste

16. Le diagnostic est qualitativement similaire si l'on s'intéresse à la seule croissance des diplômés du supérieur : au début des années 1980, on compte 9 fois moins de diplômés du supérieur que de personnes n'ayant pas plus que le baccalauréat, en 2018 on n'en compte plus que 1.7 fois moins, le rapport a été divisé par plus de 5.

17. Pour une discussion plus approfondie des différentes mesures possibles du déclassement des diplômés ainsi que de ses liens avec la conjoncture, voir Nauze-Fichet & Tomasini (2002). Pour une discussion des effets que peut avoir la montée des risques de déclassement sur les choix professionnels des diplômés, voir Maurin (2009).

Figure IX
La montée du déclassement des diplômés, 1982-2018*



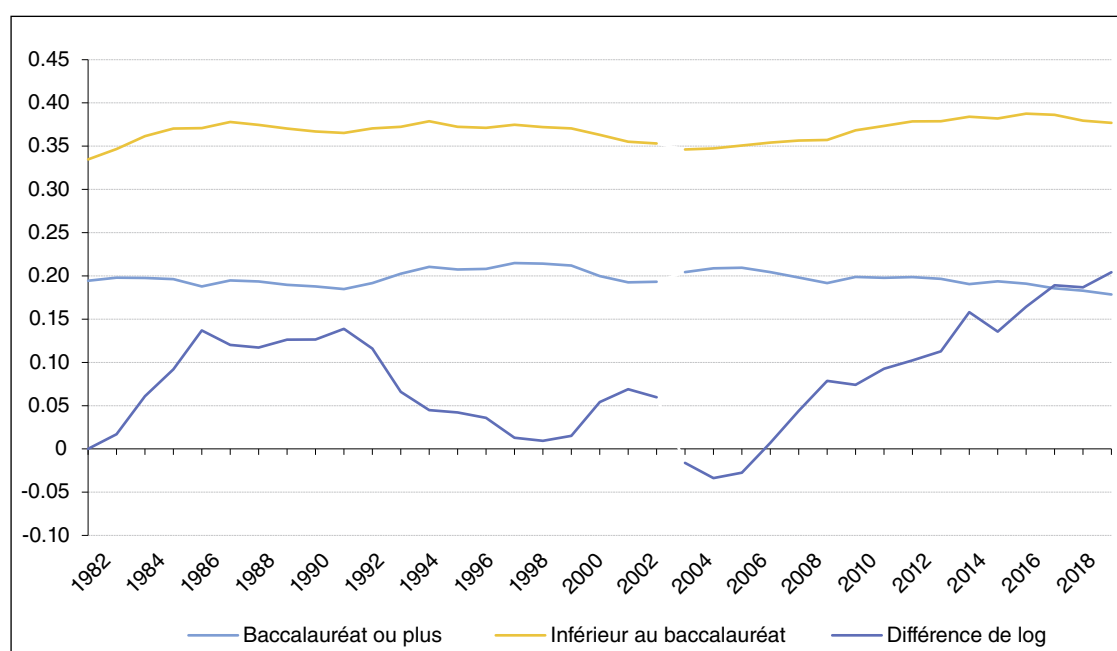
* rupture de série, cf. encadré.

Note de lecture : en 2018, 20 % des personnes ayant au moins le baccalauréat occupent un emploi d'ouvrier ou d'employé contre 39 % des individus n'ayant pas le baccalauréat. Le log du rapport de ces deux probabilités est plus élevé de + 0.52 en 2018 qu'en 1982.

Champ : individus âgés de 25-65 ans.

Source : Insee, enquêtes *Emploi*, 1982-2018.

Figure X
Fluctuations et persistance des inégalités devant l'emploi entre diplômés et non diplômés, 1982-2018



Note de lecture : en 2018, 18 % des personnes ayant au moins le baccalauréat n'ont pas d'emploi contre 38 % des individus n'ayant pas le baccalauréat. Le log du rapport de ces deux probabilités est plus élevé de + 0.20 en 2018 qu'en 1982.
Champ : individus âgés de 25-65 ans.
Source : Insee, enquêtes *Emploi*, 1982-2018.

stable (autour de 40 %) tout au long de la période (cf. figure IX). En revanche, pour les personnes les mieux formées, la proportion d'ouvriers et d'employés est quasi multipliée par deux (passant de 12 % à 20 %) au cours de la période, ce qui se traduit finalement par une montée très nette de leur exposition relative aux emplois peu qualifiés (deux fois plus élevée en fin de période qu'en début). En augmentant dans la population plus vite encore que les postes de cadres et de professions intermédiaires ne se développent dans l'emploi, les personnes les mieux formées sont de plus en plus fréquemment contraintes à exercer des emplois moins qualifiés.

En privant les personnes les moins formées d'une partie de leurs débouchés, ces mouvements de déclassement contribuent au maintien des inégalités devant l'emploi. La figure X représente la probabilité d'être en situation de non-emploi pour les personnes ayant au moins le baccalauréat et pour les personnes n'ayant pas le baccalauréat : pour ces dernières, la probabilité de non-emploi est plutôt plus forte en fin de période qu'en début, alors que c'est l'inverse pour les personnes les mieux formées. Au-delà des très fortes fluctuations conjoncturelles, les inégalités devant l'emploi (telles que mesurées par le rapport entre les deux probabilités) apparaissent ainsi plus élevées en 2018 qu'au début des années 1980

(cf. figure X). Tel est finalement le paradoxe de l'expansion éducative en France : elle s'accompagne d'une baisse des rendements apparents de l'éducation en termes de salaires, mais d'une hausse en termes d'accès à l'emploi.

* *

*

Au terme de ce travail, il paraît difficile de caractériser l'évolution contemporaine des emplois comme une polarisation au terme de laquelle les classes moyennes salariées seraient vouées à disparaître. En réalité, les professions intermédiaires qui constituent le cœur des classes moyennes salariées n'ont jamais été aussi dynamiques, formant désormais le principal groupe social en France. Ce qui se joue, ce n'est pas une disparition des classes moyennes, mais une recomposition du salariat d'exécution, ouvriers et employés, dont les métiers s'exercent de moins en moins dans un contexte industriel et de plus en plus dans un contexte artisanal ou de service. En même temps que leur part recule et devient minoritaire, le contexte de socialisation de ces classes populaires évolue, avec des conséquences majeures sur les conditions de leur mobilisation syndicale ou politique.

Plus profondément, non plus sur le plan descriptif mais sur le plan de l'interprétation, il paraît également difficile de comprendre l'évolution des emplois en France comme l'expression d'une polarisation du progrès technique. L'évolution jointe de la structure des coûts et de la structure des emplois suggère que le progrès technique reste en réalité, dans les entreprises, quasi systématiquement favorable aux emplois les plus qualifiés, même quand on restreint l'analyse aux seuls ouvriers ou aux seuls cols blancs. Si certains emplois peu qualifiés des services à la personne ont pu connaître des progressions atypiques et spectaculaires, c'est essentiellement pour les périodes et dans les professions particulières où ces emplois ont bénéficié de la montée en charge d'aides publiques importantes. Depuis une dizaine d'années, ces aides ont cessé de croître et la part de ces emplois cesse d'augmenter, amorçant même un recul.

Ainsi, dans un pays où les coûts relatifs des qualifications restent très stables et dans une période où l'afflux de diplômés est plus rapide que la

montée de la demande de qualification, l'ajustement de l'offre et de la demande de travail se réalise avant tout par un rationnement de l'accès à l'emploi qualifié des diplômés et de l'accès à l'emploi tout court des non diplômés, avec pour conséquences la montée du déclassement des diplômés sur des postes peu qualifiés et la persistance d'un chômage très élevé pour les non diplômés.

Pour finir, il nous paraît important de souligner qu'il n'aurait pas été possible de mener cette analyse de long terme de la structure des emplois si nous n'avions pu disposer d'outils comparables dans le temps comme peuvent l'être l'enquête *Emploi* et la nomenclature des PCS (et ses divers niveaux d'agrégation). Il nous semble important que cette comparabilité dans le temps long puisse être maintenue à l'avenir. Pour nombre de questions clefs, nous manquons de dispositifs d'observation portant sur de grands échantillons et comparables sur longue période, comme en offrent la série des enquêtes sur l'emploi et la nomenclature des PCS. □

BIBLIOGRAPHIE

Algava, E. & Ruault, M. (2003). Les assistantes maternelles : une profession en développement. *Études et Résultats*, 232.
<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/er232.pdf>

Ast, D. (2015). En 30 ans, forte progression de l'emploi dans les métiers qualifiés et dans certains métiers peu qualifiés de services. *Dares Analyses* N° 28.
<https://dares.travail-emploi.gouv.fr/IMG/pdf/2015-028.pdf>

Autor, D. H., Levy, F. & Murnane, R. J. (2003). The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4), 1279–1333.
<https://doi.org/10.1162/003355303322552801>

Babet, C. (2017). Comment ont évolué les métiers en France depuis 30 ans ? Forte progression des métiers du tertiaire et des métiers les plus qualifiés. *Dares Analyses* N° 003.
<https://dares.travail-emploi.gouv.fr/IMG/pdf/2017-003.pdf>

Beaud, S. & Pialoux, M. (1999). *Retour sur la condition ouvrière. Enquête aux usines Peugeot de Sochaux-Montbéliard*. Paris : Fayard.

Beque, M., Mauroux, A., Baradji, E. & Dennevault, C. (2017). Quelles sont les évolutions récentes des conditions de travail et des risques psychosociaux ? *Dares Analyses* N° 82.
<https://dares.travail-emploi.gouv.fr/IMG/pdf/2017-082v3.pdf>

Berger, E. & Pora, P. (2017). Y a-t-il eu polarisation de l'emploi salarié en France entre 1988 et 2014 ? *Insee Références – France Portrait Social*, pp. 111–123.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/3197271?sommaire=3197289>

Bisault, L., Destival, V. & Goux, D. (1994). Emploi et chômage des « non qualifiés » en France. *Économie et Statistique*, 273, 17–27.
https://www.persee.fr/doc/estat_0336-1454_1994_num_273_1_5865

- Bozio, A., Breda, T. & Guillot, M. (2016).** Taxes and Technological Determinants of Wage Inequalities: France 1976-2010. *PSE Working Paper* N° 2016-05. <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-01294599>
- Burnod, G. & Chenu, A. (2001).** Employés qualifiés et non qualifiés : une proposition d'aménagement de la nomenclature des catégories socio-professionnelles. *Travail et Emploi*, 86, 87-105. https://travail-emploi.gouv.fr/publications/Revue_Travail-et-Emploi/pdf/86_1436.pdf
- Carbonnier, C. (2015).** Efficacité et équité des aides pour l'emploi d'un salarié à domicile. Analyse des évaluations empiriques sur la réduction / crédit d'impôt entre 1991 et 2007. *Travail et Emploi*, 143(3), 43-58. <https://journals.openedition.org/travailemloi/6705>
- Carbonnier, C. (2009).** Réduction et crédit d'impôt pour l'emploi d'un salarié à domicile, conséquences incitatives et redistributives. *Économie et Statistique*, 427-428, 67-100. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377124?sommaire=1377130>
- Carbonnier, C. & Morel, N. (2018).** *Le retour des domestiques*. Paris : Seuil.
- Chardon, O. (2002).** La qualification des employés. Insee, *Document de travail* N° F0202. <https://www.epsilon.insee.fr/jspui/bitstream/1/5697/1/f0202.pdf>
- Charnoz, P., Coudin, É. & Gaini, M. (2013).** Une diminution des disparités salariales en France entre 1967 et 2009. *Insee Références – Emploi et salaires*, pp. 75-86. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1374085?sommaire=1374092>
- Conseil d'orientation de l'emploi (2014).** *L'évolution des formes d'emploi*. Paris : La documentation française. <https://www.ladocumentationfrancaise.fr/rapports-publics/154000207/index.shtml>
- Daniel, A. (2003).** Les bénéficiaires de l'APE, de l'AGED et de l'AFEAMA. *Études et Résultats*, 217. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/er217.pdf>
- Flipo, A. & Olier, L. (1998).** Faut-il subventionner les services à domicile ? *Economie et Statistique*, 316-317, 3-19. <https://doi.org/10.3406/estat.1998.2645>
- Goos, M., Manning, A. & Salomons, A. (2009).** Job Polarization in Europe. *American Economic Review*, 99(2), 58-63. <https://doi.org/10.1257/aer.99.2.58>
- Goos, M. & Manning, A. (2007).** Lousy and Lovely Jobs: The Rising Polarization of Work in Britain. *The Review of Economics and Statistics*, 89(1) 118-133. <https://www.jstor.org/stable/40043079>
- Goux, D. & Maurin, E. (2012).** *Les nouvelles classes moyennes*. Paris : Seuil.
- Goux, D. & Maurin, E. (2000).** The Decline in Demand for Unskilled Labor: An Empirical Analysis Method and Its Application to France. *The Review of Economics and Statistics*, 82 (4), 596-607. <https://www.jstor.org/stable/2646654>
- Insee (2018).** Salaires. *Insee référence – Formations et emploi*, pp. 96-97. https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/3526080/Formemp18g7_F2.7_emploi.pdf
- Insee (2018).** Activité, emploi et chômage en 2017 et en séries longues. *Insee Résultats*. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3541412>
- Insee (2013).** Séries longues sur les salaires (1950-2010). Déclarations annuelles de données sociales (DADS) et Législation fiscale. *Insee Résultats* N° 143. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2122819>
- Marbot, C. (2013).** Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile. Insee, *Document de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques* N° G2011/02. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1380980/g2011-12.pdf>
- Marbot, C. (2008).** En France, qui recourt aux services à domicile ? *Insee Références – France Portrait Social*, pp. 143-162. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1372952?sommaire=1372956>
- Marbot, C. & Roy, D. (2014).** Évaluation de la transformation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile en crédit d'impôt en 2007. *Économie et Prévision*, 204-205, 53-88. <https://doi.org/10.3406/ecop.2014.8143>
- Marchand, O. (2010).** 50 ans de mutations de l'emploi. *Insee Première* N° 1312. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1283207>
- Maurin, É. (2009).** *La peur du déclassement*. Paris : Seuil.
- Maurin, É. (2002).** *L'égalité des possibles*. Paris : Seuil.
- Mauroux, A. (2018).** Quels liens entre les usages professionnels des outils numériques et les conditions de travail ? *Dares Analyses* N° 29. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/IMG/pdf/2018-029.pdf>

Nauze-Fichet, E. & Tomasini, M. (2002). Diplôme et insertion sur le marché du travail : approches socio-professionnelle et salariale du déclassement. *Économie et Statistique*, 354, 21–48.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376260?sommaire=1376266>

OCDE (2019). *Under Pressure: The Squeezed Middle Class*. Paris : OECD Publishing.

Ourliac, B. & Nouveau, C. (2012). Les allègements de cotisations sociales patronales sur les bas salaires en France de 1993 à 2009. Dares, *Document d'études* N° 69.
https://dares.travail-emploi.gouv.fr/IMG/pdf/DE2012-_no169.pdf

Siblot, Y., Cartier, M., Coutant, I., Masclet, O. & Renahy, N. (2015). *Sociologie des classes populaires contemporaines*. Paris : Armand Colin.

Simmel, G. (1896). Comment les formes sociales se maintiennent. *L'Année Sociologique*, 1, 71–109.
<https://www.jstor.org/stable/27880585>

Verdugo, G. (2014). The great compression of the French wage structure, 1969-2008. *Labour Economics*, 28, 131–144.
<https://doi.org/10.1016/j.labeco.2014.04.009>

Intelligence artificielle, croissance et emploi : le rôle des politiques

Artificial Intelligence, Growth and Employment: The Role of Policy

Philippe Aghion*, Céline Antonin** et Simon Bunel***

Résumé – Dans cet article, nous défendons l'idée que les effets de l'intelligence artificielle (IA) et de l'automatisation sur la croissance et l'emploi dépendent pour une large part des institutions et des politiques. Notre analyse s'articule en deux temps. Dans une première partie, nous démontrons que l'IA peut stimuler la croissance en remplaçant la main-d'œuvre par du capital, tant en matière de production de biens et services que de production d'idées. Toutefois, nous soutenons que l'IA peut inhiber la croissance si elle est associée à une politique concurrentielle inadaptée. Dans une seconde partie, nous discutons l'effet de la robotisation sur l'emploi en France au cours de la période 1994-2014. D'après notre analyse empirique sur données françaises, nous démontrons premièrement que la robotisation réduit l'emploi global au niveau des zones d'emploi, et deuxièmement que les travailleurs ayant un faible niveau d'éducation sont davantage pénalisés par la robotisation que les travailleurs ayant un fort niveau d'éducation. Ce constat suggère que des politiques inadaptées en matière de marché du travail et d'éducation réduisent l'impact positif que l'IA et l'automatisation pourraient avoir sur l'emploi.

Abstract – In this survey paper, we argue that the effects of artificial intelligence (AI) and automation on growth and employment depend to a large extent on institutions and policies. We develop a two-fold analysis. In a first section, we survey the most recent literature to show that AI can spur growth by replacing labor by capital, both in the production of goods and services and in the production of ideas. Yet, we argue that AI may inhibit growth if combined with inappropriate competition policy. In a second section, we discuss the effect of robotization on employment in France over the 1994-2014 period. Based on our empirical analysis on French data, we first show that robotization reduces aggregate employment at the employment zone level, and second that non-educated workers are more negatively affected by robotization than educated workers. This finding suggests that inappropriate labor market and education policies reduce the positive impact that AI and automation could have on employment.

Codes JEL / JEL classification : J24, O3, O4

Mots-clés : intelligence artificielle, croissance, politique, automatisation, robots, emploi

Keywords: artificial intelligence, growth, policy, automation, robots, employment

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* Collège de France, London School of Economics (paghion@fas.harvard.edu)

** Sciences Po OFCE, Collège de France (celine.antonin@sciencespo.fr)

*** Insee, École d'économie de Paris (simon.bunel@insee.fr)

Les auteurs remercient David Hémous, Adrien Lagouge, Claire Lelarge et Richard Rogerson pour leurs commentaires pertinents et leurs suggestions judicieuses. Nous remercions Simon Margolin pour son travail remarquable en tant qu'assistant de recherche.

L'article en français est une traduction de la version originale en anglais.

Citation : Aghion, P., Antonin, C. & Bunel, S. (2019). Artificial Intelligence, Growth and Employment: The Role of Policy. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 510-511-512, 149–164.
<https://doi.org/10.24187/ecostat.2019.510t.1994>

« Le plus grand dommage que l'IA est susceptible de causer aux individus à court terme est la destruction d'emplois, car le volume de travail qu'il est possible d'automatiser à l'aide de l'IA est nettement supérieur à ce qu'il était auparavant. En tant que dirigeants, il nous incombe à tous de veiller à construire un monde dans lequel chaque individu a la possibilité de s'épanouir¹. »

Andrew Ng, Université de Stanford.

L'intelligence artificielle (IA) désigne généralement la capacité d'une machine à imiter le comportement humain intelligent. Elle peut ainsi être considérée comme la dernière forme d'automatisation, la quatrième vague après la révolution de la machine à vapeur au XVIII^e siècle, celle du moteur à combustion au début du XX^e siècle et celle des semi-conducteurs et de l'informatique des années 1970-1980. Nous affirmons dans cet article que les effets de l'IA et de l'automatisation sur la croissance et l'emploi dépendent dans une grande mesure des institutions et des politiques.

La première partie de l'article est consacrée aux effets de l'IA et de l'automatisation sur la croissance économique. D'une part, selon Zeira (1998), Hémous & Olsen (2014), Acemoglu & Restrepo (2016) et Aghion *et al.* (2017), l'IA peut stimuler la croissance en remplaçant la main-d'œuvre qui est une ressource limitée, par du capital, ressource non limitée, tant pour la production de biens et services que pour celle des idées. D'autre part, l'IA peut inhiber la croissance si elle est associée à une politique concurrentielle inadaptée.

Dans une seconde partie, nous discutons des effets de l'IA et de l'automatisation sur l'emploi global. Nous présentons et étudions les résultats d'Acemoglu & Restrepo (2017), ci-après AR-2017, et nous nous appuyons sur leur méthode pour analyser l'effet de l'automatisation sur l'emploi en France durant la période 1994-2014. Nous estimons, au niveau des zones d'emploi, que l'installation d'un robot supplémentaire a conduit à une suppression de dix emplois. L'ordre de grandeur est similaire à celui d'AR-2017, qui concluent à une perte de 6.2 emplois par robot supplémentaire aux États-Unis. Nous observons également que les travailleurs ayant un faible niveau d'éducation sont davantage pénalisés par la robotisation que les travailleurs éduqués. Ceci suggère que les politiques du marché du travail et de l'éducation inadaptées réduisent l'impact positif que l'IA et l'automatisation pourraient avoir sur l'emploi.

IA et croissance économique

Le modèle de Zeira

Un modèle de référence permettant de caractériser le lien entre l'IA, l'automatisation et la croissance est celui de Zeira (1998). Sa présentation reproduite ci-après est reprise de Aghion *et al.* (2017), noté AJJ-2017 dans la suite.

Zeira part du principe que l'extrant final est produit selon l'équation :

$$Y = AX_1^{\alpha_1} X_2^{\alpha_2} \dots X_n^{\alpha_n}$$

où $\sum \alpha_i = 1$ avec les intrants intermédiaires X_i produits selon l'équation :

$$X_i = \begin{cases} L_i & \text{si non automatisé} \\ K_i & \text{si automatisé} \end{cases}$$

Pour Zeira, les X_i étaient des biens intermédiaires, mais ils peuvent aussi être considérés comme des tâches (Acemoglu & Autor, 2011). Ainsi, une tâche qui n'a pas encore été automatisée peut être accomplie par une unité de travail. Dès qu'une tâche est automatisée, une unité de capital peut être utilisée à sa place (Aghion *et al.*, 2017).

L'automatisation stimule la croissance économique car elle remplace la main-d'œuvre (ressource limitée) par du capital (ressource illimitée), en tant qu'intrant dans la production de base. En effet, si l'on considère que K correspond au stock de capital global et L à l'offre de main-d'œuvre globale, alors l'extrant final est finalement produit (à une constante près) selon l'équation :

$$Y = AK^\alpha L^{1-\alpha}$$

où α correspond à la part globale des tâches automatisées.

Ainsi, le taux de croissance du PIB par habitant, c'est-à-dire de $y = Y/L$, est égal à :

$$g_y = \frac{g_A}{1-\alpha}$$

1. Citation originale : « The biggest harm that AI is likely to do to individuals in the short term is job displacement, as the amount of work we can automate with AI is vastly bigger than before. As leaders, it is incumbent on all of us to make sure we are building a world in which every individual has an opportunity to thrive. »

L'automatisation (par exemple, suite à une révolution de l'IA) fera augmenter α qui, à son tour, conduira à une augmentation de g_y , c'est-à-dire une accélération de la croissance. Toutefois, ce modèle présente un inconvénient dans la mesure où il prédit une augmentation de la part du capital, ce qui contredit le constat de Kaldor, selon lequel la part de capital a tendance à rester stable dans le temps.

Le modèle d'Acemoglu-Restrepo

Acemoglu & Restrepo (2016) étendent le modèle de Zeira (1998) en considérant que l'extrait final est produit en combinant les contributions d'une mesure unitaire des tâches $X \in [N-1, N]$, selon l'équation :

$$Y = \left(\int_{N-1}^N X_i^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} di \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$$

où les tâches X_i ne sont pas automatisées et sont produites seulement avec de la main-d'œuvre lorsque $i > I$, et sont automatisées, c'est-à-dire que capital et travail sont de parfaits substituts lorsque $i < I$ et σ est l'élasticité constante de substitution entre les tâches.

Sans trop simplifier le raisonnement, nous pouvons écrire que :

$$X_i = \alpha(i) K_i + \gamma(i) L_i$$

où $\alpha(i)$ est une fonction indicielle avec $\alpha(i) = 0$ si $i > I$ et $\alpha(i) = 1$ si $i < I$, et $\gamma(i) = e^{A_i}$

Dans le modèle intégral d'Acemoglu & Restrepo avec changement technologique endogène, la dynamique de I et de N (c'est-à-dire l'automatisation des tâches existantes et la découverte de nouvelles lignes de produits) résulte du progrès technique endogène. En considérant des valeurs raisonnables des paramètres, garantissant que l'innovation utilise le facteur le moins coûteux, il existe un équilibre unique et (localement) stable de sentier de croissance équilibrée (SCE). La stabilité de ce SCE découle du fait qu'un choc exogène portant sur I ou N déclenchera des forces qui ramèneront l'économie à son précédent SCE, avec la même part de main-d'œuvre. L'intuition de base est la suivante : si un choc entraîne une trop grande automatisation, la réduction des coûts de main-d'œuvre encouragera l'innovation visant à créer des tâches nouvelles (et plus complexes) qui utilisent de la main-d'œuvre bon marché.

La part du capital demeure constante sur ce SCE car l'automatisation des tâches existantes est compensée exactement par la création des nouvelles tâches nécessitant de la main-d'œuvre, du moins initialement. L'une des caractéristiques particulières de ce modèle est l'hypothèse selon laquelle le progrès technique $\gamma(i) = e^{A_i}$ multiplie le facteur travail mais pas le capital, même après le processus d'automatisation. Pourtant, il semble difficile de concevoir des exemples concrets dans lesquels un processus de production automatisé serait remplacé par une tâche très productive à forte intensité de main-d'œuvre². Une autre caractéristique provient du fait que la constance de la part de capital repose intégralement sur l'arrivée continue de nouvelles tâches à forte intensité de main-d'œuvre. Cette prédiction sera remise en question dans la section consacrée à l'IA et à l'emploi. Le modèle d'AJJ-2017, qui étend également celui de Zeira (1998), répond à ces deux objections.

La maladie de Baumol et le modèle d'AJJ

Dans le modèle d'AJJ-2017, la part des tâches automatisées croît au cours du temps, faute de nouvelles tâches à forte intensité de main-d'œuvre pour compenser l'automatisation des tâches existantes. Cette caractéristique est partagée par le modèle de Zeira. Toutefois, la complémentarité entre les tâches automatisées existantes et les tâches à forte intensité de main-d'œuvre existantes, conjuguée au fait que la main-d'œuvre se raréfie par rapport au capital avec le temps, permet à la part de capital de rester constante sur la durée.

Formellement, l'extrait final est produit selon l'équation :

$$Y_t = A_t \left(\int_0^1 X_{it}^\rho di \right)^{\frac{1}{\rho}}$$

où $\rho < 0$ (i.e. les tâches sont complémentaires). A représente les connaissances et progresse à un rythme constant g et, comme dans Zeira (1998) :

$$X_{it} = \begin{cases} L_{it} & \text{si non automatisé} \\ K_{it} & \text{si automatisé} \end{cases}$$

En supposant qu'une fraction β_t des tâches est automatisée à la date t , nous pouvons

2. Dans Hémous & Olsen (2016), les nouvelles tâches ne présentent pas un plus haut niveau de productivité pour le travail et elles s'ajoutent aux tâches existantes au lieu de remplacer les tâches automatisées. Par conséquent, leur modèle prédit un déclin de la part de main-d'œuvre, ce qui correspond quantitativement au déclin observé aux États-Unis.

reformuler comme suit la fonction de production agrégée ci-dessus :

$$Y_t = A_t \left(\beta_t^{1-\rho} K_t^\rho + (1-\beta_t)^{1-\rho} L_t^\rho \right)^{1/\rho}$$

où K_t correspond au stock de capital agrégé et $L_t \equiv L$ désigne l'offre de main-d'œuvre agrégée.

Au point d'équilibre, le ratio entre la part de capital et la part de travail est égal à :

$$\frac{\alpha_{K_t}}{\alpha_{L_t}} = \left(\frac{\beta_t}{1-\beta_t} \right)^{1-\rho} \left(\frac{K_t}{L_t} \right)^\rho$$

Ainsi, une augmentation de la part des biens automatisés β_t a deux effets qui se compensent sur $\frac{\alpha_{K_t}}{\alpha_{L_t}}$: premièrement, un effet positif direct qui est intégré dans $\left(\frac{\beta_t}{1-\beta_t} \right)^{1-\rho}$; deuxièmement, un effet négatif indirect que l'on retrouve dans $\left(\frac{K_t}{L_t} \right)^\rho$ puisque $\rho < 0$. Ce deuxième effet correspond à la fameuse « maladie des coûts » de Baumol (*Baumol's cost disease*) : comme le ratio $\frac{K_t}{L_t}$ augmente en raison de l'automatisation, la main-d'œuvre devient plus rare que le capital, ce qui implique, si l'on ajoute le fait que les tâches à forte intensité de main-d'œuvre sont complémentaires aux tâches automatisées (nous avons en effet supposé que $\rho < 0$), que la main-d'œuvre sera à l'origine d'une part importante du revenu total.

Avec ce modèle, qu'en est-il de la croissance à long terme ? Considérons tout d'abord le cas où une fraction constante de tâches qui ne sont pas encore automatisées le deviennent à chaque période, soit $\dot{\beta} = \theta(1-\beta_t)$. Dans ce cas, il peut être démontré que le taux de croissance converge vers une constante à long terme.

Ensuite, considérons le cas où toutes les tâches deviennent automatisées dans un temps fini, soit $\beta_t \equiv 1$ quand $t > T$. Alors, quand $t > T$ la production agrégée de biens finaux devient $Y_t = A_t K_t^\rho$, de manière à obtenir, si le capital s'accumule au fil du temps selon $\dot{K} = sY - \delta K$, un taux de croissance à long terme égal à $g_Y = g_A + sA - \delta$, dont l'augmentation est illimitée au cours du temps puisque A croît au taux exponentiel g_A .

Automatisation de la production d'idées

AJJ-2017 considèrent le cas opposé dans lequel la production de biens et de services fait uniquement appel à de la main-d'œuvre, tandis que l'automatisation affecte la production de connaissances. D'une certaine façon, cela nous rapproche de la notion d'IA, laquelle va bien au-delà de l'automatisation. Ainsi, AJJ-2017 partent du principe suivant :

$$Y_t = A_t L_t$$

avec

$$\dot{A} = A_t^\phi \left(\int_0^1 X_{it}^\rho di \right)^{\frac{1}{\rho}}$$

où, comme précédemment, $\rho < 0$ et

$$X_{it} = \begin{cases} L_{it} & \text{si non automatisé} \\ K_{it} & \text{si automatisé} \end{cases}$$

En supposant qu'une fraction β_t des tâches de « production d'idées » est automatisée à la date t , alors l'équation ci-dessus relative à la croissance des connaissances devient :

$$\dot{A} = A_t^\phi \left(\beta_t^{1-\rho} K_t^\rho + (1-\beta_t)^{1-\rho} L_t^\rho \right)^{\frac{1}{\rho}}$$

Considérons tout d'abord le cas où une fraction constante de tâches qui ne sont pas encore automatisées deviennent automatisées à chaque période, soit $\dot{\beta} = \theta(1-\beta_t)$. Dans ce cas, il peut être démontré que :

$$g_Y = g_A = -\frac{1-\rho}{\rho} \frac{\theta}{1-\phi}$$

de telle sorte que, même si nous supposons des rendements décroissants de l'accumulation des connaissances, comme dans Jones (1995), soit $\phi > 0$, l'automatisation de la production d'idées continue de générer un taux de croissance du PIB (par habitant) positif à long terme.

Ensuite, considérons le cas où toutes les tâches deviennent automatisées dans un temps fini, soit $\beta_t \equiv 1$ quand $t > T$. Alors, quand $t > T$, la croissance des connaissances satisfait l'équation :

$$\dot{A} = A_t^\phi K_t$$

où

$$\dot{K} = sY - \delta K$$

Dans ce cas, AJJ-2017 démontrent que $A_t = Y_t / L$ devient infini en temps fini. Cette forme extrême

de croissance explosive est considérée comme une « singularité ».

Explication du déclin de la croissance

Compte tenu des prédictions des modèles théoriques, pourquoi n'avons-nous pas observé une explosion de croissance dans les pays développés, en particulier aux États-Unis au cours de la dernière décennie, alors que l'automatisation et l'IA affectent une part croissante des activités ? L'une des explications à l'absence d'une telle croissance explosive serait simplement que certains des intrants essentiels pour la production ou la recherche ne peuvent pas être automatisés. Dans ce cas, la maladie de Baumol, de retour, freinerait la croissance. Mais ceci ne rend pas compte du fait que la croissance de la productivité a diminué au cours de la dernière décennie.

Aghion *et al.* (2019), ensuite ABBKL, proposent l'explication suivante. Supposons qu'il existe deux sources principales d'hétérogénéité parmi les entreprises au sein de l'économie. La première est la « qualité des produits » qui s'améliore au fur et à mesure des innovations sur chaque ligne de produits. Toutefois, en plus de la qualité des produits, certaines entreprises (que nous appellerons les « superstars ») peuvent jouir d'un « avantage d'efficacité » persistant par rapport aux autres entreprises. Les sources naturelles d'un tel avantage sont le capital organisationnel, le développement des réseaux ou la capacité d'échapper à la fiscalité ; ces éléments aident les « superstars » à bénéficier de marges supérieures à celles des autres entreprises dotées du même niveau de technologie. Dans le scénario élaboré par ABBKL, une révolution technologique, en réduisant le coût de surveillance pour les entreprises de chaque activité individuelle, conduira l'ensemble des entreprises à étendre leur gamme d'activités. Néanmoins, comme les « superstars » jouissent de bénéfices supérieurs, sur chaque ligne de produits, aux autres entreprises dotées du même niveau de technologie, les premières finiront par s'étendre au détriment des secondes. Ceci freinera ensuite l'innovation des autres entreprises, car innover sur une ligne de produits dans laquelle l'entreprise dominante est une « superstar » génère toujours des bénéfices moindres que les innovations intervenant sur une ligne de produits où l'entreprise dominante n'est pas une « superstar ». Ainsi, dans l'ensemble, la révolution technologique peut conduire à une innovation globale inférieure et à une croissance plus faible de la productivité moyenne à long terme, après une poussée de croissance initiale

liée à l'expansion des entreprises « superstars » sur des lignes de produits supplémentaires³.

Ceci peut expliquer pourquoi la croissance de la productivité aux États-Unis a reculé de manière continue depuis 2005, après une poussée de croissance entre 1995 et 2005 liée à deux révolutions successives : celle des technologies de l'information et de la communication (TIC) puis celle de l'IA. De plus, ceci rend compte du fait que les marges moyennes ont nettement augmenté aux États-Unis au cours de la décennie qui vient de s'écouler, ce qui est surtout attribuable à un effet de composition : la part des entreprises ayant des marges plus élevées dans l'économie a augmenté, mais les marges au niveau des entreprises n'ont pas enregistré de tendance haussière significative.

Cette explication illustre le fait que les révolutions technologiques peuvent avoir des effets néfastes sur la croissance si les institutions et les politiques ne s'adaptent pas. Ainsi, les TIC et l'AI ont aidé certaines entreprises « superstars » à développer des plateformes/réseaux ou du capital social, ce qui a ensuite fait obstacle à l'accès et/ou à l'innovation des autres entreprises. L'enjeu est alors de repenser la politique concurrentielle de manière à ce que les révolutions des TIC et de l'IA puissent fournir tout leur potentiel de croissance.

La discussion ci-dessus souligne l'importance d'institutions et de politiques adaptées à l'impact de l'IA sur la croissance. Dans la partie suivante, nous analysons l'impact de l'IA sur l'emploi, et nous affirmons à nouveau que les institutions et les politiques revêtent un caractère crucial.

Automatisation et emploi

Contexte historique

Comme l'IA en est encore à ses balbutiements, les données empiriques offrant un certain recul en termes d'emploi ne sont pas encore disponibles. Ainsi, les études empiriques ont mis l'accent sur l'automatisation au sens large et sur son impact sur l'emploi.

Les premières analyses ont révélé une hausse du chômage technologique à partir d'une analyse de l'équilibre macroéconomique mais sans se

3. Concernant le ralentissement de la croissance de la productivité et son lien avec l'augmentation de la puissance commerciale des entreprises et de la concentration de ces dernières, voir également Liu *et al.* (2019).

concentrer particulièrement sur l'automatisation (Keynes, 1930 ; Leontief, 1952 ; Lucas & Prescott, 1974 ; Davis & Haltiwanger, 1992 ; Pissarides, 2000).

À la suite de la révolution de l'informatique et des technologies de l'information (TI) des années 1990, les auteurs ont tenté d'expliquer la polarisation du marché du travail. L'hypothèse canonique du « changement technologique privilégiant le travail qualifié » (*skill-biased technological change*) est devenue un important sujet de recherche : plusieurs études ont montré que le creusement des écarts salariaux et un meilleur rendement de l'éducation s'expliquaient par l'augmentation de la demande en main-d'œuvre qualifiée par opposition à la main-d'œuvre non qualifiée (Katz & Murphy, 1992 ; Krueger, 1993 ; Autor *et al.*, 1998 ; Bresnahan *et al.*, 2002 ; Acemoglu, 2002 ; Autor & Dorn, 2013)⁴. Cette hypothèse ne prévoyait pas un remplacement de la main-d'œuvre par du capital mais soutenait plutôt l'idée de la complémentarité entre la main-d'œuvre et les travailleurs qualifiés (pour une vue d'ensemble, voir Acemoglu & Autor, 2011).

À la suite de la critique de Card & DiNardo (2002) et l'article fondateur d'Autor *et al.* (2003), la théorie de la « technologie privilégiant le travail qualifié » a décliné au profit de l'hypothèse de « routinisation ». Le consensus académique a évolué vers une vision de l'automatisation des tâches routinières marquée par le remplacement de la main-d'œuvre. L'hypothèse sous-jacente est donc devenue la suivante : l'automatisation « traditionnelle » remplace les emplois routiniers et suscite une demande plus forte en faveur des emplois non routiniers nécessitant des qualifications que ne possèdent pas les machines. En effet, les faits empiriques montrent que l'automatisation a fait naître davantage d'emplois hautement qualifiés et faiblement qualifiés⁵, alors que les emplois moyennement qualifiés ont été évincés (Goos & Manning, 2007). Plusieurs études ont mis en évidence le changement structurel du marché du travail et révélé la disparition des emplois manufacturiers et routiniers (Autor *et al.*, 2003 ; Jaimovich & Siu, 2012 ; Autor & Dorn, 2013 ; Charnoz & Orand, 2017 ; Blanas *et al.*, 2019).

Certains auteurs ont tenté d'être prospectifs, et de sortir du cadre de l'automatisation « traditionnelle » en s'interrogeant sur la possibilité d'automatiser d'autres emplois compte tenu des avancées technologiques actuelles et présumées. En particulier, ils ont assoupli l'hypothèse selon

laquelle l'automatisation ne pourrait pas menacer les emplois non routiniers. Autor *et al.* (2003) ont avancé que les tâches non routinières, telles que la rédaction de documents juridiques, la conduite de poids lourds, les activités médicales ou la vente, ne pourraient pas être remplacées, mais cet avis a été contesté par Brynjolfsson & McAfee (2011), lesquels soutiennent que l'automatisation ne se limite plus à des tâches routinières, rappelant l'exemple des voitures autonomes. Frey & Osborne (2017) ont suivi cette voie et ont estimé la probabilité d'informatisation⁶ de 702 métiers. Leur principale conclusion a révélé que 47 % de l'emploi aux États-Unis risquait d'être automatisé dans les dix à vingt prochaines années, tandis que seulement 33 % des emplois présentent un faible risque d'automatisation. Ils ont aussi montré qu'il existait une forte corrélation négative entre les salaires ou le niveau d'études et la probabilité d'informatisation. Frey & Osborne ont été vivement critiqués pour ne pas tenir compte du contenu des tâches constituant les emplois ni de la variabilité au sein d'une même profession selon l'environnement de travail. Selon Arntz *et al.* (2017), en tenant compte de l'hétérogénéité des tâches au sein des professions, seulement 9 % de l'ensemble des travailleurs aux États-Unis font face à un risque élevé d'automatisation de leur emploi. Enfin, la méthode de Frey & Osborne n'intègre pas la réaction de l'économie dans un modèle d'équilibre général, c'est-à-dire le coût de l'automatisation, le comportement des salaires et la création de nouveaux emplois. Malgré les avancées technologiques, le coût de substitution entre les machines et la main-d'œuvre pourrait empêcher les entreprises de s'automatiser rapidement, surtout si les salaires s'adaptent. En outre, d'autres activités pourraient se développer et conduire à l'embauche des travailleurs rendus disponibles.

Adopter une approche prospective sans raisonner en équilibre général semble irréaliste. Caselli & Manning (2019) critiquent le fait que la plupart des articles actuels reposent sur une analyse en équilibre partiel et ne s'appuient pas sur un modèle formalisé de l'économie dans son ensemble. À la place, ils proposent

4. Sur le même sujet, citons également Beaudry *et al.* (2013) qui ont mis en évidence la baisse de la demande en travailleurs non qualifiés, mais selon un mécanisme différent. Selon eux, la surqualification des travailleurs entraîne une diminution de la demande en travailleurs qualifiés, lesquels sont donc « contraints » d'accepter des emplois sous-qualifiés, tandis que les travailleurs non qualifiés sont exclus du marché du travail.

5. Goos & Manning (2007) les appellent les emplois « sympas » (en anglais : lovely) et « minables » (lousy).

6. L'informatisation désigne l'automatisation d'un travail à l'aide d'un équipement commandé par ordinateur.

un cadre très général pour réfléchir aux effets de l'automatisation sur les différents types de travailleurs. En particulier, ils démontrent que les nouvelles technologies n'entraîneront vraisemblablement pas une chute des salaires pour l'ensemble des travailleurs et qu'elles conduiront à une hausse des salaires moyens en cas de baisse de prix des biens d'investissement par rapport aux biens de consommation.

Les analyses de l'automatisation reposant sur le changement technologique basé sur la notion de routine présentent toutes un écueil : puisque leur postulat est de dire que l'automatisation affecte les emplois routiniers, ces analyses ne s'intéressent pas à la mesure de l'automatisation. Cependant, il est essentiel d'en obtenir une mesure précise, ce que des études récentes ont tenté de faire. Les études précédentes reposaient sur la mesure des ordinateurs ou des TI (Krueger, 1993 ; Autor *et al.*, 1998 ; Bresnahan *et al.*, 2002) mais les articles plus récents examinent d'autres mesures de l'automatisation, telles que les brevets liés à l'automatisation (Mann & Püttmann, 2017) ou le nombre de robots (Autor & Dorn, 2013 ; Acemoglu & Restrepo, 2017 ; Dauth *et al.*, 2017 ; Graetz & Michaels, 2018 ; Cheng *et al.*, 2019). Nous nous concentrons sur ce dernier courant de littérature dans la dernière partie de notre article.

L'effet des robots sur l'emploi aux États-Unis

Concernant l'impact des robots sur l'emploi net, les constats sont mitigés. Chiacchio *et al.* (2018) rendent compte d'effets négatifs, avec un robot supplémentaire par millier de travailleurs réduisant le taux d'emploi de 0.16-0.20 point de pourcentage dans six pays de l'UE. Toutefois, Autor *et al.* (2015) et Graetz & Michaels (2018) considèrent que l'automatisation n'a pas d'effet sur l'emploi global. Sur données allemandes, Dauth *et al.* (2017) ne trouvent rien qui démontrerait que les robots occasionnent des pertes d'emplois globalement, mais ils constatent un effet négatif significatif sur l'emploi dans l'industrie manufacturière : chaque robot supplémentaire par millier de travailleurs réduit le ratio emploi manufacturier global/population de 0.0595 point de pourcentage.

Dans leur article de 2017 « Robots and jobs: Evidence from US Labor Markets », Acemoglu & Restrepo analysent l'effet de l'utilisation accrue des robots industriels entre 1990 et 2007 sur les marchés du travail américain. Pour cela,

ils utilisent les disparités intra-pays d'acquisition de robots. La première partie de l'article est consacrée à la description d'un modèle théorique dans lequel les robots et les humains sont des substituts, dont ils déduisent des équations pour calculer l'impact global des robots sur l'emploi et les salaires. Ils démontrent que, pour chaque marché du travail local, l'impact des robots sur l'emploi peut être estimé avec une régression de la variation de l'emploi ou des salaires sur une variable d'exposition aux robots. Ils concluent qu'un robot supplémentaire par millier de travailleurs réduit le ratio emploi/population d'environ 0.37 point de pourcentage et la croissance des salaires d'environ 0.73 %.

Plus précisément, AR-2017 se concentrent sur les 722 zones d'emploi couvrant le territoire continental américain. Pour chacune de ces zones d'emploi, ils recueillent des données sur l'emploi et les salaires, et élaborent une mesure de l'exposition aux robots (*ExpRobots*). Ensuite, ils effectuent des régressions sur toutes les zones d'emploi, afin d'étudier l'impact de cette exposition sur la variation de l'emploi (L) et la variation des salaires globaux (W), pour estimer les corrélations suivantes :

$$\begin{cases} d\ln L_c = \beta_L \cdot US \text{ExpRobots}_c + \varepsilon_c^L \\ d\ln W_c = \beta_W \cdot US \text{ExpRobots}_c + \varepsilon_c^W \end{cases}$$

Le meilleur moyen de mesurer l'exposition locale aux robots serait d'obtenir une mesure directe du stock de robots dans chaque zone d'emploi. Toutefois, de telles données n'existent pas ; la principale source de données sur la robotique provient de la Fédération internationale de robotique (IFR) qui recueille auprès des fabricants de robots des données du monde entier, relatives à la vente, la destination commerciale et la classification de ces robots par secteur industriel. Ces données permettent de déduire le stock de robots par pays et par an depuis 1993⁷, mais seulement à l'échelle d'un pays ou d'un groupe de pays. L'IFR fournit des données sur le stock de robots pour 19 catégories d'emplois, avec une nomenclature à deux chiffres pour le secteur non manufacturier et à trois chiffres pour le secteur manufacturier. Le principal atout des données de l'IFR est de définir les robots selon une norme ISO, ce qui procure une définition homogène entre les différentes

7. Toutefois, pour les États-Unis, la répartition des robots n'est pas complètement détaillée par industrie manufacturière sur la période 1993-2004. Le détail complet est fourni à partir de 2004. En dehors du secteur manufacturier, le nombre de robots est fourni pour : agriculture, industrie forestière et pêche, industrie minière, services aux collectivités, construction, éducation, recherche & développement et services.

industries. En effet, un robot est défini comme : « commandé automatiquement, reprogrammable, multi-applicatif programmable sur trois axes ou plus, pouvant être fixe ou mobile, et au service d'applications d'automatisation industrielle ». La principale caractéristique de cette définition réside dans l'autonomie du robot dans la réalisation des tâches. Graetz & Michaels (2018) ont été les premiers à utiliser les données de l'IFR. Ils ont estimé que le processus de robotisation entre 1993 et 2007 avait contribué à une croissance de productivité de la main-d'œuvre annuelle s'élevant à 0.36 point de pourcentage.

Acemoglu & Restrepo (2017) construisent un indice local qui repose, d'une part, sur l'augmentation du nombre de robots par travailleur dans chaque secteur, et d'autre part, sur la répartition locale de la main-d'œuvre selon les différentes industries. Pour chaque zone d'emploi, l'indice mesurant l'exposition aux robots entre 1990 et 2007 s'inspire de l'indice mesurant l'exposition aux importations chinoises, développé par Autor *et al.* (2013). L'idée principale qui sous-tend cet indice consiste à exploiter l'hétérogénéité de la structure de l'emploi dans les industries locales avant la période d'étude, pour étendre au niveau local une variable (robots, importations, etc.) qui n'est disponible qu'au niveau national. Autor *et al.* (2013) mettent en évidence le fait que la variation de l'indice est attribuable à deux sources : la part de l'emploi manufacturier et la spécialisation dans des secteurs industriels exposés au sein du secteur manufacturier. Étant donné que nous souhaitons exploiter la seconde source de variation, il est important de contrôler de la part de l'emploi manufacturier en début de période, comme nous le verrons en détail plus tard.

L'équation utilisée dans l'étude pour mesurer l'exposition aux robots au niveau de la zone d'emploi est la suivante :

$$ExpRobots_{ci1993}^{2007} = \sum_{i \in I} l_{ci}^{1970} \left(\frac{R_{i,2007}^{US}}{L_{i,1990}^{US}} - \frac{R_{i,1993}^{US}}{L_{i,1990}^{US}} \right)$$

La somme porte sur l'ensemble des 19 secteurs I figurant dans les données de l'IFR. l_{ci}^{1970} correspond à la part de l'emploi dans l'industrie i en 1970 pour une zone d'emploi donnée c . R_i et L_i correspondent au stock de robots et au nombre de personnes employées dans une industrie i donnée.

La variation de l'exposition aux robots est ensuite utilisée pour expliquer l'évolution observée en termes d'emploi et de salaires, entre zones d'emploi. Plusieurs contrôles sont inclus dans

les régressions. Un paramètre important est la prise en compte des variations en termes de structure des échanges commerciaux. AR-2017 utilisent donc les données d'Autor *et al.* (2013) sur l'exposition aux importations chinoises, et élaborent des mesures similaires de l'exposition aux importations en provenance du Mexique. Cette exposition du marché du travail local à la concurrence des importations en provenance de Chine (du Mexique) est calculée de manière analogue à Autor *et al.* (2013), à partir de la variation au niveau national du volume d'importations provenant de Chine (du Mexique) par travailleur et par secteur, pondérée par la composition sectorielle de l'emploi dans la zone. Une autre caractéristique est le contrôle de la croissance du stock de capital (hors robotique) et de la croissance du capital informatique. D'autres contrôles incluent la part des emplois routiniers dans l'emploi en 1990, une mesure de la délocalisation des intrants intermédiaires, les différences démographiques en 1990, la part de l'emploi dans le secteur manufacturier, dans la fabrication de biens durables et la construction, et la part de l'emploi des femmes dans le secteur manufacturier. AR-2017 élaborent aussi des estimations du nombre d'intégrateurs de robots dans chaque zone d'emploi⁸. Comme l'explique leur développement théorique, les estimations empiriques sont fondées sur deux modèles : un modèle plutôt irréaliste sans échanges commerciaux entre les zones d'emploi, et un modèle plus réaliste où les échanges commerciaux entre les zones sont pris en compte. L'idée sous-jacente est la suivante : si un secteur industriel dans une zone donnée adopte plus de robots, alors il deviendra plus productif et exportera ses produits les moins coûteux à ses voisins.

Comme AR-2017 le remarquent, la principale limitation de leur stratégie empirique est le fait que l'adoption de robots dans un secteur américain donné pourrait être liée à d'autres tendances dans ce secteur. Par conséquent, ils utilisent une méthode instrumentale et des estimations selon la méthode des doubles moindres carrés. Leur méthode est similaire à celle utilisée pour estimer l'impact des importations chinoises par Autor *et al.* (2013) pour les États-Unis ou par Bloom *et al.* (2015) pour des pays européens. La première étape consiste en une régression de l'exposition américaine aux robots sur l'exposition exogène aux robots dans d'autres pays avancés, calculée avec la même approche que pour les données américaines. Ils utilisent ainsi la diffusion des

8. Entreprises qui installent et programment des robots pour différentes applications industrielles.

robots dans l'industrie d'autres économies avancées comme instrument de l'adoption des robots dans les industries américaines. Dans la seconde étape, ils régressent la variation d'emploi (resp. des salaires) sur la mesure instrumentée d'exposition aux robots. Le principal résultat est que les zones d'emploi les plus exposées aux robots ont connu leurs pires évolutions en termes d'emploi (resp. de salaires) entre 1990 et 2007.

Sous l'hypothèse de l'absence d'échanges commerciaux entre les zones d'emploi, AR-2017 estime que chaque robot supplémentaire par millier de travailleurs réduit le ratio emploi global/population de 0.37 point de pourcentage et la croissance des salaires horaires globaux de 0.73 %. S'ils tiennent compte du commerce entre zones d'emploi, et calibrent un modèle macroéconomique, ils observent que l'ordre de grandeur des estimations diminue et qu'un robot supplémentaire par millier de travailleurs réduit le ratio emploi global/population de 0.34 point de pourcentage et les salaires horaires globaux de 0.5 %. En ajoutant des variables de contrôle comme les volumes d'importation provenant de Chine et du Mexique, la part des emplois routiniers et de la délocalisation n'a que peu d'incidence sur les estimations. Entre autres tests de robustesse, AR-2017 effectuent des régressions instrumentées, en excluant les

zones d'emploi ayant la plus forte exposition aux robots (ces zones se caractérisant par un emploi dans l'automobile élevé en début de période). Les estimations sont assez similaires à celles obtenues avec les spécifications précédentes, et ils concluent que leurs résultats ne sont pas uniquement imputables aux zones fortement exposées.

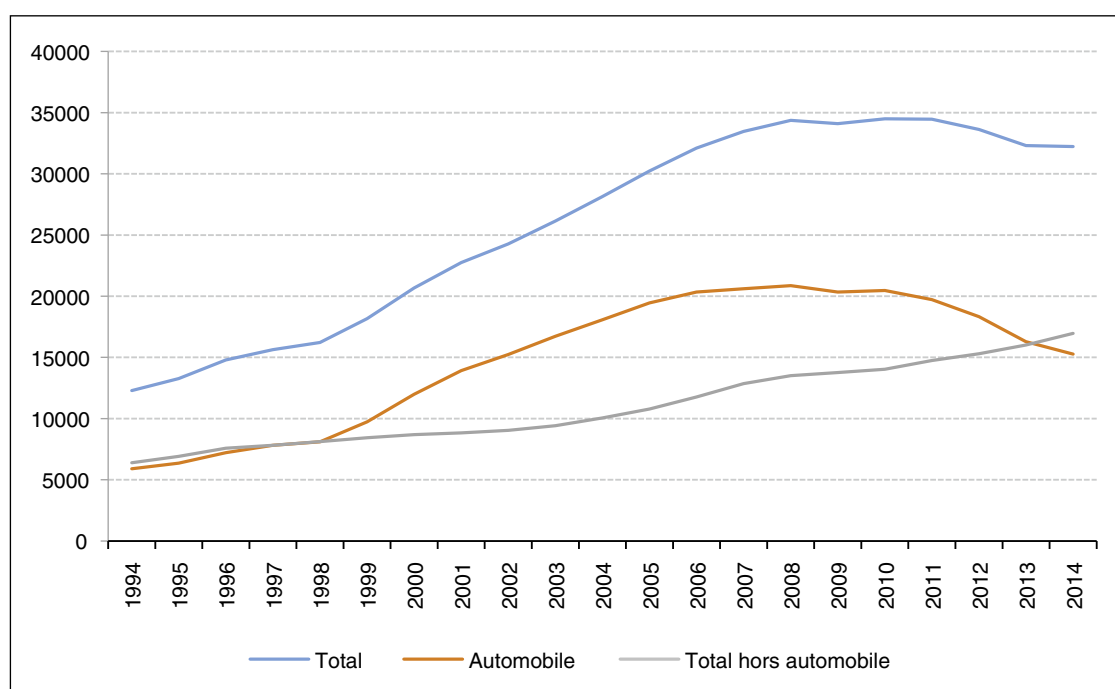
Les robots et l'emploi en France

Nous reproduisons maintenant la méthode développée par Acemoglu & Restrepo (2017) sur données françaises sur la période 1994-2014, afin de comparer l'ordre de grandeur des résultats pour la France à ceux obtenus sur données américaines.

La figure I présente l'évolution du nombre de robots en France entre 1994 et 2014. Comme pour AR-2017, les données de robots proviennent de l'IFR. Le nombre total de robots, représenté par la courbe bleue, augmente régulièrement entre 1994 et 2007, puis stagne de 2007 à 2011, et finalement diminue légèrement entre 2012 et 2014.

Afin de garantir la compatibilité de nos résultats avec ceux d'AR-2017 ou de Dauth *et al.* (2017), nous utilisons un cadre très proche. Nous définissons ensuite l'exposition aux robots dans une

Figure I
Évolution du nombre de robots en France (1994-2014)



Source : International Federation of Robotics (IFR).

zone d'emploi française⁹ entre 1994 et 2014, selon l'équation suivante :

$$ExpRobots_{c1994}^{2014} = \sum_{i \in I} \frac{L_{ic,1994}}{L_{c,1994}} \left(\frac{R_{i,2014}}{L_{i,1994}} - \frac{R_{i,1994}}{L_{i,1994}} \right)$$

où $L_{ic,1994}$ correspond à l'emploi dans la zone d'emploi c dans l'industrie i en 1994, $L_{c,1994}$ correspond à l'emploi dans la zone d'emploi c en 1994, et $L_{i,1994}$ correspond à l'emploi (en milliers) dans l'industrie i en 1994. $R_{i,1994}$ et $R_{i,2014}$ correspondent, respectivement, au nombre total de robots dans l'industrie i en 1994 et en 2014. Les données sur l'emploi sont issues de la base de données administrative française DADS.

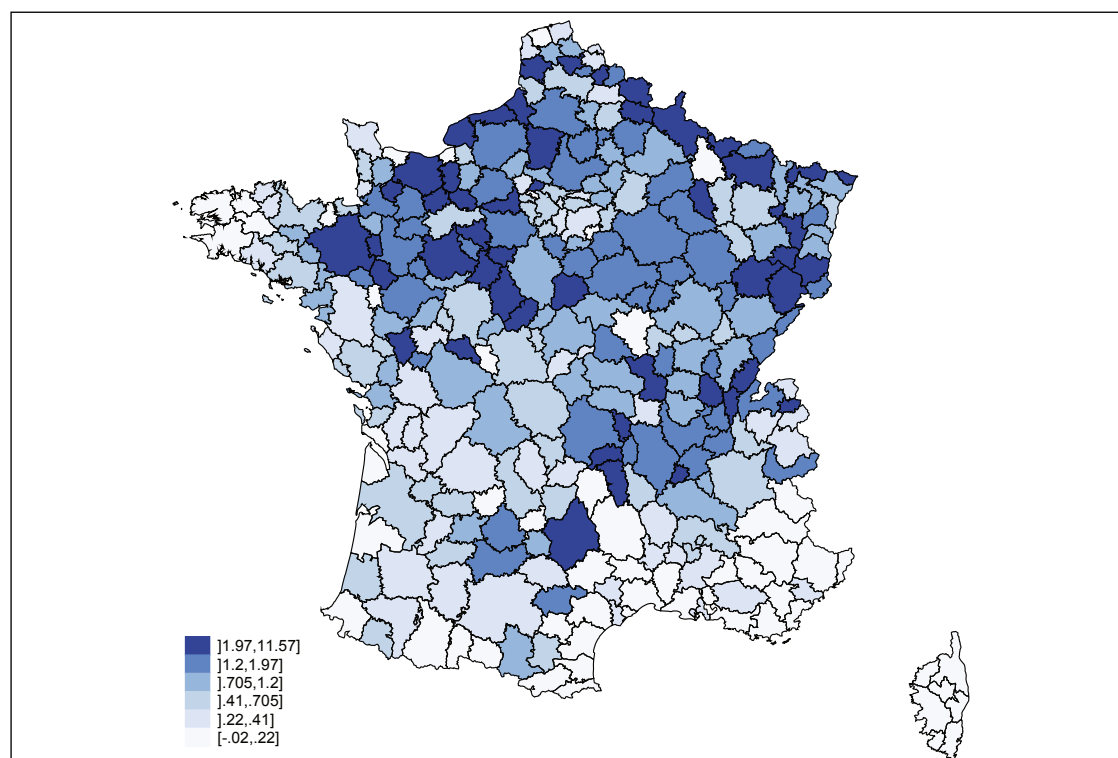
Notre indice reflète donc l'exposition aux robots par millier de travailleurs entre 1994 et 2014. La figure II présente la répartition géographique de l'exposition aux robots. L'exposition moyenne en France est 1.16 entre 1994 et 2014, soit un niveau bien inférieur à l'exposition moyenne de 4.64 en Allemagne sur la même période. Cette exposition est également plus homogène en France, avec un écart-type de 1.42 contre 6.92 en Allemagne. L'ordre de grandeur de l'exposition aux robots en France est plus proche de celui observé aux

États-Unis entre 1993 et 2007. On observe une différence nord/sud nettement marquée. En effet, alors que le nord enregistre des taux d'exposition élevés, la plupart des zones d'emploi méridionales ont une exposition proche de zéro. Le Nord-Est, à fort héritage industriel, et l'Ouest (Normandie et Bretagne orientale) font partie des régions les plus fortement exposées. Parmi les régions les moins exposées, on trouve l'ensemble de la côte atlantique et la Côte d'Azur.

Afin de mesurer l'impact de l'exposition aux robots sur les marchés du travail locaux, nous adoptons une stratégie similaire à celle d'Autor *et al.* (2013) pour étudier l'impact des importations chinoises sur les marchés du travail locaux aux États-Unis. Notre variable d'intérêt est l'évolution du ratio emploi/population entre 1990 et 2014. Dans la première spécification, la plus élémentaire, nous étudions l'impact de l'exposition aux robots sur l'évolution du ratio emploi/population. Ce ratio est construit à partir des données de recensement. Toutefois, il est important de contrôler les

9. D'après la définition officielle de l'Insee, une zone d'emploi est un espace géographique à l'intérieur duquel la plupart des actifs résident et travaillent. Le découpage en zones d'emploi constitue une partition du territoire adaptée aux études locales sur le marché du travail.

Figure II
Exposition aux robots en France (1994-2014)



Source : IFR ; calculs des auteurs.

autres caractéristiques susceptibles d'influer sur l'évolution du ratio emploi/population. Pour cela, nous construisons deux autres indices d'exposition. Premièrement, un indice d'exposition aux TIC *TICExp*, construit de la même manière que l'indice d'exposition aux robots. Le nombre de robots est remplacé par le stock de capital des TIC dans le secteur *i*. Les données proviennent de la base de données EUKLEMS. Deuxièmement, nous construisons un indice de l'exposition commerciale internationale *ExpCommerce* utilisant la base de données COMTRADE. Le nombre de robots est remplacé par les importations nettes en provenance de Chine et d'Europe de l'Est (Bulgarie, République tchèque, Estonie, Croatie, Hongrie, Lituanie, Lettonie, Pologne, Roumanie, Slovaquie et Slovénie) dans le secteur *i*. Dans certaines régressions, nous ajoutons aussi un vecteur X_c de variables de contrôle au niveau de la zone d'emploi *c* : caractéristiques démographiques 1990 (part de la population selon le niveau d'études et part de la population âgée de 25 à 64 ans), parts des principaux secteurs en 1994 et variables indicatrices par grande région. Finalement, on peut écrire que :

$$\Delta \frac{L_{c,1994}}{Pop_{c,1994}} = \alpha + \beta_1 ExpRobots_c + \beta_2 ExpCommerce_c + \beta_3 ExpTIC_c + \gamma X_c + \epsilon_c$$

Même si ces variables de contrôle purgent partiellement les estimations en MCO, l'instrumentation est nécessaire pour discuter de l'impact causal des robots sur l'emploi. En fait, on peut imaginer un choc, que nos contrôles ne prennent pas en considération, mais qui peut avoir une incidence tant sur l'installation des robots au niveau local que sur les caractéristiques des marchés locaux du travail. Toujours à des fins de comparaison, nous adoptons l'approche d'AR-2017 et de Dauth *et al.* (2017), dans laquelle les stocks de robots dans les industries de *n* pays développés sont utilisés pour construire *n* indices d'exposition aux robots. Ces *n* indices sont construits à partir des données sur l'emploi depuis 1978, afin d'éviter tout problème de causalité inverse : ces niveaux préexistants ne peuvent pas avoir subi l'impact des installations de robots. Nous retenons les pays suivants : Allemagne, Danemark, Espagne, Italie, Finlande, Norvège, Suède et Royaume-Uni. Les données concernant l'Amérique du Nord (États-Unis et Canada) ne sont pas prises en compte car seul le nombre total de robots, sans répartition par secteur industriel, est disponible avant 2004.

Toutes les variables relatives à des proportions (ratio emploi/population, part de la population selon le niveau d'études, etc.) sont mesurées en points de pourcentage. Le tableau 1 présente les résultats des régressions MCO.

Tableau 1
Effet de l'exposition aux robots sur l'emploi, 1990-2014 (moindres carrés ordinaires)

Variable dépendante : variation du ratio emploi/population 1990-2014 (en points de pourcentage)							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>ExpRobots</i> ₁₉₉₄ ²⁰¹⁴	-1.090*** (0.253)	-0.749*** (0.263)	-0.594** (0.239)	-0.515** (0.243)	-0.549* (0.294)	-0.398 (0.244)	-0.430 (0.324)
<i>ExpTIC</i> ₁₉₉₄ ²⁰¹⁴		-3.099* (1.586)	-2.397 (1.594)	-2.495* (1.455)	-0.304 (1.620)	-0.165 (1.576)	-0.154 (1.588)
<i>ExpCommerce</i> ₁₉₉₄ ²⁰¹⁴		-0.743*** (0.247)	-0.690*** (0.215)	-0.825*** (0.239)	0.0857 (0.243)	-0.123 (0.278)	-0.124 (0.280)
Démographie			Oui			Oui	Oui
Indicatrices de région				Oui		Oui	Oui
Part des principaux secteurs					Oui	Oui	Oui
Hors zones fortement exposées							Oui
Observations	297	297	297	297	297	297	295
R ²	0.058	0.090	0.198	0.205	0.249	0.407	0.406

Note : les variables de contrôle démographiques sont la part de la population selon le niveau d'études et la part de la population âgée de 25 à 64 ans. Les parts des principaux secteurs mesurent la part des travailleurs dans le secteur manufacturier, l'agriculture, la construction et le commerce de détail, ainsi que la part des femmes dans l'emploi manufacturier en 1994. Les variables indicatrices par grande région font référence aux 13 régions métropolitaines françaises. Les zones fortement exposées sont Poissy et Belfort-Montbéliard-Héricourt. Écart-type robuste entre parenthèses. Niveaux de significativité : *** : p<0.01, ** : p<0.05, * : p<0.1.
Source : IFR, COMTRADE, EUKLEMS, DADS, recensement.

Ce tableau montre la corrélation négative entre l'exposition aux robots et la variation du ratio emploi/population. Toutefois, la corrélation n'est plus significative, lorsque l'on inclut toutes les variables de contrôles (colonne (6)), et lorsque l'on ignore les zones d'emploi ayant la plus forte exposition aux robots (colonne (7)). Dans les cinq premières colonnes où la corrélation est significative, l'ordre de grandeur de l'effet mis en évidence va de -1.090 à -0.515.

Dans le cas de la régression instrumentale (tableau 2), les coefficients d'exposition aux robots sont significatifs quelle que soit la spécification choisie, même avec l'ensemble des contrôles. L'ordre de grandeur des *F*-stat de première étape indique un biais d'instrumentation faible qui ne devrait pas poser de problème ici. De plus, nous observons que l'ordre de grandeur des effets augmente par rapport à ceux obtenus avec les MCO. La colonne (1) correspond à la régression sans aucune variable de contrôle. L'impact négatif de l'exposition aux robots sur l'emploi est considérable : un robot supplémentaire par millier de travailleurs engendre une baisse du ratio emploi/population de 1.317 point de pourcentage. La colonne (2) donne les résultats des estimations en ajoutant les variables de contrôle sur les expositions aux TIC et aux importations.

Si le coefficient d'exposition aux TIC n'est pas significatif statistiquement, il existe un impact négatif des importations nettes sur le ratio emploi/population, comme dans Autor *et al.* (2013) pour les États-Unis. Le coefficient d'exposition aux robots reste du même ordre de grandeur. Dans les colonnes (3) à (5), trois autres contrôles sont ajoutés successivement : les caractéristiques démographiques (colonne (3)), les variables indicatrices par grande région (colonne (4)), la part des principales industries avant 1994 (colonne (5)). Dans chaque spécification, le coefficient d'exposition aux robots reste négatif et significatif, même s'il diminue légèrement. En revanche, le coefficient d'exposition aux importations n'est plus significatif lorsque l'on ajoute les données sur la composition sectorielle des zones d'emploi. Enfin, la colonne (6) intègre tous les contrôles et la colonne (7) ignore les zones fortement exposées. L'effet de l'exposition aux robots reste négatif et significatif, même si son ordre de grandeur a été réduit par rapport à la spécification sans aucune variable de contrôle.

Dans notre dernière spécification, nous obtenons un effet négatif de l'exposition aux robots sur l'emploi : un robot supplémentaire par millier de travailleurs engendre une baisse du ratio emploi/population de 0.686 point de pourcentage.

Tableau 2
Effet de l'exposition aux robots sur l'emploi, 1990-2014 (doubles moindres carrés)

Variable dépendante : variation du ratio emploi/population 1990-2014 (en points de %)							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>ExpRobots</i> ₂₀₁₄ <i>1994</i>	-1.317*** (0.325)	-1.010*** (0.322)	-0.974*** (0.271)	-0.737** (0.296)	-0.790*** (0.300)	-0.686*** (0.241)	-0.986*** (0.351)
<i>ExpTIC</i> ₂₀₁₄ <i>1994</i>		-2.569 (1.618)	-1.699 (1.578)	-2.094 (1.444)	-0.176 (1.590)	-0.0323 (1.518)	0.101 (1.538)
<i>ExpCommerce</i> ₂₀₁₄ <i>1994</i>		-0.670*** (0.242)	-0.589*** (0.211)	-0.773*** (0.230)	0.110 (0.240)	-0.0922 (0.276)	-0.0882 (0.279)
Démographie			Oui			Oui	Oui
Indicatrices de région				Oui		Oui	Oui
Part des principaux secteurs					Oui	Oui	Oui
Hors zones fortement exposées							Oui
Observations	297	297	297	297	297	297	295
F-stat première étape	53.7	29.4	24.0	25.7	25.1	23.6	46.5
R ²	0.055	0.087	0.193	0.203	0.248	0.405	0.400

Note : les variables de contrôle démographiques sont la part de la population selon le niveau d'études et la part de la population âgée de 25 à 64 ans. Les parts des principaux secteurs mesurent la part des travailleurs dans le secteur manufacturier, l'agriculture, la construction et le commerce de détail, ainsi que la part des femmes dans l'emploi manufacturier en 1994. Les variables indicatrices par grande région font référence aux 13 régions métropolitaines françaises. Les zones fortement exposées sont Poissy et Belfort-Montbéliard-Héricourt. Écart-type robuste entre parenthèses. Niveaux de significativité : *** : $p < 0.01$, ** : $p < 0.05$, * : $p < 0.1$.
Source : IFR, COMTRADE, EUKLEMS, DADS, recensement.

Un rapide calcul nous permet de conclure que l'installation d'un robot supplémentaire dans une zone d'emploi entraîne une perte de 10.7 emplois¹⁰. L'ordre de grandeur est similaire à celui obtenu par AR-2017 qui estimaient une perte de 6.2 emplois par robot supplémentaire. Selon l'IFR, le nombre de robots en France a augmenté d'environ 20 000 entre 1994 et 2014. Notre résultat implique une perte de 214 000 emplois ($10.7 \times 20\,000$) attribuable aux robots durant cette période.

Les résultats concernant la période 1990-2007, la période couverte par AR-2017, sont présentés en annexe. Avec la spécification incluant l'ensemble des contrôles, nous concluons qu'un robot supplémentaire par millier de travailleurs a conduit à une chute du ratio emploi/population de 0.438 point de pourcentage. L'ordre de grandeur est ici encore plus proche d'AR-2017, qui estimaient une chute de 0.371 point de pourcentage.

Enfin, nous étudions l'hypothèse d'un effet hétérogène de l'exposition aux robots sur l'emploi en fonction du niveau d'études. Ne disposant de ce type d'informations que pour les individus âgés de 25 à 54 ans, nous limitons notre analyse à cette population. Les résultats sont similaires à ceux présentés dans les tableaux 1 et 2. L'estimation des coefficients d'exposition aux robots sur la population selon le niveau d'études est présentée à la figure III. Plus le niveau d'études est bas,

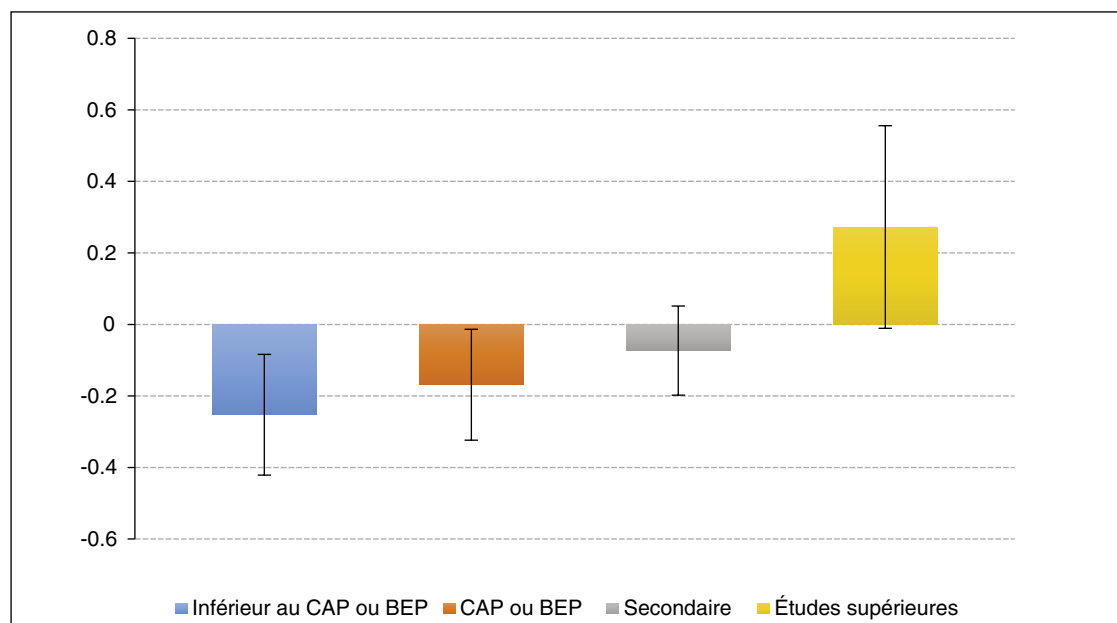
plus l'impact négatif de l'exposition aux robots est élevé. L'impact n'est pas significatif pour les personnes titulaires d'un diplôme d'études secondaires. L'effet est même positif, bien que non significatif, pour les diplômés du supérieur. Cette hétérogénéité souligne le rôle clé de l'éducation et la nécessité de politiques publiques. Afin de limiter les effets négatifs du progrès technique sur l'emploi, les politiques publiques doivent s'efforcer tout particulièrement de relever le niveau d'études et de promouvoir la formation continue.

Discussion

Les analyses ci-dessus soulèvent plusieurs problèmes potentiels. Premièrement, les robots sont-ils si différents des autres formes d'automatisation ? La définition des robots fournie par l'IFR est assez restrictive et n'inclut pas les machines telles que les guichets automatiques, qui remplacent pourtant la main-d'œuvre autant que les robots. En prenant en considération le progrès technologique de manière plus large, il serait possible d'utiliser les données sur une période plus longue, et donc de consolider l'analyse.

10. Nous définissons notre exposition aux robots en « robots par millier de travailleurs ». Selon l'OCDE, le ratio emploi/population moyen était de 0.64 en 2014. Ainsi, l'installation d'un robot supplémentaire entraîne une perte de $(0.686/100) \times 1000/0.64 = 10.7$ emplois.

Figure III
Effet de l'exposition aux robots selon le niveau d'études



Note : intervalle de confiance à 90 %.

Source : IFR et recensement ; calculs des auteurs.

Un deuxième problème potentiel tient au fait que l'analyse repose sur l'hypothèse selon laquelle le rapport entre le nombre de robots dans un secteur industriel donné et l'importance de ce secteur dans une zone d'emploi est le même dans toutes les zones d'emploi. Pourtant, la robotisation dans un secteur donné peut être plus intense dans la zone d'emploi A que dans la zone d'emploi B, même si la part de ce secteur est la même dans les deux zones.

Une troisième préoccupation potentielle tient à ce que les différences de l'indice d'exposition aux robots entre les zones d'emploi sont surtout liées à la répartition spatiale de l'industrie automobile sur le territoire américain en 1990, étant donné la prédominance des robots industriels dans l'industrie automobile (les robots automobiles représentent plus d'un tiers du nombre total de robots). Utiliser cette variation pour expliquer celle de l'emploi revient à demander si l'importance du secteur automobile dans une zone d'emploi donnée en 1990 peut expliquer l'évolution de l'emploi dans cette zone au cours des vingt années suivantes.

En effet, la robotisation a eu lieu en grande partie dans l'industrie automobile et, dans les années 1990 et 2000, le marché automobile américain a connu une restructuration de grande envergure. Depuis la fin des années 1980, de nombreuses installations d'assemblage automobile ont été transférées vers le sud des États-Unis, où l'industrie automobile était auparavant peu présente. Ceci a engendré des inquiétudes au sein des communautés automobiles traditionnelles du nord du Midwest et du sud de l'Ontario (Hill & Brahmst, 2003). L'industrie automobile française a connu des délocalisations similaires. Si de nombreuses fermetures ont eu lieu dans une zone d'emploi fortement spécialisée dans l'automobile dans les années 1990, alors la relation négative obtenue entre l'exposition aux robots et l'emploi peut tout simplement découler du transfert des usines automobiles. AR-2017 abordent cet aspect de deux manières différentes. Premièrement, ils excluent les zones d'emploi très fortement exposées à la robotisation, lesquelles sont aussi, selon toute vraisemblance, des zones où l'emploi dans l'automobile est initialement élevé. En procédant ainsi, les résultats de la régression de base ne sont pas affectés¹¹. Deuxièmement, ils effectuent des régressions MCO en traitant comme des variables explicatives distinctes l'exposition aux robots dans la construction automobile et l'exposition aux robots dans les autres industries. Ils constatent que les coefficients des deux régresseurs sont assez similaires et concluent que la prédominance

des robots industriels dans l'industrie automobile ne pose pas de problème.

* *
*

Nous avons étudié dans cet article les récents travaux sur les effets de l'intelligence artificielle et de l'automatisation sur la croissance économique et sur l'emploi. Notre principale conclusion est que ces effets dépendent dans une large mesure des institutions et des politiques conduites. Toutefois, malgré de solides fondements théoriques sur la façon de modéliser l'automatisation et l'IA, et en dépit de certains travaux empiriques convaincants, il est encore trop tôt pour comprendre véritablement l'ensemble des implications de ces technologies en termes de bien-être.

Dans la première partie, nous avons avancé que, même si l'IA peut stimuler la croissance en remplaçant la main-d'œuvre (ressource limitée) par du capital (ressource illimitée), elle peut inhiber la croissance si elle est associée à une politique concurrentielle inadaptée.

Dans la seconde partie, nous avons discuté des effets de l'IA et de l'automatisation sur l'emploi global ; en nous appuyant sur Acemoglu & Restrepo (2017), nous avons examiné l'effet de la robotisation sur l'emploi en France durant la période 1994-2014. Nous constatons que la robotisation réduit l'emploi global au niveau des zones d'emploi. Nous constatons aussi que les travailleurs ayant un faible niveau d'éducation sont davantage pénalisés par l'automatisation que les travailleurs plus éduqués. Ceci suggère que des politiques inadaptées concernant le marché du travail et l'éducation pourraient réduire l'impact positif de l'IA et de l'automatisation sur l'emploi.

L'étape suivante naturelle consisterait à faire le lien entre les analyses de l'impact de l'IA sur la croissance et sur l'emploi. Nous travaillons actuellement dans cette direction. Une autre voie de recherche consiste à étudier comment les caractéristiques du marché du travail peuvent affecter la nature de l'innovation, par exemple si l'innovation vise l'automatisation ou la création de nouvelles lignes de produits. Ceci est exploré dans des travaux récents de Dechezleprêtre *et al.* (2019). D'autres questions restent à explorer, en particulier celle des effets de l'IA sur la consommation et le bien-être, dans des recherches futures. □

11. La colonne (7) du tableau 2 supra présente des résultats similaires pour la France.

BIBLIOGRAPHIE

- Acemoglu, D. (2002).** Technical change, inequality, and the labor market. *Journal of Economic Literature*, 40(1), 7–72.
<https://www.jstor.org/stable/2698593>
- Acemoglu, D. & Autor, D. (2011).** Skills, Tasks and Technologies: Implications for Employment and Earnings. In: Ashenfelter, O. & Card, D. (Eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 4, chapter 12, pp. 1043–1171. Amsterdam: Elsevier.
- Acemoglu, D. & Restrepo, P. (2016).** The Race between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares and Employment. NBER *Working Paper* N° 22252.
<https://doi.org/10.3386/w22252>
- Acemoglu, D. & Restrepo, P. (2017).** Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets. NBER *Working Paper* N° 23285.
<https://doi.org/10.3386/w23285>
- Aghion, P., Jones, B. & Jones, C. (2017).** Artificial Intelligence and Economic Growth. NBER *Working Paper* N° 23928.
<https://doi.org/10.3386/w23928>
- Aghion, P., Bergeaud, A., Boppart, T., Klenow, P. & Li, H. (2019).** A Theory of Falling Growth and Rising Rents. *Mimeo College de France*.
https://www.college-de-france.fr/media/centre-economie-innovation/UPL1638608134824677946_a_theory_of_falling_growth_and_rising_rents.pdf
- Autor, D., Katz, L. F. & Krueger, A. B. (1998).** Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market? *Quarterly Journal of Economics*, 113(4), 1169–1213.
<https://doi.org/10.1162/003355398555874>
- Autor, D. & Dorn, D. (2013).** The Growth of Low Skill Service Jobs and the Polarization of the US Labor Market. *American Economic Review*, 103(5), 1553–1597.
<https://doi.org/10.1257/aer.103.5.1553>
- Autor, D., Levy, F. & Murnane, R. J. (2003).** The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration. *Quarterly Journal of Economics*, 118(4), 1279–1333.
<https://doi.org/10.1162/003355303322552801>
- Autor, D. H., Dorn, D. & Hanson, G. H. (2015).** Untangling Trade and Technology: Evidence from Local Labor Markets. *The Economic Journal*, 125(584), 621–646.
<https://doi.org/10.1111/eoj.12245>
- Autor, D. H., Dorn, D. & Hanson, G. H. (2013).** The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States. *American Economic Review*, 103(6), 2121–68.
<https://doi.org/10.1257/aer.103.6.2121>
- Arntz, M., Gregory, T. & Ziehrahn, U. (2017).** Revisiting the risk of automation. *Economics Letters*, 159, 157–160.
<https://doi.org/10.1016/j.econlet.2017.07.001>
- Baumol, W. (1967).** Macroeconomics of unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis. *American Economic Review*, 57(3), 415–426.
<https://www.jstor.org/stable/i331434>
- Beaudry, P., Green, D. A. & Sand, B. M. (2013).** The great reversal in the demand for skill and cognitive tasks. NBER *Working Paper* N° 18901.
<https://doi.org/10.3386/w18901>
- Blanas, S., Gancia, G. & Lee, S. Y. (2019).** Who is Afraid of Machines? CEPR *Discussion Paper* N° 13802.
<https://cepr.org/content/free-dp-download-20-june-2019-who-afraid-machines>
- Bloom, N., Draca, M. & Van Reenen, J. (2016).** Trade Induced Technical Change? The Impact of Chinese Imports on Innovation, IT and Productivity. *The Review of Economic Studies*, 83(1), 87–117.
<https://doi.org/10.1093/restud/rdv039>
- Bresnahan, T. F., Brynjolfsson, E. & Hitt, L. M. (2002).** Information Technology, Workplace Organization, and the Demand for Skilled Labor: Firm-Level Evidence. *Quarterly Journal of Economics*, 117(1), 339–376.
<https://doi.org/10.1162/003355302753399526>
- Brynjolfsson, E. & McAfee, A. (2011).** Race Against the Machine: How the Digital Revolution is Accelerating Innovation, Driving Productivity, and Irreversibly Transforming Employment and the Economy. Lexington, MA: Digital Frontier Press.
- Card, D. & DiNardo, J. E. (2002).** Skill Biased Technical Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles. *Journal of Labor Economics*, 20, 733–783.
- Caselli, F. & Manning, A. (2019).** Robot Arithmetic: New Technology and Wages. *American Economic Review: Insights*, 1(1), 1–12.
<https://doi.org/10.1257/aeri.20170036>

- Charnoz, P. & Orand, M. (2017).** Technical change and automation of routine tasks: Evidence from local labour markets in France, 1999-2011. *Économie et Statistique / Economics and Statistics*, 497-498, 103-122.
<https://www.insee.fr/en/statistiques/3318007?sommaire=3318021>
- Cheng, H., Jia, R., Li, D., & Li, H. (2019).** The Rise of Robots in China. *Journal of Economic Perspectives*, 33(2), 71-88.
<https://doi.org/10.1257/jep.33.2.71>
- Chiacchio, F., Petropoulos, G. & Pichler, D. (2018).** The impact of industrial robots on EU employment and wages: A local labor market approach. *Bruegel Working paper* N° 2.
<https://bruegel.org/2018/04/the-impact-of-industrial-robots-on-eu-employment-and-wages-a-local-labour-market-approach/>
- Dauth, W., Findeisen, S., Südekum, J. & Wößner, N. (2017).** German robots: The impact of industrial robots on workers. *IAB Discussion Paper* N° 30/2017.
- Davis, S. J. & Haltiwanger, J. (1992).** Gross job creation, gross job destruction, and employment reallocation. *Quarterly Journal of Economics*, 107(3), 819-863.
<https://doi.org/10.2307/2118365>
- Dechezleprêtre, A., Hémous, D., Olsen, M. & Zanella, C. (2019).** Automating Labor: Evidence from Firm-level Patent Data. Mimeo.
http://morten-olsen.com/DHOZ_Automating_Labor.pdf
- Frey, C. B. & Osborne, M. A. (2017).** The future of employment: How susceptible are jobs to computerization? *Technological Forecasting & Social Change*, 114, 254-280.
<https://doi.org/10.1016/j.techfore.2016.08.019>
- Goos, M. & Manning, A. (2007).** Lousy and Lovely Jobs: The Rising Polarization of Work in Britain. *Review of Economics and Statistics*, 89(1), 118-133.
<https://www.jstor.org/stable/40043079>
- Graetz, G. & Michaels, G. (2018).** Robots at work. *Review of Economics and Statistics*, 100(5), 753-767.
https://doi.org/10.1162/rest_a_00754
- Hémous, D. & Olsen, M. (2014).** The Rise of the Machines: Automation, Horizontal Innovation and Income Inequality. *CEPR Discussion Paper* N° 10244.
<https://econpapers.repec.org/RePEc:cpr:ceprdp:10244>
- Hill, K. & Brahmst, E. (2003).** The Auto Industry Moving South: An Examination of Trends. *Center for Automotive Research*.
<https://www.cargroup.org/publication/the-auto-industry-moving-south-an-examination-of-trends/>
- Jaimovich, N. & Siu, H. E. (2012).** Job Polarization and Jobless Recoveries. *NBER Working Paper* N° 18334.
<https://doi.org/10.3386/w18334>
- Jones, C. (1995).** R & D-Based Models of Economic Growth. *Journal of Political Economy*, 103(4), 759-784.
<https://www.jstor.org/stable/2138581>
- Katz, L. & Murphy, K. (1992).** Changes in Relative Wages: Supply and Demand Factors. *Quarterly Journal of Economics*, 107(1), 35-78.
<https://doi.org/10.2307/2118323>
- Keynes, J. M. (1932).** Economic possibilities for our grandchildren. In: Keynes, J. M., *Essays in Persuasion*, pp. 358-373. New York: Harcourt Brace.
- Krueger, A. B. (1993).** How Computers Have Changed the Wage Structure: Evidence from Microdata, 1984-1989. *Quarterly Journal of Economics*, 108(1), 33-60.
<https://doi.org/10.2307/2118494>
- Leontief, W. (1952).** Machines and Man. *Scientific American*, 187(3), 150-64.
<https://www.jstor.org/stable/e24950774>
- Liu, E., Mian, A. & Sufi, A. (2019).** Low Interest Rates, Market Power, and Productivity Growth. *NBER Working Paper* N° 25505.
<https://doi.org/10.3386/w25505>
- Lucas, R. E. & Prescott, E. C. (1974).** Equilibrium search and unemployment. *Journal of Economic Theory*, 7(2), 188-209.
[https://doi.org/10.1016/0022-0531\(74\)90106-9](https://doi.org/10.1016/0022-0531(74)90106-9)
- Mann, K. & Püttmann, L. (2017).** Benign Effects of Automation: New Evidence from Patent Texts. *Unpublished manuscript*.
- Pissarides, C. A. (2000).** *Equilibrium Unemployment Theory*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Zeira, J. (1998).** Workers, Machines, and Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 113, 1091-1117.
<https://doi.org/10.1162/003355398555847>

ANNEXE

Tableau A1

Effet de l'exposition aux robots sur l'emploi, 1990-2007 (doubles moindres carrés)

Variable dépendante : variation du ratio emploi/population 1990-2007 (en points de pourcentage)							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>ExpRobots</i> ₁₉₉₄ ²⁰⁰⁷	-0.382*** (0.119)	-0.344* (0.198)	-0.508*** (0.195)	-0.148 (0.197)	-0.560** (0.217)	-0.438** (0.198)	-0.633** (0.298)
<i>ExpTIC</i> ₁₉₉₄ ²⁰⁰⁷		-0.322 (1.613)	0.990 (1.611)	-1.274 (1.571)	2.844 (2.142)	1.845 (2.019)	2.184 (2.056)
<i>ExpCommerce</i> ₁₉₉₄ ²⁰⁰⁷		-0.217 (0.319)	-0.285 (0.293)	-0.400 (0.324)	0.301 (0.347)	0.107 (0.383)	0.111 (0.391)
Démographie			Oui			Oui	Oui
Indicatrices de région				Oui		Oui	Oui
Part des principaux secteurs					Oui	Oui	Oui
Hors zones fortement exposées							Oui
Observations	297	297	297	297	297	297	295
F-stat première étape	45.7	24.8	29.3	24.7	22.6	25.7	44.4
R ²	0.004	0.007	0.075	0.129	0.144	0.293	0.284

Note : les variables de contrôle démographiques sont la part de la population selon le niveau d'études et la part de la population âgée de 25 à 64 ans. Les parts des principaux secteurs mesurent la part des travailleurs dans le secteur manufacturier, l'agriculture, la construction et le commerce de détail, ainsi que la part des femmes dans l'emploi manufacturier en 1994. Les variables indicatrices par grande région font référence aux 13 régions métropolitaines françaises. Les zones fortement exposées sont Poissy et Belfort-Montbéliard-Héricourt. Écart-type robuste entre parenthèses. Niveaux de significativité : *** : p<0.01, ** : p<0.05, * : p<0.1.

Source : IFR, COMTRADE, EUKLEMS, DADS, recensement.

Quelle valeur donner à l'action pour le climat ?

What Value Do We Attach to Climate Action?

Alain Quinet*

Résumé – Pour guider les politiques d'atténuation du changement climatique, les économistes s'attachent à donner une valeur monétaire au carbone émis ou évité. Élaborer une trajectoire de long terme de valeurs carbone, c'est en effet prendre la mesure du chemin économique à parcourir pour réduire les émissions, donner de la valeur aux investissements de long terme, et disposer d'une référence pour fixer les priorités. Les objectifs de neutralité carbone inscrits dans l'Accord de Paris de 2015 conduisent aujourd'hui à afficher des valeurs monétaires du carbone supérieures à celles historiquement dérivées d'un objectif de type « Facteur 4 » ou d'une approche coûts-avantages. L'objet de cet article est de rendre compte de l'évolution dans le temps des valeurs carbone en précisant leurs méthodes d'élaboration et la nature des incertitudes qui entourent les évaluations. Il explicite ensuite comment utiliser cette valeur pour concevoir les politiques d'atténuation.

Abstract – *In the course of policy-making to mitigate the effects of climate change, economists seek to attach a monetary value to actual or foregone carbon emissions. Charting a long-term pathway for carbon prices involves measuring the most cost-effective way to reduce emissions, assigning value to long-term investment, and having a benchmark against which to set priorities. The carbon neutrality target, as set out in the 2015 Paris Agreement, calls for higher carbon values in monetary terms than those historically obtained under Factor 4 targets derived from a cost-benefit approach. This paper looks at developments in carbon values over time, with an emphasis on their underlying methodologies and the role of uncertainty in valuation. It then sets out how carbon values can be used in policy-making to mitigate the effects of climate change.*

Codes JEL / JEL Classification : Q51, Q54

Mots-clés : carbone, climat, externalité, incertitude, irréversibilités

Keywords: carbon, climate, externality, uncertainty, irreversibility

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* Président de la commission sur la valeur tutélaire du carbone

Je remercie Dominique Bureau, Christian Gollier, Aude Pommeret et Jean-Michel Trochet pour leurs commentaires sur une version préliminaire de cet article, ainsi que deux relecteurs anonymes.

La qualité du climat, jadis considérée par les pères fondateurs de l'économie comme un bien libre, disponible en quantité illimitée, est progressivement rentrée dans la catégorie des biens économiques, c'est-à-dire des biens utiles mais rares. Dès 1972, William Nordhaus et James Tobin, dans un article intitulé « *Is Growth Obsolete ?* », critiquent le rapport Meadows « *The Limits to Growth* », publié la même année sous l'égide du club de Rome, et prédisant un épuisement des ressources naturelles. Ils expliquent que les raretés à venir ne porteront pas sur les matières premières ou énergétiques – car celles-ci seront protégées d'une exploitation trop rapide par la hausse de leur prix – mais des biens communs, disponibles gratuitement et faisant donc l'objet d'une exploitation excessive. Et de conclure sur la nécessité de se focaliser sur la préservation des ressources naturelles « gratuites » (« l'air pur ») plutôt que sur la préservation des ressources naturelles « payantes » : « *Il n'y a pas de raison de stopper la croissance économique pour préserver les ressources naturelles, mais il y a de bonnes raisons à fournir les incitations économiques appropriées pour préserver les ressources dont les coûts d'exploitation privés sont inférieurs au vrai coût pour la société.* »¹

Dans le sillage de Tobin & Nordhaus, une petite communauté d'économistes a construit l'économie du climat, pour définir les conditions de préservation de ce bien collectif désormais fragile que constitue l'équilibre climatique de la planète. L'économie du climat repose sur le traitement des quatre dimensions fondamentales du changement climatique :

- l'externalité : les marchés livrés à eux-mêmes ne délivrent pas les bons signaux de prix puisque les agents économiques peuvent émettre gratuitement des gaz à effet de serre (GES) et négliger les impacts de leurs émissions sur les générations présentes – la « tragédie des communs » – et les générations futures – la « tragédie des horizons ». Si les externalités sont, depuis les travaux de Pigou (1920), bien connues des économistes et des décideurs, les émissions de GES dépassent par leur ampleur et leur impact toutes les autres externalités connues ;

- la dimension mondiale de l'externalité : une tonne de CO_{2e} émise² a un impact identique sur le climat quelle que soit son origine géographique. C'est une externalité qu'historiquement les pays riches ont imposé aux pays pauvres, mais avec cette difficulté qu'aujourd'hui les opportunités d'abattement à faibles coûts sont pour une large part localisées dans les pays émergents, au titre

notamment de leur production de charbon. Dessiner des incitations à la fois efficaces et équitables pour dépasser les phénomènes de « passager clandestin » constitue l'un des principaux enjeux de l'économie du climat (Tirole, 2009 ; d'Autume *et al.*, 2016) ;

- l'inertie de l'externalité climatique : le réchauffement climatique est provoqué par l'accumulation d'un stock de GES dans l'atmosphère. Celui-ci augmente avec les émissions de GES et décroît avec l'absorption naturelle (des eaux, des forêts et autres puits de carbone). La concentration du seul CO₂ était de 280 ppm environ avant le début de la révolution industrielle ; elle dépasse aujourd'hui 400 ppm. Le réchauffement a d'ores et déjà atteint 1 degré. Mais compte tenu des stocks déjà accumulés, nous avons devant nous une perspective de réchauffement supplémentaire de 1 à 3 degrés d'ici la fin du siècle (GIEC 2014). Les échelles de temps très longues donnent une importance toute particulière au choix du taux d'actualisation dans l'évaluation des dommages (Stern, 2006 ; Dasgupta 2008) ;

- les incertitudes : la lutte contre le changement climatique se heurte à des incertitudes « en cascade » : incertitudes scientifiques sur l'ampleur de la hausse des températures induite par l'augmentation de la concentration de GES dans l'atmosphère (*climate sensitivity*) ; incertitudes sur les impacts du changement climatique, notamment sur les seuils (*tipping points*) au-delà desquels certains changements systémiques risquent de se manifester ; incertitudes sur les technologies susceptibles d'être mobilisées pour atténuer les émissions et leurs impacts. Ces incertitudes signifient que la lutte contre le changement climatique relève d'une logique de précaution (Pyndick, 2006 ; Weitzman, 2007). De plus, la prise en compte du risque de dommages graves et irréversibles conduit à donner une valeur d'option aux solutions les plus flexibles – celles qui permettent de moduler les politiques publiques en fonction de l'arrivée de nouvelles informations (Arrow & Fisher, 1974 ; Henry, 1974).

Ces quatre traits caractéristiques du changement climatique permettent d'emblée de saisir l'ampleur des défis auxquels font face

1. « There is no reason to arrest economic growth to conserve natural resources, although there is good reason to provide proper economic incentives to conserve resources which currently cost their users less than true social cost ».

2. Les tonnes de gaz à effet de serre (gaz carbonique, méthane, protoxyde d'azote, etc.) sont exprimées ici en tonne équivalent CO₂ de pouvoir de réchauffement.

les économistes. Ceux-ci sont parvenus en un temps record à adapter la « boîte à outils » traditionnelle de l'économie – le traitement des externalités (Pigou, 1920), la gestion des ressources épuisables (Hotelling, 1931), la prise en compte du bien-être à long terme (Ramsey, 1928), l'évaluation socio-économique des projets d'investissement (Dupuit, 1844), à un problème nouveau et de grande ampleur. L'économie s'est ouverte aux sciences du climat et aux autres sciences physiques, aux sciences humaines et de la décision, pour modéliser les conséquences du réchauffement climatique sur les activités humaines, ainsi que les coûts économiques de la lutte contre ce phénomène. Elle propose désormais un corpus méthodologique complet dont rendent compte plusieurs *surveys* de la littérature académique, notamment ceux de Pindyck (2013), et Heal (2017).

Il y a naturellement des controverses au sein de la profession, qui résultent à la fois des incertitudes scientifiques qui rendent les modélisations toujours fragiles (Stern, 2013 ; Pindyck, 2017) et de la nécessité de mobiliser les outils traditionnels du calcul économique au-delà de leur champ d'application habituels – c'est le cas notamment du taux d'actualisation, utilisé pour donner une valeur présente à des dommages ou des actions susceptibles de s'étaler sur plusieurs décennies voire plusieurs siècles (Gollier & Weitzman, 2010).

De telles controverses sont la condition du progrès dans un traitement économique plus pertinent des enjeux climatiques. Elles ne doivent pas masquer un point de consensus essentiel : il n'y a pas de transition écologique possible, pas de politique d'atténuation du changement climatique crédible si la pollution reste gratuite et si chacun ignore les dommages qu'il impose aux autres. En d'autres termes, compte tenu de la multitude d'activités humaines et d'acteurs concernés, une tarification minimale du carbone est une condition nécessaire, quoique non suffisante, d'une lutte efficace contre le changement climatique (Stern & Stiglitz, 2017).

Cet article vise à rendre compte des développements empiriques autour de la valeur monétaire à donner à chaque tonne de CO_{2e} émise ou évitée. Cette valorisation constitue en effet une référence incontournable si l'on veut tout à la fois évaluer en termes économiques le chemin à parcourir, définir le champ des actions pertinentes et bien calibrer les politiques publiques d'atténuation.

La valeur du carbone n'étant pas donnée sur un marché, elle est le produit de travaux de modélisation réalisés soit à l'initiative d'équipes universitaires, soit à l'initiative des pouvoirs publics – dans ce dernier cas la valeur du carbone est qualifiée de « tutélaire ». Cet article présente les plages de valeurs du carbone cohérentes avec le respect des objectifs de l'Accord de Paris de 2015, tant au niveau international qu'au niveau français dans le cadre de la deuxième commission sur la valeur tutélaire du carbone de 2019 (Quinet, 2019). Ces valeurs s'avèrent supérieures au seuil des 100 \$ la tonne de CO_{2e}, ce qui soulève des questions nouvelles : comment les réconcilier avec celles plus faibles et incertaines issues d'une approche coûts-avantages ? Comment les traduire en actions publiques ?

La lutte contre le changement climatique à l'épreuve de l'épuisement des budgets carbone

La valorisation du carbone peut relever de deux types d'approches : l'approche dite « coûts-avantages » et l'approche dite « coût-efficacité ».

L'approche coûts-avantages consiste à réaliser un bilan global actualisé des dommages induits à court, moyen et long terme par l'émission d'une tonne de CO_{2e}. La comparaison entre le coût marginal des dommages et le coût marginal d'abattement³ détermine la trajectoire socialement optimale de réduction des émissions. La valeur du carbone, qualifiée dans cette approche de « coût social du carbone » (*social cost of carbon*), reflète en termes monétaires le coût social des dommages et, corrélativement, le gain de bien-être tiré d'une réduction des émissions. Se conformer à une telle approche permet en principe de s'assurer contre deux risques : celui de faire des efforts démesurés pour un bénéfice social faible ; celui de ne pas faire suffisamment d'efforts alors que le coût à supporter est faible pour un bénéfice important.

Dans l'approche dite « coût-efficacité », on se donne un objectif exogène d'abattement, et l'on cherche le niveau et la trajectoire de valeurs du carbone qui permet de l'atteindre de la manière la plus efficace possible. La valeur du carbone

3. Le coût d'abattement se définit comme l'écart de coût actualisé entre l'action de décarbonation et la solution de référence carbonée équivalente, rapporté aux émissions de gaz à effet de serre évitées par l'action. L'écart de coût est actualisé car le coût d'abattement intègre les coûts liés à l'investissement initial, mais aussi les coûts liés à l'usage de cet investissement.

est ici la variable duale de la contrainte quantitative – c’est pourquoi l’on qualifie cette valeur de « prix fictif du carbone » (*shadow price of carbon*). Cette approche peut sembler de second rang par rapport à l’approche coût-avantages, mais elle permet de faire l’économie des débats sur le coût et l’actualisation des dommages et s’appuie sur un corpus méthodologique solide – celui de la gestion optimale des ressources épuisables.

La gestion du budget carbone

Comme l’externalité climatique est liée au niveau de concentration de GES dans l’atmosphère, les objectifs à respecter s’expriment en budget carbone, c’est-à-dire en plafond d’émissions nettes cumulées dans le temps de CO₂ à ne pas dépasser pour contenir l’élévation des températures.

Dans cette approche, le niveau de la valeur carbone dépend de la taille du budget carbone, des technologies de décarbonation disponibles, des changements de comportement accessibles pour atteindre cette ambition, ainsi que des possibilités de recourir à des mécanismes de flexibilité internationale (achats de permis d’émissions sur un marché international, possibilité de recourir à des puits de carbone hors du territoire national, etc.).

La pente de la trajectoire de valeur carbone relève d’une logique d’optimisation d’une ressource naturelle épuisable. Le prix d’une telle ressource va logiquement croître au fur et à mesure de sa consommation du fait de sa rareté croissante. Plus précisément, la valeur de la tonne de CO_{2e} a vocation à progresser comme le taux d’actualisation (Schubert, 2008 ; Chakravorty *et al.*, 2008). Cette règle d’optimisation, dite de Hotelling (1931), garantit que l’actualisation des valeurs carbone futures n’est pas écrasée par l’actualisation (voir encadré). Corrélativement elle protège contre le risque de créer une incitation au report des efforts, comme ce serait le cas si la valeur croissait plus vite que le taux d’actualisation – ce que l’on appelle le « paradoxe vert » (Sinn, 2015).

La mise en œuvre de la règle de Hotelling soulève plusieurs questions opérationnelles. Les travaux en France de la dernière commission sur la valeur tutélaire du carbone (Quinet, 2019) ont été notamment l’occasion d’explicitier la double question du choix du taux d’actualisation et des dynamiques d’investissement sous-jacentes à

la gestion du budget carbone (Gollier, 2019 ; Le Hir *et al.*, 2019).

Gollier (2019) montre que le taux d’actualisation doit inclure, au-delà du taux sans risque, un « beta climatique », i.e. une prime de risque prenant en compte l’impact de la politique climatique sur la macroéconomie, et plus précisément l’incidence de la covariance entre les coûts d’abattement marginaux et la consommation agrégée.

Une incertitude sur le budget carbone plaide pour une valeur initiale relevée et un rythme de croissance de la valeur inférieur au taux d’actualisation, pour être en mesure d’absorber sans heurts une révision du budget carbone à mi-parcours. Le raisonnement repose sur la corrélation négative entre les coûts d’abattement marginaux et la consommation. Si le budget carbone est révisé à la baisse, cela accroît les coûts d’abattement marginaux (supposés croissants) et laisse moins de possibilités de consommation. Si au contraire le budget carbone s’avère plus important qu’initialement envisagé, le coût marginal d’abattement sera plus faible et la consommation plus élevée. Cette corrélation négative entre coût d’abattement et consommation conduit à un « beta » négatif.

Ce raisonnement s’applique aussi lorsque l’incertitude porte sur les technologies de décarbonation : en cas de bonne surprise, les coûts marginaux d’abattement futurs seront plus bas et la consommation plus forte.

À l’inverse lorsque la macroéconomie constitue la principale source d’incertitude, la corrélation entre coûts marginaux d’abattement et consommation est positive. Si la croissance s’avère plus forte que prévu, les émissions seront plus élevées et les coûts marginaux d’abattement aussi en conséquence, ce qui implique un « beta » positif. Dans cette configuration le bénéfice d’un investissement d’abattement est croissant dans le temps, et plus élevé que le taux d’actualisation – ce qui correspond à la rémunération de cet investissement sous forme de prime de risque. La valeur initiale du carbone est en conséquence plus faible et son taux de croissance supérieur au taux d’actualisation.

Le modèle de Le Hir *et al.* (2019), pour sa part, affine la règle de Hotelling en raisonnant simultanément sur deux stocks : le budget carbone – qui s’épuise au fil du temps – et le capital productif des entreprises – qui doit progressivement se « verdier ». À chaque stock est associé

ENCADRÉ – Modélisation théorique simple de la gestion d'un « budget carbone »^(a)

On considère :

- que les agents économiques retirent une utilité $U(R_t)$ de la consommation à l'instant t des énergies fossiles ;
- qu'on dispose d'un taux d'actualisation ρ qui permet de pondérer ces différentes utilités en fonction du temps.

On cherche alors à résoudre le programme de maximisation d'une expression qui somme toutes les utilités générées dans le temps par la consommation de cette ressource fossile.

$$\text{Max} \int_0^{\infty} e^{-\rho t} U(R_t) dt$$

Cette maximisation est établie sous trois contraintes :

$$\dot{S}_t = R_t$$

$$\dot{M} = \varepsilon R_t - \alpha M_t$$

$$M_t \leq Z$$

$$S_0, M_0 \text{ étant donnés}$$

La première contrainte considère que l'extraction et la consommation de la ressource R diminue un stock fini S (ressources mondiales existantes), dont on connaît le niveau à l'instant t .

La seconde contrainte considère que la concentration de CO_2 , M , augmente avec les émissions qui sont-elles proportionnelles à l'extraction de R (d'un coefficient constant ε) et diminue avec l'absorption naturelle du CO_2 (qui est égale à une fraction α de la concentration de l'atmosphère en CO_2).

La troisième considère que la concentration de l'atmosphère ne doit pas dépasser un niveau considéré comme dangereux noté Z .

L'outil mathématique associé à chacune de ces contraintes des coefficients qui permettent la résolution du problème et dont le sens économique est le suivant :

- $\lambda_t > 0$, désignant le prix implicite de la ressource (rente de rareté) ;

- $\mu_t > 0$, désignant le prix implicite du stock de carbone (valeur carbone) ;

- $\omega_t > 0$, multiplicateur associé à la contrainte de concentration. Il est nul si la contrainte n'est pas atteinte, positif dans le cas contraire.

À l'optimum les relations suivantes sont réalisées :

$$U'(R_t) = \lambda_t + \varepsilon \mu_t, \quad \frac{\dot{\mu}_t}{\mu_t} = \rho + \alpha - \frac{\omega_t}{\mu_t}, \quad \frac{\dot{\lambda}_t}{\lambda_t} = \rho$$

La rente de rareté croît sur ce chemin optimal au taux d'actualisation ρ :

$$\lambda_t = \lambda_0 e^{\rho t}$$

La valeur carbone croît sur ce chemin optimal au taux d'actualisation augmenté du taux d'absorption naturelle de carbone dans l'atmosphère :

$$\mu_t = \mu_0 e^{(\rho + \alpha)t}$$

(a) Rapport sur la valeur tutélaire du carbone (Quinet, 2008).

une valeur – la valeur du carbone et la valeur du capital d'abattement. Une révision en baisse non anticipée du budget carbone se traduirait par des besoins d'adaptation immédiats et coûteux du stock de capital. Ce risque incite à anticiper les investissements d'abattement et de « verdissement » de l'économie, donc à d'accroître le niveau initial de la valeur du capital d'abattement.

Le cadre bien défini de l'analyse coûts-efficacité doit aujourd'hui affronter un nouveau défi, celui de la perspective d'un épuisement rapide des budgets carbone, comme l'illustre la figure I ci-dessous qui présente, pour trois objectifs de réchauffement maximum et différents niveaux de probabilités, le dimensionnement des budgets carbone. Le cinquième rapport du GIEC publié en 2013 et 2014 a montré qu'en l'absence d'effort spécifique sur la réduction des émissions, le budget carbone mondial pour limiter à 2°C la hausse des températures serait

épuisé avant le milieu du siècle (GIEC, 2014). Toujours selon le GIEC, si l'on reste prudent sur le volume potentiel d'émissions négatives, il convient de viser un objectif durable de neutralité carbone, c'est-à-dire un équilibre entre les émissions brutes de GES et les puits de carbone que sont notamment les forêts, les prairies permanentes et éventuellement, à plus long terme, des dispositifs technologiques de séquestration géologique du carbone. C'est le sens de l'Accord de Paris signé en 2015.

Cet épuisement du budget carbone à l'horizon du milieu du siècle laisse peu de temps pour s'ajuster, ce qui entraîne des conséquences importantes pour dessiner le chemin économique de la transition :

- il faut mobiliser rapidement des technologies de décarbonation donc le coût et le potentiel d'abattement restent très incertains à ce stade. Dans certains secteurs spécifiques (acier,

chimie, fret longue distance, etc.) les solutions techniques permettant une décarbonation totale n'existent pas, d'où le rôle très important des puits de carbone pour arriver à « zéro émissions nettes » ;

- il faut minimiser autant que possible le quantum d'actifs échoués, c'est-à-dire d'actifs émetteurs de GES non amortis qui devront être déclassés pour atteindre la neutralité carbone, en particulier les centrales à charbon. Cela signifie que l'effort doit être suffisamment progressif pour éviter le déclassement précoce d'actifs existants et suffisamment ferme pour dissuader dès à présent la construction de nouveaux actifs polluants ;

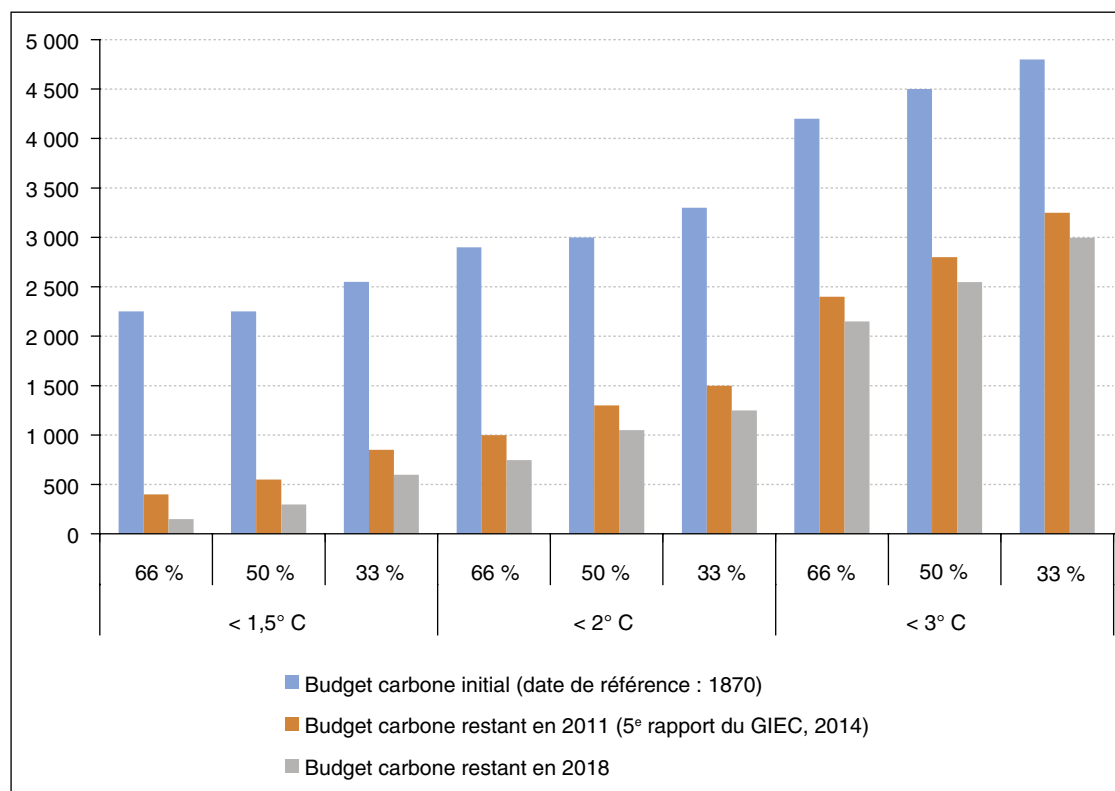
- il faut pour parvenir au « zéro émissions nettes », engager des investissements à durée de vie longue, voire très longue (par exemple une ligne de chemin de fer ou une ligne de transport d'électricité). La valeur économique résiduelle de nouveaux équipements utiles pour atteindre un objectif « zéro émissions nettes » en 2050 mais non encore amortis à cet horizon doit être prise en compte dans le calcul économique de ces équipements.

Des valeurs carbone sensiblement revues en hausse

Les valeurs carbone associées aux objectifs de décarbonation font l'objet d'une forte revalorisation à la hausse à mesure que le budget carbone se consomme et que les objectifs se durcissent. Le tableau 1 ci-dessous donne les moyennes de valeurs carbone pour le monde issues des simulations recensées par le GIEC, sachant que la dispersion est forte autour de ces moyennes. On constate logiquement que les valeurs sont d'autant plus élevées que le scénario de décarbonation est exigeant. Dans les scénarios « 1.5°C », les valeurs dépassent à l'horizon 2030 100 \$ puis « s'envolent » au-delà de 2030.

De fait, ce tableau met en évidence les difficultés qui s'attachent à la modélisation de la transition vers une économie neutre en carbone. Les modèles donnent une perspective pertinente de la valeur carbone requise jusqu'à l'horizon 2030, voire 2040, ou de manière alternative jusqu'à une réduction d'émissions proche du « Facteur 4 » (division par 4 des émissions de gaz à effet de

Figure I
Les budgets carbone disponibles selon les objectifs de limitation des températures (en milliards de tonnes de CO₂)



Note : les pourcentages indiquent des probabilités de respect des objectifs de hausse des températures.
Source : Quinet (2019).

serre par rapport à 1990). La robustesse des résultats s’émousse ensuite au fur et à mesure que l’on s’éloigne dans le temps, que le niveau d’émissions se réduit et que l’on s’approche du seuil où les réductions deviennent de plus en plus difficiles et appellent des changements fondamentaux, non marginaux, que les modèles calibrés sur les coûts des technologies existantes ou prévisibles ne savent plus prédire. Enfin on remarquera que la pente des trajectoires de 2030 à 2050 est sensiblement supérieure à ce que donnerait une règle de Hotelling, suggérant une tendance à sous-estimer le besoin d’effort initial.

Une nouvelle trajectoire française des valeurs du carbone cohérente avec le respect des objectifs de l’Accord de Paris

Pour contribuer à l’effort collectif inscrit dans l’Accord de Paris, la France, dans le Plan Climat de juillet 2017, s’est fixée l’objectif d’atténuation « zéro émissions » nettes de GES à l’horizon 2050, les émissions brutes résiduelles ayant vocation à être absorbées par les puits de carbone et éventuellement des dispositifs technologiques de séquestration du carbone. Cet objectif est plus ambitieux que le précédent objectif dit « Facteur 4 » (division par quatre des émissions par rapport à 1990).

L’approche coûts-efficacité permet de déterminer une valeur carbone française cohérente avec cet objectif. Dans le sillage des travaux fondateurs de Marcel Boiteux sur les valeurs tutélaires, c’est-à-dire des valeurs monétaires que l’État donne aux gains ou pertes de bien-être (Boiteux, 2001), un premier travail spécifique avait été réalisé en 2008 pour valoriser les actions

permettant d’éviter l’émission d’une tonne de CO_{2e} au regard d’un objectif « Facteur 4 ». La valeur de référence avait été fixée à 100 €₂₀₀₈ la tonne de CO_{2e} en 2030, progressant ensuite selon une règle de Hotelling à 250 €₂₀₀₈ en 2050 (Quinet, 2008). Dix ans plus tard, un second rapport (Quinet, 2019) est venu mettre à jour ce référentiel pour tirer les leçons du retard pris au niveau mondial dans la réduction des émissions de GES, des objectifs de l’Accord de Paris de 2015, ainsi que des nouvelles opportunités technologiques.

Une trajectoire carbone fondée sur le meilleur état de l’art

Force est de constater qu’il n’existe pas d’outil de simulation « clés en mains » générant mécaniquement une trajectoire de valeur du carbone. Le nouveau rapport propose une trajectoire raisonnée de la valeur carbone définie collégialement par les meilleurs experts français de l’économie du climat, et fondée sur le meilleur état de l’art. Cette trajectoire intègre au-delà des principes généraux de l’économie du climat, deux ingrédients spécifiques :

- premier ingrédient : les simulations de 5 modèles différents (Times, Poles, IMACLIM, ThreeME et NEMESIS). L’approche coût-efficacité adoptée ici ne nécessite pas de modéliser la courbe de dommages puisque l’objectif de réduction des émissions est considéré comme déjà fixé par l’Accord de Paris. Seules les dynamiques technologiques et macroéconomiques du système, ainsi que les flux d’émissions de GES, doivent être modélisés. Ces modèles permettent de définir une trajectoire représentant le coût de la réduction d’une tonne additionnelle de CO_{2e}, ce coût marginal d’abattement ayant tendance à croître dans le temps au fur et à mesure qu’il

Tableau 1
Valeurs carbone recensées par le GIEC (en \$ 2010 par tonne de CO₂)

Scénario	Contenu	Valeurs carbone en 2030	Valeurs carbone en 2050
1.5°C	Probabilité de dépasser 1.5°C inférieure à 34 %	1 472	3 978
1.5°C low	Probabilité de dépasser 1.5°C comprise entre 34 % et 50 %	334	1 026
1.5°C high	Probabilité de dépasser 1.5°C comprise entre 50 % et 67 %	129	586
Lower 2°C	Probabilité de dépasser 2°C inférieure à 34 %	164	518
Higher 2°C	Probabilité de dépasser 2°C comprise entre 34 % et 50 %	56	169
Above 2°C	Probabilité de dépasser 2°C supérieure à 50 %	21	63

Note : dans chaque scénario, moyenne de prix sur divers modèles et simulations.
Source : GIEC (2018).

est nécessaire de mobiliser des technologies plus onéreuses. Ces modèles permettent d'explicitier les investissements et les changements de comportement nécessaires à l'atteinte de la neutralité carbone ;

- deuxième ingrédient : des exercices de prospective technologique ou technico-économique. Ceux-ci, tels ceux conduits par l'Agence internationale de l'énergie (AIE, 2017), permettent d'évaluer le potentiel de décarbonation de différentes technologies, leur vitesse de déploiement et leurs coûts. Sur la base de ces travaux, le rapport n'a pas la prescience de l'arrivée d'une nouvelle technologie « *backstop* » – c'est-à-dire d'une technologie de substitution permettant à elle seule de se passer complètement des énergies fossiles pour un coût stabilisé. Il postule l'émergence d'un potentiel restreint d'émissions négatives, c'est-à-dire une taille limitée des puits de carbone n'autorisant pas un relâchement des efforts. Pour atteindre un objectif de décarbonation complète, il considère qu'un portefeuille de technologies structurantes (recours par exemple à un usage direct plus étendu de l'électricité décarbonée ou à un usage indirect via le vecteur hydrogène, développement des possibilités de capture et de séquestration du CO₂) permettrait de parvenir à une décarbonation complète moyennant des prix de bascule relativement élevés.

Une valeur cible relevée de 100 à 250 € en 2030

Le rapport considère que l'horizon 2030 a vocation à constituer le point d'ancrage privilégié d'une trajectoire de valeur carbone, pour deux raisons fondamentales : un horizon de 10 ans est décisif pour « ancrer » les anticipations et déclencher une vague d'investissements « bas carbone » ; à cet horizon les travaux de modélisation peuvent s'adosser à des éléments de prospective économique et technologique raisonnablement solides, même s'ils restent naturellement entourés d'incertitudes.

Sur la base des travaux de modélisation réalisés, le rapport propose, en partant de la valeur de 54 € en 2018, de retenir une valeur du carbone de 250 €₂₀₁₈ en 2030, ce qui implique donc une phase de rattrapage. Au-delà de 2030, la croissance de la valeur carbone se réduit sensiblement pour se caler à compter de 2040 sur une règle de Hotelling pour un taux d'actualisation public de 4.5 %. La valeur 2050 s'établit à 750 €.

Une valeur en ligne avec les estimations recensées par le GIEC

La valeur proposée en 2030 est significativement plus élevée que celle du référentiel actuel issu du rapport de 2008 (100 €₂₀₀₈, soit 110 € en valeur d'aujourd'hui). Cela reflète principalement le retard pris et le relèvement corrélatif du niveau d'ambition au-delà du « Facteur 4 », qui impliquent des coûts d'abattement élevés ou des ruptures technologiques dans plusieurs secteurs de l'économie, en particulier dans l'agriculture (nécessité d'adapter le type de culture ou d'élevage), dans certains secteurs industriels (besoin de trouver des substituts ou des technologies en rupture dans des productions essentielles telles que le ciment, la chimie ou l'acier), et dans les transports longue distance (par terre, air ou mer). Le relèvement de la valeur carbone reflète aussi le caractère encore insuffisant du niveau de coopération internationale et l'absence de mécanismes de flexibilité internationale.

La valeur du carbone française est dans la fourchette des valeurs mondiales du carbone recensées dans le dernier rapport spécial du GIEC d'octobre 2018 pour des cibles de moins de 2 degrés (cf. tableau 1), fourchette elle-même sensiblement revue en hausse on l'a vu pour tenir compte des risques d'épuisement rapide des budgets carbone mondiaux.

Un résultat sensible au niveau de coopération internationale et au coût des innovations

La définition d'une trajectoire de valeur du carbone doit expliciter les incertitudes qui entourent les évaluations, incertitudes qui vont croissantes au fur et à mesure que l'horizon s'allonge et que le champ des possibles technologiques et diplomatiques s'élargit. Au-delà de 2030, les valeurs proposées pourraient être revues à la baisse en cas de changements de comportement des acteurs qui auraient pleinement intégré les exigences de la lutte contre le changement climatique ou en cas d'accès à un portefeuille de technologies de décarbonation plus large.

La sensibilité des résultats au coût des technologies est étroitement liée aux hypothèses de coopération internationale sous-jacentes. Au niveau industriel, des efforts de recherche et d'innovation davantage tournés vers des solutions de décarbonation simultanément engagés dans plusieurs pays auraient des effets

puissants sur le coût des technologies, comme on l'observe actuellement pour les énergies renouvelables. Lorsque plusieurs institutions de recherche et entreprises de différents pays se lancent dans des programmes d'innovation, il en résulte à terme des gains pour chaque pays pris individuellement : chacun bénéficie en effet de l'apparition et de la diffusion mondiale des innovations, ainsi que de la baisse des coûts des technologies permise par les effets d'apprentissage et les économies d'échelle. Ce sont les effets de déversement internationaux (ou *spillover*).

Au total, un scénario de rupture technologique permis par une coopération internationale plus intense aurait sans doute peu d'incidence sur la valeur du carbone 2030 mais permettrait d'envisager une révision en forte baisse de la valeur du carbone au-delà (de 750 € à 450 €, cf. aire grise de la figure II ci-dessous). À l'inverse, un déficit de coopération internationale ne justifierait pas que la France révise à la hausse une valeur de référence du carbone déjà élevée (cf. aire orange de la figure II ci-dessous) : une telle révision ne permettrait pas de mobiliser dans des délais aussi contraints des technologies supplémentaires et risquerait simplement de se traduire par des compressions d'activité et d'emploi, sans gain durable dans la baisse de l'intensité carbone des activités humaines.

Les enjeux liés à une revalorisation des valeurs du carbone

Les approches coûts-efficacité utilisées, tant au niveau mondial qu'au niveau national, conduisent à afficher aujourd'hui des valeurs carbone beaucoup plus élevées que par le passé. Ces hausses reflètent l'épuisement des budgets carbone. Elles soulèvent deux questions fondamentales : comment articuler ces résultats avec ceux plus faibles issus des approches coûts-avantages ? Comment les inscrire dans les politiques publiques visant au respect des objectifs affichés ?

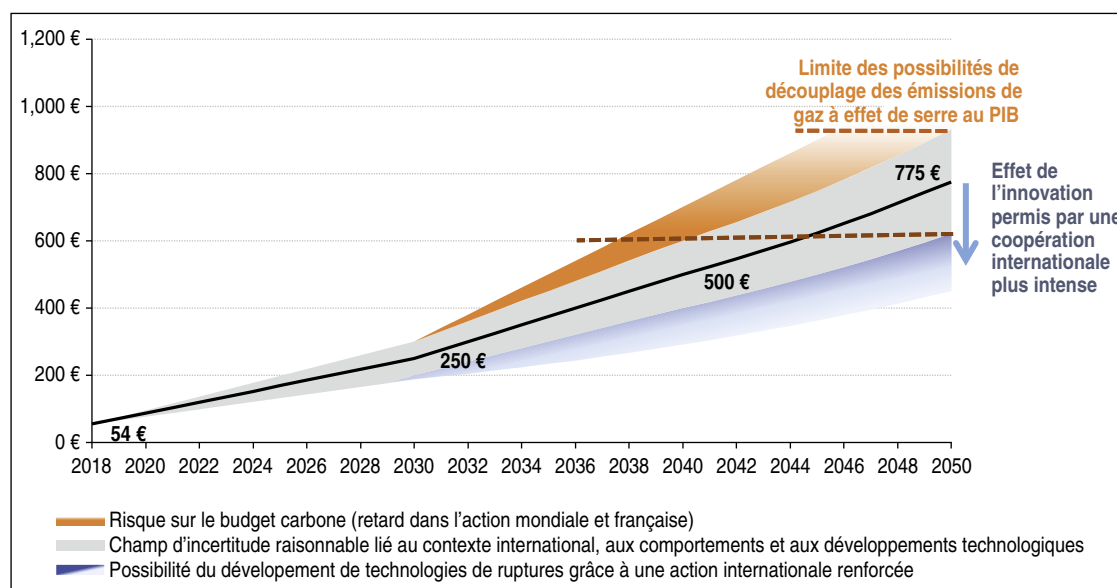
L'articulation entre les résultats des approches coûts-avantages et coûts-efficacité

Pour bien comprendre l'origine des écarts récemment apparus entre les valeurs carbone issues des approches coûts-efficacité et celles issues d'une approche coûts-avantages, il est utile de préciser les trois grands ingrédients nécessaires au calcul du coût marginal des dommages.

La valorisation monétaire des dommages

La modélisation de l'externalité climatique repose crucialement sur deux paramètres : la sensibilité climatique (*climate sensitivity*), i.e.

Figure II
La trajectoire de valeur carbone française



Source : Quinet, 2019.

l'augmentation des températures provoquée par l'accroissement de la concentration de GES dans l'atmosphère ; la fonction de dommages climatiques, qui traduit l'impact du réchauffement sur le bien-être. Le coût des dommages ou coût de l'inaction est exprimé en termes monétaires mais se compose à la fois de coûts marchands – érosion de la productivité et du PIB, baisse des rendements agricoles, destruction de capital productif sous l'effet des catastrophes – et de coûts non marchands – pertes de biodiversité, destruction d'écosystèmes, etc. – auxquels on donne une traduction monétaire. L'évaluation des dommages est ainsi soumise à de grandes incertitudes : comment agréger des impacts très hétérogènes et monétiser des dommages pour partie non marchands ? La fonction de dommages est-elle multiplicative (i.e. les dommages sont-ils corrélés au niveau du PIB) ou additive (i.e. les dommages sont-ils indépendants du niveau du PIB) ? Quelle est la convexité de la courbe de dommages ?

L'actualisation de dommages étalés dans le temps

Le coût marginal des dommages provoqués dans le futur par l'émission d'une tonne de CO_{2e} aujourd'hui doit être actualisé pour être ramené à sa valeur présente. Ce taux d'actualisation engage, s'agissant d'un horizon de long terme, de très loin supérieur à celui des marchés financiers, des choix éthiques – la préférence pure pour le présent, l'aversion aux inégalités intra et intergénérationnelles – une appréciation des perspectives de croissance et des incertitudes qui les entourent (Stern, 2006 ; Gollier, 2012 ; Dasgupta, 2008). Cela est d'autant plus important dans le contexte du réchauffement climatique que des changements de grande ampleur risquent de se matérialiser vers la fin du siècle.

La prise en compte, au-delà des dommages marginaux, du risque de dommages graves et irréversibles

Cette prise en compte du risque catastrophique conduit, sous différentes formes, à augmenter au titre d'une valeur d'option la valeur moyenne des dommages (Henry, 1974, Weitzman, 2014).

L'analyse coûts-avantages appliquée à la lutte contre le changement climatique : « mission impossible » ?

Les analyses coûts-avantages, qui sont *a priori* la base de tout raisonnement économique digne de ce nom, ont été finalement peu nombreuses. La publication du rapport Stern en 2006 a suscité de nombreux débats sur les grands paramètres du calcul coûts-avantages (Weitzman, 2007 ; Nordhaus, 2007 ; Sterner & Petersson, 2008) Mais les modèles d'évaluation intégrée faisant foi au niveau international se comptent « sur les doigts d'une main » : DICE (Nordhaus, 2018), FUND (Anthoff & Tol, 2014) et PAGE (Hope, 2006) en constituent les trois principaux.

Ces modèles doivent affronter des difficultés méthodologiques importantes. Les fourchettes d'évaluation du coût social du carbone auxquelles elles parviennent sont relativement larges, comprises entre 30 et 150 \$ la tonne de CO_{2e} en 2020. On présente ici (tableau 2), sans prétendre à l'exhaustivité, les évaluations de coût social du carbone issues de deux études phares récentes, avec une illustration de leur sensibilité au choix du taux d'actualisation :

- celles du modèle DICE, issu des travaux réactualisés de Nordhaus (2018). Ce modèle a le mérite d'être parfaitement transparent dans ses hypothèses et ses résultats ;

Tableau 2
Coût social du carbone (par tonne de CO₂)

	2015	2020	2050
<i>DICE (valeurs en \$ 2010)</i>			
Taux d'actualisation de 4.25 %	30	35	98
Taux d'actualisation de 2.5 %	111	133	242
<i>US IWG (valeurs en \$ 2007)</i>			
Taux d'actualisation de 3 %	36	42	69
Taux d'actualisation de 2.5 %	105	123	212

Source : Nordhaus (2018), Agences américaines (2016).

- celles réalisées par le groupe de travail conjoint des agences des États-Unis en charge de l'environnement, fondées sur l'utilisation des trois grands modèles DICE, FUND et PAGE (USIWG, 2016).

Comment interpréter les écarts entre les approches coûts-avantages et les approches coûts-efficacité ? Signifient-ils que les modélisations coûts-avantages minimisent le coût des dommages ou à l'inverse que les objectifs de politique climatique sous-estiment les coûts de l'atténuation ?

Historiquement, les économistes ont cherché à réconcilier les ordres de grandeur issus des deux approches en retenant pour les analyses coûts-avantages un taux d'actualisation bas – c'est l'approche issue du rapport Stern qui retient une préférence pour le présent très faible conduisant mécaniquement à des valeurs du carbone plus élevées – et proches des évaluations calées sur des objectifs de type « Facteur 4 ». Sans doute convient-il de souligner que les évaluations de valeur carbone issues des approches coûts-avantages sont plus sensibles au niveau du taux d'actualisation que celles issues des approches coûts-efficacité dans la mesure où elles portent sur des horizons beaucoup plus longs. Les approches coûts-avantages conduisent en effet à actualiser des dommages étalés sur un horizon de très long terme, allant de 1 à 2 siècles. À l'inverse les approches coûts-efficacité concernent généralement des horizons sensiblement plus courts, couvrant une à trois décennies (typiquement 2030 ou 2050). Dans ces approches, on l'a vu, le taux d'actualisation détermine la pente de la trajectoire de valeur carbone, non directement son niveau initial.

Au-delà de ce paramètre d'actualisation, la littérature économique récente suggère que les approches coûts-avantages tendent à minorer le coût des dommages et de ce fait à postuler des « budgets carbone » plus larges que ceux issus des nouvelles ambitions climatiques. Trois sources de sous-estimation des dommages coexistent :

- les modèles ne prennent généralement pas en compte l'intégralité des dommages potentiels – dont certains sont difficilement monétisables car ils n'impactent pas directement le PIB et la valeur des actifs – ou n'intègrent pas les dernières évaluations – plus pessimistes (Aufhamer, 2018) ;
- on considère traditionnellement que le changement climatique affecte le niveau du PIB *via* la productivité, le déclassement du capital et les destructions provoquées par les catastrophes. Mais il se peut aussi, comme l'évoque une littérature

naissante, que le taux de croissance soit affecté par une diminution du stock de capital ou des gains de productivité, en particulier dans les pays pauvres et vulnérables au changement climatique (Moore & Diaz, 2015 ; Dietz & Stern, 2015) ;

- les modèles reposent sur des courbes de dommages faiblement convexes, sous-estimant les risques de catastrophe en cas d'élévation marquée des températures.

À cet égard, une critique plus fondamentale porte sur le champ de pertinence de l'analyse coûts-avantages : celle-ci est supposée conduite par un planificateur mondial bienveillant comparant à la marge les coûts de l'inaction et les coûts de l'action, généralement sur la base de distributions de probabilité normales. Mais le changement climatique comporte des risques de dommages catastrophiques non marginaux, avec des probabilités d'occurrence mal connues mais sensiblement supérieures à celles dérivées d'une loi normale (Weitzmann, 2014 ; Van der Ploeg & de Zeuw, 2014). Dans son *Dismal Theorem* Weitzman (2011, 2014) illustre une situation dans laquelle le coût social du carbone tend vers l'infini lorsque la probabilité de catastrophe décline moins vite que n'augmente la taille du dommage catastrophique. Weitzman qualifie lui-même d'emblée les implications de son résultat « d'absurdes » : les générations présentes ne peuvent vouloir consacrer la totalité de leurs ressources à la prévention de risque de catastrophe – et les conditions de validité du *Dismal Theorem* sont sans doute très restrictives. Mais le message de grande prudence dans la mise en œuvre et l'interprétation des évaluations coûts-avantages garde sa pertinence : la valeur des émissions abattues ne doit pas seulement être évaluée à l'aune des dommages évités mais aussi à celle de la réduction de la probabilité d'occurrence de catastrophes irréversibles.

Dans ce contexte, la communauté scientifique du GIEC s'est toujours montrée réservée sur les approches coûts-avantages pour déterminer le niveau optimal de dommages, préférant s'en tenir à la définition de seuils de températures à ne pas dépasser pour prévenir le risque de dommages graves et irréversibles.

Au total, le principal argument pour fonder des politiques d'atténuation plus ambitieuses que celles issues des modèles coûts-avantages repose sur le diagnostic de la double irréversibilité des concentrations de GES et des dommages.

L'irréversibilité des concentrations de GES est liée à l'état actuel des technologies. Il se peut que demain des technologies à émissions négatives rendent réversibles les concentrations accumulées – mais cette perspective reste à ce stade beaucoup trop spéculative et la sagesse recommande de tabler sur un budget carbone fini et en voie d'épuisement.

À supposer même que les émissions deviennent partiellement réversibles dans le futur, les dommages causés auront pour une partie d'entre eux une certaine irréversibilité – ce qui veut dire que les services offerts par la nature qui auront disparu ne pourront être remplacés par des services offerts par la technologie. Renforcer l'action en début de période présente donc une valeur d'option au regard du risque de se trouver sans marge de manœuvre : si un aléa favorable se matérialise, il sera toujours possible de baisser le niveau d'abattement ultérieur, par rapport à ce qui était envisagé ; en revanche, dès lors que l'on butera sur la contrainte du budget carbone, l'aléa défavorable se transmettra intégralement en dommages (Bureau, 2017).

Mettre en évidence les limites actuelles des approches coûts-avantages ne veut pas dire que les coûts économiques et sociaux de l'atténuation doivent être occultés. Une approche coûts-efficacité permet précisément, à travers une trajectoire de valeurs carbone, de prendre la mesure économique des actions d'abattement à engager, de leur ordre de mérite, des investissements de décarbonation nécessaires et des risques de coûts échoués pour atteindre un objectif climatique donné.

La traduction de la valeur carbone dans les politiques publiques

La valeur du carbone définit une référence pour calibrer les politiques d'atténuation : toutes les actions présentant un coût d'abattement inférieur à cette référence doivent être entreprises car elles sont socio-économiquement rentables.

L'instrument de premier rang des politiques d'atténuation est le signal-prix uniforme appliqué à toutes les émissions mondiales (Tirole, 2009) : plus l'assiette est large plus on élargit les opportunités d'abattement à faible coût. Cette règle d'efficacité pose ensuite d'épineux enjeux d'équité. La mise en œuvre d'une tarification mondiale du carbone ne se heurte pas seulement au problème du « passager clandestin » mais aussi à un problème de compensation financière :

les pays avancés portent une large part de la responsabilité historique du réchauffement mais les principaux gisements d'abattement à faibles coûts, notamment l'élimination du charbon, se situent dans les pays émergents. Si des compensations financières entre pays ne sont pas mises en place, l'unicité du prix du carbone ne permet plus de garantir l'équité (d'Autume *et al.*, 2016). À ce stade, l'Accord de Paris de 2015 se fonde sur un cumul d'engagements quantitatifs nationaux, solution plus pragmatique pour enclencher une dynamique internationale de convergence des actions d'atténuation, mais sans la coordination décentralisée des efforts que permettrait un mécanisme de tarification mondiale du carbone.

Une tarification minimale du carbone est nécessaire. La question opérationnelle est celle de son bon niveau au regard de deux enjeux. Un enjeu social d'abord : la tarification du carbone peut-elle être alignée sur une valeur carbone de référence élevée ? Un enjeu économique ensuite : la tarification du carbone peut-elle suffire à enclencher une décarbonation profonde des activités humaines ?

Ces questions relatives au bon niveau de tarification et à la complémentarité des instruments de la décarbonation sont aujourd'hui à l'agenda des recherches économiques sur le climat. Les termes du débat sont aujourd'hui clairement posés : une tarification du carbone calée sur les valeurs carbone des modèles relèverait d'un monde où toutes les politiques publiques seraient par ailleurs bien alignées sur l'objectif de neutralité carbone et les imperfections de marché inexistantes ou corrigées. Cela supposerait notamment que :

- les politiques foncières et d'urbanisme et les politiques de mobilité soient bien coordonnées (que les personnes ne soient pas contraintes à des trajets domicile-travail longue distance à cause de prix de l'immobilier trop élevés, que les villes soient compactes et disposent de réseaux de mobilité durable, etc.) ;
- les acteurs disposent d'alternatives décarbonées (réseaux d'infrastructure appropriés, solutions technologiques) et des moyens de financer des investissements de décarbonation rentables (accès au crédit facilité, garanties permettant de couvrir certains risques, etc.) ;
- l'État soit capable de séparer totalement la question de la mise en place d'une tarification efficace du carbone de celle du traitement de ses effets distributifs ou de ses impacts sur la compétitivité.

Une logique plus fine consiste à considérer que la transition vers la neutralité carbone doit reposer sur un alignement de l'ensemble des politiques

publiques sur l'objectif « zéro émissions nettes » et une agrégation « intelligente » de mesures complémentaires. C'est le sens des travaux de l'OCDE (2015) et du rapport Stern-Stiglitz (2017) : pour se mettre sur la bonne trajectoire de décarbonation, le monde a besoin d'une tarification minimale effective du carbone pour établir la vérité des prix, donner de la rentabilité aux projets de décarbonation et stimuler la recherche de solutions innovantes. Mais il faut agir sur un front plus large pour parvenir à une décarbonation profonde des activités humaines et notamment :

- fixer un cadre réglementaire qui permette d'optimiser l'usage des sols (de densifier les villes et de minimiser les trajets pendulaires notamment) ;
- subventionner la R&D « verte » en complément de la tarification de la pollution pour surmonter à la fois les défaillances de marché et la tendance des entreprises à innover dans leur domaine d'excellence traditionnel (Acemoglu *et al.*, 2017) ;
- investir dans les réseaux et les bâtiments bas carbone ; partager si nécessaire les risques de développement des technologies décarbonées grâce à des mécanismes de garanties, et faciliter l'accès au crédit.

Selon Stern & Stiglitz (2017) la tarification minimale du carbone devrait être comprise entre 50 et 100 \$ la tonne de CO_{2e} à l'horizon 2030. Force est de constater, à la lumière des statistiques de la Banque Mondiale et de l'OCDE, que nous sommes encore loin de cette tarification minimale. D'après le recensement tenu par la Banque mondiale (2019), 46 pays et 25 collectivités territoriales ont mis en place une tarification du carbone. Cette tarification couvre 20 % des émissions mondiales de gaz à effet de serre, laissant 80 % des émissions échapper à tout système de tarification. L'OCDE (2018) pour sa part mesure le *Carbon Pricing Gap*, c'est-à-dire le déficit de tarification du carbone des pays de l'OCDE et du G20 par rapport à une référence de 30 € la tonne de CO₂ : ce déficit s'élève à 76.5 % en 2018.

Sans prétendre rentrer plus avant dans les débats sur le bon choix des instruments de la politique climatique, il convient de souligner les informations clés dont les pouvoirs publics ont besoin, au-delà d'une valeur de référence du carbone, pour construire une politique climatique.

Le recours à une tarification du carbone élevée nécessite une connaissance des gagnants et perdants potentiels pour pouvoir dessiner les mécanismes de compensation les plus adéquats. Il ne nécessite pas en revanche de connaissance

fine des coûts d'abattement dans les différents secteurs de l'économie. On postule en effet que ce sont les agents économiques eux-mêmes qui, sur la base d'une connaissance intime de leurs coûts d'abattement, assument de payer une taxe libératoire ou de réduire leurs émissions.

Dans le cas où l'État choisit de recourir à des instruments non tarifaires – typiquement la réglementation ou la subvention – la connaissance précise des coûts d'abattement devient une condition indispensable de leur efficacité : une subvention ou une réglementation trop faibles sont inefficaces ; une subvention trop forte crée des rentes ; une réglementation trop stricte peut imposer des coûts de mise en conformité supérieurs à la valeur carbone de référence. Le bon calibrage de la politique climatique repose ainsi sur la capacité de l'État à connaître et suivre dans le temps la réalité des coûts d'abattement. Cette exigence est d'autant plus forte que les études disponibles indiquent une très forte dispersion du coût des actions de décarbonation entre les différents secteurs économiques et au sein de chaque secteur, ce qui se comprend aisément : une même centrale solaire ou une même éolienne génère des coûts d'abattement très différents selon sa localisation et selon la structure du système énergétique préexistant.

On peut cependant de manière générique classer les actions sectorielles de décarbonation en fonction de leur coût d'abattement (Gillingham & Stock, 2018) :

- les actions à coûts d'abattement nuls ou négatifs, notamment parce qu'elles n'engagent pas d'investissement significatif et génèrent des économies immédiates. Ces cas – rares – de « *free lunch* » relèvent principalement du registre de la sobriété : l'achat d'un véhicule plus adapté aux besoins en lieu et place d'un véhicule plus puissant et plus grand à l'occasion d'un renouvellement, l'introduction d'une dose d'éthanol dans l'essence, l'optimisation manuelle du chauffage d'un bâtiment au cours de la journée, le recours au covoiturage ;
- les actions à coût d'abattement positif mais inférieur à la valeur carbone de référence. Il s'agit d'actions financièrement non rentables mais pertinentes du point de vue de la collectivité, qu'il convient de stimuler en améliorant leur compétitivité ;
- les actions dont le coût d'abattement reste élevé, en l'état actuel des connaissances, comme le recours à l'hydrogène décarboné dans les transports, l'industrie ou la production d'énergie, ou la capture et la séquestration du carbone.

Dans ce dernier cas de figure l'évaluation des coûts d'abattement doit présenter un caractère dynamique : il se peut qu'une action présente un coût d'abattement initial élevé mais un potentiel tel que ce coût se réduise dans le temps *via* les économies d'apprentissage et d'échelle (Vogt-Schilb *et al.*, 2014). C'est en particulier ce que l'on a observé dans le domaine des panneaux solaires photovoltaïques et ce qui pourrait s'enclencher dans le domaine du véhicule électrique. Certaines actions se trouvent dans des situations intermédiaires et font de ce fait l'objet de débats : le passage du charbon au gaz génère des économies de GES importantes à court terme mais conduit à installer des équipements émetteurs de CO_{2e} à long terme ; le nucléaire réduit durablement les émissions de GES, mais son coût d'abattement tend à augmenter dans le temps.

* *
*

Dans un contexte de grandes incertitudes sur le timing, l'ampleur et l'évaluation des dommages, l'analyse de la littérature économique suggère qu'il est sans doute prématuré de se fonder sur une évaluation coûts-avantages pour calibrer un effort

de précaution. L'enjeu immédiat est « d'acheter de la flexibilité ». Poser un objectif rigoureux aujourd'hui permet de se couvrir contre un risque de dommages graves et irréversibles, avec la possibilité d'ajuster ultérieurement la trajectoire d'atténuation en cas de « bonne nouvelle » sur le climat ou les technologies *backstop*.

Par l'Accord de Paris sur le Climat de 2015, les parties se sont fixé comme ambition de parvenir à la neutralité carbone – c'est-à-dire l'équilibre entre les émissions de GES et la capacité d'absorption des puits de carbone – au cours de la seconde moitié du 21^e siècle. Pour contribuer à cet effort collectif la France, comme d'autres pays européens, s'est fixé ce même objectif à l'horizon 2050. Cette ambition doit s'incarner dans des changements de comportement, des investissements, et plus généralement dans un ensemble d'actions publiques et privées. Dans cette perspective, donner une valeur monétaire au carbone, c'est donner une valeur à l'action pour le climat, souligner que les actions de décarbonation ont une valeur pour la collectivité. Une fois une trajectoire de valeurs carbone établie, tous les acteurs publics et privés disposent d'une référence de moyen-long terme pour sélectionner les actions utiles et les mettre en œuvre par ordre de mérite. □

BIBLIOGRAPHIE

Acemoglu, D., Aghion, P., Bursztyn, L. & Hemous, D. (2012). The Environment and Directed Technical Change. *American Economic Review*, 102(1), 132–166. <https://doi.org/10.1257/aer.102.1.131>

Agence Internationale de l'Énergie (2017). *Energy Technology Perspectives 2017. Catalysing Energy Technology Transformations*. Paris: Publications de l'AIE. <https://www.iea.org/etp2017/>

Anthoff, D. & Tol, R. (2014). The Income Elasticity of the Impact of Climate Change. In: Tiezzi, S. & Martini, C. (Eds.) *Is the Environment a Luxury? An Inquiry into the relationship between Environment and Income*. New York: Routledge.

D'Autume, A., Schubert, K. & Withagen, C. (2016). Should the Carbon Price Be the Same in all Countries. *Journal of Public Economic Theory*, 18(5), 709–725. <https://doi.org/10.1111/jpet.12162>

Arrow, K. & Fischer, A. C. (1974). Environmental Preservation, Uncertainty and Irreversibility. *Quarterly Journal of Economics*, 88, 312–319. <https://doi.org/10.2307/1883074>

Aufhammer, M. (2018). Quantifying Economic Damages from Climate Change. *Journal of Economic Perspectives*, 32(4), 33–52. <https://doi.org/10.1257/jep.32.4.33>

Boiteux, M. (2001). Transports : choix des investissements et coût des nuisances. Commissariat Général du Plan, *Rapport*. La Documentation Française. <https://www.vie-publique.fr/sites/default/files/rapport/pdf/014000434.pdf>

Bureau, D. (2017). La coopération climatique après l'accord de Paris - Valeur des émissions négatives et coût de la non action quand la concentration de CO₂ dépasse 400ppm. FAERE *Policy Paper* 2017-07. http://faere.fr/pub/PolicyPapers/Bureau_FAERE_PP2017_07.pdf

- Chakravorty, U., Moreaux, M. & Tidball, M. (2008).** Ordering the Extraction of Polluting Nonrenewable Resources. *American Economic Review*, 98(3), 1128–1144.
<https://www.jstor.org/stable/29730109>
- Dasgupta, P. (2008).** Discounting climate change. *Journal of risk and uncertainty*, 37(2-3), 141–169.
<https://www.jstor.org/stable/41761456>
- Dietz, S. & Stern N. (2015).** Endogenous Growth, Convexity of Damage and Climate Risk: How Nordhaus' Framework Supports Deep Cuts in Carbon Emissions. *The Economic Journal*, 125(583), 574–620.
<https://doi.org/10.1111/eoj.12188>
- Dupuit, J. (1844).** De la mesure de l'utilité des travaux publics. *Annales des Pont et Chaussée*, tome VIII.
- GIEC (2014).** Climate Change 2014: Impacts, Adaptation, and Vulnerability. Part A: Global and Sectoral Aspects.
https://www.ipcc.ch/site/assets/uploads/2018/02/WGIIAR5-PartA_FINAL.pdf
- GIEC (2018).** Special Report on Global Warming of 1.5 °C.
<https://www.ipcc.ch/sr15/>
- Gillingham, K. & Stock, J. H (2018).** The Cost of Reducing Greenhouse Gas Emissions. *Journal of Economic Perspectives*, 32(4), 53–72.
<https://doi.org/10.1257/jep.32.4.53>
- Gollier, C. & Weitzman, M. (2010).** How Should the Distant Future Be Discounted When Discount Rates Are Uncertain? *Economics Letters*, 107(3), 350–53
<http://dx.doi.org/10.1016/j.econlet.2010.03.001>
- Gollier, C. (2012).** *Pricing the Planet's Future: The Economics of Discounting in an Uncertain World*. Princeton: Princeton University Press.
- Gollier, C. (2019).** On the Efficient Growth Rate of Carbon Price Under a Carbon Budget. In: *La Valeur de l'action pour le climat – Compléments. Rapport de la commission présidée par Alain Quinet*, pp. 47–73. France Stratégie.
https://www.strategie.gouv.fr/sites/strategie.gouv.fr/files/atoms/files/fs-2019-rapport-quinet-complements_18fevrier.pdf
- Heal, G. (2017).** The Economics of the Climate. *Journal of Economic Literature*, 55(3), 1–18.
<https://doi.org/10.1257/jel.20151335>
- Henry, C. (1974).** Investment Decisions under Uncertainty: “The Irreversibility Effect”. *American Economic Review*, 64(6), 1006–1012.
<https://econpapers.repec.org/RePEc:aea:aecrev:v:64:y:1974:i:6:p:1006-12>
- Hope, C. (2006).** The Marginal Impact of CO₂ from PAGE2002: An Intergrated Assessment Model Incorporating the IPCC's Five Reasons for Concern. *The Integrated Assessment Journal*, 6(1), 19–56
- Hotelling, H. (1931).** The Economics of exhaustible Resources. *Journal of Political Economy*, 39, 137–175.
- Le Hir, B., Pommeret, A. & Salin, M. (2019).** Abatement capital accumulation and the shadow price of carbon. In : *La Valeur de l'Action pour le climat – Compléments. Rapport de la commission présidée par Alain Quinet*, pp. 7–42. France Stratégie.
https://www.strategie.gouv.fr/sites/strategie.gouv.fr/files/atoms/files/fs-2019-rapport-quinet-complements_18fevrier.pdf
- Moore, F. C. & Diaz, D. B. (2015).** Temperature Impacts on Economic Growth Warrant Stringent Mitigation policy. *Nature Climate Change*, 5, 127–131.
<https://doi.org/10.1038/nclimate2481>
- Nordhaus, W. D. & Tobin, J. (1972).** Is growth obsolete? *Economic Research: Retrospect and Prospect*, 5, 1–80.
<https://econpapers.repec.org/RePEc:nbr:nberch:7620>
- Nordhaus, W. D. (2007).** A Review of the Stern Review on the Economics of Climate Change. *Journal of Economic Literature*, 45(3), 686–702.
<https://econpapers.repec.org/RePEc:aea:jeclit:v:45:y:2007:i:3:p:686-702>
- Nordhaus, W. D. (2018).** Projections and Uncertainties about Climate Change in an Era of Minimal Climate Policies. *American Economic Journal: Economic Policy*, 10(3), 333–360.
<https://doi.org/10.1257/pol.20170046>
- OECD (2015).** Aligner les politiques publiques au service de la transition vers une économie bas carbone. *Réunion du Conseil au niveau des Ministres, Paris 3-4 juin 2015*.
<https://www.oecd.org/fr/rcm/documents/Aligner-les-politiques-pour-une-economie-bas-carbone-CMIN2015-11.pdf>
- OECD (2018).** *Effective Carbon Rates*.
<https://www.oecd.org/tax/tax-policy/effective-carbon-rates-2018-brochure.pdf>

- Pigou, A. C. (1920).** *The Economics of Welfare*. London: Macmillan and Co.
- Pindyck, R. (2006).** Uncertainty in Environment Economics. NBER *Working Paper* N° 12752. <https://doi.org/10.3386/w12752>
- Pindyck, R. (2013).** Climate Change Policy: What Do the Models Tell Us? *Journal of Economic Literature*, 51(3), 860–72. <https://doi.org/10.1257/jel.51.3.860>
- Pindyck, R. (2017).** The Use and Misuse of Models for Climate Policy. *Review of Environmental Economics and Policy*, 11(1), 100–114. <https://doi.org/10.1093/reep/rew012>
- Quinet, A. (2008).** La Valeur tutélaire du carbone. Rapport de la commission présidée par Alain QUINET. Centre d'analyse stratégique, *Rapports et documents* N° 16. Paris: La Documentation française. <https://www.vie-publique.fr/sites/default/files/rapport/pdf/094000195.pdf>
- Quinet, A. (2019).** La valeur de l'action pour le climat. Rapport de la commission présidée par Alain QUINET. France Stratégie, *Rapport*. https://www.strategie.gouv.fr/sites/strategie.gouv.fr/files/atoms/files/fs-2019-rapport-la-valeur-de-laction-pour-le-climat_0.pdf
- Ramsey, F. P. (1928).** A Mathematical Theory of Saving. *Economic Journal*, 38(152), 543–59. <https://doi.org/10.2307/2224098>
- Schubert, K. (2008).** La valeur du carbone : niveau initial et profil temporel optimaux. In: La Valeur tutélaire du carbone. Rapport de la commission présidée par Alain QUINET, tome 2, chapitre 6, pp. 282–287. Paris: La Documentation française.
- Sinn, H. W. (2015).** The Green Paradox: A Supply-Side View of the Climate Problem. *Review of Environmental Economics and Policy*, 9(2), 239–245. <https://doi.org/10.1093/reep/rev011>
- Stern, N. (2006).** *The Economics of Climate Change: The Stern Review*. London: H.M. Treasury.
- Stern, N. (2013).** The Structure of Economic Modeling of the Potential Impacts of Climate Change: Grafting Gross Underestimation of Risk onto Already Narrow Science Models. *Journal of Economic Literature*, 51(3), 838–859. <https://doi.org/10.1257/jel.51.3.838>
- Stern, N. (2016).** Economics: Current climate models are grossly misleading. *Nature*, 530(7591), 407–409. <https://doi.org/10.1038/530407a>
- Stern, N. & Stiglitz, J. (2017).** *Report of the High-Level Commission on Carbon Prices*. https://static1.squarespace.com/static/54ff9c5ce4b0a53decccfb4c/t/59b7f2409f8dce5316811916/1505227332748/CarbonPricing_FullReport.pdf
- Sterner, T. & Persson, U. M. (2008).** An Even Sterner Review: Introducing Relative Prices into the Discounting Debate. *Review of Environmental Economics and Policy*, 2(1), 61–76. <https://doi.org/10.1093/reep/rem024>
- Tirole, J. (2009).** Politique climatique : une nouvelle architecture internationale. Conseil d'analyse économique, *Rapport* N° 87. <http://www.cae-eco.fr/IMG/pdf/087.pdf>
- US Interagency Working Group on Social Cost of Carbon (2016).** Technical Support Document - Technical Update of the Social Cost of Carbon for Regulatory Impact Analysis - Under Executive Order 12866. https://www.epa.gov/sites/production/files/2016-12/documents/sc_co2_tsd_august_2016.pdf
- Van der Ploeg, F. & de Zeeuw, A. (2014).** Climate Tipping Points and Economic Growth: Precautionary Saving and the Social Cost of Carbon. CEPR *Discussion Papers* N° 9982. <https://econpapers.repec.org/RePEc:cpr:ceprdp:9982>
- Vogt-Schilb, A., Hallgatte, S. & de Gouvello, C. (2014).** Long-term mitigation strategies and marginal abatement cost curves: A case study on Brazil. World Bank *Policy Research Working Paper* N° 6808. <https://ssrn.com/abstract=2411216>
- Weitzman, M. L. (2007).** A Review of the *Stern Review on the Economics of Climate Change*. *Journal of Economic Literature*, 45(3), 703–724. https://scholar.harvard.edu/files/weitzman/files/review_of_stern_review_jel.45.3.pdf
- Weitzman, M. L. (2011).** Fat-Tailed Uncertainty in the Economics of Catastrophic Climate Change. *Review of Environmental Economics and Policy*, 5(2), 275–292. <https://doi.org/10.1093/reep/rev006>
- Weitzman, M. L. (2014).** Fat Tails and the Social Cost of Carbon. *American Economic Review*, 104(5), 544–546. <https://doi.org/10.1257/aer.104.5.544>
- World Bank (2019).** *State and Trends of Carbon Pricing 2019*. Washington, D.C.: World Bank Group. <http://documents.worldbank.org/curated/en/191801559846379845/pdf/State-and-Trends-of-Carbon-Pricing-2019.pdf>

Inférence causale et évaluation d'impact

Causal Inference and Impact Evaluation

Denis Fougère* et Nicolas Jacquemet**

Résumé – Cet article décrit de manière non technique les principales méthodes d'évaluation d'impact, expérimentales et quasi-expérimentales, et le modèle statistique qui les sous-tend. Sont ensuite recensés les articles utilisant ces méthodes que la revue *Economie et statistique / Economics and Statistics* a publiés durant ces quinze dernières années. Dans une seconde partie sont présentées certaines des avancées méthodologiques les plus importantes récemment proposées dans ce champ de recherche. Pour finir, l'accent est mis sur la nécessité d'être particulièrement attentif à la précision des effets estimés, mais aussi sur l'obligation de répliquer les évaluations, réalisées par expérimentation ou quasi-expérimentation, en vue de distinguer les faux-positifs des effets avérés.

Abstract – *This paper describes, in a non-technical way, the main impact evaluation methods, both experimental and quasi-experimental, and the statistical model underlying them. In the first part, we provide a brief survey of the papers making use of those methods that have been published by the journal *Economie et Statistique / Economics and Statistics* over the past fifteen years. In the second part, some of the most important methodological advances to have recently been put forward in this field of research are presented. To finish, we focus not only on the need to pay particular attention to the accuracy of the estimated effects, but also on the requirement to replicate evaluations, carried out by experimentation or quasi-experimentation, in order to distinguish false positives from proven effects.*

Codes JEL / JEL Classification: C1, C2, C3, C54

Mots-clés : inférence causale, méthodes d'évaluation, effets causaux

Keywords: causal inference, evaluation methods, causal effects

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* CNRS, Sciences Po Paris-OSC/LIEPP, CEPR et IZA (denis.fougere@sciencespo.fr)

** Université Paris 1- Centre d'Economie de la Sorbonne et École d'Economie de Paris (nicolas.jacquemet@univ-paris1.fr)

Nous remercions un lecteur anonyme pour ses commentaires qui ont permis d'enrichir notablement une première version de l'article. Ce projet bénéficie du soutien apporté par l'Agence nationale de la recherche (ANR) et l'État au titre du programme d'investissements d'avenir dans le cadre du Labex LIEPP (ANR-11-LABX-0091, ANR-11-IDEX-0005-02).

Au cours des vingt dernières années, le nombre de travaux d'évaluation d'impact, expérimentaux ou quasi expérimentaux, a crû de façon exponentielle. Ces méthodes permettent d'identifier, à partir de données individuelles d'enquête, des relations entre variables pouvant être rigoureusement interprétées comme des liens de cause à effet. Elles reposent sur des schémas d'observation et de recherche qui garantissent que les différences de résultat estimées (par exemple en termes de salaire, d'employabilité, de productivité ou de résultats scolaires) sont essentiellement dues à l'intervention ou à la politique mise en place, et que les biais de sélection et d'auto-sélection qui entachent nombre d'études empiriques sont notablement réduits, voire éliminés. Ces méthodes visent en particulier à identifier statistiquement les résultats dits contrefactuels, c'est-à-dire ceux qui seraient survenus en l'absence de la mise en place de l'intervention considérée. L'identification de l'effet causal de l'intervention sur la variable de résultat (son « impact ») est alors déduite de la comparaison avec les résultats observés pour les unités d'observation (chômeurs, salariés, entreprises, élèves, etc.) qui bénéficient de cette politique.

Une brève recension des techniques usuelles

Pour parvenir à cela, la méthode expérimentale la plus simple, qui consiste à tirer au sort les bénéficiaires de la politique évaluée et à comparer leur situation avec celle des individus ou entreprises que le tirage au sort a exclus, garantit la mise en évidence d'une relation de causalité entre la politique et l'effet observé, et ce sans que l'analyste ait besoin de faire des hypothèses par trop contraignantes. Les autres méthodes, dites quasi-expérimentales, cherchent à identifier des situations où, conditionnellement à un certain nombre de facteurs, le fait de bénéficier de l'intervention est indépendant des caractéristiques, observables ou non, des agents visés par cette intervention. Ces méthodes peuvent être regroupées en quatre catégories, qui sont présentées ci-dessous de manière non technique¹.

Les méthodes de variables instrumentales

Supposons que l'on observe les salaires de deux groupes de personnes, le premier groupe ayant récemment bénéficié d'une politique d'emploi telle qu'une période de formation continue, l'autre

groupe n'en ayant pas bénéficié. Il est possible d'estimer par la méthode de la régression linéaire les effets de plusieurs variables caractéristiques des individus, tels que l'âge, le genre, la situation familiale, le niveau d'éducation, le lieu de résidence, etc., mais aussi l'effet du passage par une formation continue sur le salaire perçu au moment de l'enquête. Mais cette méthode simple risque de produire des estimations biaisées. Le problème est que l'accès à la période de formation n'est pas « exogène » : il peut non seulement être corrélé aux caractéristiques observées que nous venons de citer, mais aussi à des variables non observées par l'analyste, telles que le souhait de changer de profession, le goût pour l'apprentissage de nouvelles connaissances, la productivité du salarié évaluée par son employeur, etc. En conséquence, le fait d'être passé par une période de formation est vraisemblablement corrélé avec le terme d'erreur de la régression, terme d'erreur dont la valeur dépend généralement de ces caractéristiques non observées. Cette corrélation est la cause d'un biais dit d'endogénéité. Pour faire face à ce problème, les économètres ont longtemps utilisé la méthode des variables instrumentales. Par définition, une variable instrumentale doit jouer très significativement sur l'accès au programme évalué, ici la période de formation, mais ne pas directement affecter le niveau de salaire perçu après participation à ce programme. La méthode utilisée en ce cas est celle dite des doubles moindres carrés. La première étape consiste à régresser l'accès au programme sur l'ensemble des variables exogènes (âge, genre, etc.) mais aussi sur la valeur de la variable instrumentale (qui peut être, par exemple, la date d'une réforme significative des conditions d'accès à la formation continue). En un second temps, il faut régresser le salaire sur les mêmes variables exogènes et sur l'accès au programme de formation, non pas tel qu'il est effectivement observé, mais tel qu'il est prédit en tant que résultat de la première régression. Le coefficient associé à cette valeur « instrumentée » peut être interprété, sous certaines conditions très restrictives, comme « l'effet causal » du programme de formation sur le salaire des bénéficiaires.

Les méthodes d'appariement d'échantillons (*matching*)

Il s'agit ici avant tout de comparer bénéficiaires et non-bénéficiaires en neutralisant les différences liées aux caractéristiques observables. Ces méthodes reposent sur deux hypothèses. La

1. Ces méthodes sont décrites en détail, par exemple, dans l'ouvrage de Crépon & Jacquemet (2018), chapitre 9.

première stipule que l'affectation au groupe des bénéficiaires dépend exclusivement de caractéristiques exogènes observables et non des résultats anticipés de l'intervention : cette hypothèse est appelée hypothèse d'indépendance conditionnelle. La seconde hypothèse signifie que tout individu ou entreprise a une probabilité non nulle (comprise entre 0 et 1) d'être *a priori* bénéficiaire de l'intervention, quelles que soient ses caractéristiques, qu'il ou elle soit effectivement bénéficiaire ou non *a posteriori* : cette hypothèse est appelée hypothèse de superposition ou de support commun (*overlap assumption*). Ces deux hypothèses étant supposées valides, la méthode consiste à comparer le résultat de chaque bénéficiaire à la moyenne des résultats des non-bénéficiaires « proches » du point de vue des caractéristiques observables (âge, genre, niveau d'éducation, etc.), puis à faire la moyenne de tous ces écarts dans le groupe des bénéficiaires. La proximité au bénéficiaire considéré, i.e. le choix de ses « plus proches voisins », peut être réalisée à l'aide d'une distance (telle que la distance euclidienne ou celle de Mahalanobis), ou plus simplement encore à l'aide d'un score de propension, défini comme la probabilité d'être bénéficiaire de l'intervention compte-tenu des variables observables caractérisant l'individu ; cette probabilité peut être estimée en un premier temps, à l'aide par exemple d'un modèle logit ou probit, et ce indépendamment de la valeur des variables de résultat (*outcomes*) observées.

La méthode des doubles différences (*difference-in-differences*)

L'hypothèse sur laquelle repose cette méthode est simple. Supposons que l'on observe les variations entre deux dates d'une variable de résultat telle que le salaire au sein de deux groupes distincts. Le premier de ces groupes, appelé groupe cible ou groupe traité, bénéficie d'une intervention ou d'une politique d'emploi donnée ; le second, appelé groupe témoin ou groupe de contrôle², n'en bénéficie pas. La politique d'emploi est mise en place entre les deux dates considérées. La méthode repose sur une hypothèse stipulant qu'en l'absence de cette politique, l'évolution moyenne des salaires des individus du groupe traité aurait été identique à celle observée au sein du groupe de contrôle (hypothèse de « tendances parallèles », *parallel trends*). La validité de cette hypothèse, non vérifiable, peut être confortée par le fait qu'avant la mise en place de la politique, les salaires ont évolué de la même façon dans les deux groupes (hypothèse de *common pre-trends*). À l'inverse de la précédente, cette seconde hypothèse peut être testée à partir des données

observées préalablement à la mise en place de l'intervention, à condition de disposer d'observations répétées au cours de cette période. Cette méthode exploite ainsi la dimension longitudinale (ou pseudo-longitudinale³) des données.

La méthode de la régression sur discontinuité

Cette méthode peut être appliquée lorsque l'accès à une intervention ou à une politique publique est conditionné par un seuil exogène fixé par les autorités en charge de cette politique. Ce seuil peut être une condition d'âge (pour un départ en retraite par exemple), un seuil de niveau d'emploi (par exemple, une politique de réduction des charges destinée aux entreprises de moins de vingt salariés) ou un niveau de ressources donnant l'accès à une bourse d'études ou à un crédit d'impôt. Dans sa forme la plus simple, la régression sur discontinuité permet de comparer la valeur moyenne de la variable de résultat dans le groupe des personnes bénéficiaires, par exemple celles dont le revenu ou l'âge est juste inférieur au seuil d'éligibilité fixé, et la valeur moyenne de cette variable dans le groupe de contrôle comparable, formé des personnes dont le revenu ou l'âge est juste supérieur à ce seuil. L'hypothèse sous-jacente est que, pour des personnes ayant par ailleurs les mêmes caractéristiques du point de vue de la qualification, du niveau d'éducation ou du genre, celles situées juste en-dessous et au-dessus du seuil sont identiques. Seul un pur aléa, telle qu'une date de naissance, les distingue. Dans ces conditions, une simple différence entre les moyennes de la variable de résultat (par exemple, le niveau de salaire ou d'éducation après mise en œuvre de la politique) permet d'estimer l'effet causal de l'intervention considérée. Cette différence n'est toutefois qu'une mesure locale, au voisinage du seuil, et son extrapolation à des niveaux de revenu ou des âges éloignés de ce seuil n'a pas de validité scientifique. Pour cette raison, on dit que la régression sur discontinuité permet d'estimer un effet local moyen (*local average treatment effect*, discuté en détail plus bas).

Chaque type de méthode correspond donc à des hypothèses bien spécifiques. En pratique, notamment lorsqu'il n'est pas possible de conduire une expérience randomisée, il importe de reconnaître l'information dont dispose l'analyste et de savoir

2. Ces dénominations sont les mêmes dans chacune des méthodes d'inférence causale utilisées.

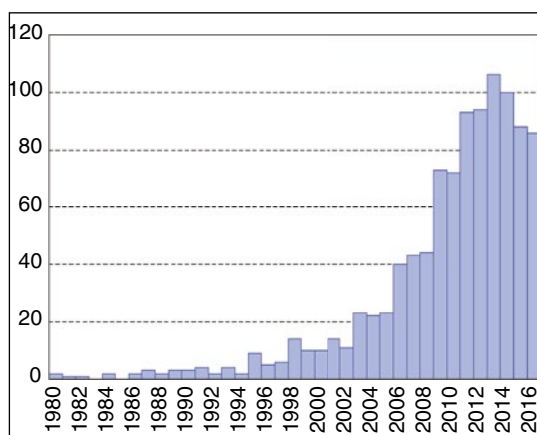
3. Les observations peuvent ne pas être celles des mêmes individus mais de répétitions d'échantillons aléatoires d'une même population et former un « pseudo panel ».

laquelle de ces hypothèses est la plus vraisemblable afin de choisir la méthode la mieux adaptée aux données disponibles. Depuis l'article pionnier de LaLonde (1986), plusieurs travaux ont été consacrés à la comparaison des évaluations réalisées à l'aide de méthodes expérimentales et quasi-expérimentales, et notamment aux biais d'estimation pouvant résulter de l'emploi des méthodes quasi-expérimentales. Par manque de place, il ne nous est pas possible de résumer ici les résultats de ces comparaisons. Sur ce sujet, le lecteur intéressé pourra consulter, par exemple, les articles de Glazerman *et al.* (2003), Hill (2008), Chabé-Ferret (2015), Wong *et al.* (2017), et Chaplin *et al.* (2018).

Une littérature scientifique internationale en plein essor

Ces méthodes ont été appliquées dans de nombreux champs de recherche. Par exemple, dans le domaine des politiques éducatives, le nombre d'expérimentations aléatoires contrôlées (« *randomized controlled trials* », ou RCT) ayant donné lieu à des publications internationales est passé de quelques unités en 1980 à plus de 80 par an depuis 2010 (figure I). Les évaluations quasi expérimentales ont suivi une tendance similaire et l'ensemble constitue aujourd'hui ce que certains ont appelé une « révolution empirique »⁴. Ces travaux et les évaluations chiffrées qu'ils contiennent sont des ressources de première importance pour le choix, la conception et la mise en œuvre des politiques publiques.

Figure I
Nombre d'expérimentations aléatoires contrôlées réalisées entre 1980 et 2016 dans le domaine des politiques éducatives, ayant donné lieu à une publication scientifique internationale, d'après Connolly *et al.* (2018)



Un autre indice de la maturité et de la richesse des méthodes économétriques d'évaluation est la publication récente de plusieurs ouvrages de référence. Parmi ceux-là, citons les livres d'Imbens & Rubin (2015), Lee (2016) et Frölich & Sperlich (2019), qui font suite aux articles de synthèse d'Angrist & Krueger (1999), Heckman *et al.* (1999), Heckman & Vytlacil (2007a, 2007b), Abbring & Heckman (2007), et Imbens & Wooldridge (2009). Le *Handbook of Fields Experiments* édité par Duflo & Banerjee en 2017 est l'ouvrage de référence sur les expérimentations randomisées de terrain. Pour les expérimentations en laboratoire, l'ouvrage de Jacquemet & L'Haridon (2018) est la référence la plus récente. Enfin, la liste des articles consacrés aux méthodes d'inférence causale et publiés ces trente dernières années dans les meilleures revues internationales d'économie ou de statistique est trop longue pour être reprise ici. Le lecteur intéressé la trouvera dans les bibliographies des ouvrages cités ci-dessus. Des synthèses en langue française, plus ou moins formalisées, sont également disponibles. Parmi celles-ci, citons les articles de Brodaty *et al.* (2007), Givord (2014) et Chabé-Ferret *et al.* (2017).

De nombreux travaux d'évaluation ont été publiés dans *Économie et Statistique*

La revue *Économie et Statistique* (alors pas encore « *Economics and Statistics* ») a accompagné cette progression et ces avancées tout au long de ces vingt dernières années, en publiant avec une fréquence soutenue des articles appliquant les méthodes économétriques d'évaluation à des données françaises, principalement produites par les services de la statistique publique. Certains de ces articles ont trouvé un réel écho dans le débat citoyen. Il est certes risqué d'en établir la liste exhaustive, certaines de ces publications ayant pu échapper à notre attention. Il est toutefois possible d'en citer quelques-uns en les regroupant en fonction des méthodes utilisées.

La technique des variables instrumentales a été utilisée par Crépon *et al.* (2004) pour mesurer les effets de la réduction du temps de travail sur la productivité et l'emploi dans les entreprises. Leclair & Roux (2007) l'ont ensuite mobilisée pour mesurer la productivité relative et l'utilisation des emplois de courte durée dans les entreprises. Des variables instrumentales ont été également utilisées par Beffy *et al.* (2009) pour estimer les effets du travail salarié des étudiants

4. Angrist & Pischke (2010).

sur la réussite et la poursuite des études universitaires, et par Fougère & Poulhès (2014) pour étudier l'influence de la propriété sur le portefeuille financier des ménages.

Le lecteur trouvera des applications de la méthode des doubles différences dans plusieurs articles de la revue. Les premières publications ayant mis en œuvre cette méthode sont les articles de Bénabou *et al.* (2004), consacré à l'évaluation des zones d'éducation prioritaire (ZEP), et de Behaghel *et al.* (2004), dont le but était d'estimer les effets de la contribution Delalande sur les transitions des salariés entre emploi et chômage. Fack & Landaï (2009) l'ont utilisée pour évaluer l'efficacité des incitations fiscales aux dons. Carbonnier (2009) a évalué les conséquences incitatives et redistributives des incitations fiscales portant sur l'emploi d'un salarié à domicile. La méthode a permis à Bozio (2011) de mesurer l'impact de l'augmentation de la durée d'assurance ayant fait suite à la réforme des retraites de 1993. Geniaux & Napoleone (2011) ont utilisé une méthode de doubles différences couplée avec une méthode d'appariement pour évaluer les effets des zonages environnementaux sur la croissance urbaine et l'activité agricole. Toujours grâce à la méthode des doubles différences, Simonnet & Danzin (2014) ont évalué l'effet du RSA sur le retour à l'emploi des allocataires, puis Bérard & Trannoy (2018) ont mesuré l'impact de la hausse des droits de mutation immobiliers de 2014 sur le marché du logement français.

Parmi les articles ayant mis en application les méthodes d'appariement (*matching*), notons particulièrement ceux de Crépon & Desplat (2001) qui ont utilisé une méthode de ce type pour estimer les effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires, d'Even & Klein (2007) qui ont estimé les effets à moyen terme des contrats aidés sur l'emploi des bénéficiaires, de Rathelot & Sillard (2008) qui ont évalué les effets de la politique des zones franches urbaines (ZFU) sur l'emploi salarié et les créations d'établissements, et de Bunel *et al.* (2009) qui ont consacré leur étude aux effets des allègements de cotisations sociales sur l'emploi et les salaires.

La méthode de la régression sur discontinuité a été utilisée pour la première fois dans *Économie et Statistique* par Lorenceau (2009) afin d'évaluer les effets des baisses de charges salariales accordées dans le cadre des zones de revitalisation rurale sur la création d'établissements et sur le volume d'emploi. Elle a également été utilisée par Baraton *et al.* (2011) pour évaluer les effets

de la réforme de 2003 sur les départs en retraite des enseignants du second degré public.

À notre connaissance, *Economie et Statistique* / *Economics and Statistics* n'a pas publié d'articles relatifs à des expérimentations randomisées *stricto sensu*. Ceci ne signifie pas que les économistes français n'ont pas produit de recherches de grande qualité en ce domaine. Bien au contraire, sous l'influence et parfois avec la collaboration d'Esther Duflo, professeure d'économie au M.I.T., les économistes français ont publié dans les meilleures revues internationales des articles consacrés à des expérimentations randomisées, notamment dans le domaine des politiques d'emploi ou d'éducation. Le lecteur en trouvera des exemples notables dans les travaux de Crépon *et al.* (2013 ; 2015), d'Avvisati *et al.* (2014), de Goux *et al.* (2017), ou encore de Barone *et al.* (2019). *Économie et Statistique* a toutefois publié trois articles consacrés à des expériences de *testing*, qui sont certes des expériences aléatoires mais qui ne peuvent être assimilées à des expérimentations randomisées de terrain. Le *testing* est une forme d'expérimentation sociale en situation réelle destinée à déceler une situation de discrimination. Dans le cas le plus simple, le statisticien compare le comportement d'un tiers, en général un employeur ou un bailleur, envers deux personnes ayant exactement le même profil pour toutes les caractéristiques pertinentes, à l'exception de celle que l'on soupçonne de donner lieu à discrimination, par exemple une origine ethnique, un handicap, une religion, un âge, un genre, une orientation sexuelle, etc. L'article de Petit *et al.* (2011) consacré aux effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi, ainsi que ceux de Petit *et al.* (2013) et Edo & Jacquemet (2013) portant sur les effets du genre et de l'origine sur la discrimination à l'embauche, sont particulièrement représentatifs de ce type d'approche, dont les limites, tant méthodologiques que conceptuelles, ont été rappelées par Aeberhardt *et al.* (2011) dans un commentaire publié dans la revue à la suite de l'article de Petit *et al.* (2011).

La liste des publications, notamment internationales, utilisant des méthodes statistiques d'inférence causale s'allonge chaque jour. À côté des études les mettant directement en application avec des données expérimentales ou quasi-expérimentales, beaucoup de travaux ont été consacrés ces dix dernières années à raffiner ces méthodes, ou à proposer des solutions permettant de dépasser certaines de leurs limites. Le reste de cet article est consacré à la présentation des développements qui nous semblent en ce domaine particulièrement prometteurs. Faute de place, nous n'avons pu

aborder ici tous les thèmes émergents, notamment celui des interactions sociales et des interférences dans les expérimentations randomisées. Ce sujet jusqu'alors malheureusement sous-estimé est, par exemple, abordé dans les articles d'Hudgens & Halloran (2008), Aronow (2012), Manski (2013), Liu & Hudgens (2014), et Baird *et al.* (2018). Une recension extensive des avancées récentes et des voies de recherche futures peut être trouvée dans les articles d'Athey & Imbens (2017a, 2017b) et d'Abadie & Cattaneo (2018).

Le modèle canonique de l'évaluation d'impact

Dès sa formulation originelle par Rubin (1974), le modèle canonique d'évaluation d'impact met l'accent sur l'hétérogénéité de la réponse des agents économiques à la suite d'une intervention les concernant⁵. Dans ce modèle, chaque unité d'observation est caractérisée par deux « résultats potentiels » qui lui sont propres : y_{i0} est le résultat qui serait observé en l'absence d'intervention pour l'unité i et y_{i1} celui qui serait observé pour cette même unité par suite de l'intervention. Pour chaque unité, seul un de ces deux effets est observé. Plutôt qu'à un « effet causal », l'intervention est donc associée à une distribution de changements de situation $\Delta_i = y_{i1} - y_{i0}$, $i = 1, \dots, N$, N étant ici la taille de l'échantillon. La démarche d'évaluation nécessite donc de choisir le paramètre de cette distribution que l'analyste souhaite identifier. Parmi les paramètres résumant la distribution de l'effet de l'intervention (ou du traitement), les plus communs sont l'effet moyen du traitement et l'effet moyen du traitement sur les traités.

L'effet moyen du traitement (*Average Treatment Effect*, ou ATE) correspond à l'espérance mathématique de cette distribution : il mesure donc le changement moyen de situation pour un individu tiré au hasard dans la population. L'effet moyen du traitement sur les traités (*Average Treatment effect on the Treated*, ou ATT) est quant à lui spécifique à la sous-population des individus qui bénéficient effectivement du programme (et correspond formellement à l'espérance conditionnelle au fait d'être effectivement traité). Les deux paramètres ne sont égaux que sous des hypothèses très restrictives. Ils concordent par exemple de manière triviale si l'intervention concerne l'ensemble de la population (c'est, par exemple, le cas d'une augmentation de l'âge minimum de sortie du système scolaire, mesure qui concerne tous les élèves), ou si le traitement est supposé agir de la même façon sur tous les individus ($\Delta_i = \Delta$, $i = 1, \dots, N$). Dans toutes autres

circonstances, ces deux paramètres sont distincts. Ils informent de manière différente sur la distribution de l'effet causal : l'effet moyen du traitement sur les traités mesure l'efficacité du programme au travers du changement de situation des bénéficiaires, tandis que l'effet moyen du traitement indique quelle serait son efficacité si le programme était généralisé à l'ensemble de la population. La méthode d'évaluation choisie conditionne fortement le paramètre pouvant être mesuré. Les expériences randomisées permettent d'estimer l'ATE à condition que l'affectation aléatoire aux groupes soit réalisée dans l'ensemble de la population et que tous les individus sélectionnés pour participer à l'expérience y participent effectivement. Toutefois, elles permettent d'estimer uniquement l'ATT lorsque certains des individus sélectionnés refusent de participer à l'expérience, ou plus généralement lorsque seul est observé un sous-échantillon non aléatoire de l'échantillon prélevé (pour une illustration, voir Chabé-Ferret *et al.*, 2017). L'estimateur en doubles différences ou les estimateurs par appariement mesurent quant à eux le changement de situation spécifique aux bénéficiaires, à savoir l'ATT.

Au-delà de l'importance du choix du paramètre à estimer (qui doit primer sur le choix de la méthode d'identification), l'hétérogénéité de l'effet du traitement constitue une limite importante à la capacité à généraliser les effets estimés d'une intervention dans le cadre d'une étude empirique particulière (voir plus loin).

L'effet local moyen du traitement (LATE, ou *local average treatment effect*)

Depuis les travaux d'Imbens & Angrist (1994) qui ont introduit l'estimateur LATE (*local average treatment effect*), l'interprétation de l'estimateur par variable instrumentale comme « effet moyen du traitement sur les traités » est remise en question. Elle n'est valide que si l'effet du programme est le même pour tous les individus, quelles que soient leurs caractéristiques d'âge, de genre, d'expérience, etc., ce qui est évidemment une hypothèse fort peu réaliste. Imbens & Angrist (1994), et nombre d'éconômètres à leur suite, montrent que dans le cas où l'effet d'une intervention ou d'une politique publique est susceptible de varier d'un groupe d'individus à l'autre, et plus généralement d'être hétérogène au sein d'une population, seul peut être produit un estimateur

5. Ce modèle est différent du modèle introduit par Judea Pearl qui utilise le formalisme des graphes orientés acycliques, ou *directed acyclic graphs*, souvent utilisés en épidémiologie ou en psychométrie (cf. Peters *et al.*, 2017, ou Pearl & Mackenzie, 2018).

local pour ceux des individus qui décideraient d'être bénéficiaires du programme lorsque celui-ci deviendrait accessible à la suite d'une variation de l'instrument. Ces individus sont appelés les *compliers*, terme qui n'a pas de traduction directe en français, sauf à dire, de manière plus ou moins satisfaisante, qu'il s'agit des personnes qui se conforment ou adhèrent au programme lorsque la valeur de l'instrument évolue. Le groupe des *compliers* est vraisemblablement mieux défini lorsque lui sont opposés les personnes qui refusent systématiquement le programme (*never-takers*) et celles qui sont toujours prêtes à y participer (*always-takers*), quelle que soit la valeur de l'instrument. La mise en œuvre de l'estimateur LATE suppose qu'il n'existe pas d'individus prêts à participer au programme lorsque celui-ci n'est pas proposé, mais qui refuseraient de le faire une fois le programme introduit. Ce groupe de personnes, appelé les *defiers*, est supposé ne pas exister : cette hypothèse correspond à ce qu'Imbens & Angrist (1994) nomment l'hypothèse de *monotonicité*. L'estimateur LATE mesure donc l'effet de l'intervention pour le seul groupe des *compliers*, qui n'est malheureusement pas toujours identifiable. Lorsqu'il l'est, notamment dans le cas où une loterie ou une procédure aléatoire modifie l'affectation au traitement (i.e. à l'intervention ou au programme proposé), l'estimateur LATE peut être obtenu à l'aide des doubles moindres carrés. Angrist & Imbens (1995) proposent une méthode plus générale permettant de tenir compte de l'effet d'autres variables exogènes (telle que l'âge) dans le cadre de la mise en œuvre du LATE. Angrist *et al.* (2000) appliquent cette approche à l'estimation des modèles à équations simultanées.

La validité externe des méthodes d'évaluation d'impact

Plusieurs des méthodes qui ont été citées sont caractérisées par une forte validité interne : elles permettent d'obtenir des estimateurs crédibles des effets moyens des interventions pour les échantillons considérés. La possibilité d'extrapoler leurs résultats à une population plus large, i.e. leur validité externe, est toutefois souvent questionnée.

Dans le cas des expérimentations randomisées, cette critique tient au fait que les échantillons sont généralement d'assez faible taille et concernent des groupes particuliers, par exemple des personnes vivant dans des environnements ou présentant des caractéristiques spécifiques ; ils ne sont pas représentatifs de la population dans son ensemble, tout au moins de la totalité des

personnes potentiellement éligibles. La question de la validité externe est fondamentalement liée à celle de l'hétérogénéité des effets des interventions (voir ci-dessous). Supposons que l'on conduise une expérimentation dans un cadre A, qui peut concerner une localité, une période, ou une sous-population d'individus donnée. En quoi les estimations des effets de cette intervention particulière conduite dans ce cadre particulier nous informent-elles de ce que seraient les effets de la même intervention dans une autre localité, à un autre moment, pour un groupe d'individus différent, c'est-à-dire dans un cadre B différent de A ? Les différences peuvent provenir de caractéristiques observées et non observées de ces autres localités, périodes, individus, et éventuellement d'une modification, même légère, des modalités de l'intervention. Pour répondre à ces questions, il est utile d'avoir accès aux résultats de multiples expérimentations, menées dans des cadres différents, et si possible, avec des échantillons d'assez grande taille et représentatifs de la population éligible (au moins du point de vue des principales caractéristiques observables). Un exemple particulièrement intéressant est celui de la microfinance. Meager (2019) a analysé les résultats de sept expérimentations conduites sur ce thème, et a constaté que les effets estimés étaient remarquablement cohérents.

Une autre approche consiste à tenir explicitement compte des différences entre les distributions des caractéristiques spécifiques aux groupes ou aux périodes considérées. Hotz *et al.* (2005) et Imbens (2010) proposent un cadre théorique dans lequel les différences d'effets constatées au sein d'un groupe de plusieurs localités proviennent du fait que les unités établies dans ces localités ont des caractéristiques différentes. Au moyen d'une procédure d'ajustement qui consiste en une pondération des unités individuelles (personnes, ménages, entreprises, etc.), ils peuvent comparer les effets de l'intervention considérée dans ces localités différentes. Cette technique est proche des méthodes de pondération inverses de probabilité (*inverse probability weighting*)⁶ préconisées par Stuart et ses co-auteurs (Imai *et al.*, 2008 ; Stuart *et al.*, 2011 ; Stuart *et al.*, 2015).

Rappelons que l'estimateur par variables instrumentales est souvent interprété comme un estimateur local de l'effet moyen du traitement, c'est-à-dire comme un estimateur LATE qui mesure l'effet moyen du traitement pour ceux

6. La pondération inverse de probabilité est une technique statistique permettant de calculer des statistiques standardisées pour une pseudo-population différente de celle dans laquelle les données ont été collectées.

des individus, les *compliers*, dont l'affectation au traitement est modifiée par une variation de la valeur de l'instrument. Sous quelles conditions cet estimateur peut-il être interprété comme l'effet moyen du traitement dans la population totale ? En d'autres termes, quelles sont les conditions qui assurent sa validité externe ? Il existe deux groupes qui ne sont jamais affectés par la variable instrumentale, les *always-takers* qui reçoivent toujours le traitement, et les *never-takers* qui ne le reçoivent jamais. Pour répondre à la question, Angrist (2004) suggère de tester si la différence entre les résultats moyens des *always-takers* et des *never-takers* est égale à l'effet moyen du traitement sur le résultat des *compliers*. Angrist & Fernandez-Val (2013) cherchent à exploiter une condition d'ignorabilité (*conditional effect ignorability*) stipulant que, conditionnellement à certaines variables exogènes, l'effet moyen pour les *compliers* est identique à l'effet moyen pour les *always-takers* et les *never-takers*. Bertanha & Imbens (2019) suggèrent de tester la combinaison de deux égalités, à savoir celle du résultat moyen des *compliers* non traités et du résultat moyen des *never-takers*, et l'égalité du résultat moyen des *compliers* traités au résultat moyen des *always-takers*.

Dans le cas de la régression sur discontinuité, l'absence de validité externe provient principalement du fait que cette méthode produit des estimateurs locaux, qui ne sont valides qu'au voisinage du seuil d'éligibilité considéré. Si ce seuil est par exemple une condition d'âge, la régression sur discontinuité ne permet pas d'inférer ce que serait l'effet moyen de l'intervention pour des personnes dont l'âge diffère fortement de l'âge définissant le seuil d'éligibilité. Sous quelles conditions peut-on généraliser les estimations d'effets obtenus avec la régression sur discontinuité ? Dong & Lewbel (2015) font remarquer que dans beaucoup de cas, la variable qui définit le seuil d'éligibilité (appelée « variable de forçage » ou *forcing variable*) est une variable continue telle que l'âge ou le niveau de revenu. Ces auteurs font remarquer qu'en ce cas, au-delà de l'ampleur de la discontinuité de la variable de résultat au voisinage du seuil, il est également possible d'estimer la variation de la dérivée première de la fonction de régression, et même de fonctions dérivées d'ordre supérieur. Ceci permet d'extrapoler les effets causaux du traitement pour des valeurs de la variable de forçage plus éloignées du seuil d'éligibilité. Angrist & Rokkanen (2015) proposent de tester si, conditionnellement à des variables exogènes additionnelles, la corrélation entre la variable de forçage et la variable de résultat disparaît. Un tel résultat signifierait que l'affectation au traitement

pourrait être considérée comme indépendante des résultats potentiels (*unconfoundedness property*)⁷ conditionnellement à ces variables exogènes additionnelles, ce qui permettrait une fois encore d'extrapoler le résultat pour des valeurs de la variable de forçage plus éloignées du seuil. Bertanha & Imbens (2019) proposent une approche fondée sur la régression floue sur discontinuité⁸. Ils suggèrent de tester la continuité de l'espérance conditionnelle de la variable de résultat, pour une valeur donnée du traitement et de la variable de forçage au niveau du seuil, ajustée par les variations des caractéristiques exogènes.

Doubles différences et contrôle synthétique

Comme rappelé précédemment, la mise en œuvre des doubles différences suppose que l'on dispose d'un groupe de contrôle dont l'évolution au cours du temps reflète celle qu'aurait connue le groupe de traitement en l'absence d'intervention. Cette hypothèse ne peut être testée sur la période qui suit l'intervention, au cours de laquelle les différences de résultat entre groupes reflètent également l'effet de la politique. Une composante testable de cette hypothèse est que l'évolution passée de la variable de résultat (avant mise en œuvre de la politique évaluée) est en moyenne similaire à celle de cette même variable dans le groupe de traitement. Lorsqu'elle est rejetée, il est possible de créer par un système adéquat de pondérations une unité de contrôle artificielle, dite *contrôle synthétique*, à partir des observations du groupe de contrôle. Ce contrôle synthétique est construit de telle sorte que l'évolution passée de la variable de résultat en son sein soit identique à celle de cette variable dans le groupe de traitement.

La méthode a été introduite par Abadie & Gardeazabal (2003) dans une étude visant à évaluer l'effet de l'activité terroriste de l'ETA sur l'évolution du PIB du pays basque entre 1975 et 2000, période caractérisée par l'intensité et la fréquence des actes violents commis par cette organisation. Le problème est qu'entre 1960 et 1969, décennie qui a précédé le début de la période d'activité terroriste, le PIB de la région basque a évolué de manière très différente de la moyenne des PIB des seize autres régions

7. « The unconfoundedness assumption states that assignment is free from dependence on the potential outcomes » (Imbens & Rubin, 2015, p. 257).

8. La régression sur discontinuité stricte (sharp regression discontinuity design) correspond au cas où nul ne peut déroger à la contrainte du seuil d'éligibilité. À ce cas, s'oppose celui de la régression sur discontinuité floue (fuzzy regression discontinuity design) dans lequel on observe des individus traités, ou des individus non traités, des deux côtés du seuil.

espagnoles, conduisant au rejet de l'hypothèse de tendance commune pré-traitement. Abadie & Gardeazabal (2003) proposent alors de construire une région de contrôle synthétique dont l'évolution du PIB entre 1960 et 1969 serait similaire à celle du PIB du pays basque. Cela peut être réalisé en minimisant la distance entre les observations annuelles du PIB basque entre 1960 et 1969 et celles de cette région synthétique. De manière plus formelle, les valeurs annuelles du PIB dans le pays basque entre 1960 et 1969 sont notées $y_{1,t}$ ($t = 1960, \dots, 1969$) et regroupées dans un vecteur $Y_{1,0} = [Y_{1,1960} \dots Y_{1,1969}]$. De façon analogue, les observations annuelles du PIB dans chacune des seize autres régions espagnoles sont notées $Y_{j,t}$ ($j = 2, \dots, 17; t = 1960, \dots, 1969$) et rangées dans une matrice notée $Y_{0,0}$ de dimension (10×16) . La région de contrôle synthétique est construite à partir d'un vecteur de pondérations $w = [w_1, \dots, w_{16}]'$ de dimension (16×1) qui minimise la norme euclidienne pondérée suivante pour une matrice V donnée :

$$\|Y_{1,0} - Y_{0,0}w\| = \sqrt{(Y_{1,0} - Y_{0,0}w)' V (Y_{1,0} - Y_{0,0}w)}$$

Dans une première application simple, Abadie & Gardeazabal (2003) choisissent pour matrice V la matrice identité. Cela leur permet de trouver aisément le système de pondérations w^* qui minimise cette norme⁹. Ils vérifient que les dix PIB annuels de cette région synthétique, calculés comme $Y_{0,0}^* = Y_{0,0} \times w^*$ au cours de la période 1960-1969, sont similaires aux PIB de la région basque observés durant la même période. Cela leur permet de calculer ensuite les PIB contrefactuels à ceux de la région basque durant la période d'activité terroriste, 1975-2000. Ces PIB contrefactuels sont notés $Y_{0,1}^*$ et calculés dans le vecteur de dimension (26×1) $Y_{0,1}^* = Y_{0,1} \times w^*$, où $Y_{0,1}$ est la matrice de dimension (26×16) qui regroupe les observations des 26 PIB annuels¹⁰ de chacune des seize régions espagnoles autres que le pays basque. L'effet causal du terrorisme sur le PIB basque est alors mesuré comme $Y_{1,1} - Y_{0,1}^*$, où $Y_{1,1}$ est la matrice de dimension (26×1) qui regroupe les 26 observations annuelles du PIB basque de 1975 à 2000.

En général, V est une matrice diagonale dont les éléments diagonaux sont non négatifs. Dans une version élargie de cette méthode, Abadie & Gardeazabal (2003) et Abadie *et al.* (2010 ; 2015) proposent de choisir des matrices V dont les éléments sont fondés sur les données (*data-driven*). Le nombre d'unités traitées peut être supérieur à l'unité : en ce cas, il faut calculer un contrôle synthétique pour chaque unité traitée.

Toutefois, dans le cas où le nombre d'unités traitées est très grand, il est possible que le contrôle synthétique d'une unité traitée ne soit pas unique. Abadie & L'Hour (2019) proposent une variante tenant compte de cette difficulté. Leur estimateur s'écrit :

$$\|Y_{1,0} - Y_{0,0}w\|^2 + \lambda \sum_{j=2}^{J+1} w_j \|Y_{j,0} - Y_{1,0}\|^2, \text{ avec } \lambda > 0.$$

Dans cette expression, $Y_{j,0}$ est le vecteur dont les éléments sont les valeurs observées de la variable de résultat pour l'unité de contrôle j ($j = 2, \dots, J+1$) au cours de chacune des périodes qui précèdent la mise en œuvre de l'intervention. L'estimateur proposé par Abadie & L'Hour (2019) inclut une pénalisation λ pour les écarts entre les valeurs de la variable de résultat d'une unité traitée et celles de chaque unité de contrôle au cours de la période précédant la mise en œuvre de l'intervention. Abadie & L'Hour (2019) montrent que, sous ces conditions, et sauf dans quelques cas spécifiques, leur estimateur fournit un contrôle synthétique unique.

Des versions élargies de l'estimateur du contrôle synthétique ont été également proposées par Amjad *et al.* (2018) et Athey *et al.* (2018) qui suggèrent d'utiliser des techniques de complétion de matrices, mais aussi par Hahn & Shi (2017) qui fondent leur approche sur des méthodes d'inférence fondées sur les échantillons (*sampling-based inferential methods*).

Le rôle et le choix des variables explicatives

Quel que soit le type d'intervention ou de méthode d'évaluation choisie par l'analyste, les individus, ménages, entreprises, etc., qui sont échantillonnés, bénéficiaires ou non de l'intervention, membres du groupe cible (i.e. de traitement) ou du groupe témoin (i.e. de contrôle), peuvent toujours différer du point de vue de certaines caractéristiques exogènes (telles que l'âge, le genre, le nombre d'années d'expérience sur le marché du travail, etc., pour des individus, ou le nombre de salariés, la date de création, le niveau d'endettement à court terme, etc., pour une entreprise). Dans le cas d'une expérimentation contrôlée randomisée non stratifiée ou d'une régression sur discontinuité stricte, une régression simple de la variable de résultat observée sur une constante et une variable indicatrice de l'appartenance au

9. Les seules régions qui ont des poids bien supérieurs à zéro sont Madrid et la Catalogne.

10. 2000 - 1974 = 26 années.

groupe de traitement suffit à obtenir un estimateur convergent de l'effet moyen de ce traitement dans l'échantillon. L'ajout à cette régression des variables exogènes a en théorie pour principal effet d'améliorer la précision de l'estimateur de l'effet moyen du traitement.

Mais dans des cas autres que la randomisation non stratifiée ou que la régression sur discontinuité stricte, il est nécessaire pour obtenir des estimateurs convergents d'ajouter des hypothèses relatives au rôle des variables exogènes. L'hypothèse la plus communément utilisée est celle de l'indépendance conditionnelle. Celle-ci stipule que l'affectation au groupe de traitement, représentée par une variable aléatoire T , et les résultats potentiels de l'intervention, notés y_{1i} pour un individu traité et y_{0i} pour un individu non traité, sont indépendants conditionnellement à l'ensemble x des variables exogènes pertinentes, c'est-à-dire toutes celles affectant la probabilité de bénéficier de l'intervention. Cette hypothèse est cruciale pour la mise en œuvre d'une technique telle que celle de l'appariement d'échantillons (*matching*). Une fois cette hypothèse admise, si l'échantillon est suffisamment grand et/ou si le nombre de variables exogènes n'est pas trop élevé, il est possible de mettre en œuvre une méthode d'appariement exact : celle-ci repose sur la comparaison du résultat de chaque individu traité avec celui d'un individu non traité dont les caractéristiques observables sont exactement identiques. Lorsque cette méthode ne peut être mise en œuvre, notamment lorsque le nombre de variables exogènes est trop élevé, cet appariement exact est souvent remplacé par un critère de distance permettant d'associer à chaque individu traité son plus « proche voisin » au sens de la distance choisie, ou bien de mettre en œuvre la technique du score de propension, tel que défini plus haut : au résultat de chaque individu traité est comparé celui de l'individu non traité qui a un score de propension dont la valeur est très proche de celle du score de propension de cet individu traité¹¹. L'ensemble des variables exogènes pouvant être utilisées pour la construction d'un score de propension valide, assurant notamment l'indépendance conditionnelle des variables exogènes et de l'affectation au groupe de traitement pour une valeur donnée de ce score¹², est potentiellement très vaste. Outre ces variables, il est ainsi possible d'inclure dans cet ensemble certaines de leurs interactions, des indicatrices dichotomiques pour celles qui ont plusieurs modalités (par exemple, les niveaux d'éducation ou les catégories socio-professionnelles), certaines

transformations de ces variables telles que leurs puissances ou leur logarithme, etc.

Face à la multiplicité de variables exogènes pouvant être mobilisées, plusieurs travaux récents ont recommandé de mettre en œuvre des méthodes de sélection de modèles et de variables telles que les méthodes d'apprentissage automatique, ou *machine learning* (McCaffrey *et al.*, 2004 ; Wyss *et al.*, 2014 ; Athey & Imbens, 2017a ; Chernozhukov *et al.*, 2018), et les méthodes LASSO¹³ (Belloni *et al.*, 2014, 2017 ; Farrell, 2015). Par exemple, McCaffrey *et al.* (2004), comme Wyss *et al.* (2014), combinent la méthode des forêts d'arbres décisionnels¹⁴ (*random forests*) avec la technique LASSO pour estimer le score de propension. Il est à noter que ces méthodes s'appliquent à d'autres procédures d'évaluation que le *matching*. C'est le cas notamment de la méthode proposée par Belloni *et al.* (2017) qui consiste en une double procédure de sélection de variables. La régression LASSO est utilisée dans un premier temps pour sélectionner les variables qui sont corrélées avec la variable de résultat, puis une fois encore pour sélectionner celles qui sont corrélées avec la variable indicatrice de traitement. Après cela, les moindres carrés ordinaires peuvent être appliqués en réunissant ces deux ensembles de variables, ce qui permet d'améliorer les propriétés des estimateurs usuels de l'effet moyen du traitement, notamment par rapport à des techniques plus simples de régression régularisée telles que la régression *ridge*.

L'hétérogénéité des effets d'une intervention

Les travaux récents ont souvent mis l'accent sur l'hétérogénéité des effets d'une intervention entre groupes d'individus éligibles. La figure II illustre cette situation à partir d'un exemple fictif inspiré de Leamer (1983). Pour faciliter la représentation graphique, l'hétérogénéité de l'effet du traitement est supposée être liée à une variable x dont les valeurs différencient les individus les uns des autres. La partie gauche de la figure II décrit l'identification de l'effet causal réalisée à

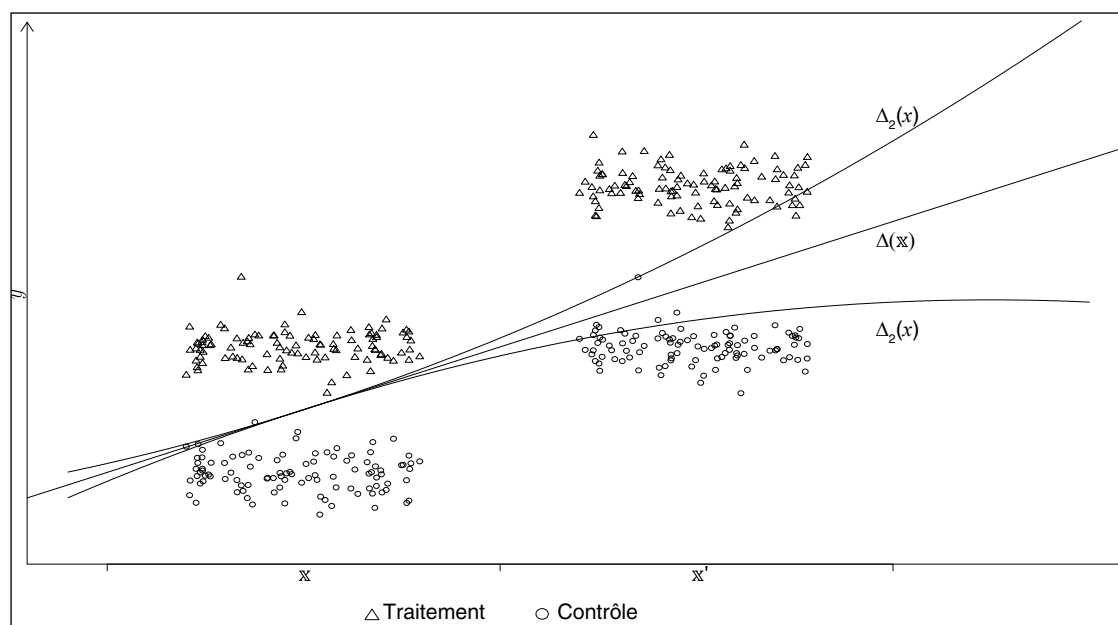
11. Il est parfois préférable de la comparer à une moyenne pondérée des résultats des individus non traités dont les scores de propension ont des valeurs voisines. C'est le principe qui est mis en œuvre dans le cas d'un appariement avec fonction noyau (kernel matching).

12. Cette propriété est dite propriété d'équilibrage (balancing score property).

13. LASSO est l'acronyme de « Least Absolute Shrinkage and Selection Operator ». Cette méthode, introduite par Tibshirani (1996), est une méthode de contraction des coefficients de la régression qui consiste pour l'essentiel à estimer le vecteur de coefficients en minimisant la somme des carrés des résidus sous une contrainte supplémentaire de régularisation.

14. Pour mettre en œuvre cette technique, le lecteur peut notamment utiliser le package R *randomForest* (<https://cran.r-project.org/web/packages/randomForest/index.html>).

Figure II
Identification empirique de l'effet d'un traitement à l'aide d'une variable exogène x faiblement dispersée ($x \in \mathbb{X}$) et largement dispersée ($x \in \mathbb{X} \cup \mathbb{X}'$)



l'aide d'un échantillon d'individus pour lequel les valeurs de la variable exogène, reportées en abscisse, sont faiblement dispersées. La variation de la variable de résultat entre les individus du groupe de contrôle et ceux du groupe de traitement (i.e., l'hétérogénéité de l'effet du traitement) est mesurée par la pente de la droite de régression $\Delta(\mathbb{X})$, mais ne permet pas de trancher entre les multiples projections possibles de cet effet pour des valeurs alternatives de l'hétérogénéité (dont deux exemples sont présentés sur la figure II). Si l'on considère maintenant aussi la partie droite de la figure II, on voit que l'accès à des données supplémentaires, correspondant à une plus grande hétérogénéité des individus ($x \in \mathbb{X} \cup \mathbb{X}'$), permet d'affiner l'analyse et de mesurer la déformation de l'effet du traitement dans la population.

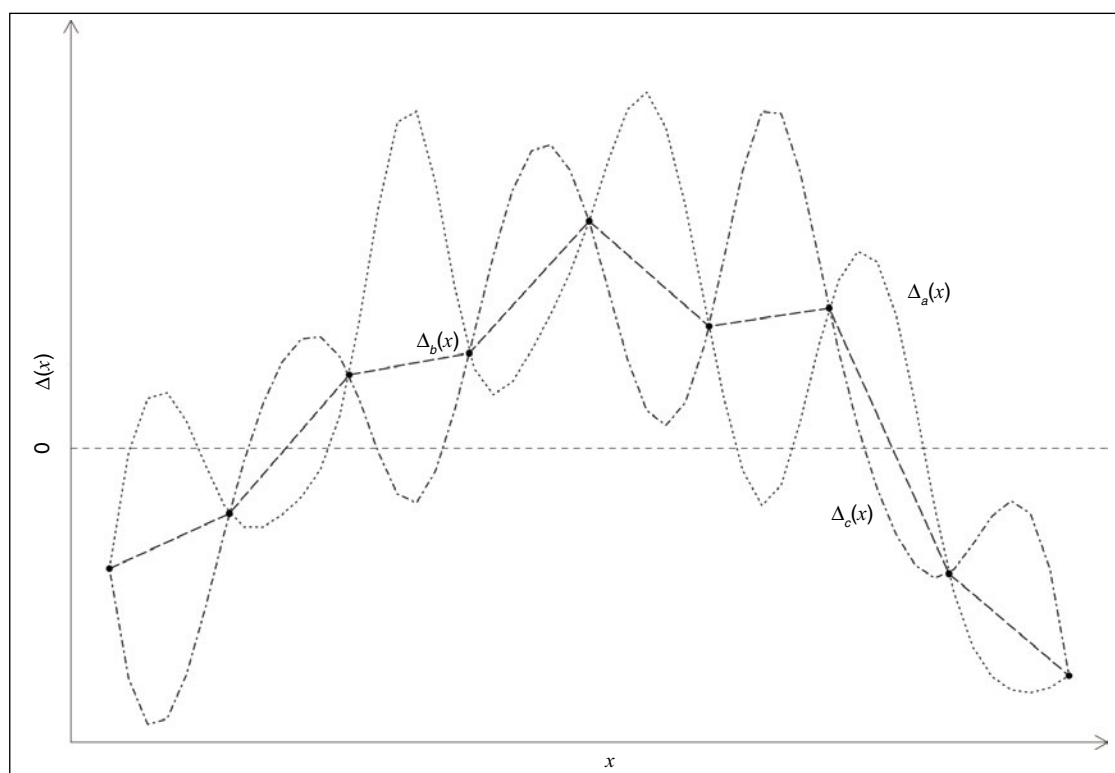
Un éventail plus large de situations observées permet donc d'affiner l'estimation de l'effet causal du traitement, et de caractériser son hétérogénéité en fonction des caractéristiques observables des individus. Quelle que soit la richesse des données disponibles, l'identification de la distribution de l'effet du traitement ne saurait cependant être résolue empiriquement. À titre d'illustration, la figure III présente diverses mesures de l'effet d'un traitement, estimées pour un large éventail de valeurs de la variable exogène x . Il n'en reste pas moins que ces valeurs ponctuelles de l'effet du traitement sont compatibles avec une infinité de distributions sous-jacentes, dont la figure III présente trois exemples : $\Delta_a(x)$, $\Delta_b(x)$, et $\Delta_c(x)$.

Aussi fines soient les informations fournies par les données, et aussi hétérogène l'échantillon soit-il, la capacité à décrire la totalité de la distribution de l'effet du traitement nécessite une modélisation préalable destinée à sélectionner la forme de la relation entre la variable de résultat et le traitement.

Dans le cas où l'échantillon est de grande taille et contient des informations sur de nombreuses variables, comme c'est le cas avec des *big data*, il est possible d'estimer des effets hétérogènes de traitement en combinant des méthodes d'inférence causale quasi-expérimentales avec les méthodes LASSO et plus généralement avec les techniques d'apprentissage automatique (voir, par exemple, Wager & Athey, 2018 ; Knaus *et al.*, 2017, 2018). Cette approche statistique peut être généralisée au cas avec plusieurs traitements (Lechner, 2018).

Des travaux empiriques récents ont été consacrés à la mesure de l'hétérogénéité des effets, et ce souvent en conjonction avec la question de la validité externe des estimateurs utilisés. Des exemples particulièrement convaincants de cette approche sont contenus dans les travaux de Dehejia *et al.* (2019) et Bisbee *et al.* (2017) qui examinent, à l'aide d'estimateurs de type LATE et de données provenant de plus d'une centaine de recensements internationaux, le lien de causalité entre fécondité et participation des femmes au marché du travail. Leurs résultats sont relativement convergents. Un autre exemple est fourni par l'étude d'Allcott (2015) qui évalue la

Figure III
De l'estimation à l'identification de la distribution de l'effet du traitement



variation de l'effet d'une politique de réduction de la consommation d'énergie qui a été progressivement mise en œuvre dans 111 sites des États-Unis : il trouve que l'effet de cette politique a été plus fort dans les dix sites dans lesquels le dispositif a été initialement appliqué, ce qui laisse penser que ces premiers sites ont été sélectionnés en raison de leurs caractéristiques particulières.

Précision des effets estimés : la qualité de l'identification au-delà de l'absence de biais

L'attention portée à l'estimation d'effets causaux dans la littérature d'évaluation d'impact a eu tendance à cantonner la réflexion sur l'identification aux propriétés d'absence de biais des effets estimés, la question de la précision étant souvent traitée sur la base de la significativité statistique des effets estimés – une intervention étant considérée comme digne d'intérêt à condition que son effet estimé soit significativement différent de 0.

Une première limite de la significativité statistique, bien connue mais restant encore largement sous-estimée dans la littérature empirique (McCloskey & Ziliak, 1996 ; Ziliak

& McCloskey, 2004), est qu'elle ne permet pas de se prononcer sur l'importance quantitative des effets mesurés. Pour chacun de ces effets, la significativité statistique dépend uniquement de la précision de leur estimation. Une estimation ponctuelle de très faible ampleur peut ainsi être statistiquement très significative tandis qu'un effet de très grande ampleur peut être non significatif en raison d'une très faible précision de l'estimation. De fait, les tests d'hypothèse ne sont rien d'autre qu'une formulation alternative des intervalles de confiance (à seuil de confiance et niveau du test équivalents). En ce sens, la significativité statistique ne fait que renseigner sur l'appartenance de la valeur 0 à l'intervalle de confiance déduit du coefficient estimé, c'est-à-dire à l'ensemble des effets sous-jacents compatibles avec l'estimation ponctuelle. S'appuyer uniquement sur la significativité statistique, que ce soit pour écarter une intervention ou pour la considérer comme bénéfique, revient à accorder un poids disproportionné à l'une des nombreuses valeurs appartenant à l'intervalle de confiance, un grand nombre d'entre elles conduisant à prendre une décision contraire à celle qu'indique la significativité statistique *stricto sensu* : en d'autres termes, un intervalle de confiance trop large, i.e. une trop grande imprécision de l'estimation d'un effet dont la valeur

ponctuelle est élevée, peut conduire à écarter l'intervention évaluée si cet intervalle inclut la valeur zéro, ou à la considérer comme bénéfique si cet intervalle, bien que composé de valeurs négligeables, est suffisamment étroit pour exclure le zéro (Amrhein *et al.*, 2019).

L'attention portée à la précision statistique doit être tout aussi rigoureuse que la réflexion menée sur l'identification des effets causaux. L'amélioration de cette précision requiert en particulier de minimiser les sources de variation non contrôlées. Le contrôle de l'environnement – c'est-à-dire la neutralisation des sources de variation autres que celles des variables d'intérêt, tels que le niveau d'un « traitement » ou ses modalités d'application – constitue une démarche expérimentale qui a le mérite de garantir l'identification tout en accroissant la précision des estimations (voir sur ce thème l'article de Deaton & Cartwright, 2018). La randomisation, souvent présentée de manière excessive, voire militante, comme la « règle d'or » de l'évaluation, fait essentiellement reposer l'identification de l'effet causal sur la similarité statistique des unités qui appartiennent aux deux groupes, cible et témoin. Elle ne contrôle pas pour autant l'ensemble des facteurs inobservés qui peuvent « bruite » l'estimation¹⁵.

L'importance accordée à la significativité des effets estimés peut également conduire à un certain nombre de dérives dans l'interprétation des tests. En particulier, la valeur limite de la statistique de test qui conduit à rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'effet ne mesure en aucune manière la probabilité que l'hypothèse alternative, stipulant l'existence d'un effet, soit vraie. Cette probabilité est mesurée par la puissance du test, dont la valeur dépend de la distribution qui produit la statistique de test lorsque l'hypothèse alternative est vraie, et donc de la valeur vraie (inconnue) dont résulte l'estimation. À cela s'ajoute un autre problème : la probabilité critique ne correspond pas à la probabilité que l'hypothèse nulle (i.e., l'absence d'effet) soit vraie. Cette probabilité est en effet conditionnelle à l'hypothèse nulle : la distribution de la statistique de test associée à l'estimation est déduite de la valeur de l'effet sous l'hypothèse nulle. Si l'on note $\hat{s}$ la valeur calculée de la statistique de test, et H_0 l'hypothèse nulle, la probabilité critique mesure donc formellement la quantité $Pr(\hat{s} | H_0)$. La probabilité que l'hypothèse nulle soit vraie correspond quant à elle au conditionnement inverse, $Pr(H_0 | \hat{s})$. La confusion entre ces deux probabilités peut être illustrée par ce que la littérature en sciences du comportement appelle

le sophisme du procureur (*prosecutor fallacy*), concept introduit par Thompson & Schumann (1987) : bien que, par exemple, la probabilité de gagner à la roulette sans tricher soit très faible, il est évidemment erroné d'en déduire qu'un gagnant à la roulette est un tricheur. L'évaluation de la probabilité que l'hypothèse nulle soit vraie requiert une mesure de la probabilité inconditionnelle de cet événement, comme l'illustre la section suivante.

Le risque croissant d'apparition de « faux-positifs », et la nécessité de travaux de réplication

Les tests de significativité sont sujets à deux types de risque d'erreur : les « faux positifs » correspondent aux situations dans lesquelles l'estimation conduit, à tort, à penser à l'existence d'un effet non-nul, et les « faux négatifs » à la situation inverse dans laquelle l'absence de relation estimée n'est qu'apparente. Les probabilités respectives de ces cas correspondent au risque de première espèce (aussi appelé « niveau » du test), souvent noté α et dont la valeur la plus couramment choisie est 5 %, et au risque de deuxième espèce, β , qui correspond à l'inverse de la puissance, $P = 1 - \beta$. La puissance mesure la probabilité de détecter l'effet de l'intervention et dépend de l'intensité de cet effet : elle ne correspond pas à une probabilité, mais à une fonction qui dépend également de manière cruciale de la taille de l'échantillon¹⁶.

Un effet estimé est « statistiquement significatif au seuil de 5 % » si la probabilité d'observer cette valeur estimée de l'effet alors qu'il est en réalité nul est inférieure à 5 %. Cette propriété implique une probabilité de 5 % de se tromper lorsque l'on conclut à la significativité statistique de l'effet estimé d'une intervention. Cette probabilité est souvent interprétée comme mesurant la proportion de résultats statistiquement significatifs qui sont erronés. Cette conclusion n'est vraie que dans des circonstances très particulières, et les conséquences du risque de première espèce sur la crédibilité des travaux empiriques sont en réalité souvent beaucoup plus sérieuses que ne le laisse apparaître sa valeur.

15. Dans un article relativement critique à l'égard des applications mécaniques de la procédure d'expérimentation randomisée, Deaton (2010) passe en revue les problèmes d'identification qui demeurent en dépit de l'affectation aléatoire aux groupes de traitement et de contrôle.

16. Le niveau de puissance de référence dans les travaux appliqués est de 80 %, même si Ioannidis *et al.* (2017) montrent que dans plus de la moitié des travaux d'économie appliquée, la puissance médiane est de 18 %, ou même moins.

Pour illustrer cet argument, Wacholder *et al.* (2004) décrivent les composantes de la probabilité d'occurrence d'un faux-positif (*False-Positive Report Probability*, FPRP ci-après) en fonction des propriétés statistiques des tests de significativité. La FPRP correspond à la probabilité que l'effet d'une intervention soit en réalité nul, alors même que l'estimation produit un effet statistiquement significatif. Le calcul de cette probabilité fait intervenir une quantité inconnue (et dont il est inhabituel de débattre bien qu'elle soit fondamentale) qui correspond à la proportion, notée $\bar{y}$, d'interventions qui ont un effet non nul parmi toutes les interventions qui font l'objet d'une évaluation. Le tableau suivant décrit la probabilité d'occurrence des quatre types de situations possibles : la détection légitime d'une absence (vrai négatif) ou de la présence (vrai positif) d'un effet de l'intervention, ainsi que l'apparition de faux positifs, ou de faux négatifs.

Compte tenu de la combinaison des risques de première et de deuxième espèce, la probabilité d'occurrence d'un faux-positif (la proportion d'effets qui ne sont qu'apparents parmi toutes les interventions dont l'effet est significatif) est mesurée par :

$$FPRP = \frac{\alpha(1 - \bar{y})}{\alpha(1 - \bar{y}) + (1 - \beta)\bar{y}}$$

La plupart des tests couramment utilisés sont convergents, c'est-à-dire que leur puissance tend vers la valeur 1 à mesure que la taille de l'échantillon s'accroît. Dans cette situation très favorable (où $\beta = 0$), cette probabilité n'est inférieure au niveau α du test qu'à condition que la moitié au moins de toutes les interventions évaluées aient effectivement un effet non nul. Si cette fréquence est supérieure, la probabilité d'occurrence de faux

positifs est inférieure au niveau du test. Elle est supérieure à ce niveau sous l'hypothèse inverse (et certainement plus crédible) selon laquelle, parmi toutes les interventions évaluées, moins d'une sur deux a un effet non nul, situation qui a d'autant plus de chances de se réaliser que les travaux d'évaluation se multiplient. Il est bien évidemment impossible de quantifier $\bar{y}$, et très difficile de recueillir une information objective sur ce point. Mais les conséquences des variations de la proportion $\bar{y}$ sur la crédibilité accordée aux résultats des évaluations ne sont pas anodines : sous l'hypothèse extrême qu'une intervention sur 1 000 a un effet non nul ($\bar{y} = 0,001$), la probabilité d'occurrence de faux positifs est supérieure à 98 %.

Cette situation peut être encore aggravée par les conditions dans lesquelles les résultats de l'évaluation sont rendus publics¹⁷. Ioannidis (2005) met en particulier l'accent sur deux types de biais qui font croître la probabilité d'occurrence de faux positifs : les biais de publication et les biais de communication. Les biais de publication font référence à l'attrait particulier qu'exercent les travaux qui mettent en évidence les effets non nuls d'une intervention, et ce à toutes les étapes du processus – depuis les décisions de financement du projet, jusqu'à la communication des résultats au grand public, en passant par la validation académique que confèrent les publications dans des revues scientifiques prestigieuses. Ces biais de publication conduisent à fausser la proportion de résultats positifs. Ils sont renforcés

17. Nous laissons délibérément de côté la question des pratiques douteuses qui consistent à forcer délibérément la significativité des résultats, par exemple en choisissant à dessein la variable de résultat parmi l'ensemble des variables sur lesquelles l'intervention peut agir, pratique qui fait croître mécaniquement la proportion de faux positifs (voir, par exemple, List *et al.*, 2001). Christensen & Miguel (2018) présentent un panorama des pratiques qui conduisent à affaiblir la crédibilité des résultats empiriques en économie, et listent un certain nombre de solutions possibles.

Tableau
Composantes de la probabilité d'occurrence d'un faux positif

Véracité de l'hypothèse alternative	Test de significativité statistique		Total
	Significatif	Non significatif	
Effet non nul de l'intervention	$(1 - \beta)\bar{y}$ [Vrai positif]	$\beta\bar{y}$ [Faux négatif]	$\bar{y}$
Effet nul de l'intervention	$\alpha(1 - \bar{y})$ [Faux positif]	$(1 - \alpha)(1 - \bar{y})$ [Vrai négatif]	$(1 - \bar{y})$
Total	$(1 - \beta)\bar{y} + \alpha(1 - \bar{y})$	$\beta\bar{y} + (1 - \alpha)(1 - \bar{y})$	1

Note : conditionnellement à l'existence ou à l'absence d'effet de l'intervention, chacune des cellules décrit la probabilité que l'effet estimé soit statistiquement significatif (première colonne) ou statistiquement non-significatif (deuxième colonne) compte tenu du niveau α du test, de sa puissance β , et de la proportion $\bar{y}$ d'interventions qui ont un effet non nul parmi toutes celles qui sont évaluées.

Source : Wacholder *et al.* (2004, p. 440).

par les biais de communication, qui consistent à ne rendre compte d'une évaluation qu'à condition qu'elle conduise à des effets estimés positifs, et simultanément à ne pas rendre publics les résultats d'évaluation concluant à l'absence d'effets pour d'autres interventions. Comme le souligne Roth (1994), ce risque est particulièrement élevé lorsqu'une intervention est élaborée à l'issue d'un processus de tâtonnement, qui conduit à modifier les modalités d'une intervention « pilote » après en avoir constaté l'absence d'effets, et ce jusqu'à l'élaboration d'une proposition finale qui produit les objectifs attendus. Ce processus est légitime parce qu'il permet de construire des politiques publiques efficaces ; il n'affecte pas la probabilité d'apparition de faux positifs si l'ensemble de tous les essais est rendu public en même temps que l'évaluation finale. Dans le cas contraire, ce processus conduit à un biais de communication puisque seules les évaluations de l'intervention qui s'avèrent positives sont rendus publics, tandis que les tentatives infructueuses qui l'ont précédée sont passées sous silence.

Les biais de publication comme les biais de communication conduisent à une augmentation de la proportion de faux-positifs. Pour illustrer cet argument, notons B la proportion de résultats positifs qui résultent de l'un de ces deux biais. Parmi les $\bar{y}$ interventions qui ont réellement

un effet, l'analyse permettra de conclure avec justesse à l'existence d'un effet non nul dans une proportion $(1 - \beta)$ de cas, alors qu'un nombre $(B \times \beta)$ apparaîtra comme ayant un effet en raison de l'un des biais. De même, une proportion α d'interventions parmi les $(1 - \bar{y})$ dont l'effet est réellement nul apparaîtra comme n'ayant pas d'effet, tandis qu'un nombre $B \times (1 - \alpha)$ apparaîtra comme ayant un effet non nul en raison des biais. Au total, le FPRP devient :

$$FPRP = \frac{(1 - \bar{y})[\alpha + B(1 - \alpha)]}{(1 - \bar{y})[\alpha + B(1 - \alpha)] + (1 - \beta)\bar{y} + B\beta\bar{y}}$$

* *
*

Pour réussir pleinement la « révolution de crédibilité » annoncée par certains auteurs (Angrist & Pischke, 2010), l'évaluation des politiques publiques ne peut pas s'appuyer seulement sur des stratégies d'identification convaincantes. La réplication des résultats d'évaluation, permettant de distinguer les faux-positifs des effets avérés d'une intervention (Clemens, 2017), reste indispensable, tout comme l'est le souci de la précision des effets estimés. $\square$

BIBLIOGRAPHIE

Abadie, A. & Cattaneo, M. (2018). Econometric Methods for Program Evaluation. *Annual Review of Economics*, 10, 465–503.

<https://dx.doi.org/10.1146/annurev-economics-080217-053402>

Abadie, A., Diamond, A. & Hainmueller, J. (2010). Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California's Tobacco Control Program. *Journal of the American Statistical Association*, 105(490), 493–505.

<https://doi.org/10.1198/jasa.2009.ap08746>

Abadie, A., Diamond, A. & Hainmueller, J. (2015). Comparative Politics and the Synthetic Control Method. *American Journal of Political Science*, 59(2), 495–510.

<https://doi.org/10.1111/ajps.12116>

Abadie, A. & Gardeazabal, J. (2003). The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country. *American Economic Review*, 93(1), 113–32.

<https://doi.org/10.1257/000282803321455188>

Abadie, A. & L'Hour, J. (2019). A penalized synthetic control estimator for disaggregated data. *Mimeo*.

Abbring, J. H. & Heckman, J. J. (2007). Econometric evaluation of social programs, Part III: Distributional treatment effects, dynamic treatment effects, dynamic discrete choice, and general equilibrium policy evaluation. In: Heckman, J. J. & Leamer, E. (Eds.), *Handbook of Econometrics*, vol. 6, part B, chapter 72, pp. 5145–5303. Amsterdam: Elsevier

Amrhein, V., Greenland, S. & McShane, B. (2019). Scientists rise up against statistical significance. *Nature*, 567, 305–307.

<https://doi.org/10.1038/d41586-019-00857-9>

- Aeberhardt, R., Fougère, D. & Rathelot, R. (2011).** Les méthodes de testing permettent-elles d'identifier et de mesurer l'ampleur des discriminations ? *Économie et statistique*, 447, 97–101.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377350?sommaire=1377352>
- Allcott, H. (2015).** Site Selection Bias in Program Evaluation. *Quarterly Journal of Economics*, 130(3), 1117–1165.
<https://doi.org/10.1093/qje/qjv015>
- Amjad, M. J., Shah, D. & Shen, D. (2017).** Robust Synthetic Control. *Journal of Machine Learning Research*, 19(22), 1–51.
<http://www.jmlr.org/papers/volume19/17-777/17-777.pdf>
- Angrist, J. (2004).** Treatment Effect Heterogeneity In Theory And Practice. *Economic Journal*, 114(494), 52–83.
<https://doi.org/10.1111/j.0013-0133.2003.00195.x>
- Angrist, J. & Fernandez-Val, I. (2013).** Extra-poLATE-ing: External validity and overidentification in the LATE framework. In: Acemoglu, D., Arellano, M. & Dekel, E. (Eds.), *Advances in Economics and Econometrics: Theory and Applications, Tenth World Congress, Volume III: Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Angrist, J., Graddy, K. & Imbens, G. (2000).** The Interpretation of Instrumental Variables Estimators in Simultaneous Equations Models with an Application to the Demand for Fish. *Review of Economic Studies*, 67(3), 499–527.
<https://doi.org/10.1111/1467-937X.00141>
- Angrist, J. & Imbens, G. (1995).** Two-Stage Least Squares Estimation of Average Causal Effects in Models with Variable Treatment Intensity. *Journal of the American Statistical Association*, 90(140), 431–442.
<https://scholar.harvard.edu/imbens/publications/two-stage-least-squares-estimation-average-causal-effects-models-variable-treatm>
- Angrist, J. & Krueger, A. B. (1999).** Empirical strategies in laboreconomics. In: Ashenfelter, O. C. & Card, D. (Eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, part A, chapter 23, pp. 1277–1366. Amsterdam: Elsevier.
- Angrist, J. & Pischke, J.-S. (2010).** The Credibility Revolution in Empirical Economics: How Better Research Design is Taking the Con Out of Econometrics. *Journal of Economic Perspectives*, 24(2), 3–30.
<https://doi.org/10.1257/jep.24.2.3>
- Angrist, J. & Rokkanen, M. (2015).** Wanna Get Away? Regression Discontinuity Estimation of Exam School Effects Away from the Cutoff. *Journal of the American Statistical Association*, 110(512), 1331–1344.
<https://doi.org/10.1080/01621459.2015.1012259>
- Aronow, P. (2012).** A General Method for Detecting Interference in Randomized Experiments. *Sociological Methods and Research*, 41(1), 3–16.
<https://doi.org/10.1177%2F0049124112437535>
- Athey, S., Bayatiz, M., Doudchenko, N., Imbens, G. & Khosravik, K. (2018).** Matrix Completion Methods for Causal Panel Data Models. NBER Working Paper No. 25132
- Athey, S. & Imbens, G. (2017a).** The State of Applied Econometrics: Causality and Policy Evaluation. *Journal of Economic Perspectives*, 31(2), 3–32.
<https://doi.org/10.1257/jep.31.2.3>
- Athey, S. & Imbens, G. (2017b).** Econometrics of randomized experiments. In: Banerjee, A. V. & Duflo, E. (Eds.), *Handbook of Economic Field Experiments*, vol. 1, chapter 3, pp. 73–140. Amsterdam : North-Holland.
- Avvisati, F., Gurgand, M., Guyon, N. & Maurin, E. (2014).** Getting parents involved: A field experiment in deprived schools. *Review of Economic Studies*, 81(1), 57–83, 2014.
<https://doi.org/10.1093/restud/rdt027>
- Baird, S., Bohren, J. A., McIntosh, C. & Özler, B. (2018).** Optimal Design of Experiments in the Presence of Interference. *The Review of Economics and Statistics*, 100(5), 844–860.
https://doi.org/10.1162/rest_a_00716
- Baraton, M., Beffy, M. & Fougère, D. (2011).** Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite. Le cas des enseignants du second degré public. *Économie et statistique*, 441-442, 55–78.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1377513/ES441D.pdf>
- Barone, C., Fougère, D. & Pin, C. (2019).** Social origins, shared book reading and language skills in early childhood: evidence from an information experiment. *European Sociological Review*, à paraître.
- Beffy, M., Fougère, D. & Maurel, A. (2009).** L'impact du travail salarié des étudiants sur la réussite et la poursuite des études universitaires. *Economie et statistique*, 422, 31–50.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376784?sommaire=1376788>
- Behaghel, L., Crépon, B. & Sédillot, B. (2004).** Contribution Delalande et transitions sur le marché du travail. *Économie et statistique*, 372, 61–88.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376608?sommaire=1376612>

- Belloni, A., Chernozhukov, V. & Hansen, C. (2014).** Inference on treatment effects after selection among high-dimensional controls. *The Review of Economic Studies*, 81(2), 608–650.
<https://doi.org/10.1093/restud/rdt044>
- Belloni, A., Chernozhukov, V., Fernández-Val, I. & Hansen, C. (2017).** Program Evaluation and Causal Inference with High-Dimensional Data. *Econometrica*, 85(1), 233–298.
<https://doi.org/10.3982/ECTA12723>
- Bénabou, R., Kramarz, F. & Prost, C. (2004).** Zones d'éducation prioritaire : quels moyens pour quels résultats ? *Économie et Statistique*, 380, 3–29.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376492?sommaire=1376498>
- Bérard, G. & Trannoy, A. (2018).** The impact of the 2014 increase in the real estate transfer taxes on the French housing market. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 500-501-502, 179–200.
<https://www.insee.fr/en/statistiques/3622039?sommaire=3622133>
- Bertanha, M. & Imbens, G. (2019).** External validity in fuzzy regression discontinuity designs. *Journal of Business & Economic Statistics*, à paraître.
- Bisbee, J., Dehejia, R., Pop-Eleches, C. & Samii, C. (2017).** Local Instruments, Global Extrapolation: External Validity of the Labor Supply-Fertility Local Average Treatment Effect. *Journal of Labor Economics*, 35(S1), S99–S147.
<https://doi.org/10.1086/691280>
- Bozio, A. (2011).** La réforme des retraites de 1993 : l'impact de l'augmentation de la durée d'assurance. *Économie et Statistique*, 441-442, 39–53.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377511?sommaire=1377529>
- Brodaty, T., Crépon, B. & Fougère, D. (2007).** Les méthodes micro-économétriques d'évaluation et leurs applications aux politiques actives de l'emploi. *Économie & prévision*, 177(1), 93–118.
<https://www.cairn.info/revue-economie-et-prevision-2007-1-page-93.htm>
- Bunel, M., Gilles, F. & L'Horty, Y. (2009).** Les effets des allègements de cotisations sociales sur l'emploi et les salaires : une évaluation de la réforme de 2003. *Économie et Statistique*, 429-430, 77–105.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377396?sommaire=1377406>
- Carbonnier, C. (2009).** Réduction et crédit d'impôt pour l'emploi d'un salarié à domicile, conséquences incitatives et redistributives. *Économie et Statistique*, 427-428, 67–100.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377124?sommaire=1377130>
- Chabé-Ferret, S. (2015).** Analysis of the bias of matching and difference-in-difference under alternative earnings and selection processes. *Journal of Econometrics*, 185(1), 110–123.
<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407614002437>
- Chabé-Ferret, S., Dupont-Courtade, L. & Treich, N. (2017).** Évaluation des politiques publiques : expérimentation randomisée et méthodes quasi-expérimentales. *Economie & prévision*, 211-212(2), 1–34.
<https://www.cairn.info/revue-economie-et-prevision-2017-2-page-1.htm>
- Chaplin, D. D., Cook, T. D., Zurovac, J., Coopersmith, J. S., Finucane, M. M., Vollmer, L. N. & Morris, R. E. (2018).** The internal and external validity of the regression discontinuity design: a meta-analysis of 15 within-study comparisons. *Journal of Policy Analysis and Management*, 37(2), 403–429.
<https://doi.org/10.1002/pam.22051>
- Chernozhukov, V., Chetverikov, D., Demirer, M., Duflo, E., Hansen, C., Newey, W. & Robins, J. (2018).** Double/debiased machine learning for treatment and structural parameters. *The Econometrics Journal*, 21(1), C1–C68.
<https://doi.org/10.1111/ectj.12097>
- Christensen, G. & Miguel, E. (2018).** Transparency, reproducibility, and the credibility of economics research. *Journal of Economic Literature*, 56(3), 920–980.
<https://doi.org/10.1257/jel.20171350>
- Clemens, M. A. (2017).** The Meaning of Failed Replications: A Review and Proposal. *Journal of Economic Surveys*, 31(1), 326–342.
<https://doi.org/10.1111/joes.12139>
- Connolly, P., Keenan, C. & Urbanska, K. (2018).** The trials of evidence-based practice in education: a systematic review of randomized controlled trials in education research 1980–2016. *Educational Research*, 60(3), 276–291.
<https://doi.org/10.1080/00131881.2018.1493353>
- Crépon, B. & Desplat, R. (2001).** Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires. *Économie et statistique*, 348, 3–24.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376044?sommaire=1376054>
- Crépon, B., Devoto, F., Duflo, E. & Parienté, W. (2015).** Estimating the impact of microcredit on those who take it up: evidence from a randomized experiment in Morocco. *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(1), 123–150.
<https://doi.org/10.1080/00131881.2018.1493353>

- Crépon, B., Duflo, E., Gurgand, M., Rathelot, R. & Zamora, P. (2013).** Do labor market policies have displacement effects: evidence from a clustered randomized experiment. *The Quarterly Journal of Economics*, 128(2), 531–580.
<https://doi.org/10.1093/qje/qjt001>
- Crépon, B. & Jacquemet, N. (2018).** *Econométrie : Méthodes et Applications*, 2^{ème} édition. Louvain-la-Neuve : De Boeck Universités.
- Crépon, B., Leclair, M. & Roux, S. (2004).** RTT, productivité et emploi : nouvelles estimations sur données d'entreprises. *Économie et Statistique*, 376–377, 55–89.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376466?sommaire=1376476>
- Deaton, A. (2010).** Instruments, Randomization, and Learning about Development. *Journal of Economic Literature*, 48(2), 424–55.
<https://doi.org/10.1257/jel.48.2.424>
- Deaton, A. & Cartwright, N. (2018).** Understanding and misunderstanding randomized controlled trials. *Social Science & Medicine*, 210, 2–21.
<https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2017.12.005>
- Dehejia, R., Pop-Eleches, C. & Samii, C. (2019).** From Local to Global: External Validity in a Fertility Natural Experiment. *Journal of Business & Economic Statistics*, à paraître.
- Dong, Y. & Lewbel, A. (2015).** Identifying the Effect of Changing the Policy Threshold in Regression Discontinuity Models. *Review of Economics and Statistics*, 97(5), 1081–1092.
http://dx.doi.org/10.1162/REST_a_00510
- Duflo, E. & Banerjee, A. (2017).** *Handbook of Field Experiments, Vol. 1 & 2*. Amsterdam: North-Holland.
- Edo, A. & Jacquemet, N. (2013).** Discrimination à l'embauche selon l'origine et le genre : défiance indifférenciée ou ciblée sur certains groupes ? *Économie et Statistique*, 464–466, 155–172.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1378023?sommaire=1378033>
- Even, K. & Klein, T. (2007).** Les contrats et stages aidés : un profit à moyen terme pour les participants ? Les exemples du CIE, du CES et du Sife. *Économie et Statistique*, 408–409, 3–32.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377206?sommaire=1377217>
- Fack, G. & Landais, C. (2009).** Les incitations fiscales aux dons sont-elles efficaces ? *Économie et Statistique*, 427–428, 101–121.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377126?sommaire=1377130>
- Farrell, M. H. (2015).** Robust Inference on Average Treatment Effects with Possibly More Covariates than Observations. *Journal of Econometrics*, 189(1), 1–23.
<https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2324292>
- Fougère, D. & Poulhès, M. (2014).** La propriété immobilière : quelle influence sur le portefeuille financier des ménages ? *Économie et Statistique*, 472–473, 213–231.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377779?sommaire=1377781>
- Frölich, M. & Sperlich, S. (2019).** *Impact Evaluation: Treatment Effects and Causal Analysis*. Cambridge : Cambridge University Press.
- Geniaux, G. & Napoléone, C. (2011).** Évaluation des effets des zonages environnementaux sur la croissance urbaine et l'activité agricole. *Économie et Statistique*, 444–445, 181–199.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377857?sommaire=1377863>
- Givord, P. (2014).** Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques. *Économie & prévision*, 204–205(1), 1–28.
<https://www.cairn.info/revue-economie-et-prevision-2014-1-page-1.htm>
- Glazerman, S., Levy, D. M. & Myers, D. (2003).** Nonexperimental Versus Experimental Estimates of Earnings Impacts. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 589(1), 63–93.
<https://doi.org/10.1177/02716203254879>
- Goux, D., Gurgand, M. & Maurin, E. (2017).** Adjusting Your Dreams? Highschool Plans and Dropout Behaviour. *Economic Journal*, 127(602), 1025–1046.
<https://dx.doi.org/10.1111/econj.12317>
- Hahn, J. & Shi, R. (2017).** Synthetic Control and Inference. *Econometrics*, 54(2), 52.
<https://doi.org/10.3390/econometrics5040052>
- Hill, J. (2008).** Comment. *Journal of the American Statistical Association*, 103(484), 1346–1350.
<https://doi.org/10.1198/016214508000001002>
- Heckman, J. J., Lalonde, R. & Smith, J. (1999).** The economics and econometrics of active labor market programs. In: Ashenfelter, O. C. & Card, D. (Eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, part A, chapter 3, pp. 865–2097. Amsterdam: Elsevier.
- Heckman, J. J. & Vytlacil, E. J. (2007a).** Econometric evaluation of social programs, Part I: Causal models, structural models and econometric policy evaluation. In: Heckman, J. J. & Leamer, E. (Eds.), *Handbook of Econometrics*, vol. 6, part B, chapter 70, pp. 4779–4874.

- Heckman, J. J. & Vytlacil, E. J. (2007b).** Econometric evaluation of social programs, Part II: Using the marginal treatment effect to organize alternative econometric estimators to evaluate social programs, and to forecast their effects in new environments. In: Heckman, J. J. & Leamer, E. (Eds.), *Handbook of Econometrics*, vol. 6, part B, chapter 71, pp. 4875–5143. Amsterdam: Elsevier.
- Hotz, V. J., Imbens, G. & Mortimer, J. H. (2005).** Predicting the Efficacy of Future Training Programs Using Past Experiences at Other Locations. *Journal of Econometrics*, 125(1–2), 241–70.
<http://dx.doi.org/10.1016/j.jeconom.2004.04.009>
- Hudgens, M. & Halloran, E. (2008).** Towards Causal inference With Interference. *Journal of the American Statistical Association*, 103(482), 832–842.
<https://doi.org/10.1198/016214508000000292>
- Imai, K., King, G. & Stuart, E. (2008).** Misunderstandings among experimentalists and observationalists about causal inference. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 171(2), 481–502.
<http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-985X.2007.00527.x>
- Imbens, G. (2010).** Better LATE Than Nothing: Some Comments on Deaton (2009) and Heckman and Urzua (2009). *Journal of Economic Literature*, 48(2), 399–423.
<https://doi.org/10.1257/jel.48.2.399>
- Imbens, G. (2004).** Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects under Exogeneity: A review. *Review of Economics and Statistics*, 86(1), 4–29.
<http://dx.doi.org/10.1162/003465304323023651>
- Imbens, G. & Angrist, J. (1994).** Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects. *Econometrica*, 62(2), 467–475.
<https://doi.org/10.2307/2951620>
- Imbens, G. & Rubin, D. (2015).** *Causal Inference for Statistics, Social, and Biomedical Sciences*. Cambridge : Cambridge University Press.
- Imbens, G. & Wooldridge, J. (2009).** Recent developments in the econometrics of program evaluation. *Journal of Economic Literature*, 47(1), 5–86.
<http://dx.doi.org/10.1257/jel.47.1.5>
- Ioannidis, J. P. A. (2005).** Why Most Published Research Findings are False. *PLoS Med*, 2(8), e124.
<https://doi.org/10.1371/journal.pmed.0020124>
- Ioannidis, J. P. A., Stanley, T. D. & Doucouliagos, H. (2017).** The Power of Bias in Economics Research. *Economic Journal*, 127(605), F236–F265.
<https://doi.org/10.1111/econj.12461>
- Jacquemet, N. & L'Haridon, O. (2018).** *Experimental Economics: Method and Applications*. Cambridge : Cambridge University Press.
- Knaus, M. C., Lechner, M. & Strittmatter, A. (2017).** Heterogeneous Employment Effects of Job Search Programmes: A Machine Learning Approach. *IZA Discussion Paper* N° 10961.
<https://ssrn.com/abstract=3029832>
- Knaus, M. C., Lechner, M. & Strittmatter, A. (2018).** Machine Learning Estimation of Heterogeneous Causal Effects: Empirical Monte Carlo Evidence. *IZA Discussion Paper* N° 12039.
<https://ssrn.com/abstract=3318814>
- LaLonde, R. (1986).** Evaluating the econometric evaluations of training programs with experimental data. *American Economic Review*, 76(4), 604–620.
<https://www.jstor.org/stable/1806062>
- Leclair, M. & Roux, S. (2007).** Productivité relative et utilisation des emplois de courte durée dans les entreprises. *Économie et Statistique*, 405-406, 47–76.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376937?sommaire=1376947>
- Leamer, E. E. (1983).** Let's take the con out of econometrics. *American Economic Review*, 73(1), 31–43.
<https://doi.org/10.1257/jep.24.2.3>
- Lechner, M. (2018).** Modified Causal Forests for Estimating Heterogeneous Causal Effects. *IZA Discussion Paper* N° 12040.
<https://www.iza.org/publications/dp/12040/modified-causal-forests-for-estimating-heterogeneous-causal-effects>
- Lee, M. J. (2016).** *Matching, Regression Discontinuity, Difference in Differences, and Beyond*. Oxford : Oxford University Press.
- List, J. A., Bailey, C., Euzent, P. & Martin, T. (2001).** Academic Economists Behaving Badly? A Survey on Three Areas of Unethical Behavior. *Economic Inquiry*, 39(1), 162–170.
<https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.2001.tb00058.x>
- Liu, L. & Hudgens, M. (2014).** Large Sample Randomization Inference of Causal Effects in the Presence of Interference. *Journal of the American Statistical Association*, 109(505), 288–301.
<http://dx.doi.org/10.1080/01621459.2013.844698>
- Lorenceau, A. (2009).** L'impact d'exonérations fiscales sur la création d'établissements et l'emploi en France rurale : une approche par discontinuité de la régression. *Économie et Statistique*, 427-428, 27–62.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377120?sommaire=1377130>

- Manski, C. F. (2013).** Identification of treatment response with social interactions. *The Econometrics Journal*, 16(1), S1–S23.
<https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2012.00368.x>
- McCaffrey, D. F., Ridgeway, G. & Morral, A. R. (2004).** Propensity Score Estimation with Boosted Regression for Evaluating Causal Effects in Observational Studies. *Psychological Methods*, 9(4), 403–425.
<https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/1082-989X.9.4.403>
- McCloskey, D. N. & Ziliak, S. T. (1996).** The Standard Error of Regressions. *Journal of Economic Literature*, 34(1), 97–114.
<https://www.jstor.org/stable/2729411>
- Meager, R. (2019).** Understanding the Average Impact of Microcredit Expansions: A Bayesian Hierarchical Analysis of Seven Randomized Experiments. *American Economic Journal: Applied Economics*, 11(1), 57–91.
<https://doi.org/10.1257/app.20170299>
- Pearl, J. & Mackenzie, D. (2018).** *The Book of Why: The New Science of Cause and Effect*. New York: Basic Books.
- Peters, J., Janzing, D. & Schölkopf, B. (2017).** *Elements of Causal Inference: Foundations and Learning Algorithms*. Cambridge : The MIT Press.
- Petit, P., Duguet, E., L'Horty, Y., du Parquet, L. & Sari, F. (2013).** Discrimination à l'embauche : les effets du genre et de l'origine se cumulent-ils systématiquement ? *Économie et Statistique*, 464-466, 141–153.
<https://doi.org/10.3406/estat.2013.10234>
- Petit, P., Sari, F., L'Horty, Y., Duguet, E. & du Parquet, L. (2011).** Les effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi : un test de discrimination auprès des jeunes qualifiés. *Économie et Statistique*, 447, 71–95.
<https://doi.org/10.3406/estat.2011.9711>
- Rathelot, R. & Sillard, P. (2008).** Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ? *Économie et Statistique*, 415-416, 81–96.
<https://doi.org/10.3406/estat.2008.7021>
- Roth, A. E. (1994).** Let's Keep the Con Out of Experimental Econ.: A Methodological Note. *Empirical Economics*, 19(2), 279–289.
<https://econpapers.repec.org/RePEc:spr:empeco:v:19:y:1994:i:2:p:279-89>
- Rubin, D. B. (1974).** Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. *Journal of Educational Psychology*, 66(5), 688–701.
<https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/h0037350>
- Simonnet, V. & Danzin, E. (2014).** L'effet du RSA sur le taux de retour à l'emploi des allocataires. Une analyse en double différence selon le nombre et l'âge des enfants. *Économie et Statistique*, 467-468, 91–116.
<https://doi.org/10.3406/estat.2014.10248>
- Stuart, E. A., Bradshaw, C. P. & Leaf, P. J. (2015).** Assessing the Generalizability of Randomized Trial Results to Target Populations. *Prevention Science*, 16(3), 475–485.
<http://dx.doi.org/10.1007/s11121-014-0513-z>
- Stuart, E. A., Cole, S. R., Bradshaw, C. P. & Leaf, P. J. (2011).** The use of propensity scores to assess the generalizability of results from randomized trials. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 174(2), 369–386.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-985X.2010.00673.x>
- Thompson, W. C. & Schumann, E. L. (1987).** Interpretation of statistical evidence in criminal trials. *Law and Human Behavior*, 11(3), 167–187.
<https://psycnet.apa.org/doi/10.1007/BF01044641>
- Tibshirani, R. (1996).** Regression Shrinkage and Selection via the Lasso. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B*, 58(1), 267–288.
<https://www.jstor.org/stable/2346178>
- Wacholder, S., Chanock, S., Garcia-Closas, M., El Ghormli, L. & Rothman, N. (2004).** Assessing the Probability That a Positive Report is False: An Approach for Molecular Epidemiology Studies. *Journal of the National Cancer Institute*, 96(6), 434–442.
<https://doi.org/10.1093/jnci/djh075>
- Wager, S. & Athey, S. (2018).** Estimation and Inference of Heterogeneous Treatment Effects Using Random Forests. *Journal of the American Statistical Association*, 113(523), 1228–1242.
<https://doi.org/10.1080/01621459.2017.1319839>
- Wong, V. C., Valentine, J. C. & Miller-Bains, K. (2017).** Empirical Performance of Covariates in Education Observational Studies. *Journal of Research on Educational Effectiveness*, 10(1), 207–236.
<https://doi.org/10.1080/19345747.2016.1164781>
- Wyss, R., Ellis, A., Brookhart, A., Girman, C., Jonsson Funk, M., LoCasale, R. & Stürmer, T. (2014).** The Role of Prediction Modeling in Propensity Score Estimation: An Evaluation of Logistic Regression, bCART, and the Covariate-Balancing Propensity Score. *American Journal of Epidemiology*, 180(6), 645–655.
<https://dx.doi.org/10.1093%2Faje%2Fkwu181>
- Ziliak, S. T. & McCloskey, D. N. (2004).** Size matters: the standard error of regressions in the American Economic Review. *Journal of Socioeconomics*, 33(5), 527–546.
<https://doi.org/10.1016/j.socec.2004.09.024>

L'émergence et la consolidation des méthodes de microsimulation en France

The Emergence and Consolidation of Microsimulation Methods in France

François Legendre*

Résumé – Le but de cet article est de relater en France l'émergence progressive, depuis le milieu des années 1960, puis la consolidation, depuis le milieu des années 2000, des modèles de microsimulation dédiés à l'analyse des politiques sociales et fiscales. Nous présentons brièvement ces modèles en reprenant la distinction statique/dynamique. Nous faisons le lien entre la mise en chantier du modèle MIR, pour Modèle de l'impôt sur le revenu, et le développement de l'enquête *Revenus fiscaux*. Nous distinguons ensuite une première phase pendant laquelle ces modèles se sont multipliés et une phase de normalisation qui donne maintenant une place centrale au modèle INES. À côté des évaluations en cours (Revenu universel d'activité, Régime universel de retraite, Assurance sociale du risque dépendance), les attentes les plus récentes ont trait à l'évaluation *ex ante* de mesures accélérant la transition écologique ou de dispositifs de type revenu universel. Enfin, nous relevons que le déploiement de la Déclaration sociale nominative renouvelle sensiblement la donne en matière de sources administratives pour alimenter ces modèles.

Abstract – The purpose of this paper is to trace the gradual emergence of microsimulation models dedicated to the analysis of tax and social security policies in France since the mid-1960s, as well as their subsequent consolidation since the mid-2000s. A brief outline of these models is given using the static/dynamic distinction. A connection is made between the construction of the Mir model (standing for Modèle de l'impôt sur le revenu, an income tax model) and the development of the survey Revenus fiscaux. Then we distinguish two periods: An initial period that saw a proliferation of such models and a second period, of standardisation, during which the INES model has acquired a central position. Besides ongoing evaluations (of minimum income and pension schemes, insurance for long-term care), the most recent expectations in this area relate to the *ex ante* evaluation of measures designed to accelerate the ecological transition and of universal income-type schemes. Finally, we underline that the recent replacement of all the periodic declarations made by employers to various administrations by a unique declaration (the Déclaration sociale nominative, or DSN) significantly renews the range of administrative sources capable of feeding into these models.

Codes JEL / JEL Classification : C53, D04, D1, D31, H2, H3, H55, J26

Mots-clés : microsimulation, évaluation des politiques publiques, analyse économique des politiques sociales, minima sociaux, politiques familiales, retraites, vieillissement, dépendance

Keywords: microsimulation, public policy evaluation, economic analysis of social policies, social minima, family policies, pensions, ageing, long-term care

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* Érudite, Université Paris-Est, et Tepp, CNRS (f.legendre@u-pec.fr)

Je remercie un rapporteur anonyme pour ses appréciables remarques.

Cet article rend compte de la manière dont les méthodes de microsimulation se sont développées depuis une cinquantaine d'années en France pour acquérir une place centrale, mais un peu méconnue, dans le domaine de l'analyse des politiques sociales et fiscales. D'un côté, ces méthodes répondent à une forte demande d'évaluation des effets des politiques fiscales et sociales, en particulier, les réformes du financement de la protection sociale, des politiques familiales ou encore des retraites ; de l'autre côté, les barrières à la mise en œuvre de ces méthodes ont été désormais complètement levées puisque l'on dispose d'une part de données individuelles et, d'autre part, d'ordinateurs suffisamment puissants pour simuler au niveau individuel les situations économiques et sociales.

Dans cette introduction, nous présentons brièvement ces méthodes de sorte que le lecteur puisse mieux les appréhender. Puis, dans une première section, nous revenons sur la première phase de développement des modèles de microsimulation qui a conduit à ce qu'ils s'installent dans le paysage de l'analyse des politiques sociales. Dans une seconde section, nous cherchons à dresser ce que pourrait être la feuille de route des modèles de microsimulation pour que ceux-ci puissent répondre aux nouvelles attentes en matière d'évaluation *ex ante* des politiques publiques.

Les méthodes de microsimulation s'attachent, dans une démarche de type *bottom-up*, à retracer les comportements d'unités individuelles (individus, ménages, entreprises) au niveau le plus désagrégré possible. Pour mettre en œuvre ces méthodes, il faut donc disposer de données individuelles afin de constituer le point de départ de la microsimulation et de moyens de calcul.

Les modèles statiques

Les modèles de microsimulation les plus simples sont des modèles « comptables ». Prenons le cas de l'impôt sur le revenu où l'unité individuelle est le foyer fiscal. À partir d'un échantillon représentatif de déclarations fiscales, on calcule le montant de l'impôt avec le barème actuel : tous les éléments qui fixent le montant de l'impôt figurent dans la déclaration fiscale et le barème de l'impôt est programmé. On peut alors évaluer une réforme de l'impôt en calculant l'impôt avec le nouveau barème et en comparant, pour chaque contribuable, l'ancien et le nouvel impôt. Il est ainsi possible de chiffrer le coût (ou le rendement) agrégé de la réforme mais aussi d'identifier les gagnants et

les perdants de la réforme : leur nombre, la distribution des gains et des pertes, etc. Il est aussi possible d'évaluer les conséquences redistributives de la réforme : en effet, on pourra d'une part ventiler les contribuables en fonction de leur niveau de vie et, d'autre part, estimer la distribution des montants moyens de gains ou de pertes par tranche de niveau de vie. On pourra par exemple dire « le dernier décile de niveau de vie est le décile qui perd le plus à la réforme » et évaluer ainsi les conséquences de la réforme en termes de réduction ou d'augmentation des inégalités de niveau de vie.

Les méthodes de microsimulation n'émergent que dans les années 1960 puisqu'elles supposent que l'on dispose d'un grand nombre de données individuelles (et donc d'un système d'information pour enregistrer et accéder à des volumes de données importants) et de capacités de calcul suffisamment puissantes. Dans le cas de l'impôt sur le revenu, il serait tentant de mobiliser l'exhaustif des déclarations fiscales et de réaliser les calculs pour les 38 millions de déclarations dont l'administration fiscale dispose actuellement en France. Bien sûr, un échantillon tiré avec un bon plan de sondage suffit, mais on voit que les progrès de l'informatique ouvrent la possibilité de développer un modèle de microsimulation dont l'échelle serait de un pour un.

Les modèles « comptables » sont aussi appelés modèles « statiques » parce que, dans ces modèles, les individus ne réagissent pas au nouveau contexte qui est consécutif à la réforme que l'on veut évaluer. Certaines réformes ne poursuivent qu'un but financier comme la réduction du déficit des finances publiques ou sociales ; d'autres cherchent à limiter les inégalités ; d'autres, enfin, sont mises en place dans le but explicite de modifier les comportements. Dans tous les cas, il convient de prendre en compte les réponses des individus sans quoi l'évaluation de la mesure serait incomplète. Reprenons le cas de l'impôt sur le revenu et supposons, par exemple, que le plafond de la réduction d'impôt pour l'emploi d'un salarié à domicile soit relevé. Cette réforme n'a pas pour but premier de « faire un cadeau » aux particuliers employeurs ; son objectif est de favoriser l'emploi dans le secteur des services aux particuliers. Il serait donc absurde de chiffrer le coût de la mesure en faisant comme si cette dernière ne conduisait pas les particuliers à employer en plus grand nombre des salariés à domicile : il faut, dans le modèle de microsimulation, intégrer des réponses comportementales. Dans notre exemple, des hypothèses doivent être

faites sur la « marge intensive » (la proportion dans laquelle une hausse du plafond conduit les particuliers à employer pendant plus longtemps un salarié à domicile) et sur la « marge extensive » (la proportion dans laquelle des particuliers vont pouvoir employer un salarié alors qu'ils ne le faisaient pas). Mais pour être complet, il faut aussi modéliser la situation des salariés en distinguant là encore la marge intensive (combien de salariés qui étaient employés à temps partiel vont ainsi accroître leur durée du travail) et la marge extensive (combien de chômeurs ou d'inactifs vont pouvoir trouver un emploi de salarié à domicile).

Les modèles dynamiques

Les modèles qui intègrent ainsi des réponses comportementales sont qualifiés de modèles « dynamiques » parce que, bien souvent, ils sont construits pour réaliser des prévisions à plus ou moins long terme : la méthode cherche alors à reproduire des enchaînements dynamiques en engendrant les trajectoires de tous les individus de l'échantillon sur toute la période considérée.

Le plus suggestif, pour comprendre la microsimulation dynamique, est sans doute de considérer la situation d'une caisse de retraite qui souhaiterait, d'une part, prévoir sa situation dans vingt ans et, d'autre part, évaluer les conséquences, au même horizon, d'une modification des règles de calcul des droits à la retraite. La caisse peut mettre en œuvre une méthode agrégée en estimant ce que pourrait être, d'un côté, le taux de croissance de la masse des cotisations dont elle pourra disposer pour les vingt prochaines années et, de l'autre côté, le taux de croissance de la masse des pensions qu'elle devra verser, sur ce même horizon. Plusieurs scénarios peuvent être envisagés, en fonction d'hypothèses macroéconomiques sur la croissance, le chômage, l'inflation, etc.

À cette méthode de projection agrégée, on peut opposer une méthode de microsimulation, qui reposerait dans ce cas sur les six étapes suivantes :

1. chiffrer le nombre des entrants, c'est-à-dire le nombre (a) de nouveaux cotisants : des individus qui sortent de l'inactivité ou du chômage ; (b) de nouveaux pensionnés : des individus qui font valoir leurs droits à la retraite ;
2. identifier, dans les données, les entrants ;
3. pour chaque entrant, estimer le montant : (a) s'il s'agit d'un nouveau cotisant, de ses

cotisations à partir de son salaire d'embauche à l'aide d'un modèle qui a fait l'objet d'une estimation économétrique ; (b) s'il s'agit d'un nouveau retraité, de sa pension en fonction de la réglementation mais aussi de son historique d'activité ;

4. chiffrer le nombre des sortants, c'est-à-dire le nombre : (a) de cotisants qui sortent : des individus qui changent de caisse de retraite, se retrouvent au chômage ou décèdent ; (b) de retraités qui disparaissent ;

5. identifier, dans les données, les sortants ;

6. chiffrer les évolutions pour les présents-présents, c'est-à-dire : (a) la variation du salaire de chaque cotisant, là encore à partir d'un modèle ; (b) la revalorisation de la pension de chaque retraité, conformément à la réglementation.

Le but est ainsi de projeter le système d'information de la caisse de retraite, autrement dit lui permettre d'avoir, dans vingt ans, les mêmes données individuelles que celles dont elle dispose actuellement. On pourra ainsi calculer dans vingt ans la masse des cotisations et la masse des pensions pour la situation de référence mais aussi pour les nouvelles règles de calcul des droits.

Dans la microsimulation dynamique, les calculs s'enchaînent. Supposons que le pas temporel du modèle soit mensuel : les calculs sont effectués, pour chaque individu, mois par mois – le salaire, par exemple, sera mis à jour chaque mois à partir des caractéristiques de l'individu mais aussi à partir de ses salaires précédents. On confie ainsi à l'ordinateur le soin de fabriquer, fictivement mais de manière réaliste, les trajectoires individuelles pour toute la période étudiée. Il est en effet possible d'engendrer artificiellement des trajectoires qui diffèrent d'un individu à l'autre mais qui, en moyenne, sont alignées sur des évolutions macroéconomiques : on a ainsi à la fois la diversité des situations individuelles mais aussi la (relative) régularité des dynamiques agrégées. On utilise pour cela un générateur de nombres pseudo-aléatoires : l'ordinateur fournit une suite de nombres qui constituent, chacun, une réalisation de la loi uniforme comprise entre 0 et 1. Ces nombres pseudo-aléatoires sont utilisés pour simuler les événements. Supposons que, pour une catégorie de salariés, la probabilité de perdre son emploi, d'un mois sur l'autre, soit égale à 1.5 %. Supposons en outre que, dans le modèle, il y ait 200 salariés de cette catégorie : il faut donc simuler cet événement pour, en

moyenne, trois salariés. On va retenir les salariés pour lesquels le nombre pseudo-aléatoire est inférieur à 1.5 %, c'est-à-dire 0.015.

Ces générateurs de nombres pseudo-aléatoires permettent d'engendrer des trajectoires individuelles qui artificiellement reproduisent la diversité des situations des unités individuelles ; ces évolutions artificielles sont en outre reproductibles : en effet, l'ordinateur est en mesure de répliquer exactement la même suite de nombres. C'est l'un des attraits de la méthode : deux simulations, conduites par exemple à une semaine d'intervalle, donneront exactement les mêmes résultats tout en engendrant des évolutions individuelles non triviales.

Cette opposition entre modèles « statiques » et modèles « dynamiques » renvoie aussi à deux filiations différentes des méthodes de microsimulation. La paternité de la méthode « dynamique » peut être attribuée à Orcutt (1957). Celui-ci distingue, pour chaque unité, des *inputs* (tous les éléments qui conditionnent les décisions de l'unité) et des *outputs*, certains proprement économiques mais aussi des événements de « toutes sortes », en fait, des événements démographiques : naissance d'un enfant, mise en couple, divorce, déménagement, décès, etc. Le terme « comportement » est ainsi employé dans un sens très large : il peut désigner soit d'un côté un changement d'état qui se déclenche en comparant un tirage pseudo-aléatoire avec une probabilité exogène soit, de l'autre côté, une réponse comportementale au sens de la théorie économique standard, c'est-à-dire une décision qui résulte de la maximisation d'une fonction d'utilité sous un jeu de contraintes. Les modèles de microsimulation dynamique ont, de fait, été développés comme une alternative aux méthodes agrégées de projection de population. Comme on l'a vu, les modèles statiques sont moins ambitieux : ils se contentent de retracer la réglementation relative aux prélèvements obligatoires et aux transferts sociaux en l'appliquant à des unités individuelles.

Nous ne présenterons pas davantage les méthodes de microsimulation et invitons le lecteur intéressé à consulter par exemple Chambaz & Le Minez (2003) ou Legendre (2004) pour prendre connaissance de ce que ces méthodes peuvent apporter pour évaluer une mesure nouvelle : chiffrer son coût budgétaire, évaluer ses conséquences redistributives, estimer ses effets incitatifs, etc. Le lecteur pourra aussi consulter les articles de

synthèse suivants : Blanchet (1998), Legendre *et al.* (2003), Blanchet *et al.* (2015) et Blanchet *et al.* (2016). Dans un travail récent, Bessis (2019) revient sur l'histoire des modèles de microsimulation avec une lecture en termes de construction des savoirs économiques. Nous cherchons plutôt à retracer la façon dont les modèles de microsimulation sont devenus des instruments irremplaçables d'évaluation *ex ante* des politiques fiscales et sociales.

L'émergence et l'installation des modèles de microsimulation

C'est pour mieux comprendre les conséquences redistributives de l'impôt sur le revenu que MIR, pour Modèle de l'impôt sur le revenu, le premier modèle de microsimulation statique a été développé en France à la direction de la prévision du ministère de l'Économie et des Finances. Trois publications relatent le développement de ce modèle : Bégin *et al.* (1971), Bonacossa *et al.* (1975) et Coutière *et al.* (1981).

Le lien fort entre microsimulation et données

L'un des intérêts de cet ensemble d'articles est de retracer implicitement l'histoire de l'enquête *Revenus fiscaux* : pas de modèle de microsimulation sans un échantillon représentatif suffisamment fiable. Les premières enquêtes étaient assises sur le recensement de la population, en reposant sur un échantillon de logements : les centres locaux des impôts étaient en charge de collecter les déclarations fiscales correspondantes et de les transmettre, à l'exclusion des informations nominatives, à l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) afin d'assurer une séparation forte des secrets statistique et fiscal. Les enquêtes, en raison du coût de la collecte, étaient réalisées en moyenne tous les cinq ans. À partir de 1996, les enquêtes *Revenus fiscaux* reposent sur l'enquête *Emploi* et deviennent annuelles : les données fiscales sont alors appariées, pour chaque individu de l'enquête *Emploi*, aux informations contenues dans cette dernière. La collecte est automatisée et les centres des impôts n'assurent plus le recueil des données.

L'objet principal de ces enquêtes n'est toutefois pas d'alimenter les modèles de microsimulation dédiés à l'analyse des politiques sociales ;

ces enquêtes sont destinées à mieux connaître le niveau de vie des ménages et, en particulier, à produire des statistiques sur la pauvreté. C'est ainsi que les enquêtes *Revenus fiscaux* sont devenues les enquêtes *Revenus fiscaux et sociaux* à partir de 2005, en intégrant notamment les prestations sociales effectivement reçues par les ménages qui étaient jusqu'alors imputées¹.

On voit ainsi, d'une part, que les méthodes de microsimulation sont exigeantes sur le nombre et la qualité des données qu'elles mobilisent en entrée et, d'autre part, que parler de « données » est particulièrement inapproprié : les données ne tombent pas du ciel et sont obtenues pour un coût qui peut être considérable.

La lecture des articles cités plus haut permet aussi de mesurer les progrès considérables accomplis ces cinquante dernières années en matière de traitement de l'information. Dans les années 1960, les données étaient enregistrées sur des cartes perforées et donc difficiles à traiter. Bégin *et al.* (1971) expliquent que les données sont dans une première étape transférées sur une bande magnétique « *de telle sorte que l'ensemble soit plus maniable* ». Notons que, dans sa conception, la microsimulation se présente comme un système récursif : la période est suffisamment courte pour que l'on puisse considérer que les décisions d'une unité n'influencent pas immédiatement la prise de décision des autres unités. Orcutt (1957), par exemple, évoque des périodes d'une semaine ou d'un mois pour justifier une telle hypothèse. Ainsi, la microsimulation peut être programmée en ne nécessitant qu'un accès séquentiel aux données de chaque unité. Deux dérouleurs de bande magnétique suffisaient pour enchaîner une microsimulation dynamique. L'un des deux dérouleurs est utilisé pour lire en séquence les données et l'autre dérouleur pour écrire les données en procédant unité par unité ; ensuite, le rôle des dérouleurs est permuté et les données en sortie de la période précédente deviennent les données en entrée de la nouvelle période. De nos jours, les bandes magnétiques ne sont plus utilisées mais subsiste l'idée que, même pour décrire des interactions entre les unités, un système d'équations simultanées n'est pas nécessaire.

Le développement des modèles statiques

Les premiers modèles statiques fournissent une bonne illustration des enseignements que l'on peut obtenir avec ces outils. Dans le cas de l'impôt sur le revenu, ils ont permis en premier lieu de mieux caractériser ce prélèvement

mais aussi ses propriétés comme en particulier sa progressivité. L'analyse macroéconomique souligne par exemple que la part de cet impôt, dans le total des prélèvements obligatoires, reste relativement faible en France. De son côté, la microsimulation va permettre d'établir la répartition de l'impôt en fonction de nombreux critères (taille du foyer fiscal, nature du revenu principal, etc.) et aussi de montrer que l'impôt sur le revenu est relativement concentré et que sa progressivité est irrégulière.

De l'impôt...

Le modèle MIR est utilisé pour évaluer les conséquences de modifications de la législation fiscale. Soit *ex post*, pour une mesure qui a été adoptée par la loi de finances ; soit *ex ante*, pour une mesure hypothétique dont on cherche à calculer le coût (ou le rendement) et les conséquences redistributives. Dans Bégin *et al.* (1971), le système du quotient familial fait l'objet d'une première évaluation : à cette époque, l'avantage apporté par ce dispositif est chiffré en moyenne à 20 % du rendement total de l'impôt. Dans Coutière *et al.* (1981), c'est « l'imposition séparée de la femme mariée » (c'est-à-dire l'individualisation de l'impôt) qui est plus particulièrement étudiée. On voit ainsi de quelle façon la microsimulation est en mesure de contribuer au débat public sur des aspects contestés du système fiscal.

L'analyse de la redistribution n'est toutefois pas encore stabilisée. Les décompositions présentées sont relatives à des catégories socio-professionnelles, des tranches de revenu du foyer, des tranches d'impôt payé du foyer, voire des déciles de revenu net du foyer. Les catégories socio-professionnelles sont privilégiées pour représenter la stratification sociale. La présentation en termes de déciles de niveau de vie en population totale n'est pas utilisée. Elle s'imposera par la suite, donnant une meilleure représentation des individus dans la distribution des niveaux de vie.

L'article de Coutière (1983) illustre de façon exemplaire l'utilisation de MIR 4, la version du modèle basée sur l'enquête *Revenus fiscaux* de 1975, en proposant différents scénarios d'alourdissement de l'impôt sur le revenu

1. Cette amélioration avait été recommandée par le Conseil national de l'information statistique qui avait souligné que les prestations sociales n'étaient pas bien connues puisque celles-ci, souvent non imposables, ne figurent pas toujours dans les déclarations fiscales et étaient imputées dans l'enquête.

rapprochant la structure des prélèvements obligatoires français de celle observée dans des pays occidentaux comparables. L'auteur précise bien qu'il ne s'agit pas d'évaluer l'incidence de l'impôt : « *Le problème de l'incidence de l'impôt est, les économistes le savent depuis longtemps, l'un des plus redoutables de la théorie économique.* » Le scénario qui retient le plus l'attention est celui où les cotisations sociales salariales seraient réduites de 10 points de pourcentage et où le rendement de l'impôt sur le revenu serait doublé à la fois en supprimant un certain nombre de dispositions qui singularisent le système français et en imposant le supplément de revenu consécutif à la baisse des cotisations. Alors que le total des prélèvements serait inchangé, l'impôt serait plus progressif et moins concentré et le nouveau système plus redistributif. Ce scénario, d'élargissement de l'impôt sur le revenu, aurait constitué une alternative par rapport à l'évolution que nous avons effectivement connue qui a pris la forme de la création de la Contribution sociale généralisée (CSG) mise en œuvre en 1991.

... au système socio-fiscal

L'administration économique, dans les années 1980, dispose donc d'une grande expertise dans le domaine de la microsimulation statique. Cette expertise, toutefois, reste limitée aux prélèvements obligatoires et ne permet donc pas une analyse du système « socio-fiscal » dans son ensemble ; on sait pourtant que la réduction des inégalités est obtenue, pour les individus les plus mal lotis, par des prestations sociales sous condition de ressources et, pour les individus les mieux lotis, par des prélèvements progressifs. Une impulsion importante, pour le développement des modèles de microsimulation d'ensemble (appelés en anglais *Tax Benefit Models*), a été fournie à la fin des années 1980 par une équipe de l'EHESS conduite par François Bourguignon, qui développe un modèle simple mais précurseur et relativement complet, appelé *SYSIFF*. Ces années-là sont aussi celles de la diffusion des micro-ordinateurs : l'essor des modèles de microsimulation n'est plus bridé par la capacité de traitement des ordinateurs et il devient ainsi plus facile pour les chercheurs d'investir dans ces méthodes.

Le modèle *SYSIFF* a connu plusieurs versions. La première, assise sur l'enquête *Revenus fiscaux* de 1975, a notamment permis de comparer l'architecture des prélèvements obligatoires

en France et en Grande-Bretagne, (Atkinson *et al.*, 1988). La seconde version, basée sur un échantillon de l'enquête *Budget de famille*, a constitué la partie française du projet *Euromod* (Bourguignon *et al.*, 1988 ; Sutherland, 1997). Ces premiers travaux s'inscrivent ainsi dans une perspective de comparaison internationale, plus particulièrement européenne, d'une part pour préciser le lien entre la structure des prélèvements obligatoires et le système, notamment bismarckien ou beveridgien, de protection sociale et, d'autre part, pour mieux prendre la mesure des possibilités d'évolution du mode de financement de la protection sociale en France.

L'analyse des politiques familiales est un autre sujet qui fait l'objet d'une forte demande d'expertise. Une étude sur le quotient familial est ainsi menée pour le Conseil des impôts ; elle présente des simulations évaluant différentes variantes, comme par exemple le plafonnement de l'avantage apporté par le quotient conjugal (Glaude, 1991). Son auteur plaidera à l'Insee pour le développement d'un modèle de microsimulation permettant de disposer d'une vision d'ensemble de la politique familiale.

La montée des questions sur la protection sociale et l'emploi

À la fin de l'année 1988, le Revenu minimum d'insertion (RMI) est mis en place et cinq ans plus tard, un premier dispositif de réduction des cotisations sociales patronales sur les bas salaires. Les politiques de l'emploi sont alors marquées par des dispositifs à la fois généraux et ciblés comme le souligne L'Horty (2006). Ils sont généraux parce qu'ils ne s'adressent pas à une catégorie particulière de travailleurs ou d'entreprises ; ils restent cependant ciblés parce qu'ils dépendent soit de la configuration familiale et du niveau du revenu d'activité pour les dispositifs de type minima sociaux soit du taux de salaire horaire pour les dispositifs en forme de réduction de cotisations. On conçoit ainsi que les administrations économiques et sociales aient rapidement cherché à se doter de modèles de microsimulation, en renouant ainsi avec la démarche pionnière du modèle *MIR* : ces modèles apparaissent nécessaires pour chiffrer et évaluer ce type de dispositif. En particulier, si le chômage résulte, en partie, de défaillances sur le marché du travail, provient-il plutôt d'une insuffisance de la demande en raison d'un coût du travail qui serait trop élevé par rapport à la productivité du travail ou plutôt d'une insuffisance de l'offre

en raison d'un salaire net qui serait trop faible par rapport aux minima sociaux ? Faut-il plutôt inciter financièrement des entreprises à employer des salariés peu qualifiés ou plutôt inciter des travailleurs à reprendre un emploi ?

L'analyse économique standard souligne qu'un dispositif différentiel comme le RMI (où un euro gagné au travail en plus se traduit par un euro d'aide en moins et donc par un revenu disponible inchangé) conduirait à une « trappe à inactivité » : en d'autres termes, le RMI engendre des taux marginaux de prélèvement égaux à 100 % qui dissuaderaient le retour à l'emploi. Les modèles de microsimulation seront ainsi mis à contribution pour obtenir des distributions des incitations monétaires au travail en France.

Vers une nouvelle génération de modèles statiques

Par ailleurs, les nouvelles enquêtes *Revenus fiscaux* annuelles (à partir de 1996) s'imposent comme base informationnelle pour les modèles de microsimulation dédiés à l'analyse des politiques sociales. La situation est donc mûre pour l'éclosion d'une nouvelle génération de modèles statiques : des données et au moins trois sujets – le financement de la protection sociale, l'analyse des politiques familiales et l'évaluation des dispositifs de minima sociaux.

À l'Insee, le modèle INES (d'abord pour Insee Études Sociales) a été développé à partir du milieu des années 1990 (David *et al.*, 1999). Le modèle est rapidement mis à contribution pour un rapport commandé à Claude Thélot et Michel Villac par Lionel Jospin, Premier ministre, face à la contestation suscitée par la mise sous condition de ressources des allocations familiales. Celles-ci redeviennent alors universelles en contrepartie d'un nouveau plafonnement de l'avantage apporté par le quotient familial : on voit là le rôle de premier plan joué par la microsimulation en matière de décision publique.

À la Caisse nationale des allocations familiales (CNAF), le modèle MYRIADE est développé au début des années 2000 (Legendre *et al.*, 2001). Ce modèle est plus particulièrement dédié à l'analyse des politiques familiales. Il a été mobilisé pour la réforme des aides à la garde des enfants qui a conduit à la mise en place de la Prestation d'accueil du jeune enfant (Paje) en 2004. Il a aussi été utilisé, avec INES, pour

évaluer *ex ante* différents scénarios d'aide au jeune adulte pour le compte de la Commission nationale pour l'autonomie des jeunes (Foucauld & Roth, 2002). Il est particulièrement difficile d'évaluer le niveau de vie des jeunes et plus particulièrement de ceux qui sont étudiants (et qui sont de plus en plus nombreux avec la deuxième « massification » de l'enseignement supérieur). L'Insee dans ses statistiques sur la pauvreté opère, par prudence, sur le champ des « personnes vivant dans un ménage dont le revenu déclaré au fisc est positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante ». Les modèles de microsimulation, en exploitant l'information sur les liens de parenté, permettent d'aller plus loin et d'évaluer le niveau de vie des étudiants, en fonction d'hypothèses sur la mutualisation des ressources au sein d'une famille élargie qui réintègre les jeunes adultes qui auraient décohabité.

Au milieu des années 2000, le département des études de l'Observatoire français des conjonctures économiques (OFCE) en collaboration avec le THEMA, qui avait acquis une expertise certaine de la réglementation à partir de travaux sur des cas-types (Hagneré & Trannoy, 2001), a mis en chantier le modèle de microsimulation MISME au milieu des années 2000. L'ouvrage de Landais *et al.* (2011b) a contribué à faire connaître à un plus large public les méthodes de microsimulation. Le modèle que ces auteurs avaient développé, dans le prolongement de SYSSIF, a été repris par l'Institut des politiques publiques (IPP) à sa création en 2011 (Landais *et al.*, 2011a ; Bozio *et al.*, 2012). L'IPP met à la disposition du public, sur son site web, les barèmes législatifs ; ceux-ci sont classés de façon cohérente et mis à jour régulièrement, ce qui a constitué un travail considérable. Le barème de l'impôt sur le revenu est disponible depuis sa création en 1914. Par ailleurs, la direction générale du Trésor a voulu disposer d'une expertise propre ; elle a ainsi développé le modèle SAPHIR détaillé dans Amoureux *et al.* (2018). Ce modèle est utilisé lors des préparations de la loi de finances et de la loi de financement de la sécurité sociale, ce qui constitue sa principale originalité.

Les contributions possibles des modèles de microsimulation à l'élaboration des politiques publiques sont bien illustrées par la réforme du RMI qui a débouché sur le Revenu de solidarité active (RSA). Une assez forte aversion aux inégalités, qui peut par exemple être justifiée par le principe de différence avancé par John Rawls, plaide pour la mise en place de

minima sociaux d'un niveau élevé pour garantir aux moins favorisés un niveau de vie suffisant. De son côté, un minimum social différentiel engendrerait une forte désincitation au travail. La théorie de la fiscalité optimale, qui s'est développée dans les années 1970 avec notamment la contribution de Mirrlees (1971), explicite les termes de cet arbitrage entre équité sociale et efficacité économique.

En France, Piketty (1997) souligne, à partir d'une évaluation très grossière réalisée en considérant que chaque décile de la distribution des salaires constitue un salarié représentatif, que les taux marginaux, en fonction du niveau de vie, ont la forme d'un « U » : ils sont très élevés aux deux extrémités de la distribution des revenus d'activité en raison du RMI et des allocations logement pour le bas de la distribution et de l'impôt sur le revenu pour le haut de la distribution. Ce profil en U est-il optimal ? Il est facile de lui donner un contenu théorique. Pour réduire les inégalités, les taux moyens doivent être croissants en fonction des revenus. Un taux marginal élevé est le moyen d'accroître le taux moyen et donc d'assurer la redistribution ; en revanche, il occasionnerait de fortes désincitations au travail. Il est ainsi préférable d'avoir des taux marginaux élevés en bas de la distribution parce que, d'une part, le nombre d'individus qui seraient désincités au travail est faible et, d'autre part, le nombre d'individus qui supporteront un prélèvement plus important est élevé. De manière un peu étonnante, il est moins facile de justifier des taux marginaux élevés en haut de la distribution : il faut par exemple retenir une queue de distribution particulière pour les hauts revenus.

Peut-on ainsi qualifier d'optimal un système qui organise, en quelque sorte, l'exclusion des individus peu qualifiés en les confrontant à des taux marginaux de retour à l'emploi dissuasifs ? L'optimalité de ce système peut être contestée de deux façons différentes : la première en arguant que le gain financier du retour à l'emploi n'est sans doute pas l'argument principal dans les décisions de participation surtout dans un contexte de pénurie d'emploi, la seconde au contraire en expliquant que les pertes au niveau de la société de l'exclusion des individus les moins employables sont sans doute sous-estimées. L'idée selon laquelle le retour à l'emploi « ne paye pas assez » gagne du terrain dans les années 2000 comme en témoigne par exemple Bourguignon (2001) ; en outre, une distinction plus nette est faite entre marge intensive (taux marginaux effectifs de prélèvements)

et marge extensive (taux effectifs de prélèvements de retour à l'emploi) comme le promeut en particulier Saez (2002). Les modèles de microsimulation documentent cette question en estimant le profil des taux marginaux de prélèvement en fonction des revenus d'activité (Albouy *et al.*, 2002 ; Legendre *et al.*, 2004).

La mise en place du RSA a été nourrie par cette vision et les modèles de microsimulation sont alors mobilisés d'une seconde façon, cette fois-ci pour chiffrer *ex ante* le coût de cette réforme en instruisant plusieurs scénarios sur la « pente » du dispositif. Le RSA prévoyait, initialement, un dispositif d'intéressement permanent, le RSA-activité, qui permettait au bénéficiaire de conserver 62 % de ses revenus d'activité : la « pente » du dispositif était ainsi égale à 0.62. Les taux marginaux de prélèvement sont de la sorte contenus à 38 % dans le bas de la distribution des revenus. Les taux marginaux effectifs restent cependant en général supérieurs en raison notamment des aides au logement. À compter du 1^{er} janvier 2016, la Prime d'activité remplace, en les fusionnant, le RSA-activité et la Prime pour l'emploi (PPE) ; elle permet à son bénéficiaire de garder 61 % de ses revenus d'activité. Le coût budgétaire du RSA-activité a été difficile à estimer : le montant, dégressif, est relativement sensible à ses déterminants, l'assiette de l'aide, trimestrielle, ne figure pas dans l'enquête *Revenus fiscaux et sociaux*, les configurations familiales comptent beaucoup, etc. Sa détermination a fait l'objet d'une synthèse issue des travaux conduits avec les modèles INES, MYRIADE et SAPHIR, le sujet étant d'autant plus brûlant qu'une taxe spécifique sur les revenus financiers avait été instaurée pour financer le remplacement du RMI par le RSA. Il est ensuite apparu que le coût avait été surestimé en raison notamment d'un fort taux de non recours. Le profil des taux marginaux n'est maintenant plus en forme de U mais en forme de « tilde » comme l'établit par exemple Sicsic (2018) avec le modèle INES.

L'histoire récente, en matière de politiques de soutien aux bas revenus, est sans doute mieux connue : relèvement en 2019 de la prime d'activité à la suite du mouvement des « gilets jaunes » et projet de Revenu universel d'activité (RUA). Les modèles de microsimulation statiques sont devenus, en trente ans, des outils irremplaçables d'aide à la décision publique. Les modèles dynamiques, parallèlement, ont connu une évolution comparable.

Le développement des modèles dynamiques

La distinction entre modèles statiques et modèles dynamiques ne relève pas seulement d'une commodité d'exposition. Ces deux classes de modèle investissent en fait des domaines assez différents, les modèles dynamiques se focalisant, la plupart, sur l'analyse de l'avenir des systèmes de retraite. Dans les modèles dynamiques, les individus vieillissent et le renouvellement des générations est explicité. Là encore, c'est à la périphérie de l'administration économique et sociale que les premières modélisations ont été développées en France, avec des travaux précurseurs conduits par Didier Blanchet à l'Institut national d'études démographiques (Ined). Ces travaux ont été poursuivis à l'Insee dans la division Redistribution et politiques sociales, avec la mise en chantier de DESTINIE (pour Démographie Économique et Social de Trajectoires INDividuelles sIMuléEs), le premier modèle dynamique d'ensemble dédié à l'étude des retraites en France. Ce modèle a été développé progressivement à partir du milieu des années 1990 (Chanut & Blanchet, 1998 ; Division Redistribution et politiques sociales, 1999).

Très vite, les démographes ont perçu l'intérêt des méthodes de microsimulation pour réaliser des projections de population, comme alternatives à la méthode des composantes qui est la méthode encore utilisée de nos jours. Avec la méthode des composantes, la population est ventilée en groupes (par exemple, les femmes et les hommes par tranche d'âge annuel) et l'on s'efforce de suivre l'évolution de la taille des groupes au cours du temps. Par exemple, on cherche à prévoir le nombre de femmes de 50 ans en $t+1$; ce nombre sera calculé à partir du nombre de femmes de 49 ans en t en appliquant le taux de survie des femmes de 49 ans en t . Les méthodes de microsimulation, dès lors que des données individuelles sont disponibles, pourront faire mieux qu'une méthode de projection : on pourra suivre les individus au cours du temps et disposer ainsi de toute l'information se rattachant à chaque individu. La méthode des composantes pourra répondre à la question : combien y aura-t-il de femmes âgées de plus de 80 ans dans 30 ans ? Les méthodes de microsimulation pourront répondre, en outre, aux questions suivantes : combien y aura-t-il de femmes âgées de plus de 80 ans dans 30 ans (i) qui sont veuves ? (ii) qui ont au moins deux enfants ? (iii) qui sont propriétaires de leur logement ? Etc. Dans une microsimulation

dynamique, les liens de parenté font l'objet, comme les autres caractéristiques des individus, du processus de vieillissement/renouvellement : ils sont entretenus et mis à jour le cas échéant. On mesure l'intérêt, pour les politiques sociales qui se doivent aussi d'étudier les substitutions possibles entre les solidarités familiales et la solidarité nationale, de disposer ainsi de la projection d'un échantillon représentatif de la population résidente dans lequel figurent les liens de parenté. Ce point est clairement exposé dans Chanut & Blanchet (1998).

L'étude des retraites

En matière de retraites, il s'agissait tout d'abord de mesurer tous les effets de la réforme de 1993 qui a porté sur le régime général et qui prévoyait un allongement de la durée de cotisation, le calcul du salaire annuel moyen sur une période plus longue et l'indexation des pensions sur les prix : quelles sont les économies sur les dépenses de retraite que cette réforme a engendrées ? Quelles sont les mesures qui ont conduit aux plus grandes économies ? La réforme a-t-elle conduit à une réduction des inégalités de retraite ? Notons qu'il importe de connaître l'évolution des retraites les plus faibles pour chiffrer les économies puisqu'il faut tenir compte du minimum contributif et du minimum vieillesse. C'est ainsi que la première version de DESTINIE, assise sur l'enquête *Patrimoine*, retenait des hypothèses particulièrement simples en faisant comme si toute la population était au régime général et bénéficiait, pour les retraites complémentaires, des régimes ARRCO et AGIRC.

L'évaluation du passage progressif, pour le calcul du salaire annuel moyen, des dix meilleures années aux vingt-cinq meilleures années n'est pas immédiate. À première vue, ce sont les carrières ascendantes qui seraient le plus pénalisées par cette mesure ; celle-ci conduirait ainsi à réduire les inégalités de retraite. L'examen de la réglementation suffit toutefois pour montrer que les individus poly-pensionnés étaient plus particulièrement affectés puisque l'allongement de la période de calcul était appliqué dans chaque régime (la réforme de 2003 modifiera cette règle afin de limiter l'injustice faite aux poly-pensionnés). Par contre, la microsimulation met en évidence le caractère anti-redistributif de la mesure : Bridenne & Brossard (2008) dans un exercice de microsimulation rétrospectif portant sur la génération née en 1938 montrent que ce sont les premiers déciles, en fonction

du niveau de la pension, qui perdent le plus à cette mesure, à l'exception du premier décile dont les pertes sont limitées par le minimum contributif. En outre, l'effet anti-redistributif est plus marqué pour les femmes que pour les hommes, les carrières incomplètes étant beaucoup plus fréquentes chez les femmes. On tient là une belle illustration des enseignements que la microsimulation apporte : dans cet exemple, les résultats de la microsimulation contredisent l'intuition initiale.

Le développement de DESTINIE a su anticiper la demande d'expertise : au début des années 2000, une modélisation des décisions de départ à la retraite est introduite dans le modèle. La réforme de 2003, qui adoucit la décote et crée la surcote, donne en effet une plus grande place aux choix en matière d'âge de départ alors que, dans le système antérieur, le départ à l'âge du taux plein s'imposait. La deuxième version de DESTINIE distingue le régime de retraite des fonctionnaires et le modèle est ainsi prêt à contribuer à l'évaluation d'un régime universel de retraite. Nous ne détaillerons pas plus le modèle, dont la première version est présentée de façon approfondie dans l'article de Blanchet (2011) et la deuxième version dans Blanchet *et al.* (2011). DESTINIE a été un modèle précurseur ; il reste aujourd'hui un modèle de référence puisqu'une partie de sa base informationnelle² a été reprise dans PENSIPP, un modèle de microsimulation destiné à projeter les retraites à long terme développé par l'IPP, et dans APHRODITE (Cuvilliez & Laurent, 2018), un modèle mis en chantier par la direction générale du Trésor pour lui permettre de disposer d'une expertise propre, à l'instar du modèle statique SAPHIR. La Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees), une direction des ministères sociaux, a de son côté développé le modèle TRAJECTOIRE (Duc *et al.*, 2016) en s'appuyant directement sur les données de l'échantillon interrégimes de cotisants afin de disposer d'une information fine et fiable sur les carrières professionnelles. Ce modèle a été intensément utilisé en 2018 et en 2019 pour nourrir l'expertise du Haut-Commissariat à la réforme des retraites en charge de proposer un système universel par répartition. Par ailleurs, des modèles de microsimulation « sectoriels » ont été développés à la Caisse nationale d'assurance vieillesse (Poubelle *et al.*, 2006) pour le régime général et au Service des retraites de l'État pour le régime de retraite des fonctionnaires.

Analyser le vieillissement et la dépendance

L'un des attraits des modèles de microsimulation dynamiques est de démêler les effets d'âge et les effets de génération. Cette décomposition est importante par exemple en économie de la santé pour étudier le vieillissement : il est pertinent de distinguer, pour le recours aux soins, ce qui relève de l'état de santé qui dépend principalement de l'âge mais aussi de la distance au décès et ce qui a trait au comportement d'accès aux soins pour lequel l'effet de génération compte. Cette même capacité à dissocier les effets temporels des effets générationnels se retrouve dans l'analyse à long terme des retraites. Dans un système à prestations définies (comme le régime par annuités de base français) qui protège les retraités des risques économiques et démographiques, le régime de retraite exhibe nécessairement une « dépendance à la croissance » que Blanchet *et al.* (2011) avaient bien montrée alors que la crise financière et économique de 2008-2009 ouvrait la perspective d'une croissance durablement plus faible. Blanchet *et al.* (2016), à l'aide du modèle PENSIPP, sont en mesure de discuter trois scénarios de réduction de cette « dépendance à la croissance », dont notamment un système de retraites par points à cotisations définies.

Enfin, les modèles dynamiques sont plus particulièrement mobilisés pour étudier la dépendance, risque qui pourrait (et devrait) être couvert par une assurance sociale. À l'aide de DESTINIE, Marbot & Roy (2015) tracent les perspectives de l'Allocation personnalisée d'autonomie (APA). L'article de Bonnet *et al.* (2019) illustre l'intérêt de la microsimulation pour des travaux comparatifs sur la dépendance et son financement.

La phase de consolidation des modèles de microsimulation

Il nous faut maintenant nuancer la présentation que nous venons de faire, un peu trop radieuse. Certes, les modèles de microsimulation ont pris une grande place dans le champ de l'évaluation des politiques publiques mais ils sont aussi apparus coûteux à maintenir. Pour éclairer le débat public, il est toujours possible

2. Les biographies des individus de l'enquête Patrimoine construites à partir d'un rapprochement avec l'échantillon interrégime de cotisants, créé par la loi de financement de la sécurité sociale pour 2011.

de produire des « cahiers de variantes » où les principaux composants du système socio-fiscal sont évalués à partir d'une modification plus ou moins marginale des paramètres de leur barème. Par exemple, on va évaluer l'impôt sur le revenu en augmentant de 1 % tous les taux du barème ; puis en augmentant de 1 % tous les seuils des tranches d'imposition, etc. ; à chaque fois, les résultats sont présentés en écart à la situation de référence et ventilés selon les critères d'intérêt. En procédant de la sorte, on apporte de la connaissance sur le fonctionnement de notre système de prélèvements et de transferts³. Bien souvent cependant, les mesures nouvelles qui sont en débat ne relèvent pas de réformes paramétriques. Elles prennent la forme de dispositifs nouveaux qui, dans le modèle de microsimulation, exigent d'un côté de rechercher l'information qui permettrait de déterminer l'éligibilité au dispositif et, de l'autre côté, de programmer en partant de rien un nouveau module dans le modèle. Il est difficile de proposer un instrument « presse-bouton » qui permettrait à un utilisateur imparfaitement informé de tirer véritablement parti du modèle.

Aux années 2000, caractérisées par une multiplication des modèles, succèdent les années 2010, années de consolidation pendant lesquelles INES est devenu un modèle central, en raison notamment des coûts élevés de maintenance de ces modèles, et DESTINIE un modèle de référence.

L'institutionnalisation des modèles INES et DESTINIE

L'institutionnalisation du modèle INES s'est produite en plusieurs étapes. Au début des années 2000, l'Insee et la Drees s'accordent pour poursuivre en commun le développement du modèle, dont l'acronyme devient Insee-Drees. Les deux organismes vont mutualiser les coûts de développement et de maintenance du modèle.

Puis la CNAF abandonne le modèle MYRIADE et rejoint le « consortium » INES. Les raisons en sont multiples : proximité des équipes qui avaient collaboré pour l'évaluation de la mise en place du RSA, rapprochement plus en amont pour constituer l'enquête *Revenus fiscaux et sociaux*, difficultés pour maintenir MYRIADE qui a été programmé dans le langage C++, coûts toujours très élevés de maintenance des

modèles, difficultés à recruter ou à motiver des chargés d'étude pour ce type de projets, etc.

Enfin, plus récemment, l'ouverture du code source d'INES en 2016 reconfigure le paysage. La direction générale du Trésor met, en 2018, le code du modèle SAPHIR à la disposition du public sous la pression de la Commission d'accès aux documents administratifs (Cada). Par contre, l'Insee et la Drees, membres du service statistique public, avaient adopté une posture plus ouverte en favorisant l'appropriation du modèle INES par des tiers. Ce modèle a ainsi acquis une position centrale illustrée par exemple par son utilisation par l'OFCE. Au total, bien que certains acteurs comme le Parlement peinent à développer une compétence en matière d'évaluation des politiques publiques (Padirac, 2018), la situation a beaucoup progressé : il est maintenant possible de contester, sur la base d'une critique interne, les évaluations proposées par le gouvernement et de développer, plus facilement qu'auparavant, une expertise propre en ayant librement accès aux outils développés par la statistique publique. Le dernier frein qui subsiste est celui de l'accès aux données ; pour le moment, pour faire « tourner » le modèle INES, il faut disposer par ailleurs d'un accès aux données de l'enquête *Revenus fiscaux et sociaux*.

Comme nous l'avons déjà souligné, DESTINIE a acquis, dans les années 2000, une position particulière : sa base informationnelle est réutilisée par d'autres et sa structure modulable permet de le mobiliser sur les sujets relatifs au vieillissement de la population. Le code source a été ouvert en 2018 et le modèle est précisément documenté, tant pour l'utilisateur ordinaire que pour le modélisateur.

La demande de normalisation

Cette homogénéisation du domaine engendre alors, nous semble-t-il, une demande de normalisation. La comptabilité nationale a beaucoup œuvré, au prix de nombreuses conventions, pour préciser le contenu des agrégats macro-économiques : on sait précisément, grâce au système européen des comptes 2010, ce qu'est

3. Depuis 2018, l'Insee met à disposition des cahiers de variantes de réformes de prestations et prélèvements, élaborés à partir du modèle INES (https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/3604001/CAHIER_VARIANTES_tableaux.xls ; les mises à jour sont indiquées sur la page INES <https://www.insee.fr/fr/information/2021951>). Voir Fontaine & Sicsic (2018) pour la méthodologie et le cahier de variantes sur l'année 2016, Biotteau & Sicsic (2019) sur l'année 2017.

la dette publique « au sens de Maastricht ». Les modèles de microsimulation devraient ainsi mieux s'accorder pour qualifier les différents éléments du système socio-fiscal. Il est difficile par exemple de compter tous les prélèvements obligatoires comme des impôts : certains prélèvements offrent des contreparties individualisables. Les cotisations à l'assurance vieillesse, en raison du lien étroit entre cotisations et prestations, devraient notamment être considérées comme des éléments de rémunération.

En revanche, les prélèvements indirects sont bien souvent absents de l'analyse de la redistribution : pourtant, dans le débat public, ces prélèvements sont souvent perçus comme anti-redistributifs. Notons une étude récente qui propose une approche par microsimulation des effets d'une hausse de la TVA (André & Biotteau, 2019). De même, certaines dépenses publiques peuvent être plus ou moins individualisées : il en est ainsi par exemple des dépenses d'éducation. On voit ainsi qu'il serait possible de normaliser des imputations qui portent soit sur des prélèvements indirects soit sur des dépenses publiques afin de documenter la situation de groupes sociaux qui supporteraient d'importants prélèvements indirects mais qui bénéficieraient assez peu des services publics.

Les questions du non recours aux droits sociaux et de la fraude aux prestations sociales gagneraient à être prises en compte dans les modèles de microsimulation. Le non recours a constitué un argument important pour dresser un bilan plutôt négatif du RSA. Les modèles de microsimulation pourraient ainsi être perfectionnés pour intégrer cette dimension dans l'évaluation des politiques sociales. Ces modèles aideraient à la lutte contre le non recours en en précisant les causes. D'un autre côté, ils le relativiseraient en estimant son intensité : autant il semble grave qu'une famille soit privée d'une aide qui pourrait lui permettre de sortir de la pauvreté, autant il semble normal qu'une famille n'aille pas demander une aide dont le montant serait très faible (le montant minimum du RSA actuellement est de six euros). Enfin, la comptabilité nationale (Hagneré & Mahieu, 2017) s'efforce de prendre en compte le travail dissimulé. Dans l'élaboration des politiques sociales, les possibilités de fraude conditionnent parfois l'architecture du dispositif ; les modèles de microsimulation pourraient rendre explicite ce type de contrainte.

Une feuille de route pour les modèles de microsimulation

Nous nous risquons maintenant à présenter une feuille de route pour les années à venir. Nous avons déjà évoqué trois sujets importants : l'unification des minima sociaux et de certaines prestations sous condition de ressources avec le RUA, la réflexion sur un régime universel de retraite et la lancinante question de l'assurance sociale du risque dépendance. Sur ces trois sujets, le recours aux modèles de microsimulation a été organisé. Ces modèles pourraient aussi être mis à contribution pour éclairer le débat public sur deux autres questions : la transition climatique et le revenu universel. Nous évoquerons pour finir les perspectives ouvertes du côté des sources avec la déclaration sociale nominative.

Étudier des politiques de transition écologique

Il nous semble que la transition écologique sollicitera fortement l'expertise apportée par les modèles de microsimulation. Pour les économistes, à côté bien sûr de l'éducation des individus et de la mise en place d'une réglementation rigoureuse, il est difficile de penser que cette transition pourra se faire sans une augmentation substantielle du prix des facteurs qui sont à l'origine de la dégradation de l'environnement (voir Quinet, ce numéro). D'une part, le prix par exemple de l'énergie n'a pas du tout connu la hausse qu'il aurait dû connaître afin de contenir le réchauffement climatique. Nous ne résistons pas à la tentation de rappeler qu'après le premier choc pétrolier, en 1975, le prix d'un litre d'essence était de l'ordre de 2.2 francs ; il est de l'ordre de 1.6 euros en 2018. Dans l'intervalle, le salaire minimum brut est passé de 7.3 francs de l'heure à 9.9 euros. Il fallait donc travailler une vingtaine de minutes en 1975 pour acheter un litre d'essence contre une dizaine de minutes en 2018. D'autre part, le prix des facteurs qui dégradent l'environnement est trop faible pour qu'il soit financièrement rentable de faire les investissements qui permettraient d'en réduire l'usage : à quoi bon isoler son logement si la facture pour se chauffer dans l'année ne baisse que de quelques centaines d'euros ? L'alignement de la rentabilité économique sur la rentabilité écologique pourrait passer par des aides aux investissements mais il passe beaucoup plus sûrement par un relèvement important du prix de tous les facteurs à l'origine d'externalités négatives sur notre environnement, relèvement qui serait obtenu par leur taxation.

Pour autant, cette proposition est inacceptable socialement : ce serait faire payer la transition écologique aux individus les plus défavorisés. Il n'y a donc pas de « double dividende » : les recettes qui sont retirées de cette taxation destinée à faire payer un prix complet (c'est-à-dire y compris les externalités négatives environnementales) doivent être utilisées pour aider les individus à s'adapter et à changer leurs habitudes. Il faut donc d'une part identifier les familles en situation de « précarité énergétique » et, d'autre part, évaluer différents dispositifs d'aide. Les dispositifs actuels sont extrêmement divers comme par exemple le crédit d'impôt transition énergétique (CITE) ou le chèque énergie (attribué sous condition de ressources). Comme le prix de l'énergie reste peu élevé, ces dispositifs sont ciblés en étant réservés à certains investissements ou à certaines familles, avec de nombreux inconvénients : la liste des investissements est en partie arbitraire, la condition de ressources est stigmatisante, la non universalité affaiblirait la cohésion sociale, le non recours serait fréquent, etc. Avec l'augmentation des taxes, les aides pourraient être massivement relevées et bien moins ciblées. Si l'on veut ainsi mobiliser la taxation pour contribuer à la transition écologique et si l'on veut que celle-ci soit acceptable socialement (et qu'elle ne soit pas perçue comme une « taxation punitive »), il importe, nous semble-t-il, d'éclairer le débat public à l'aide des enseignements qu'apportent les modèles de microsimulation. Citons ici des travaux développés avec le modèle PROMETHEUS (Thao Khamsing *et al.* (2016), ou avec le modèle TAXIPP (Douenne, 2018). Ces modèles ne sont sans doute pas capables de prévoir les mouvements sociaux ; ils peuvent toutefois identifier les conséquences anti-redistributives des politiques de taxation indirecte.

Évaluer des dispositifs de revenu universel

Un deuxième sujet pourrait s'inviter dans le débat public : c'est celui qui porte sur le revenu universel. La version faible du revenu universel relève d'une simplification du système socio-fiscal. L'illustration la plus frappante a sans doute trait aux politiques familiales. Actuellement, les allocations familiales ne sont plus universelles, l'avantage apporté par le quotient familial est plafonné à un niveau relativement faible, le premier enfant ne donne pas le droit aux allocations mais ouvre le droit au quotient familial si bien que seules les familles imposables sont aidées, l'allocation de rentrée scolaire est versée sous condition de ressources, etc. Il

serait plus légitime, finalement, de remplacer cet empilement de dispositions par une allocation universelle dès le premier enfant dont le montant ne dépendrait que de l'âge de l'enfant et qui serait versé moitié au premier parent moitié au second parent. Ce type de proposition est par exemple avancé par Régent (2018) à partir d'un examen minutieux de la législation sociale ; ce sujet pourrait être instruit par un modèle de microsimulation afin d'en mesurer toutes les conséquences. Notre système socio-fiscal pourrait aussi être simplifié en passant à une individualisation de l'impôt sur le revenu : les couples mariés ou les couples de conjoints unis par un pacte civil de solidarité (Pacs) seraient imposés séparément. Les deux branches de la tenaille que sont le RSA et l'impôt sur le revenu pourraient se transformer en un revenu universel dont le montant correspondrait au RSA socle et en un impôt universel sur le revenu. Ces réformes ne poursuivent pas seulement un objectif de simplification ; on en attend aussi un moindre sentiment d'injustice : nul n'est exclu du droit que constitue le revenu universel, ni du devoir que constitue l'impôt universel.

La version forte du revenu universel relève plus d'une politique de stabilisation du revenu des ménages face aux bouleversements attendus sur le marché du travail. Il ne s'agit pas nécessairement d'imaginer des destructions massives d'emploi consécutives à la robotisation de l'économie, très peu compensées par la création d'emplois nouveaux. On peut au moins prévoir que le contenu des emplois va énormément changer et que les facultés d'adaptation des employés seront particulièrement sollicitées. Il en résultera une forte demande sociale relative à une nouvelle forme de protection des individus comme par exemple un revenu universel d'un niveau relativement élevé. Les modèles de microsimulation statiques ne sont alors pas nécessairement les outils les plus appropriés pour détailler les conséquences de ce type de réforme. Un tel revenu universel conduira-t-il à la multiplication d'emplois à temps partiel choisis (et non subis) ? Induira-t-il une tension à la hausse ou à la baisse des taux de salaire horaire les plus faibles ? Il faudrait là développer un modèle faisant une place suffisante aux comportements des travailleurs et des entreprises pour éclairer ce débat.

Une nouvelle donne des données

Le dernier sujet aurait trait aux données, tant cet aspect est important pour les modèles de

microsimulation. Avec la Déclaration sociale nominative (DSN) pleinement en place pour la plupart des employeurs depuis 2017, la donne a changé en matière de sources administratives pour alimenter la connaissance sur les revenus des ménages et pour asseoir l'échantillon en entrée d'un modèle de microsimulation statique. En effet, on trouve dans la DSN une information mensuelle sur les revenus d'activité, qui en outre intègre un partage volume/prix (une information sur les heures travaillées et sur la rémunération totale et, ainsi, sur le taux de rémunération horaire).

Cette nouvelle donne, en premier lieu, place l'administration fiscale en situation particulière : celle-ci, qui connaît par ailleurs tous les occupants d'un logement, est en mesure de constituer un superbe échantillon représentatif pour un modèle de microsimulation. En deuxième lieu, l'enquête *Revenus fiscaux et sociaux*, dans sa forme actuelle, devient nettement dominée : l'appariement avec l'enquête *Emploi* qui apportait de l'information sur l'activité des individus perd de son intérêt et ses inconvénients sont plus manifestes (le champ est limité aux ménages ordinaires et la structure aréolaire du plan de sondage ne permet pas d'obtenir des statistiques régionales fines). En troisième lieu, en accédant à l'historique, pour chaque individu, de la DSN, les imputations sur barème gagneraient beaucoup en précision. L'une des difficultés rencontrées par les modèles de microsimulation a trait à la condition de ressources qui fixe l'éligibilité à la plupart des prestations sociales. Ces ressources peuvent être comptées pour une année ou pour un trimestre ; elles sont de plus comptées avec un décalage temporel variable. Par exemple, pour les aides au logement, on prend les ressources annuelles de la famille avec un décalage de deux ans ; pour le RSA, les ressources trimestrielles du trimestre précédent. Il restera cependant difficile d'évaluer les droits des individus à l'assurance chômage, calculés sur une base journalière à partir d'un historique d'activité plus ou moins long.

On se prend ainsi à rêver d'une grande enquête mise à la disposition des chercheurs qui permettrait d'impulser une dynamique de coopération/compétition dans le développement des modèles de microsimulation : coopération pour construire une base informationnelle commune (les données individuelles mais aussi les paramètres des barèmes) et compétition pour assurer

le pluralisme de l'expertise dans le domaine de l'évaluation des politiques économique et sociale. L'information apportée par la DSN nous renseignerait sur les conditions de travail mais aussi sur les mobilités entre le domicile et le lieu de travail ; les déclarations fiscales et l'information dont dispose l'administration fiscale nous renseignerait sur les autres revenus dont notamment les indemnités journalières de l'assurance maladie et de l'assurance chômage mais aussi sur quelques caractéristiques du logement et de la collectivité territoriale de résidence. Il serait bien sûr nécessaire d'imputer un grand nombre d'informations manquantes mais les chercheurs pourraient ainsi disposer d'une image très complète des situations individuelles qui inclurait en particulier les prestations locales (Anne & L'Horty, 2002) et les prélèvements indirects.

* *
*

L'une des forces des méthodes de microsimulation est de permettre de communiquer dans les débats de politique économique de façon simple en opposant à des exemples *ad hoc*, très peu représentatifs, des exemples réellement pertinents suffisamment représentatifs. En dépit de cette capacité, ces méthodes restent un peu méconnues. La modélisation macroéconomique, en lien avec le perfectionnement de la comptabilité nationale, est parvenue à développer un espace commun aux macroéconomistes. Les modèles néo-keynésiens ont constitué un cadre dans lequel les controverses ont pu s'épanouir : on parle de la courbe de Phillips, de la critique de Lucas ou encore de la règle de Taylor. Les modèles d'équilibre général dynamique stochastique avec des rigidités nominales ou réelles ont même pu se présenter comme prolongeant les modèles néo-keynésiens.

Les modèles de microsimulation n'ont cependant pas fourni un espace comparable où les controverses sur les politiques sociales se seraient développées. Le monde académique se saisit encore trop peu de ces méthodes. Gageons, face à la très forte demande par la société d'évaluation des politiques sociales, que les méthodes de microsimulation prendront une plus grande place dans la boîte à outils des statisticiens-économistes. □

BIBLIOGRAPHIE

- Albouy, V., Chambaz, C., Fugazza, M., Le Minez, S., Lhommeau, B., Murat, F., ... Starzec, C. (2002).** Du revenu initial au revenu disponible : le point sur le système socio-fiscal en 2001. In: *Insee Références – France portrait social 2002-2003*. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1371825?sommaire=1371826>
- Amoureux, V., Benoteau, I. & Naouas, A. (2018).** Le Modèle de microsimulation Saphir. DG Trésor, *Document de travail* N° 2018/6. <https://www.tresor.economie.gouv.fr/Articles/2018/09/05/document-de-travail-de-la-dg-tresor-n-2018-6-le-modele-de-microsimulation-saphir>
- André, M. & Biotteau, A.-L. (2019).** Effets de moyen terme d'une hausse de TVA sur le niveau de vie et les inégalités : une approche par microsimulation. Insee, *Document de travail* N° F1901-G2019/01. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3714024>
- Anne, D. & L'Horty, Y. (2002).** Transferts sociaux locaux et retour à l'emploi. *Économie et Statistique*, 357-358, 49–71. <https://doi.org/10.3406/estat.2002.7664>
- Atkinson, A. B., Bourguignon, F. & Chiappori, P.-A. (1988).** Fiscalité et transferts : une comparaison franco-britannique. *Annales d'Économie et de Statistique*, 11, 117–140. <https://doi.org/10.2307/20075709>
- Bessis, F. (2019).** Les modèles de microsimulation en action. Communication présentée au colloque international AFEP-IIPPE, Lille.
- Biotteau, A.-L. & Sicsic, M. (2019).** Effets d'une variation de certains transferts socio-fiscaux sur le niveau de vie et les inégalités. *Insee Focus* N° 151. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3952160>
- Blanchet, D. (1998).** Présentation générale : la microsimulation appliquée à l'analyse des politiques sociales. *Économie et Statistique*, 315, 29–34. <https://doi.org/10.3406/estat.1998.2639>
- Blanchet, D. (2011).** Microsimuler l'avenir des retraites en France : l'exemple du modèle Destinie. *Cahiers québécois de démographie*, 40(2), 209–238. <https://doi.org/10.7202/1011540ar>
- Blanchet, D., Bozio, A. & Rabaté, S. (2016).** Quelles options pour réduire la dépendance à la croissance du système de retraite français ? *Revue économique*, 67(4), 879–911. <https://doi.org/10.3917/reco.674.0879>
- Blanchet, D., Buffeteau, S., Crenner, E. & Le Minez, S. (2011).** Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats. *Économie et Statistique*, 441-442, 101–121. <https://doi.org/10.3406/estat.2011.9615>
- Blanchet, D., Hagneré, C., Legendre, F. & Thibault, F. (2015).** Introduction. Microsimulations statique et dynamique appliquées aux politiques fiscales et sociales : modèles et méthodes. *Économie et Statistique*, 481-482, 5–30. <https://doi.org/10.3406/estat.2015.10625>
- Blanchet, D., Hagneré, C., Legendre, F. & Thibault, F. (2016).** Évaluation des politiques publiques, *ex post* et *ex ante* : l'apport de la microsimulation. Introduction. *Revue économique*, 67(4), 685–696. <https://doi.org/10.3917/reco.674.0685>
- Bonacossa, J., Pontagnier, C. & Godderidge, W. (1975).** Le modèle d'impôt sur le revenu 1970. *Statistiques et études financières*, 17, 3–31. <https://doi.org/10.3406/ecop.1975.2042>
- Bonnet, C., Juin, S. & Laferrère, A. (2019).** Private Financing of Long Term Care: Income, Savings and Reverse Mortgages. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 507-508, 5–24. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2019.507d.1972>
- Bourguignon, F. (2001).** Revenu minimum et redistribution optimale des revenus : fondements théoriques. *Économie et Statistique*, 346, 187–204. <https://doi.org/10.3406/estat.2001.7436>
- Bourguignon, F., Chiappori, P.-A. & Sastre-Descals, J. (1988).** Sysiff: a simulation of the french tax benefit system. In/ Atkinson? A. B. & Sutherland? H. (Eds.), *Tax benefit models. STICERD Occasional Paper*, LSE.
- Bozio, A., Dauvergne, R., Fabre, B., Goupille, J. & Meslin, O. (2012).** *Le modèle de micro-simulation TAXIPP – version 0.1*. Paris : Institut des politiques publiques. <https://www.ipp.eu/wp-content/uploads/2013/01/guide-methodIIP-nov2012-taxipp01.pdf>
- Bridenne, I. & Brossard, C. (2008).** Les effets de la réforme de 1993 sur les pensions versées par le régime général. *Retraite et société*, 54, 121–153. <https://www.cairn.info/revue-retraite-et-societe1-2008-2-page-121.htm>
- Bégin, C., Lamare, J. & Pontagnier, C. (1971).** Le modèle de l'impôt sur le revenu. *Statistiques et études financières*, 3, 27–61. <https://doi.org/10.3406/ecop.1971.1902>

- Chambaz, C. & Le Minez, S. (2003).** Analyse des coûts budgétaires, des effets redistributifs et incitatifs des politiques sociales et fiscales affectant le revenu disponible des ménages : l'apport des modèles de microsimulation. In: *La microsimulation des politiques de transferts sociaux et fiscaux à la DREES : objectifs, outils et principales études et évaluations*. Drees, *Dossier solidarité et santé* N° 3. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/dossier200303.pdf>
- Chanut, J.-M. & Blanchet, D. (1998).** Les retraites individuelles à long terme : une projection par microsimulation. *Économie et Statistique*, 315, 95–106. <https://doi.org/10.3406/estat.1998.2643>
- Coutière, A. (1983).** Augmenter l'impôt sur le revenu : des mesures de portée inégale. *Économie et Statistique*, 158, 21–35. <https://doi.org/10.3406/estat.1983.4779>
- Coutière, A., Pontagnier, C. & Godderidge, W. (1981).** Le modèle d'impôt sur le revenu : Mir 4. *Économie et prévision*, 46, 5–29. <https://doi.org/10.3406/ecop.1981.6038>
- Cuvilliez, J. & Laurent, T. (2018).** Le modèle de microsimulation dynamique des retraites Aphrodite. DG Trésor, *Document de travail* N° 2016/4. <https://www.tresor.economie.gouv.fr/Articles/2016/07/16/document-de-travail-n-2016-04-le-modele-de-microsimulation-dynamique-des-retraites-aphrodite>
- David, M.-G., Lhommeau, B. & Starzec, C. (1999).** Le modèle de microsimulation Ines. Insee, DSDS, *Document de travail* N° F9902.
- Division Redistribution & politiques sociales (1999).** Le modèle de microsimulation dynamique Destinée. Insee, DESE, *Document de travail* N° G9913. <https://www.epsilon.insee.fr/jspui/bitstream/1/5627/1/g9913.pdf>
- Douenne, T. (2018).** The vertical and horizontal distributive effects of energy taxes: A case study of a French policy. FAERE, *Working Paper* N° 2018.10. http://faere.fr/pub/WorkingPapers/Douenne_FAERE_WP2018.10.pdf
- Duc, C., Martin, H. & Tréguier, J. (2016).** Les réformes des retraites de 2010 à 2015. Une analyse détaillée de l'impact pour les affiliés et pour les régimes. *Dossiers de la Drees* N° 9. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/etudes-et-statistiques/publications/les-dossiers-de-la-drees/article/les-reformes-des-retraites-de-2010-a-2015-une-analyse-detaillee-de-l-impact>
- Fontaine, M. & Sicsic, M. (2018).** L'effet d'une variation du montant de certains transferts du système socio-fiscal sur le niveau de vie : résultats sur 2016 à partir du modèle de microsimulation Ines (Cahier de variantes). Insee, *Documents de travail* N° F1806. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3604001>
- Foucauld, J.-B. de & Roth, N. (2002).** *Pour une autonomie responsable et solidaire : rapport au Premier ministre*. Paris : La Documentation Française. <https://www.ladocumentationfrancaise.fr/rapports-publics/024000175/index.shtml>
- Glaude, M. (1991).** L'originalité du système du quotient familial. *Économie et statistique*, 248, 51–67.
- Hagneré, C. & Mahieu, R. (2017).** La mesure du travail dissimulé et ses impacts pour les finances publiques. *Rapport du groupe de travail du CNIS* N° 145. https://www.cnis.fr/wp-content/uploads/2017/11/Rapport_145web.pdf
- Hagneré, C. & Trannoy, A. (2001).** L'impact conjugué de trois ans de réforme sur les trappes à inactivité. *Économie et Statistique*, 346-347, 161–181. <https://doi.org/10.3406/estat.2001.7434>
- Hairault, J.-O., Langot, F. & Sopraseuth, T. (2006).** Les effets à rebours de l'âge de la retraite sur le taux d'emploi des seniors. *Économie et Statistique*, 397, 51–68. <https://doi.org/10.3406/estat.2006.7126>
- Landais, C., Piketty, T. & Saez, E. (2011a).** *Le modèle de micro-simulation TAXIPP – version 0.0*. Paris : Institut des politiques publiques. <https://www.ipp.eu/wp-content/uploads/2013/01/guide-methodIPP-janv2011-taxipp00.pdf>
- Landais, C., Piketty, T. & Saez, E. (2011b).** *Pour une révolution fiscale. Un impôt sur le revenu pour le XXI^e siècle*. Paris : Seuil.
- Legendre, F. (2004).** Micro-simulation et évaluation des politiques économiques et sociale : un panorama des développements récents en France. *Revue d'économie politique*, 114, 17–53. <https://doi.org/10.3917/rep.141.0017>
- Legendre, F., Lorgnet, J.-P. & Thibault, F. (2001).** Myriade : le modèle de microsimulation de la CNAF. Un outil d'évaluation des politiques sociales. *Recherches et Prévisions*, 66, 33–50. <https://doi.org/10.3406/caf.2001.977>
- Legendre, F., Lorgnet, J.-P. & Thibault, F. (2003).** Que peut-on retenir de l'expérience française en matière de micro-simulation ? Présentation générale. *Économie et prévision*, 160–161, I–XV. <https://doi.org/10.3406/ecop.2003.6918>

- Legendre, F., Lorgnet, J.-P. & Thibault, F. (2004).** La distribution des incitations financières au travail en France : l'évaluation du modèle Myriade. *Économie et prévision*, 160-161(4), 23–48.
<https://www.cairn.info/revue-economie-et-prevision-2003-4-page-23.htm>
- L'Horty, Y. (2006).** *Les nouvelles politiques de l'emploi*. Paris : La Découverte.
- Marbot, C. & Roy, D. (2015).** Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie. *Économie et Statistique*, 481-482, 185–209.
<https://doi.org/10.3406/estat.2015.10635>
- Mirrlees, J. A. (1971).** An exploration in the theory of optimum income taxation. *The Review of Economic Studies*, 38(2), 175–208.
<https://doi.org/10.2307/2296779>
- Orcutt, G. H. (1957).** A new type of socio-economic system. *The Review of Economics and Statistics*, 39(2), 116–123.
https://www.microsimulation.org/IJM/V1_1/IJM_1_1_2.pdf
- Padirac De, H. (2018).** Le Parlement français et l'évaluation. Une institutionnalisation impossible ? *LIEPP Working Paper* N° 80.
- Piketty, T. (1997).** La redistribution fiscale face au chômage. *Revue française d'économie*, 12(1), 157–201.
<https://doi.org/10.3406/rfeco.1997.1016>
- Poubelle, V., Albert, C., Beurnier, P., Couhin, J. & Grave, N. (2006).** Prisme, le modèle de la Cnav. *Retraite et société*, 48, 202–215.
<https://www.cairn.info/revue-retraite-et-societe1-2006-2-page-202.htm>
- Quinet, A. (2019).** Quelle valeur donner à l'action pour le climat ? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, ce numéro.
- Régent, L. (2018).** *La face cachée des prestations familiales : projet de simplification*. Paris : Éditions de l'Onde.
- Saez, E. (2002).** Optimal income transfer programs: intensive versus extensive labor supply responses. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(3), 1039–1073.
<https://www.jstor.org/stable/4132495>
- Sicsic, M. (2018).** Financial Incentives to Work in France between 1998 and 2014. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 503-504, 13–35.
<https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.503d.1955>
- Sutherland, H. (1997).** The EUROMOD Preparatory Study: A Summary Report. *Cambridge Working Papers in Economics* N° 9725.
<https://econpapers.repec.org/RePEc:cam:camdae:9725>
- Thao Khamsing, W., Ceci-Renaud, N. & Guillot, L. (2016).** Simuler l'impact social de la fiscalité énergétique : le modèle Prometheus. *Études et documents* N° 138.
<http://temis.documentation.developpement-durable.gouv.fr/docs/Temis/0083/Temis-0083851/22397.pdf>

N° 509 – 2019 – **BIG DATA ET STATISTIQUES 2^{ème} PARTIE**

- Introduction – La chaîne de valeur des données de caisse et des données moissonnées sur le Web – *Jens Mehrhoff*
- Les données de caisse : avancées méthodologiques et nouveaux enjeux pour le calcul d'un indice des prix à la consommation – *Marie Leclair, Isabelle Léonard, Guillaume Rateau, Patrick Sillard, Gaëtan Varlet et Pierre Vernédal*
- Mesure de l'inflation avec des données de caisse et un panier fixe évolutif – *Can Tongur*
- Comparaison des indices de prix des vêtements et des chaussures à partir de données de caisse et de données moissonnées sur le Web – *Antonio G. Chessa et Robert Griffioen*
- Écarts spatiaux de niveaux de prix entre régions et villes françaises avec des données de caisse – *Isabelle Léonard, Patrick Sillard, Gaëtan Varlet et Jean-Paul Zoyem*

N° 507-508 – 2019 – **MÉLANGES**

- Financer sa perte d'autonomie : rôle potentiel du revenu, du patrimoine et des prêts viagers hypothécaires – *Carole Bonnet, Sandrine Juin et Anne Laferrère*
- Commentaire – L'auto-assurance du risque dépendance est-elle une solution ? – *Jérôme Wittwer*
- L'impact distributif de la fiscalité locale sur les ménages en France – *Clément Carbonnier*
- Les allocations logement ne peuvent à elles seules empêcher les arriérés de loyer – *Véronique Flambard*
- Le sentiment d'insécurité de l'emploi en France : entre déterminants individuels et pratiques managériales – *Stéphanie Moullet et Zinaïda Salibekyan*
- L'impact du dispositif Scellier sur les prix des terrains à bâtir – *Pierre-Henri Bono et Alain Trannoy*
- Croissance de la productivité et réallocation des ressources en France : le processus de destruction création – *Haithem Ben Hassine*

N° 505-506 – 2018 – **BIG DATA ET STATISTIQUES 1^{ère} PARTIE**

- Introduction – Les apports des Big Data – *Philippe Tassi*
- Prévoir la croissance du PIB en lisant le journal – *Clément Bortoli, Stéphanie Combes et Thomas Renault*
- Utilisation de Google Trends dans les enquêtes mensuelles sur le Commerce de Détail de la Banque de France – *François Robin*
- L'apport des Big Data pour les prévisions macroéconomiques à court terme et en « temps réel » : une revue critique – *Pete Richardson*
- Les données de téléphonie mobile peuvent-elles améliorer la mesure du tourisme international en France ? – *Guillaume Cousin et Fabrice Hillaireau*
- Estimer la population résidente à partir de données de téléphonie mobile, une première exploration – *Benjamin Sakarovitch, Marie-Pierre de Bellefon, Pauline Givord et Maarten Vanhoof*
- Big Data et mesure d'audience : un mariage de raison ? – *Lorie Dudoignon, Fabienne Le Sager et Aurélie Vanheuverzwyn*
- Données numériques de masse, « données citoyennes », et confiance dans la statistique publique – *Evelyn Ruppert, Francisca Grommé, Funda Ustek-Spilda et Baki Cakici*

N° 503-504 – 2018 – **MÉLANGES**

- Introduction – Incitations socio-fiscales et retour en emploi : un point d'étape – *Olivier Bargain*
- Les incitations monétaires au travail en France entre 1998 et 2014 – *Michaël Sicsic*
- Allocations logement et incitations financières au travail : simulations pour la France – *Antoine Ferey*
- L'extinction des droits à l'indemnisation chômage : quelle incidence sur la satisfaction pour les emplois retrouvés ? – *Damien Euzénat*
- Nouveaux effets de la mondialisation. Introduction à une sélection d'articles du 66^e Congrès de l'AFSE – *Flora Bellone*
- L'évolution de l'emploi dans les secteurs exposés et abrités en France – *Philippe Frocrain et Pierre-Noël Giraud*
- Incidence de la législation protectrice de l'emploi sur la composition du capital et des qualifications – *Gilbert Cette, Jimmy Lopez et Jacques Mairesse*
- Transferts de fonds des migrants et croissance économique : le rôle du développement financier et de la qualité institutionnelle – *Imad El Hamma*
- Les facteurs de l'endettement du secteur privé non financier dans les pays émergents – *Ramona Jimborean*

N° 500-501-502 – 2018 – **LOGEMENT ET MARCHÉS DU LOGEMENT**

- Introduction – Le logement : un bien espace-temps – *Alain Trannoy*
- Construire une typologie des systèmes de logement pour éclairer les politiques des États membres de l'OCDE et de l'UE – *Christophe André et Thomas Chalaux*
- Commentaire – Sur la construction de typologies des systèmes de logement dans l'OCDE – *Christine M. E. Whitehead*
- Délivrer des permis de construire pour diminuer le coût du foncier ? Une estimation par la demande de terre constructible en France – *Jean-Sauveur Ay, Jean Cavailhès, Mohamed Hilal et Julie Le Gallo*
- Pourquoi les indices des prix des logements évolueraient-ils différemment dans le neuf et dans l'ancien ? Une analyse sur la France – *Thomas Balcone et Anne Laferrère*
- Accessibilité, pollution locale et prix du logement : le cas de Nantes Métropole, France – *Dorothee Brécard, Rémy Le Boennec et Frédéric Salladarré*
- Hausse des inégalités d'accès à la propriété entre jeunes ménages en France, 1973-2013 – *Carole Bonnet, Bertrand Garbinti et Sébastien Grobon*
- Dynamisation et vulnérabilité du marché des logements occupés par leurs propriétaires aux Pays-Bas. Une analyse de 1986 à 2012 – *Kees Dol et Harry van der Heijden*
- Consommation, patrimoine des ménages et marché immobilier en France – *Valérie Chauvin et John Muellbauer*
- L'impact de la hausse des droits de mutation immobiliers de 2014 sur le marché du logement français – *Guillaume Bérard et Alain Trannoy*
- L'information aux acheteurs affecte-t-elle le prix de vente des logements ? L'obligation d'information et le modèle de prix hédoniques – un test sur données françaises – *Amélie Mauroux*
- Évaluation des méthodes utilisées par les pays européens pour le calcul de l'indice officiel des prix des logements – *Robert J. Hill, Michael Scholz, Chihiro Shimizu et Miriam Steurer*

N° 499 – 2018 – **MÉLANGES**

- Croissance économique et productivité en Polynésie française : une analyse sur longue période – *Vincent Dropsy et Christian Montet*
- Productivité sectorielle du travail et compétitivité de l'économie de la Nouvelle-Calédonie – *Serge Rey et Catherine Ris*
- Commentaire – La productivité sur longue période dans les collectivités françaises du Pacifique – *Vincent Caupin*
- Une comparaison internationale des systèmes scolaires basée sur la mobilité sociale – *Mattéo Godin et Jean Hindriks*
- 50 % à la licence... mais comment ? Les jeunes de familles populaires à l'université en France – *Yaël Brinbaum, Cédric Hugrée et Tristan Poullaouec*

N° 497-498 – 2017 – **RÉGIONS ET TERRITOIRES**

- Introduction – Régions et territoires : quelles évolutions ? – *Pierre Veltz*
- Disparités et discontinuités territoriales dans la France des nouvelles régions : une lecture multiscale et multidimensionnelle – *Kim Antunez, Brigitte Baccaïni, Marianne Guérois et Ronan Ysebaert*
- Le théorème de la décentralisation s'applique-t-il aux collectivités locales françaises ? Un test empirique sur les compétences intercommunales – *Quentin Frère et Lionel Védrine*
- Commentaire – La difficile équation des réformes territoriales : du *big is beautiful* à l'impossible simplification du mille-feuille institutionnel – *André Torre*
- Niveau de vie et ségrégation dans douze métropoles françaises – *Jean-Michel Floch*
- Commentaire – Ségrégation par le revenu dans les villes : réflexions sur les écarts entre concept et mesure – *Ana Moreno-Monroy*
- Progrès technique et automatisation des tâches routinières : une analyse à partir des marchés du travail locaux en France dans les années 1990-2011 – *Pauline Charnoz et Michael Orand*
- Mesurer et anticiper la vulnérabilité des territoires face aux risques de délocalisation : une analyse à partir de données sectorielles pour la France – *Hugues Jennequin, Luis Miotti et El Mouhoub Mouhoud*
- Commentaire – L'impact de la mondialisation et de la technologie sur les marchés du travail locaux – *Farid Toubal*
- Parcours géographiques d'individus nés en France : construction d'une typologie – *Henri Martin*

N° 494-495-496 – 2017 – **LA CRISE, DIX ANS APRÈS**

- Introduction : Dix longues années de crise – *Daniel Cohen*
- Stagnation de la productivité en France : héritage de la crise ou ralentissement structurel ? – *Gilbert Cette, Simon Corde et Rémy Lecat*

- Commentaire – Ralentissement de la productivité et perte d'efficacité dans l'allocation des ressources : un mal français ? – *Flora Bellone*
- Avant-propos – La crise, dix ans après : les enseignements pour la recherche dans les domaines monétaire et financier – *Andreas Beyer, Benoît Cœuré et Caterina Mendicino*
- Coordination des politiques budgétaires dans une union monétaire au taux plancher – *Jocelyn Boussard et Benoît Campagne*
- Une évaluation des effets des politiques monétaires non conventionnelles sur le coût de crédit aux entreprises dans la zone euro – *Désiré Kanga et Grégory Levieuge*
- Politique monétaire, collatéral illiquide et crédits à l'économie pendant la crise européenne de la dette souveraine – *Jean Barthélémy, Vincent Bignon et Benoît Nguyen*
- Des banques mieux capitalisées peuvent-elles être plus profitables ? Analyse des grands groupes bancaires français avant et après la crise financière – *Olivier de Bandt, Boubacar Camara, Pierre Pessarossi et Martin Rose*
- Commentaire – Politiques monétaires et crise financière : vers un nouveau central banking – *André Cartapanis*
- Pourquoi la demande d'actions baisse-t-elle pendant la crise ? Le cas français – *Luc Arrondel et André Masson*
- Les dynamiques individuelles de revenu salarial en France pendant la crise – *Pierre Pora et Lionel Wilner*
- Logiques d'ajustement à la crise en France : l'apport de données d'établissement – *Delphine Brochard et Corinne Perraudin*

N °493 – 2017 –ÉVALUATION DE POLITIQUES PUBLIQUES EN FAVEUR DES PME

- L'effet des aides à la R&D sur l'emploi : une évaluation pour les petites entreprises en France – *Vincent Dortet-Bernadet et Michaël Sicsic*
- L'aide à la création d'entreprises a-t-elle un impact sur leur survie ? Une évaluation pour quatre cohortes d'entreprises créées par des chômeurs en France – *Dominique Redor*
- Commentaire : L'efficacité des aides publiques à la R&D et à l'entrepreneuriat – *Pierre Mohnen*
- Turnover élevé du personnel soignant dans les EHPAD privés en France : impact de l'environnement local et du salaire – *Cécile Martin et Mélina Ramos-Gorand*
- Le développement de l'emploi des femmes augmente-t-il les inégalités de salaire entre couples ? Le cas de la France entre 1982 et 2014 – *Milan Bouchet-Valat*
- Combien de temps durent les situations de monoparentalité ? Une estimation sur données françaises – *Vianney Costemalle*

N °491-492 – 2017 –ÂGES ET GÉNÉRATIONS

- Éditorial : Economie et Statistique devient Economie et Statistique / Economics and Statistics – *Laurence Bloch*
- Avant-propos – L'importance d'une perspective de cycle de vie pour la compréhension des questions générationnelles – *Richard Blundell*
- Âges et générations : une introduction générale – *Didier Blanchet*
- Les différences de retraite entre secteur public et secteur privé : une analyse par simulations sur carrières types – *Patrick Aubert et Corentin Plouhinec*
- Commentaire – Comparer les efforts contributifs pour comparer les retraites entre secteur public et secteur privé ? – *Antoine Bozio*
- Le déficit de cycle de vie en France : une évaluation pour la période 1979-2001 – *Hippolyte d'Albis, Carole Bonnet, Julien Navaux, Jacques Pelletan et Francois-Charles Wolff*
- Les inégalités de niveaux de vie entre les générations en France – *Hippolyte d'Albis et Ikpidi Badji*
- Calculer le niveau de vie d'un ménage : une ou plusieurs échelles d'équivalence ? – *Henri Martin*
- Les méthodes de pseudo-panel et un exemple d'application aux données de patrimoine – *Marine Guillerm*

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Objectifs généraux de la revue

Economie et Statistique / Economics and Statistics publie des articles traitant de tous les phénomènes économiques et sociaux, au niveau micro ou macro, s'appuyant sur les données de la statistique publique ou d'autres sources. Une attention particulière est portée à la qualité de la démarche statistique et à la rigueur des concepts mobilisés dans l'analyse. Pour répondre aux objectifs de la revue, les principaux messages des articles et leurs limites éventuelles doivent être formulés dans des termes accessibles à un public qui n'est pas nécessairement spécialiste du sujet de l'article.

Soumissions

Les propositions d'articles, en français ou en anglais, doivent être adressées à la rédaction de la revue (redaction-ecostat@insee.fr), en format MS-Word. Il doit s'agir de travaux originaux, qui ne sont pas soumis en parallèle à une autre revue. Un article standard fait environ 11 000 mots (y compris encadrés, tableaux, figures, annexes et bibliographie, non compris éventuels compléments en ligne). Aucune proposition initiale de plus de 12 500 mots ne sera examinée.

La soumission doit comporter deux fichiers distincts :

- Un fichier d'une page indiquant : le titre de l'article ; le prénom et nom, les affiliations (maximum deux), l'adresse e-mail et postale de chaque auteur ; un résumé de 160 mots maximum (soit environ 1 050 signes espaces compris) qui doit présenter très brièvement la problématique, indiquer la source et donner les principaux axes et conclusions de la recherche ; les codes JEL et quelques mots-clés ; d'éventuels remerciements.
- Un fichier anonymisé du manuscrit complet (texte, illustrations, bibliographie, éventuelles annexes) indiquant en première page uniquement le titre, le résumé, les codes JEL et les mots-clés.

Les propositions retenues sont évaluées par deux à trois rapporteurs (procédure en « double-aveugle »). Les articles acceptés pour publication devront être mis en forme suivant les consignes aux auteurs (accessibles sur <https://www.insee.fr/fr/information/2410168>). Ils pourront faire l'objet d'un travail éditorial visant à améliorer leur lisibilité et leur présentation formelle.

Publication

Les articles sont publiés en français dans l'édition papier et simultanément en français et en anglais dans l'édition électronique. Celle-ci est disponible, en accès libre, sur le site de l'Insee, le jour même de la publication ; cette mise en ligne immédiate et gratuite donne aux articles une grande visibilité. La revue est par ailleurs accessible sur le portail francophone Persée, et référencée sur le site international Repec et dans la base EconLit.

Main objectives of the journal

Economie et Statistique / Economics and Statistics publishes articles covering any micro- or macro- economic or sociological topic, either using data from public statistics or other sources. Particular attention is paid to rigor in the statistical approach and clarity in the concepts and analyses. In order to meet the journal aims, the main conclusions of the articles, as well as possible limitations, should be written to be accessible to an audience not necessarily specialist of the topic.

Submissions

Manuscripts can be submitted either in French or in English; they should be sent to the editorial team (redaction-ecostat@insee.fr), in MS-Word format. The manuscript must be original work and not submitted at the same time to any other journal. The standard length of an article is of about 11,000 words (including boxes if needed, tables and figures, appendices, list of references, but not counting online complements if any). Manuscripts of more than 12,500 words will not be considered.

Submissions must include two separate files:

- A one-page file providing: the title of the article; the first name, name, affiliation-s (at most two), e-mail et postal addresses of each author; an abstract of maximum 160 words (about 1050 characters including spaces), briefly presenting the question(s), data and methodology, and the main conclusions; JEL codes and a few keywords; acknowledgements.
- An anonymised manuscript (including the main text, illustrations, bibliography and appendices if any), mentioning only the title, abstract, JEL codes and keywords on the front page.

Proposals that meet the journal objectives are reviewed by two to three referees ("double-blind" review). The articles accepted for publication will have to be presented according to the guidelines for authors (available at <https://www.insee.fr/en/information/2591257>). They may be subject to editorial work aimed at improving their readability and formal presentation.

Publication

The articles are published in French in the printed edition, and simultaneously in French and in English in the online edition. The online issue is available, in open access, on the Insee website the day of its publication; this immediate and free online availability gives the articles a high visibility. The journal is also available online on the French portal Persée, and indexed in Repec and EconLit.

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

Au sommaire
du prochain numéro :
Mélanges

Forthcoming:
Varia