

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

Varia

Dossier thématique Système du quotient et impôt sur le revenu des ménages

Articles

Inégalités de revenus entre régions sur longue
période – Travail dissimulé – Emploi dans
les professions artistiques – Crédit d'impôt
innovation

Thematic Section The Tax Quotient System and Household Income Tax

Articles

Income Inequality between Regions over the
Long Term - Undeclared Work - Employment in
Artistic Occupations - Innovation Tax Credit

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)
Frédérique BEC (Thema, CY Cergy Paris Université et CREST-ENSAE)
Flora BELLONE (Université Côte d'Azur et GREDEG-CNRS)
Céline BESSIERE (Université Paris-Dauphine, IRISSE, PSL Research University)
Jérôme BOURDIEU (École d'Économie de Paris)
Pierre CAHUC (Sciences Po)
Eve CAROLI (Université Paris Dauphine - PSL)
Sandrine CAZES (OCDE)
Gilbert CETTE (Banque de France et École d'Économie d'Aix-Marseille)
Yannick L'HORTY (Université Gustave Eiffel - Erudite, TEPP)
Daniel OESCH (LINES et Institut des sciences sociales-Université de Lausanne)
Sophie PONTHEUX (Insee)
Katheline SCHUBERT (École d'Économie de Paris, Université Paris D)
Louis-André VALLET (CNRS & Sorbonne University - GEMASS)
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 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 (Dares 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 CEPII)
Thepthida SOPRASEUTH (Théma/Université de Cergy-Pontoise) Ariell RESHEF (École d'économie de Paris, Centre d'économie de la Sorbonne et CEPII)
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: ...

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

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Numéro 526-527 – 2021

VARIA

DOSSIER THÉMATIQUE : SYSTÈME DU QUOTIENT ET IMPÔT SUR LE REVENU DES MÉNAGES

- 3 Imposition des couples et statut marital – Simulation de trois réformes du quotient conjugal en France**
Guillaume Allègre, Hélène Périvier et Muriel Pucci
- 21 Effets redistributifs de l'imposition des couples et des familles : une étude par microsimulation de l'impôt sur le revenu**
Mathias André et Antoine Sireyjol
- 41 Commentaire – La familialisation des taxes et transferts, un enjeu pour l'impôt sur le revenu et les autres politiques publiques**
Clément Carbonnier

ARTICLES

- 49 Les inégalités de revenu entre les départements français depuis cent ans**
Florian Bonnet, Hippolyte d'Albis et Aurélie Sotura
- 71 Le travail dissimulé en France**
Laila AitBihiOuali et Olivier Bargain
- 93 Le durcissement des conditions d'accès et d'emploi dans les professions artistiques en France – Les cas de la danse et du cirque (2006-2016)**
Samuel Julhe et Émilie Salaméro
- 113 Évaluation du crédit d'impôt innovation**
Simon Bunel et Benjamin Hadjibeyli

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.

Imposition des couples et statut marital – Simulation de trois réformes du quotient conjugal en France

Taxation of Couples and Marital Status – Simulation of Three Reforms of the Marital Quotient in France

Guillaume Allègre*, Hélène Périvier* et Muriel Pucci**

Résumé – En France, les couples mariés ou pacsés doivent déclarer conjointement leurs ressources et se voient attribuer deux parts fiscales. Ce dispositif fiscal, appelé quotient conjugal, représente une masse financière d'environ 10 milliards d'euros. À l'aide du modèle de micro-simulation INES, nous simulons trois réformes de ce dispositif : une individualisation de l'impôt, la réduction à 1.5 part du quotient conjugal en ouvrant la possibilité pour les couples mariés/pacsés d'opter pour une imposition individuelle, et enfin le plafonnement du quotient conjugal au même niveau que le quotient familial. L'individualisation conduit au gain fiscal le plus élevé, environ 7 milliards d'euros, contre 3.8 milliards pour le quotient conjugal à 1.5 part et 3 milliards pour le plafonnement du quotient conjugal. Dans ces trois réformes, respectivement 46 %, 45 % et 7 % des couples sont perdants. Les pertes médianes correspondent respectivement à 1.5 %, 1.3 % et 2.6 % du revenu disponible des ménages concernés. Enfin, respectivement 60 %, 64 % et 83 % des perdants se situent dans les trois derniers déciles de niveau de vie.

Abstract – In France, married couples or couples in civil partnerships must declare their resources jointly and are allocated two tax units. This tax system, referred to as the marital quotient, represents a financial package of around 10 billion euros. Using the INES micro-simulation model, we simulate three reforms of this system: an individualisation of taxation, a reduction of marital quotient to 1.5 tax units while allowing married couples/couples in civil partnerships to opt for individual taxation and, finally, the capping of the marital quotient at the same level as the family quotient. Individualisation results in the highest tax gain, around 7 billion euros, compared with 3.8 billion when the marital quotient is reduced to 1.5 tax units and 3 billion with the marital quotient cap. With these reforms, 46%, 45% and 7% of couples lose out, respectively. The median losses correspond to 1.5%, 1.3% and 2.6% of the disposable income of the households concerned, respectively. Finally, 60%, 64% and 83% of the losses are in the last three standard of living deciles, respectively.

Codes JEL / JEL Classification : H24, H31, D31

Mots-clés : microsimulation, impôt sur le revenu, quotient conjugal

Keywords: microsimulation, income tax, marital quotient

* Sciences Po, OFCE (guillaume.allegre@sciencespo.fr ; helene.perivier@sciencespo.fr) ; ** CES, Université Paris 1 (muriel.pucci@univ-paris1.fr)
Nous remercions les participants au séminaire Lunch de l'OFCE, au séminaire Inégalités de l'Insee, et à la conférence AFSE-DG Trésor, ainsi que deux rapporteurs anonymes dont les commentaires ont permis d'enrichir cet article.

Reçu en juin 2019, accepté en mai 2020.

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

Citation: Allègre, G., Périvier, H. & Pucci, M. (2021). Taxation of Couples and Marital Status - Simulation of Three Reforms of the Marital Quotient in France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 526-527, 3–20 (First published online: 30 March 2021). doi: 10.24187/ecostat.2021.526d.2050

En France, l'imposition sur le revenu (IR)¹ représentait en 2017 environ 12 % des recettes fiscales². Si la plupart des foyers fiscaux sont assujettis à la CSG³, 43 % d'entre eux sont imposés au titre de l'IR. Ce dernier tient compte de la configuration familiale et en particulier du statut marital des couples : les couples mariés ou pacsés doivent déclarer conjointement leurs ressources et se voient attribuer deux parts fiscales (on parle alors de quotient conjugal), alors que les couples vivant en union libre sont considérés comme deux foyers fiscaux distincts et déclarent leurs ressources séparément. Le passage à l'imposition à la source en janvier 2019 permet le paiement de l'impôt directement sur la fiche de paie individuelle. Ce mode de prélèvement individualisé ne modifie pas le calcul de l'impôt dû, qui reste fondé sur les revenus du couple pour ceux qui sont mariés ou pacsés. Ce système, qui date de 1945⁴, a été conçu afin de tenir compte des solidarités familiales entre conjoints mariés dans un contexte où les couples monoactifs, avec Monsieur ayant un emploi et Madame en charge du travail domestique et familial étaient la norme portée par les politiques publiques. Il s'agissait également d'inciter les couples à se marier. Environ 8 couples sur 10 sont mariés ou pacsés, et sont donc concernés par le quotient conjugal. Ce dispositif fiscal représente une masse budgétaire de l'ordre de 10 milliards d'euros.

Ce mode d'imposition fait l'objet de nombreuses controverses : certains plaident pour une individualisation de l'impôt ou une réforme du quotient conjugal le jugeant injuste, car l'avantage fiscal que procure le quotient conjugal (lorsqu'il existe) croît avec les revenus du couple, et inefficace en ce qu'il décourage l'activité des femmes mariées (Glaude, 1991 ; Lanquetin *et al.*, 2004 ; Landais *et al.*, 2011) et d'autres défendent le système tel qu'il est au nom du principe d'équité horizontale (Sterdyniak, 1992). Ce débat est important et sensible d'une part parce qu'il soulève des questions relatives aux principes de justice sur lesquels repose l'impôt sur le revenu (justice fiscale entre différents types de ménages, mais aussi justice en termes d'égalité femmes-hommes) ; d'autre part parce que les configurations familiales se sont diversifiées sous l'effet de l'augmentation des unions libres, des divorces et des recompositions familiales : ce système ne serait plus en adéquation avec cette plus grande liberté des individus face à une norme familiale unique. Enfin, le quotient conjugal représente un choix politique dont les conséquences en termes de

recettes fiscales et d'effets redistributifs sont difficilement appréhendables et changent sous l'effet des modifications successives des règles de l'IR⁵. Ceci tient en partie à la complexité et au manque de lisibilité du système d'impôt sur le revenu.

Quelques travaux ont évalué les avantages liés au mariage et au Pacs relativement à l'union libre. Ces études mobilisent le plus souvent deux approches complémentaires : une approche par cas-type pour comprendre l'interaction des différents mécanismes fiscaux et sociaux et la microsimulation qui permet de cartographier les ménages perdants et gagnants et de chiffrer le coût ou le gain des réformes possibles en simulant leurs effets redistributifs (Glaude, 1991 ; Amar & Guérin, 2007 ; Legendre & Thibault, 2007 ; Haut Conseil à la Famille, 2011 ; Eidelman, 2013 ; André & Sireyjol, 2019). Il ressort de ces travaux que le système de quotient conjugal associé au mariage et au Pacs est le plus souvent avantageux pour les couples. Par ailleurs, l'avantage associé à l'imposition commune augmente avec le niveau de vie et les 15 % de personnes les plus aisées sont celles qui en bénéficient le plus (André & Sireyjol, 2019). Des travaux, plus rares, ont analysé l'effet désincitatif au travail des femmes du quotient conjugal ou de l'imposition jointe (Jaumotte, 2003 ; Carbonnier, 2007). D'autres travaux ont simulé les effets redistributifs du passage à l'individualisation en tenant compte, par différentes hypothèses, de la modification du comportement d'activité des femmes (Echevin, 2003).

Cet article s'inscrit dans la lignée des travaux combinant une analyse par cas-types et des évaluations par microsimulation pour évaluer les effets du quotient conjugal sur le montant d'impôt dont les couples doivent s'acquitter en intégrant les réformes de l'IR jusqu'en 2016 (notamment la suppression de la prime pour l'emploi, la réforme de la décote, l'introduction de la contribution exceptionnelle sur les hauts revenus et la réduction d'impôt sous condition

1. Seuls les retraités ayant un revenu faible (11 128 € par an pour une personne seule, en 2018) en sont exonérés.

2. Il est établi un impôt annuel unique sur le revenu des personnes physiques désigné sous le nom d'impôt sur le revenu, Code général des impôts, Art. 1.

3. Les cotisations sociales ne sont pas incluses dans ce champ.

4. L'article 8 de la loi du 15 juillet 1914 précisait déjà que chaque chef de famille est imposable tant en raison de ses revenus personnels que de ceux de sa femme et des autres membres de la famille qui habitent avec lui. Mais le système de quotient date de 1945.

5. Comme par exemple l'introduction de la prime pour l'emploi (PPE) en 2002, puis sa suppression en 2016 ; l'introduction de la décote en 1982, réformée en 1987, 2002, 2015 et 2016 ; l'introduction de la réduction d'impôt sous condition de ressources en 2017 ; l'introduction de la contribution exceptionnelle des hauts revenus en 2011 avec deux tranches qui s'ajoutent au barème d'imposition progressif.

de ressources). Au-delà de l'actualisation des travaux existants, cet article présente trois réformes du quotient conjugal, dont deux originales qui n'avaient jamais été étudiées à ce jour. Chacune d'entre elles répond aux principales critiques dont le quotient conjugal fait l'objet.

Après avoir présenté le fonctionnement du quotient conjugal et les problèmes qu'il soulève, nous évaluons trois scénarios de réforme que nous proposons : l'individualisation de l'IR, la baisse du nombre de parts attribué aux couples mariés/pacsés à 1.5 au lieu de 2 parts avec option d'individualisation, ainsi que l'ouverture aux couples concubins de ce nouveau régime fiscal et enfin le plafonnement de l'avantage associé au quotient conjugal au même niveau que celui du quotient familial. Ces simulations mettent en évidence les masses engagées par la redistribution opérée par le quotient conjugal et les alternatives pour répartir différemment la charge fiscale entre ménages.

1. L'imposition des couples et le quotient conjugal

1.1. Les fondements généraux de l'IR

Le système d'imposition sur le revenu s'appuie sur les principes constitutionnels d'égalité devant la loi (article 6 de la déclaration des droits de 1789⁶) et d'égalité devant les charges publiques selon lequel la charge de l'impôt doit être répartie entre citoyens en raison de leurs facultés (article 13 de la même déclaration⁷). Ce dernier principe exige une progressivité de l'impôt avec les revenus et une prise en compte des charges de famille. Mais il reste suffisamment large pour être respecté de multiples façons (Collet, 2014)⁸. Dans le système actuel, l'IR repose sur deux mécanismes :

(i) La progressivité de l'impôt, assurée en appliquant au revenu imposable un barème d'imposition progressif. En 2018, il se compose de quatre tranches d'imposition dont les taux sont respectivement 14 %, 30 %, 41 % et 45 %⁹, auxquelles s'ajoute la contribution exceptionnelle sur les hauts revenus, qui comprend les deux tranches de 3 % et 4 %. Sans cette progressivité, il serait équivalent d'imposer au niveau des individus ou des foyers.

(ii) L'imposition non pas du revenu de l'individu mais de celui du foyer fiscal auquel il appartient en fonction du nombre de personnes rattachées au foyer.

Le calcul de l'impôt tient compte de la composition du ménage en appliquant un système de quotient familial qui attribue un nombre de parts

fiscales en fonction notamment du nombre de personnes présentes dans un même foyer fiscal, de la configuration familiale (monoparentalité ou couple), et du statut marital du couple. L'imposition au quotient consiste à appliquer le barème progressif d'imposition non pas au revenu global mais au revenu divisé par le nombre de parts. Pour un même revenu, un foyer fiscal avec un nombre de parts plus élevé peut être soumis à un taux marginal plus faible. Le montant d'impôt par part est ensuite multiplié par ce nombre de parts pour obtenir le montant d'impôt dû par le foyer fiscal. Par conséquent, selon ce mécanisme, deux foyers fiscaux ayant le même revenu par part sont soumis au même taux marginal d'imposition (voir Annexe en ligne C1 – lien vers les Annexes en ligne à la fin de l'article).

Ces principes généraux visent une forme de neutralité fiscale¹⁰ : à niveau de vie initial comparable, deux foyers de composition différente doivent disposer du même niveau de vie après impôt. Selon le principe d'équité horizontale ainsi interprété, les individus de même faculté contributive doivent être traités de manière égale. L'impôt ne doit donc pas modifier la position relative des ménages de différentes configurations dans la distribution des niveaux de vie. L'exposé des motifs du projet de loi instituant le quotient familial en 1945 reprend cet argument : « Il est injuste que, malgré les abattements consentis pour charges de famille, un ménage avec des enfants paye, compte tenu des dépenses auxquelles il est obligé, un impôt général sur le revenu plus lourd qu'un ménage sans enfant »¹¹. Au-delà de l'argument relatif à l'équité horizontale, le système de quotient conjugal avait également pour objectif de ne pas favoriser les couples en union libre par rapport aux couples mariés, comme le montre l'exposé

6. « La loi est l'expression de la volonté générale. Tous les citoyens ont droit de concourir personnellement, ou par leurs représentants, à sa formation. Elle doit être la même pour tous, soit qu'elle protège, soit qu'elle punisse. Tous les citoyens étant égaux à ses yeux sont également admissibles à toutes dignités, places et emplois publics, selon leur capacité, et sans autre distinction que celle de leurs vertus et de leurs talents. »

7. « Pour l'entretien de la force publique, et pour les dépenses d'administration, une contribution commune est indispensable : elle doit être également répartie entre tous les citoyens, en raison de leurs facultés. »

8. Si la Constitution exige bel et bien que l'impôt sur le revenu soit progressif et tienne compte des charges de famille de chaque individu, elle ne réclame pas que cet impôt soit établi sur les ressources et les charges du foyer dans son ensemble (Collet et al., Le Monde, 2015).

9. En 2015, la première tranche dont le taux était de 5 % a été supprimée.

10. Pierre Laroque affirmait : « À la différence des mesures fiscales du code de la famille, qui visaient à inciter les familles à avoir trois enfants ou plus, comme à dissuader les célibataires de le rester et les couples de ne pas avoir d'enfant, le quotient familial répond à un souci de justice distributive. Il s'agit de rendre l'impôt sur le revenu aussi neutre que possible par rapport aux capacités de consommation des familles, suivant leurs charges inégales. »

11. https://www.legifrance.gouv.fr/affichJuriSaisine.do?jsessionid=DF4C05BCCD35872603AABB260AD6912F.tpdjo14v_3?idTexte=CONSTEXT000017667929

des motifs du projet de loi instituant le quotient familial en 1945 : « Il est immoral de frapper d'une taxe progressive les revenus du ménage réunis sur la tête du chef de famille, avantageant ainsi le concubinage »¹².

1.2. Le fonctionnement du quotient conjugal

L'IR impose un régime fiscal aux couples qui dépend de leur statut marital. Actuellement, les personnes mariées ou pacsées constituent un seul et même foyer fiscal et ont l'obligation de déclarer conjointement l'ensemble de leurs ressources afin de tenir compte des solidarités familiales. Jusqu'en 1982¹³, l'imposition reposait sur le chef de famille, à savoir l'homme, la femme étant considérée comme étant à sa charge. Depuis 2005, le même régime s'applique aux couples pacsés¹⁴. Les deux conjoints déclarent un seul et même revenu imposable composé de l'ensemble des revenus du couple. En revanche, les personnes vivant en union libre déclarent séparément leur revenu, et constituent deux foyers fiscaux distincts.

Les couples mariés/pacsés sans personne à charge disposent de deux parts fiscales. Ce dispositif de parts attribuées aux couples mariés/pacsés est communément appelé « quotient conjugal », il se distingue du quotient familial *stricto sensu*, qui désigne les parts attribuées au titre des enfants à charge, et plus généralement des personnes à charge (tableau 1). Les parts attribuées au titre des enfants ne dépendent pas du statut marital des parents : les deux premiers enfants du foyer fiscal ouvrent droit à 0.5 part chacun, à partir du rang 3 les enfants ouvrent droit à une part fiscale¹⁵.

Contrairement au quotient conjugal, le quotient familial n'est pas obligatoire : les parents peuvent décider de ne pas rattacher leurs enfants à leur foyer fiscal à partir d'un certain âge, notamment s'ils commencent à travailler¹⁶.

Les couples vivant en union libre déclarent leurs revenus séparément et peuvent choisir l'affectation des parts liées aux enfants à charge entre leurs foyers fiscaux respectifs de sorte à réduire le montant d'impôt total dont le ménage doit s'acquitter, ce que ne peuvent pas faire les couples mariés/pacsés.

Lorsque les deux conjoints ont des revenus proches, le quotient conjugal et l'imposition séparée conduisent à un niveau d'impôt égal, sauf pour les couples qui bénéficient de la décote, et/ou de la réduction d'impôt sous condition de ressources. En revanche, dès lors que les deux revenus sont très différents, l'imposition conjointe est plus avantageuse que l'imposition séparée (elle applique le taux marginal au revenu moyen et non plus à chacun des revenus, voir Annexe en ligne C1). Aucun autre pays que la France n'applique un système de part fiscale, à l'exception des États-Unis. Le système d'imposition américain permet aux couples mariés de déclarer individuellement ou conjointement leur revenu. Étant donné que les tranches d'imposition sont doublées pour les couples mariés déclarant conjointement, ce système a les mêmes propriétés que le quotient conjugal (sauf pour la dernière tranche qui n'est pas doublée, ce qui revient à plafonner l'avantage accordé aux couples mariés). Seuls quelques rares pays ont un système d'impôt sur le revenu intégralement

12. https://www.legifrance.gouv.fr/affichJuriSaisine.do?jsessionid=DF4C05BCCD35872603AABB260AD6912F.tpdjo14v_3?idTexte=CONSTEXT000017667929

13. Il aura fallu attendre 1982 pour que la notion de chef de famille soit supprimée du code général des impôts : <https://www.legifrance.gouv.fr/affichTexte.do?cidTexte=JORFTEXT000000503959>

14. Avant 2005, l'imposition des couples pacsés était séparée durant les trois premières années puis commune au-delà.

15. D'autres situations peuvent donner lieu au bénéfice d'une part ou d'une demi-part supplémentaire (par exemple une demi-part supplémentaire est accordée aux parents isolés, aux veuves de guerre, dans le cadre de l'accueil d'une personne handicapée, etc.).

16. Le non rattachement des enfants vivant dans le ménage ne peut être avantageux que s'ils ont des revenus propres.

Tableau 1 – Nombre de parts fiscales et nombre d'unités de consommation^a selon la configuration familiale

		Couple marié/pacsé	Personne vivant en couple en union libre prenant les enfants du couple à sa charge (+part du conjoint)	Célibataire
0 enfant	Part fiscale	2	1 (+1)	1
	Nombre d'UC	1.5	1.5	1
1 enfant	Part fiscale	2.5	1.5 (+1)	2
	Nombre d'UC	1.8	1.8	1.5
2 enfants	Part fiscale	3	2 (+1)	2.5
	Nombre d'UC	2.1	2.1	1.8
3 enfants	Part fiscale	4	3 (+1)	3.5
	Nombre d'UC	2.4	2.4	2.1

^(a) le nombre d'unités de consommation (UC) est calculé suivant l'échelle d'équivalence de l'OCDE modifiée.

Lecture : 2 parts fiscales sont attribuées à un couple marié ou pacsé n'ayant pas d'enfant alors qu'il représente 1.5 UC.

séparé sans compensation pour conjoint à charge. Certains pays proposent un transfert possible de revenu d'un conjoint à l'autre, d'autres un crédit d'impôt ou abattement pour conjoint à charge (voir Annexe en ligne C2).

1.3. Simulation de l'avantage lié au quotient conjugal

La question du traitement fiscal des couples selon leur statut marital a fait l'objet de quelques travaux visant à évaluer les avantages liés au mariage (Amar & Guérin, 2007 ; Legendre & Thibault, 2007 ; Haut Conseil à la Famille, 2011 ; Eidelman, 2013 ; André & Sireyjol, 2019). Ces études combinent une approche par cas-type pour comprendre l'interaction des différents dispositifs fiscaux et la microsimulation qui permet de chiffrer des réformes possibles et de simuler leurs effets redistributifs. Le contrefactuel utilisé est le plus souvent une individualisation de l'impôt, avec des hypothèses sous-jacentes variables selon les études.

Nous calculons les avantages associés au quotient conjugal à partir d'une maquette simplifiée du système socio-fiscal à jour de la législation 2018. Elle permet de simuler le montant d'impôt dû par un ménage selon sa configuration familiale et le statut marital du couple. L'avantage lié au quotient conjugal correspond à l'écart entre la somme des deux impôts dus par les deux membres d'un couple vivant en union libre et l'impôt dû par un couple marié/pacsé à structure de revenus individuels identique.

Le système du quotient conjugal est d'autant plus avantageux pour les couples mariés/pacsés par rapport aux couples concubins que les revenus des deux conjoints sont différents, ce qui tient à la logique du système. Par ailleurs, l'IR est caractérisé par de nombreux dispositifs qui ne sont pas nécessairement conjugalisés ou pas de la même manière que le quotient conjugal : la décote qui lisse le montant d'impôt dû à l'entrée du barème et qui a été modifiée en 2015, peut avantager les couples concubins (Annexes en ligne C1 et C3), la réduction d'impôt sous condition de ressources introduite en 2017, et la contribution exceptionnelle pour les hauts revenus introduite 2011 et reconduite en 2018, ont des effets complexes (Annexe en ligne C3). Enfin, alors que les concubins peuvent répartir les parts attribuées pour les enfants entre les deux foyers fiscaux afin de minimiser le montant total d'impôt dû, les couples mariés/pacsés qui ne forment qu'un seul et même foyer fiscal ne le peuvent pas.

Par construction, le montant d'impôt payé par les couples mariés/pacsés ne dépend pas de la

structure des revenus entre conjoint. En revanche, le montant d'impôt payé par les deux conjoints concubins dépend de leur revenu respectif. Ainsi, lorsque les revenus sont répartis de façon égalitaire entre les deux conjoints, l'imposition séparée et l'imposition commune conduisent à un même montant d'impôt au niveau du couple, à l'exception de certains cas : les couples dans lesquels chaque conjoint gagne l'équivalent d'un Smic et demi paient moins d'impôt s'ils vivent en union libre et déclarent séparément leur revenu qu'un couple marié ayant une structure de revenu individuel identique. En effet, la décote joue dans ce cas en faveur des couples concubins¹⁷. Jusqu'en 2015 le seuil était le même pour les personnes seules (ou les concubins) et les couples mariés/pacsés, et ce seuil s'appliquait au revenu imposable sans prise en compte du nombre de parts fiscales. En 2015, le seuil de déclenchement de la décote a été relevé et un seuil pour les couples mariés/pacsés a été introduit. Néanmoins ce seuil « couple » n'est pas le double de celui des personnes seules. Ainsi les couples concubins dans lesquels chacun gagne 1.5 Smic paient moins d'impôt que les couples mariés de même niveau et structure de revenu. En revanche, pour des couples monoactifs, le quotient conjugal conduit à un montant d'impôt plus faible pour le couple marié/pacsé par rapport au couple concubin : la réduction d'impôt qui lui est associée va d'environ 2 250 €/an pour un couple dans lequel un des conjoints gagne 2 Smic, à 5 700 euros pour un couple dans lequel un des conjoints gagne 5 Smic.

Pour des couples monoactifs, le quotient conjugal est soit neutre relativement à une situation d'union libre, soit procure un avantage (pour les couples sans enfant, cet avantage commence à partir du milieu du 2^e décile des revenus). Pour les couples sans enfant dans lesquels l'un des conjoints gagne le double de l'autre, les perdants au quotient conjugal ont des revenus qui se situent dans le 8^e décile : l'imposition jointe leur fait perdre la décote à laquelle le conjoint gagnant le moins aurait encore droit s'ils déclaraient séparément leur revenu. Pour les couples ayant la même structure de revenu mais ayant deux enfants à charge, les pertes sont plus importantes et apparaissent pour des revenus se situant dans le 8^e décile, car les couples mariés/pacsés, contrairement aux couples concubins ne peuvent pas optimiser les parts fiscales pour

17. Lorsqu'il y a des enfants à charge et que les parents concubins peuvent optimiser la répartition des parts fiscales en fonction de leurs revenus imposables, les configurations dans lesquelles l'impôt total est plus faible pour les couples concubins que pour les couples mariés ou pacsés sont plus fréquentes.

enfants (voir Annexe en ligne C4, figures C4-I et C4-II).

De façon générale l'avantage lié au quotient conjugal, lorsqu'il existe, croît avec les revenus et plafonne dès lors que le revenu imposable par part se situe sur la dernière tranche de la contribution exceptionnelle sur les hauts revenus. L'avantage maximal du quotient conjugal (soit 32 350 € par an) est atteint pour des couples monoactifs ayant un revenu très élevé, au-delà de 70 Smic. À l'entrée du 10^e décile (pour des couples monoactifs), il s'élève à 5 700 € par an. Ces cas ne sont pas fréquents relativement à l'ensemble de la population, néanmoins 13 % des couples mariés âgés de 25 à 54 ans dont les revenus les situent dans le 10^e décile de niveau de vie sont des couples monoactifs¹⁸. Ceci s'explique en partie par l'attractivité du quotient conjugal pour cette configuration de revenu.

2. Pourquoi réformer le quotient conjugal ?

Plusieurs types de critiques sont adressées au quotient conjugal, les réformes proposées et simulées cherchent à corriger le système de sorte à y répondre au moins partiellement.

2.1. L'unité fiscale de référence : l'individu ou le couple ?

2.1.1. La solidarité au sein des couples concubins n'est pas reconnue

L'unité fiscale dans le système de quotient conjugal est le couple dans le cadre du mariage ou du Pacs et l'individu dans le cas de l'union libre. Cela repose sur le principe de mise en commun des ressources des couples mariés ou pacsés et cela implique que l'on ne reconnaisse aucune forme de solidarité au sein des couples vivant en union libre. Néanmoins le système est ambigu, car depuis 1996, les parents concubins qui déclarent la charge d'un ou plusieurs enfants ne bénéficient plus de la demi-part supplémentaire attribuée aux parents isolés, ce qui induit une forme de reconnaissance de la solidarité familiale dans le cadre de l'union libre s'agissant des charges liées aux enfants (cf. tableau 1). Par ailleurs, dans le cas de l'Impôt de solidarité sur la fortune (ISF), et depuis 2018 l'impôt sur la fortune immobilière (IFI), une déclaration commune est obligatoire pour les « concubins notoires », qui dans ce cas sont considérés comme un seul foyer fiscal, sans système de quotient conjugal. Ceci vise à éviter que les conjoints ne partagent le patrimoine du couple afin de rester en dessous du seuil d'imposition aujourd'hui fixé 1.3 million d'euros, le seuil

étant le même pour des individus isolés ou pour un couple¹⁹. De même, le calcul des droits aux prestations sociales (comme le RSA, revenu de solidarité active) et familiales sous condition de ressources (comme les allocations familiales) prend en compte les revenus du couple quel que soit son statut marital. Ainsi, le droit fiscal est parfois contradictoire s'agissant des couples vivant en union libre, alors que le droit civil a élargi la notion juridique de « couple » aux couples concubins (Cavalier, 2013) et que les prestations sociales s'appuient sur l'ensemble des revenus des conjoints, mariés/pacsés ou concubins. Depuis 1945, les aspirations en matière familiale et les modes de vie ont changé (union libre, divorce, recomposition familiale, activité des femmes, etc.), mais le principe d'imposition des couples n'a pas été modifié, à l'exception de l'élargissement de l'imposition jointe aux couples pacsés à partir de 2005.

2.1.2. Les couples mariés mettent-ils effectivement en commun leurs ressources ?

En 2010, 74 % des couples mariés déclaraient mettre en commun l'intégralité de leurs ressources contre 30 % des couples pacsés et 37 % des couples en union libre. Les couples pacsés s'apparenteraient ainsi plus aux couples en union libre qu'aux couples mariés²⁰. La pratique consistant à mettre en commun les ressources dépend du niveau de revenu : si 72 % des couples du premier quartile de revenu déclarent mettre en commun intégralement leurs ressources, ce n'est le cas que de 58 % des couples du dernier quartile (Ponthieux, 2012). Contrairement au quotient familial, qui est limité à 1 500 € par an et par demi-part, le bénéfice de l'imposition commune n'est pas plafonné, sauf mécaniquement pour les foyers dont le revenu par part se situe dans la dernière tranche d'imposition. Or plus les ressources sont élevées moins les membres du couple mettent en commun leurs ressources. Ainsi le quotient conjugal semble inadapté car il procure un avantage fiscal d'autant plus important que les revenus du couple sont élevés, et donc moins partagés, et qu'il n'est pas accessible aux couples

18. Voir Annexe en ligne C5 pour une description des caractéristiques des couples selon leur décile de niveau de vie.

19. Le traitement des couples concubins dans le cadre de l'IFI n'est pas cohérent avec leur traitement dans le cadre de l'IR. Le seuil d'imposition à l'IFI pourrait être plus faible dans le cas d'une déclaration individuelle que dans le cas d'une déclaration en couple de la valeur du patrimoine.

20. Il faut toutefois relativiser ce résultat : les couples pacsés sont en moyenne plus jeunes et plus récents que les couples mariés (à la fois parce que le Pacs a été introduit il y a 20 ans seulement, et parce qu'il constitue souvent une étape vers le mariage). Or les couples plus jeunes et plus récents sont moins susceptibles de mettre leurs ressources intégralement en commun.

vivant en union libre ayant de faibles ressources. À l’opposé, les couples pacsés qui mettent peu en commun leurs ressources bénéficient de l’imposition jointe.

Pour répondre à ces critiques, deux réformes sont possibles. La première consiste à ouvrir le droit à l’imposition jointe aux couples concubins²¹. La seconde réforme consiste à supprimer l’imposition jointe en individualisant l’impôt sur le revenu. Dans ce cas, chaque individu membre du couple, qu’il soit marié, pacsé ou concubin, déclarerait séparément ses revenus et serait imposé sur cette base. Les revenus communs aux deux partenaires seraient partagés entre les deux nouveaux foyers fiscaux. Les parts attribuées aux enfants peuvent être soit réparties à part égale entre les deux parents (individualisation sans optimisation), soit réparties de façon à réduire la somme des montants d’impôt dont chacune doit s’acquitter (individualisation avec optimisation).

2.2. Capacité contributive et nombre de parts accordées

La Constitution précise que l’impôt doit tenir compte de la capacité contributive des citoyens. Toute la question est de savoir comment cette « capacité contributive » est appréhendée. À revenu identique, une personne vivant seule dispose d’un niveau de vie plus élevé qu’un couple, mais pour autant il n’est pas deux fois plus élevé du fait des économies d’échelle que procurent la vie en couple. En 1945, l’administration n’était pas en mesure de calculer précisément le niveau de vie des ménages de taille différente et donc d’évaluer leur capacité contributive respective. Aujourd’hui, les échelles d’équivalence sont utilisées pour comparer le niveau de vie de famille de taille différente. Même si elles sont critiquables à de nombreux points de vue (Martin, 2017 ; Martin & Périer, 2018), elles constituent un outil de référence pour mesurer les niveaux de vie (Bourguignon, 1993 ; Hourriez & Olier, 1997). L’Insee utilise l’échelle d’équivalence dite de l’OCDE modifiée, qui attribue 1.5 part (ou unité de consommation) aux couples et 1 part aux célibataires, puis 0.3 part par enfant de moins de 14 ans, et 0.5 aux enfants de 14 ans et plus. Selon cette échelle, un couple ayant 3 000 € de revenu disponible a ainsi le même niveau de vie qu’un célibataire dont le revenu s’élève à 2 000 €. Or le quotient conjugal attribue 2 parts aux couples mariés ou pacsés et une part au célibataire (cf. tableau 1). On sous-estime donc de 33 % le niveau de vie des couples relativement aux personnes vivant seules, et donc on ne les impose pas à hauteur de leur capacité contributive (définie comme leur niveau de vie)²².

Cela s’explique par le fait que le souci d’équité horizontale est biaisé par le souhait de ne pas inciter les couples à rester en union libre. De même, le choix du nombre de part attribué pour les enfants selon leur rang n’a pas été fixé dans le seul objectif de garantir le principe d’équité horizontale, mais il a été en partie guidé par un objectif nataliste, comme le montre la demi-part supplémentaire par enfant, accordée à partir du troisième, instaurée en 1980 (Bloch *et al.*, 2005). Le principe d’équité horizontale n’est ainsi pas respecté, et comme l’avantage fiscal croît avec les ressources du foyer, le principe d’équité verticale ne l’est pas non plus. Le bénéfice du quotient conjugal croît avec les revenus, et ne plafonne que lorsque le revenu imposable par part atteint la dernière tranche d’imposition, et celle de la contribution exceptionnelle sur les hauts revenus (voir Annexe en ligne C4). Ce n’est pas le cas pour le quotient familial dont l’avantage qu’il procure est plafonné depuis 1982. Ce plafond a été abaissé en 1998, en 2012 et en 2013 (en 2018 l’avantage fiscal associé au quotient familial est plafonné à 1 527 € par demi-part fiscale). Si l’avantage fiscal que procure le quotient familial est plafonné, celui associé au quotient conjugal devrait l’être également.

Au sein d’un couple biactif, lorsqu’un des partenaires a un revenu inférieur à celui de son conjoint, il ne constitue pas une charge en tant que telle, même si le conjoint ayant le revenu le plus élevé peut accroître le niveau de vie de son partenaire en prenant à sa charge une plus grande part des dépenses communes. Au sein d’un couple monoactif, celui ou celle qui ne travaille pas (dans les faits il s’agit le plus souvent des femmes) contribue par son travail domestique et familial aux ressources du ménage. Par exemple, dans le modèle de « Monsieur Gagnepain et Madame Aufoyer », l’épouse inactive produit un service, *via* le travail domestique et familial qu’elle accomplit. Cette production domestique (garde et éducation des enfants, ménage, cuisine, etc.) a une valeur économique qui n’est pas imposée. Ainsi, les couples monoactifs sont traités plus favorablement que les couples biactifs, qui doivent externaliser une partie des tâches domestiques et familiales et ont un niveau de vie inférieur à revenu égal. Allègre *et al.* (2015) montrent que les couples monoactifs

21. Certains couples concubins pourraient alors être tentés de déclarer séparément leurs revenus lorsque cela leur est plus favorable. Pour éviter cette optimisation fiscale, et aligner l’obligation de déclaration jointe de l’ensemble des couples, il conviendrait de contrôler la vie en couple des concubins, à l’instar de ce que les services sociaux font pour le versement du RSA, ce qui soulève des questions pratiques et éthiques.

22. Le barème social du RSA suit les unités de consommation de l’échelle d’équivalence de l’OCDE modifiée.

consacrent environ une heure supplémentaire par jour aux tâches domestiques par rapport à leurs homologues biactifs. Valorisée, par exemple, au Smic horaire net cette heure de travail domestique correspond à un montant annuel de 2 700 € (Allègre *et al.*, 2015), ce qui pourrait justifier une adaptation de la fiscalité qui tiendrait compte de cet avantage pour les couples monoactifs ou de ce désavantage pour les couples biactifs. Enfin, le quotient conjugal induit une désincitation au travail de l'épouse (voir ci-dessous), qui, associée aux normes de genre, renforcent le caractère sexué de la division du travail dans les couples et les inégalités entre les sexes. Au moment d'un divorce, le moindre investissement des femmes sur le marché du travail implique qu'elles subissent une perte de niveau de vie plus importante que leur ex-conjoint, et ceci malgré les transferts publics et privés (Bonnet *et al.*, 2015 ; 2016).

Pour répondre à l'inadéquation du nombre de parts fiscales accordées aux couples selon le statut marital, le nombre de parts attribuées aux couples mariés ou pacsés pourrait être réduit à 1.5 au lieu de 2 aujourd'hui, tout en laissant la possibilité d'opter pour une imposition séparée. Ce choix entre imposition commune avec 1.5 pour le couple et déclaration séparée pourrait également être proposé aux couples concubins.

2.3. Désincitation au travail des femmes mariées

Avec le système de quotient conjugal, le même taux d'imposition s'applique aux revenus individuels des deux conjoints, qui sont déclarés ensemble. S'il existe un écart de revenu entre les conjoints, alors le conjoint au revenu le plus faible supporte un taux d'imposition plus élevé que s'il déclarait son revenu séparément et le conjoint ayant le revenu le plus élevé bénéficie d'un taux marginal plus faible que s'il était célibataire²³. Le quotient conjugal crée des désincitations au travail pour le conjoint dont le revenu est le plus faible, le plus souvent la femme (trois femmes en couple sur quatre gagnent moins que leur conjoint, voir Morin, 2014), et une incitation à travailler davantage pour son conjoint. Il constitue donc un encouragement à la spécialisation au sein du foyer (travail rémunéré pour Monsieur et travail domestique pour Madame) et un frein potentiel ou réel à l'emploi des femmes mariées ou pacsées. Au-delà des écarts salariaux, toujours à l'avantage des hommes, rappelons que la part des femmes parmi les bénéficiaires d'une allocation de congé parental à taux plein est de 94.8 % en 2017 (CAF, 2019) : en présence d'enfants, le choix de l'arrêt ou de la réduction

d'activité est encore massivement fait par les femmes. Le travail des femmes en couple ayant des enfants est encore considéré comme étant additionnel, celui de l'homme étant perçu comme la principale source de revenu du ménage.

De plus, la littérature montre que l'offre de travail des femmes est plus élastique que celle des hommes : les femmes, notamment mariées et/ou avec jeunes enfants, répondent plus aux incitations financières que les hommes (Briard, 2017). En augmentant le taux marginal d'imposition sur le conjoint dont le revenu est le plus faible, le plus souvent les femmes, et en le réduisant sur le conjoint dont le revenu est le plus élevé, le quotient conjugal pourrait ainsi réduire l'offre de travail globale.

En s'appuyant sur des comparaisons internationales, des travaux montrent que l'imposition séparée est plus favorable à l'activité des femmes que l'imposition jointe (Jaumotte, 2003 ; Thomas & O'Reilly, 2016). Crossley & Jeon (2007) ont évalué l'impact au Canada du passage de l'imposition jointe à l'imposition séparée pour les couples mariés. Leurs résultats montrent que la réforme a conduit à une forte augmentation de l'offre de travail des femmes mariées qui bénéficient alors de taux marginaux d'imposition plus faibles. En France, en intégrant les modifications de comportement à une simulation de l'individualisation de l'impôt, Echevin (2003) trouve que la déclaration séparée a des effets positifs sur la participation des femmes mariées au marché du travail (ce sont en effet le plus souvent les femmes qui ont des revenus plus faibles). Enfin Carbonnier (2007) montre que la familialisation de l'IR incite les femmes mariées/pacsées à rester en dehors du marché du travail. Ainsi, le quotient conjugal participe à la reproduction des inégalités économiques entre femmes et hommes.

Le système actuel implique que le taux marginal d'imposition portant sur le conjoint ayant les revenus les plus faibles chez les concubins est moindre que le taux marginal appliqué au revenu du couple marié/pacsé (voir Annexe en ligne C4, figure C4-III). En appliquant le taux moyen du couple marié/pacsé au revenu individuel du conjoint ayant les revenus les plus faibles, on obtient une estimation du montant d'impôt moyen dont il ou elle doit s'acquitter. Ce montant est théorique puisque ces couples sont supposés mettre en commun leurs ressources

23. Depuis la réforme du prélèvement à la source (2019), l'impôt du conjoint qui a le revenu le plus faible est calculé à partir de ses seuls revenus lorsque les conjoints optent pour le taux individualisé. L'impôt de l'autre conjoint est alors défini comme un solde à partir de l'impôt dû par le couple.

et leurs dépenses. Néanmoins cela permet de comparer le montant d'impôt moyen de deux personnes ayant le même revenu mais l'une étant mariée et l'autre vivant en union libre, et qui sont au sein de leur couple respectif la personne ayant le revenu le plus faible.

Une autre façon d'appréhender le caractère potentiellement désincitatif du quotient conjugal sur l'offre de travail des femmes mariées/pacsées consiste à calculer le gain en revenu disponible issu de la prise d'un emploi à temps plein au Smic par la conjointe inactive, selon le statut marital. Ce gain est simulé en fonction des revenus de son partenaire pour un couple sans enfant puis pour un couple ayant deux enfants (âgés de 6 et 8 ans). En effet, la présence d'enfants dans le ménage constitue un frein à l'activité des femmes qui peut être renforcé par le système de quotient conjugal. Cette configuration familiale est propice à un retrait d'activité des femmes qui peinent à articuler vie familiale et vie professionnelle. Le gain à la reprise d'un emploi est toujours plus faible dans le cas d'un couple marié/pacsé que dans le cas d'un couple vivant en union libre (figure I).

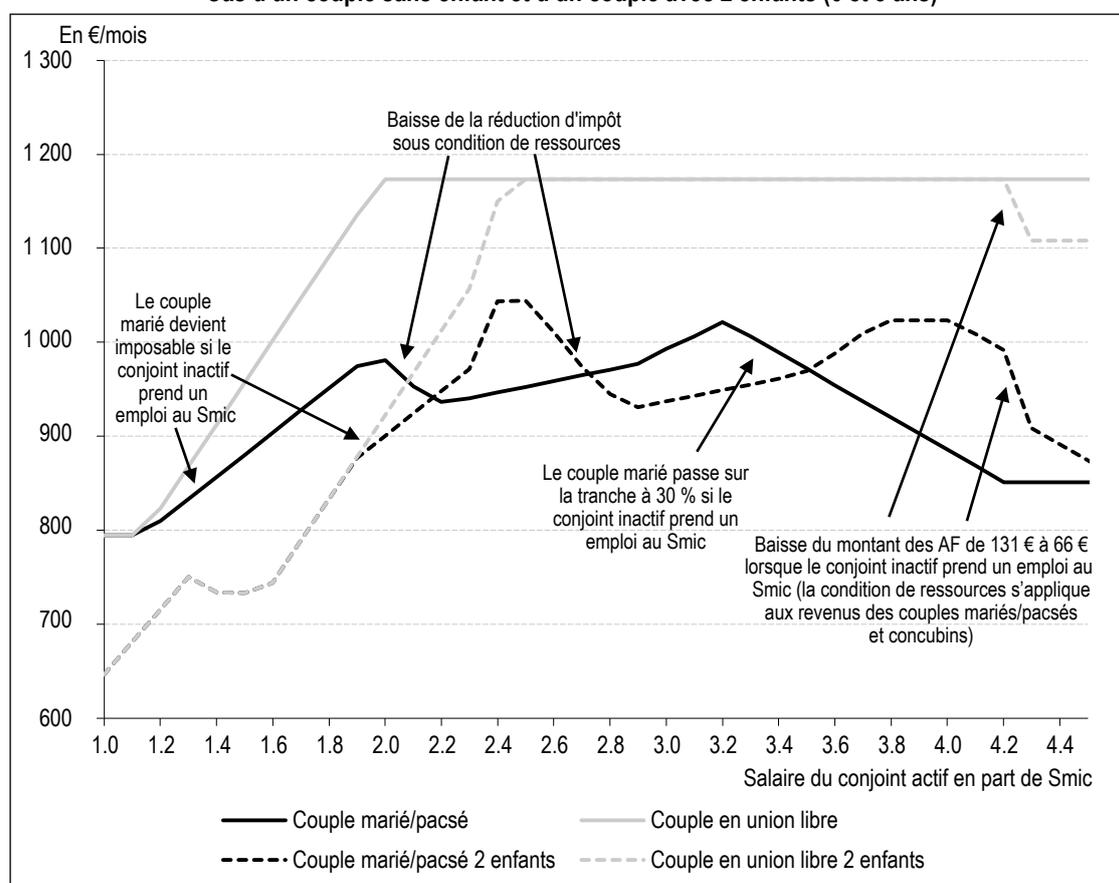
Les incitations financières à prendre un emploi sont donc plus faibles pour une femme mariée que pour une femme vivant en union libre avec son conjoint. Cet écart s'accroît si le couple a deux enfants à charge.

Seul le passage à un système d'imposition individuel permet de répondre pleinement à cette critique en garantissant que les revenus individuels de chaque partenaire soient imposés séparément et non pas au taux marginal correspondant à la moyenne des revenus du couple.

3. Comment réformer le quotient conjugal ? Trois scénarios possibles

La réforme de l'imposition des couples peut prendre de multiples formes selon les principes retenus et la façon dont ils sont appliqués. Le premier principe est celui du choix de l'unité fiscale de référence : le couple ou l'individu. Puis dans le cas où l'unité fiscale reste le couple, la question du statut marital se pose : souhaite-t-on imposer les couples mariés/pacsés et ceux vivant en union libre différemment ? Autrement dit

Figure I – Gain au retour à l'emploi pour une personne reprenant un emploi à temps plein au Smic selon le revenu de son conjoint et le statut marital du couple. Cas d'un couple sans enfant et d'un couple avec 2 enfants (6 et 8 ans)



Note : législation 2018, calcul des auteur-e-s.

Lecture : le revenu disponible d'un couple monoactif sans enfant dans lequel le conjoint actif gagne 3 Smic et dans lequel le conjoint inactif prend un emploi au Smic (1 174 € par mois) augmente de 993 € pour un couple marié/pacsé contre 1 174 € pour un couple vivant en union libre.

accorde-t-on une reconnaissance fiscale aux couples vivant en union libre ou considère-t-on qu'il s'agit de deux personnes célibataires (donc de deux foyers fiscaux distincts) ? Le nombre de parts attribuées aux couples peut également être modifié de sorte à être davantage en adéquation avec les niveaux de vie, tels que calculés avec les échelles d'équivalence usuelles. Enfin, l'avantage associé au quotient conjugal pourrait être plafonné à l'instar de celui associé au quotient familial.

Nos simulations visent à évaluer des scénarios de réformes qui corrigent une ou plusieurs critiques faites au quotient conjugal et laissent ouverte la question de l'utilisation des recettes fiscales supplémentaires qui en découleraient. Par ailleurs, une réforme de l'imposition des couples peut avoir un effet sur l'offre de travail, en particulier sur celles des femmes mariées qui sont potentiellement désincitées à travailler du fait du quotient conjugal : par exemple l'épouse inactive peut prendre un emploi en réponse à l'individualisation, ou augmenter son temps de travail (Echevin, 2003). De même, une réforme de l'imposition des couples peut induire des modifications de comportement en matière de choix de statut marital. Par exemple l'ouverture de l'imposition jointe aux couples pacsés en 2005 a rendu le Pacs plus attractif (Leturcq, 2012). Les chiffres ne tiennent pas compte des changements de comportements relatifs à l'activité ni de ceux relatifs au choix du statut marital, que les trois réformes simulées pourraient induire.

Trois scénarios de réformes sont proposés, le quotient familial restant inchangé dans tous les cas :

1) L'individualisation de l'IR avec optimisation. Autrement dit l'unité fiscale devient l'individu et non plus couple marié/pacsé et à l'instar des couples concubins, les couples mariés/pacsés peuvent répartir les parts fiscales associées aux personnes dépendantes entre leurs deux foyers fiscaux respectifs de sorte à limiter le montant d'impôt global dont ils doivent s'acquitter. Cette réforme répond à la critique émise concernant l'unité fiscale de référence. Il s'agit ici de ne plus prendre en compte l'éventuelle mise en commun des ressources entre les conjoints.

2) L'attribution de 1.5 part aux couples mariés/pacsés au lieu des 2 parts, avec la possibilité pour ces couples d'opter pour une déclaration séparée si celle-ci est plus avantageuse. Cette réforme permet de mettre en cohérence les parts fiscales accordées aux couples mariés ou pacsés en cohérence et les échelles d'équivalence

usuelles. L'ouverture aux couples concubins de ce choix entre déclaration séparée et déclaration commune avec 1.5 part pour le couple permet en outre de prendre en compte les solidarités entre concubins.

3) Le plafonnement de l'avantage fiscal associé au quotient conjugal au même niveau que celui associé au quotient familial (1 527 € par demi-part, soit 3 054 € pour la part entière du conjoint). Cette réforme réduit le caractère anti-redistributif du quotient conjugal en limitant l'avantage qu'il procure pour les ménages les plus aisés.

Pour évaluer ces trois scénarios, nous mobilisons le modèle de microsimulation INES, mis à disposition par l'Insee, la DREES et la Cnaf. Le modèle reproduit la législation socio-fiscale de 2016 et s'appuie sur l'enquête Revenus fiscaux et sociaux (ERFS) 2014 « vieillie » 2016.

Les trois scénarios conduisent à un accroissement des recettes fiscales de l'IR qui peut être utilisé de plusieurs manières :

- Afin de ne pas augmenter les prélèvements obligatoires sur les ménages, les réformes peuvent être réalisées à rendement d'impôt constant. Pour cela, les gains en recettes fiscales seraient redistribués au sein de l'IR : soit à l'ensemble des contribuables (baisse des taux marginaux, relèvement des seuils des différentes tranches, etc.) ; soit aux couples uniquement (*via* différents mécanismes en calibrant les paramètres de prise en charge du conjoint, comme par exemple un abattement pour conjoint, ou un crédit d'impôt) ; soit aux couples mariés/pacsés uniquement.

- Les gains fiscaux issus de ces réformes pourraient être utilisés pour financer des politiques publiques liés à la famille et à l'égalité femmes-hommes (service public de prise en charge de la petite enfance, congés parentaux, etc.).

Un mixte de ces deux options est également possible. Nous n'explorons pas ces différentes pistes, et simulons les réformes en calculant le gain en recettes fiscales qu'elles produiraient (tableau 2).

L'individualisation avec optimisation impliquerait un surcroît de recettes fiscales de 7 milliards d'euros. La réduction du nombre de parts à 1.5 pour les couples mariés/pacsés avec option d'individualisation conduirait à un gain fiscal de 4.8 milliards d'euros. L'ouverture de ce choix aux couples concubins coûterait environ 300 millions d'euros. Ainsi le gain en recettes fiscales pour cette combinaison de réformes serait-il de 4.5 milliards d'euros. Enfin, le plafonnement du quotient conjugal augmenterait les recettes fiscales d'environ 3 milliards

Tableau 2 – Récapitulatif des effets des trois scénarios simulés

	Scénario 1	Scénario 2			Scénario 3
		Couples mariés ou pacsés	Couples concubins	Ensemble	
Variation des recettes fiscales (en milliards d'euros)	7.2	3.8	-0.3	3.5	2.9
(en %)	+9.9	+5.2	-0.4	+4.8	+4.0
Part des gagnants (en %)	20	20	12	19	
Gain moyen (en euros)	448	448	932	498	
Part des perdants (en %)	46	40		33	7
Perte moyenne (en euros)	1 405	941		941	3 232

d'euros. L'individualisation de l'impôt sans optimisation²⁴ conduirait à un gain d'environ 10 milliards d'euros (voir Annexe en ligne C7). Ce scénario n'est pas proposé comme une réforme possible en tant que telle, mais il constitue la référence utilisée pour simuler le plafonnement du quotient conjugal. Par ailleurs, il permet d'évaluer le coût du quotient conjugal ou encore le gain issu de sa suppression et montre les enjeux budgétaires sous-jacents au débat sur l'imposition des couples.

Pour chaque réforme, nous estimons les pourcentages de perdants et de gagnants par décile de niveau de vie, ainsi que la perte ou le gain moyen et médian. Nous calculons également, pour chaque décile de niveau de vie, le ratio médian entre le gain (respectivement la perte) et le revenu disponible des gagnants (des perdants). Rappporter le gain (la perte) au revenu disponible du ménage est cohérent avec le calcul des déciles de niveau de vie²⁵. Pour les trois réformes, la proportion de couples mariés ou pacsés perdants est plus importante dans le dernier décile de niveau de vie avec une perte moyenne plus élevée ; ce qui tient au fait que les couples des derniers déciles ont des revenus plus élevés et donc ont davantage à perdre à ces réformes (figures II, III et IV). En revanche, pour les deux premiers scénarios, la valeur médiane par décile de niveau de vie du ratio perte sur revenu disponible est plus importante dans les déciles intermédiaires. Seul le plafonnement du quotient conjugal entraîne une perte médiane et un ratio médian de perte sur revenu disponible plus élevés pour le dernier décile. Dans le scénario 2, l'ouverture facultative aux couples concubins de l'imposition commune avec 1.5 part ferait des gagnants dans les déciles intermédiaires principalement.

3.1. Scénario 1 – Individualisation de l'IR avec optimisation des parts fiscales

Pour répondre à la critique du système actuel relative à l'unité fiscale de référence, deux réformes sont possibles. La première consiste à faire du couple l'unité fiscale de référence, ce qui

implique d'aligner le régime fiscal des couples concubins sur celui des couples mariés/pacsés. Ils bénéficieraient alors de 2 parts mais seraient dans l'obligation de déclarer conjointement leurs ressources. L'obligation de déclaration jointe pour les concubins coûterait plus de 500 millions d'euros, augmenterait le montant d'impôt dû pour 23 % des couples concubins et le réduirait pour 30 % des couples (voir Annexe en ligne C7). Néanmoins ce scénario n'est pas retenu car il étend le problème de la désincitation au travail des femmes à celle qui vivent en union libre. La seconde option consiste faire de l'individu l'unité fiscale de référence, les conjoints déclarent alors séparément leurs revenus quel que soit le statut marital. Chaque adulte représente un foyer fiscal auquel sont rattachés les enfants ou autres personnes à charge. Les parts attribuées au titre des personnes dépendantes peuvent alors être réparties librement entre les deux conjoints. C'est cette réforme que nous simulons dans le scénario 1.

La simulation du gain fiscal associé à une telle réforme et ses effets redistributifs dépendent des hypothèses retenues (voir Annexe en ligne C6). Celles-ci sont nécessaires car l'information disponibles dans l'ERFS ne permet pas de procéder à une individualisation parfaitement exacte des revenus, ni des différents crédits et déductions fiscales. Par ailleurs la complexité du système actuel est telle que certains dispositifs sont difficilement individualisables. Dans nos simulations, les revenus non individualisables sont partagés entre les deux conjoints. Ces revenus ne représentent que 3.8 % de l'ensemble des revenus imposables des couples mariés/pacsés (avec un maximum de 8.5 % dans le dernier décile). L'hypothèse de partage de ces

24. On suppose que pour appliquer le plafonnement, l'administration calcule un impôt individuel en partageant entre les conjoints mariés ou pacsés le nombre de parts liées aux personnes à charge ainsi que les revenus non individualisables.

25. Pour les ménages complexes qui comprennent plusieurs foyers fiscaux, ce calcul n'est pas exact, puisque cela revient à rapporter le gain (la perte) d'un foyer fiscal au revenu disponible du ménage auquel il appartient et non pas au revenu du foyer fiscal lui-même. Exclure les ménages complexes des évaluations ne modifie pas sensiblement les résultats.

revenus n'affecte donc pas sensiblement les résultats. Trois catégories de revenus non individualisables peuvent être distinguées :

- les revenus fonciers et viagers, qui représentent presque les 65 % des revenus non individualisables ;
- les revenus financiers qui comprennent les plus-values, les revenus du capital mobilier et les assurances vie, qui représentent 32 % des revenus non individualisables²⁶ ;
- les revenus des personnes à charge, qui représentent 3 % des revenus non individualisables.

Les parts attribuées pour personnes à charge ont été réparties entre les conjoints de sorte à minimiser le montant total d'impôt dû par les deux foyers fiscaux²⁷. Le plafonnement du quotient familial est appliqué au niveau de chacun des deux foyers. L'individualisation de l'IR avec optimisation des parts fiscales induit un gain en recettes fiscales de 7.2 milliards d'euros. 46 % des couples mariés/pacsés seraient perdants avec cette réforme, soit environ 6 millions de ménages, pour lesquels l'impôt augmenterait en moyenne de 1 400 € par an. 20 % de ces couples, soit 2.6 millions de ménages, paieraient moins d'impôt suite à cette réforme, le gain moyen serait 450 € par an, le gain médian serait de 480 €. Le ratio médian gain sur revenu disponible serait de 1 %, c'est-à-dire que la moitié des gagnants verraient leur revenu disponible augmenter de moins de 1 %. Enfin environ 4.3 millions de ménages sont indifférents à cette réforme, la moitié d'entre eux étant non imposables avant la réforme.

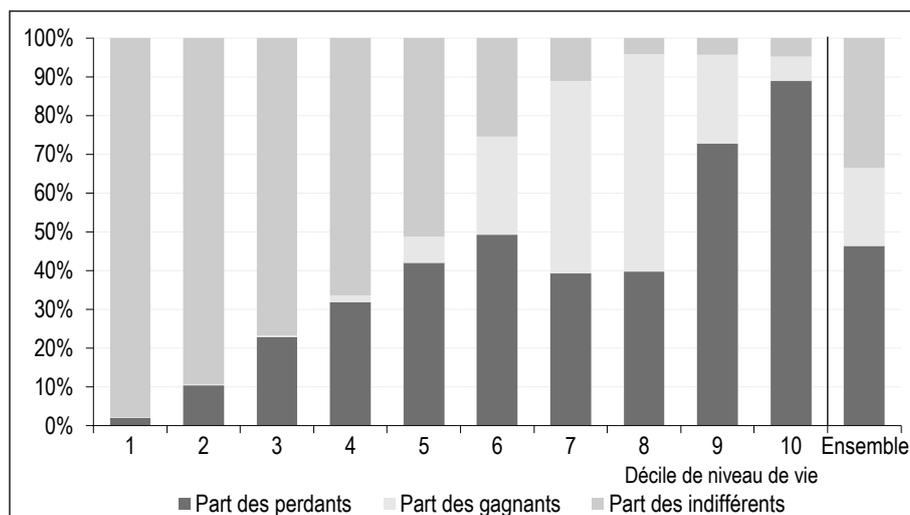
La réforme fait des perdants dans tous les déciles de niveau de vie, ils se concentrent dans le haut de la distribution : 60 % des perdants se situent dans les trois derniers déciles contre 6 % dans les trois premiers (figure II). Le pourcentage de perdants est plus important dans les déciles 9 et 10, pour un montant moyen de perte élevé (respectivement 1 117 € et 2 184 € par an). Les montants de pertes médianes sont en revanche sensiblement plus faibles, ce qui montre une distribution inégalement répartie des pertes au sein de chaque décile de niveau vie, les pertes pesant davantage dans le haut du décile. En revanche, exprimé en pourcentage du revenu disponible, le ratio de perte médian est plus faible dans les déciles 9 et 10 (moins de 1 %) alors qu'il atteint presque 3 % dans les déciles intermédiaires (tableau 3).

Les pertes dans les déciles supérieurs s'expliquent par le fait que les écarts de revenus entre conjoints sont d'autant plus importants que les revenus sont élevés, l'avantage du quotient conjugal augmentant ainsi avec les revenus du couple (figure II). *De facto*, sa suppression implique une perte moyenne élevée pour ces couples. Par ailleurs ces couples ayant des revenus élevés, l'avantage lié au quotient familial est plus souvent saturé ce qui limite les possibilités d'optimisation des parts liées aux enfants à charge entre les deux

26. Depuis l'introduction du prélèvement forfaitaire unique en 2018, les revenus du capital financier ne sont plus imposés au barème de l'impôt sur le revenu.

27. En réalité, le système étant très complexe, il n'est pas certain que les couples soumis à l'imposition séparée minimisent la somme de leur impôt, et ce d'autant moins s'ils ne mettent pas en commun l'intégralité de leurs ressources.

Figure II – Perdants, indifférents et gagnants parmi les couples mariés ou pacsés dans le scénario 1 selon le niveau de vie



Note : les déciles de niveau de vie sont estimés pour l'ensemble de la population.

Source et champ : Insee, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2014 (actualisée 2016); Insee-DREES-Cnaf, modèle INES 2016 ; couples mariés ou pacsés, France métropolitaine. Calculs des auteur-e-s.

Tableau 3 – Pertes et gains pour les couples mariés ou pacsés dans le scénario 1 selon le niveau de vie

Décile de niveau de vie	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Ensemble
Perte moyenne	ns	-671	-827	-1 022	-1 086	-1 083	-1 151	-1 227	-1 117	-2 184	-1 405
Perte médiane	ns	-462	-689	-901	-916	-853	-836	-762	-526	-715	-729
Ratio médian perte/revenu disponible (en %)	ns	-1.9	-2.6	-3.0	-2.9	-2.2	-2.0	-1.4	-0.9	-0.9	-1.5
Gain moyen	ns	ns	ns	ns	351	428	506	475	365	281	448
Gain médian	ns	ns	ns	ns	371	484	546	508	322	135	481
Ratio médian gain/revenu disponible (en %)	ns	ns	ns	ns	0.8	1.0	1.1	1.0	0.6	0.1	1.0

Note : les déciles de niveau de vie sont estimés pour l'ensemble de la population ; ns : non significatif car le nombre d'observations est inférieur à 50 couples.

Lecture : dans le 2^e décile de niveau de vie, le revenu disponible des couples perdants diminue en moyenne de 671 €. La moitié de ces couples perdent moins de 462 € par an et moins de 1.9 % de leur revenu disponible.

Source et champ : Insee, *enquête Revenus fiscaux et sociaux* 2014 (actualisée 2016); Insee-DREES-Cnaf, modèle INES 2016 ; couples mariés ou pacsés, France métropolitaine. Calculs des auteur-e-s.

foyers fiscaux. Les perdants se situant dans les premiers déciles sont des couples monoactifs qui deviennent imposables sous l'effet de l'individualisation de l'impôt. Les ménages gagnants se concentrent dans les déciles 6, 7, 8 et 9 (soit 90 % des ménages gagnants). Ces couples sont ceux pour lesquels l'optimisation des parts fiscales entre les deux foyers fiscaux permet de réduire le montant d'impôt global du couple.

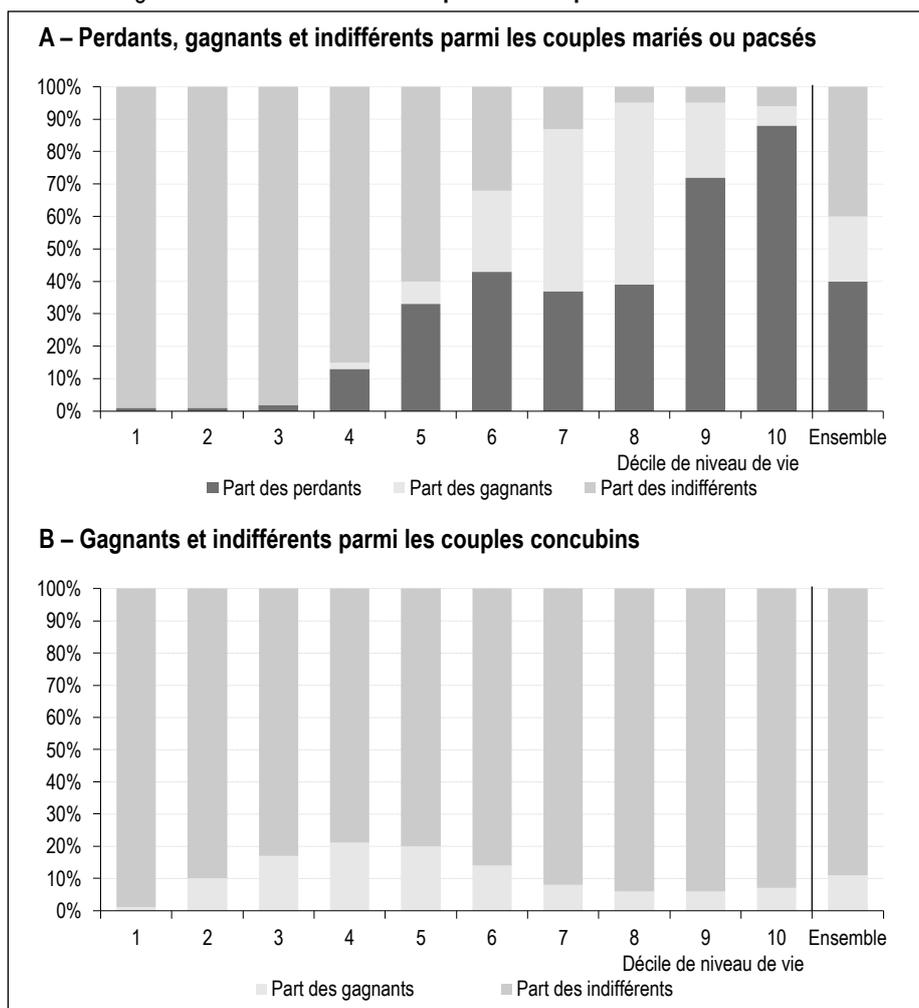
3.2. Scénario 2 – Modification du nombre de parts avec option d'individualisation

Cette réforme consiste à appliquer des parts fiscales conformes à l'échelle d'équivalence de l'OCDE modifiée et permet ainsi de répondre à la critique de l'incohérence entre les parts fiscales et les capacités contributives implicites dans la mesure du niveau de vie. Dans un premier temps, nous étudions l'effet d'une baisse du nombre de parts attribuées aux couples mariés ou pacsés de 2 à 1.5 part en laissant l'unité fiscale inchangée. Afin d'éviter une trop forte pénalisation des couples mariés et pacsés, sachant que les concubins ont chacun droit à une part, on ouvre aux couples mariés et pacsés le choix de déclarer leurs revenus de façon conjointe ou séparée. Cette réforme rend l'IR davantage conforme au principe d'équité horizontale s'appuyant sur les échelles d'équivalence usuelles, et permet d'aligner la prise en compte des couples sur le système social (un couple perçoit 1.5 fois le montant du RSA individuel). Elle répond ainsi à la critique relative à la capacité contributive et au nombre de parts accordées. Cette réforme limite l'avantage lié au quotient conjugal pour les couples mariés ou pacsés mais ne résout pas le problème de la non prise en compte de la situation des concubins. C'est pourquoi nous avons également évalué les effets de l'ouverture aux couples concubins de ce choix d'option entre déclaration séparée et déclaration commune avec 1.5 part pour le couple.

Pour simuler cette réforme pour les couples mariés ou pacsés, nous avons changé le nombre de parts associées au quotient conjugal en leur attribuant 1.5 part au lieu de 2 parts, les autres demi-parts, liées en particulier aux personnes à charges, restant inchangées. Afin de leur permettre d'opter pour une déclaration séparée, nous simulons un impôt individualisé dans lequel la répartition des parts fiscales attribuées au titre des enfants à charge minimise la somme des impôts dus.

La réduction du nombre de parts accordées dans le cadre du mariage ou du Pacs avec option d'individualisation induit un gain en recettes fiscales de 4.8 milliards d'euros. 45 % des couples seraient perdants avec cette réforme, soit environ 5.8 millions de ménages, pour lesquels l'impôt augmenterait en moyenne de 1 000 € par an ; la perte médiane serait de 680 €, et la moitié des couples perdrait moins de 1.3 % de leur revenu disponible. 17 % des couples, soit 2.2 millions de ménages, paieraient moins d'impôt suite à cette réforme, le gain moyen étant de 430 € par an ; le gain médian serait assez proche, 435 € soit moins de 1 % du revenu disponible (figure III-A). Les ménages gagnants se concentrent dans les déciles 7, 8 et 9 (soit 80 % des ménages gagnants). Il s'agit de ceux qui optent pour l'individualisation et qui de ce fait peuvent répartir les parts fiscales associées aux enfants de façon à réduire leur montant d'impôt, ce qu'ils ne pouvaient pas faire dans le cadre du système du quotient conjugal obligatoire. Les ménages perdants apparaissent dans le 3^e décile, avec une perte médiane de 430 € par an, soit 1.2 % du revenu disponible. 64 % des ménages perdants se situent dans les trois derniers déciles, ils sont particulièrement concentrés dans les 9^e et 10^e déciles avec des pertes moyennes d'environ 900 et 1 530 € par an, et un poids médian des pertes dans le revenu disponible de 1 % environ (tableau 4-A). La

Figure III – Effets du scénario 2 pour les couples selon niveau de vie



Note : les déciles de niveau de vie sont estimés pour l'ensemble de la population.
 Source et champ : Insee, *enquête Revenus fiscaux et sociaux 2014* (actualisée 2016); Insee-DREES-Cnaf, modèle INES 2016 ; couples mariés ou pacsés, ou concubins, France métropolitaine. Calcul des auteur-e-s.

réforme laisse presque 5 millions de ménages dans une situation inchangée, 57 % d'entre eux étant non imposables avant la réforme.

Dans un second temps, nous alignons le régime fiscal des couples concubins sur celui des couples mariés ou pacsés. Ils ont ainsi également la possibilité de déclarer conjointement leurs ressources en disposant de 1.5 part. Seulement 11 % d'entre eux auraient intérêt à opter pour l'imposition commune et bénéficieraient ainsi d'une baisse d'impôt de 930 € en moyenne et une baisse médiane de 682 € (figure III-B et tableau 4-B), impliquant une baisse des recettes fiscales d'un peu moins de 300 millions d'euros.

3.3. Scénario 3 – Plafonnement du quotient conjugal à 3 054 euros

Pour répondre à la critique concernant la mise en commun des ressources des couples mariés/pacsés et pour limiter l'avantage du quotient

conjugal pour des revenus élevés, un plafonnement du quotient conjugal au même niveau que celui du quotient familial peut être proposé. L'unité fiscale reste le couple marié ou pacsé, le système de part reste le même (2 parts pour un couple marié/pacsé) et l'avantage fiscal lié au quotient conjugal est plafonné selon les mêmes modalités que le quotient familial, soit 1 527 € par demi-part pour 2018, donc 3 054 € pour une part (le conjoint). Tout comme le scénario 2, cette réforme n'a jamais été simulée. Elle ne modifie pas les principes de base du système actuel et donc évite de scléroser les débats autour de l'individualisation de l'IR et de la capacité contributive. Elle est facile à expliquer, puisqu'il s'agit de plafonner l'avantage fiscal lié à la charge d'un conjoint sur le même mode que celui lié à la présence de personnes dépendantes, comme les enfants. Les couples les plus modestes voient leur situation inchangée (y compris ceux ayant une

Tableau 4 – Perte ou gain pour les couples dans le scénario 2 selon le niveau de vie

A – Couples mariés ou pacsés

Décile de niveau de vie	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Ensemble
Perte moyenne	ns	ns	ns	-467	-632	-705	-701	-717	-752	-1 040	-941
Perte médiane	ns	ns	ns	-335	-578	-673	-679	-679	-519	-679	-621
Ratio médian perte/revenu disponible (en %)	ns	ns	ns	-1.2	-1.8	-1.8	-1.6	-1.3	-0.9	-0.9	-1.2
Gain moyen	ns	ns	ns	ns	350	428	505	475	365	281	448
Gain médian	ns	ns	ns	ns	365	485	546	508	322	135	481
Ratio médian gain/revenu disponible (en %)	ns	ns	ns	ns	0.8	1.0	1.1	1.0	0.6	0.1	1.0

Lecture : dans le 5^e décile de niveau de vie, le revenu disponible des couples perdants diminue en moyenne de 632 €, la moitié de ces couples perd moins de 578 € par an soit moins de 1.8 % de leur revenu disponible.

B – Couples concubins

Décile de niveau de vie	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Ensemble
Gain moyen	ns	ns	892	801	873	787	ns	ns	ns	ns	932
Gain médian	ns	ns	795	579	821	646	ns	ns	ns	ns	682
Ratio médian gain/revenu disponible (en %)	ns	ns	3.2	1.8	1.8	1.4	ns	ns	ns	ns	1.9

Lecture : dans le 6^e décile de niveau de vie, le revenu disponible des couples concubins augmenterait en moyenne de 787 € par an s'ils pouvaient opter pour une imposition jointe avec un quotient conjugal à 1.5 part. La moitié des couples concubins du 6^e décile gagnerait plus de 646 € par an soit plus de 1.4 % de leur revenu disponible.

Note : les déciles de niveau de vie sont estimés pour l'ensemble de la population ; ns : non significatif car le nombre d'observations est inférieur à 50 couples.

Source et champ : Insee, *enquête Revenus fiscaux et sociaux* 2014 (actualisée 2016) ; Insee-DREES-Cnaf, modèle Ines 2016 ; couples mariés ou pacsés, ou concubins, France métropolitaine. Calculs des auteur-e-s.

organisation spécialisée) ; seuls les couples les plus aisés seront affectés.

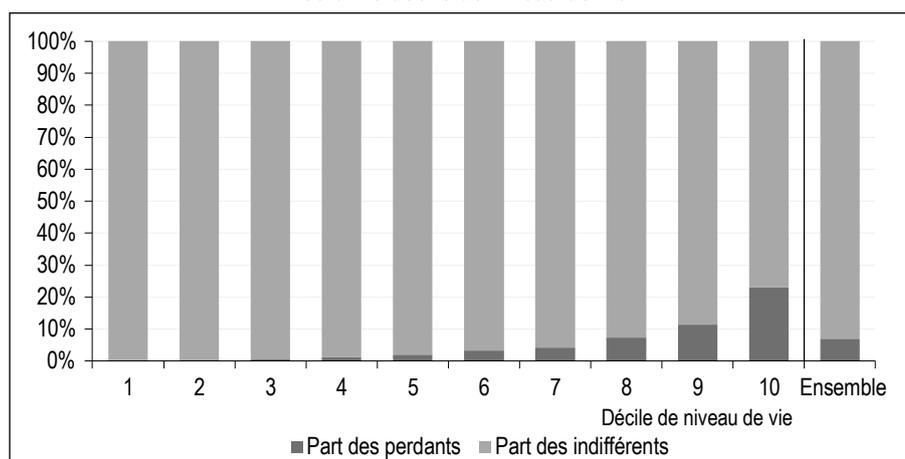
En revanche, cette réforme ne règle pas la question de la prise en compte des couples vivant en union libre. Elle ne remet pas en cause des principes familialistes de l'IR. Elle ne modifie pas les incitations à travailler pour les travailleurs secondaires, le plus souvent les femmes, en particulier pour les couples des premiers déciles, dans lesquels la proportion de couples monoactifs est la plus élevée. Dans les déciles 1 et 2, la moitié des couples sont monoactifs (voir Annexe en ligne C5). Cette réforme ne permet pas de réduire la division sexuée du travail dans les couples. Néanmoins, les gains en recettes fiscales associés à cette réforme pourraient financer une politique familiale qui permettrait de réduire la division sexuée des rôles (congé parentaux, modes d'accueil des jeunes enfants). Elle peut également être conçue comme une étape de transformation progressive de l'imposition des couples.

Le plafonnement du quotient conjugal au même niveau que le quotient familial induit un gain en recettes fiscales de 2.9 milliards d'euros. 7 % des couples seraient perdants avec cette réforme, soit moins d'un million de ménages, pour lesquels l'impôt augmenterait en moyenne de 3 232 € par an (figure IV, tableau 5) ; la perte médiane est de 1 800 € par an, et la moitié des perdants perdent moins de 2.6 % de leur revenu disponible. Cette

réforme ne fait aucun gagnant. Elle implique une perte moyenne plus importante que les deux autres réformes, qui est concentrée sur le haut de la distribution des niveaux de vie. Les ménages appartenant aux quatre premiers déciles ne sont pas affectés. La perte est plus importante pour le 10^e décile (avec une perte médiane de 3 024 € par an, soit 3.3 % du revenu disponible), qui contient la proportion de couples perdants la plus élevée, 31 %. Presque 12 millions de couples sont indifférents à la réforme, 27 % d'entre eux étant non imposables avant la réforme. Ce pourcentage est plus faible que pour les deux autres réformes car tous les couples imposables pour lesquels l'avantage du quotient conjugal est inférieur au plafond sont également indifférents à la réforme.

Le tableau 6 donne la répartition des gagnants, perdants et indifférents pour les trois réformes selon les caractéristiques du ménage. L'individualisation, tout comme le deuxième scénario, affecte peu les couples avec trois enfants et plus qui sont surreprésentés parmi les ménages non imposables. Les couples monoactifs sont sous-représentés parmi les gagnants de l'individualisation. Le plafonnement du quotient conjugal affecte particulièrement les couples monoactifs (13 % sont perdants). Enfin, les couples monoactifs sans enfant sont surreprésentés parmi les perdants à l'individualisation.

Figure IV – Perdants et indifférents parmi les couples mariés ou pacsés dans le scénario 3 selon le décile de niveau de vie



Note : les déciles de niveau de vie sont estimés pour l'ensemble de la population.

Source et champ : Insee, *enquête Revenus fiscaux et sociaux* 2014 (actualisée 2016); Insee-DREES-Cnaf, modèle INES 2016 ; couples mariés ou pacsés, France métropolitaine. Calculs des auteur-e-s.

Tableau 5 – Pertes et gains pour les couples mariés ou pacsés dans le scénario 3 selon le niveau de vie

Décile de niveau de vie	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Ensemble
Perte moyenne	ns	ns	ns	ns	-1 049	-1 162	-1 151	-1 670	-1 966	-4 926	-3 232
Perte médiane	ns	ns	ns	ns	ns	-824	-670	-1 093	-1 509	-3 024	-1 793
Ratio médian gain/revenu disponible (en %)	ns	ns	ns	ns	ns	-1.8	-1.4	-2.2	-2.6	-3.3	-2.6

Lecture : dans le 6^e décile de niveau de vie, le revenu disponible des couples diminue en moyenne de 1 162 €. La moitié des couples perdent moins de 824 € par an soit moins de 1.8 % de leur revenu disponible.

Source et champ : Insee, *enquête Revenus fiscaux et sociaux* 2014 (actualisée 2016); Insee-DREES-Cnaf, modèle INES 2016 ; couples mariés ou pacsés, France métropolitaine. Calculs des auteur-e-s.

Tableau 6 – Profils des couples mariés ou pacsés perdants, indifférents ou gagnants aux trois réformes simulées, en %

	Individualisation			QC 1.5 part et choix individualisation			Plafonnement du QC	
	% de gagnants	% d'indifférents	% de perdants	% de gagnants	% d'indifférents	% de perdants	% d'indifférents	% de perdants
Ensemble des couples	20	34	46	20	38	40	93	7
Selon la configuration familiale								
Couples sans enf	20	28	52	20	36	44	94	6
Couples 1 enf	24	30	46	24	35	41	93	7
Couples 2 enf	24	39	37	24	45	31	92	8
Couples 3 enf ou +	7	62	31	7	65	28	89	11
Selon l'activité des conjoints								
Couples bi-actifs	25	28	47	25	32	43	94	6
Couples mono-actifs	13	41	47	12	49	39	87	13
Couples sans actif	18	36	46	18	44	38	95	5
Selon l'âge de la personne de référence								
18-29 ans	24	44	32	24	49	27	99	1
30-39 ans	23	40	37	23	44	33	95	5
40-49 ans	20	39	41	20	42	38	91	9
50-59 ans	20	25	55	20	31	49	91	9
60 ans et +	18	32	49	18	40	42	94	6

Lecture : dans le cas d'une individualisation des couples mariés ou pacsés, 53 % des couples sans enfant verraient le montant de leur impôt augmenter et perdraient à la réforme.

Source et champ : Insee, *enquête Revenus fiscaux et sociaux* 2014 (actualisée 2016); Insee-DREES-Cnaf, modèle INES 2016 ; couples mariés ou pacsés, France métropolitaine. Calculs des auteur-e-s.

* *
*

Le quotient conjugal est un dispositif mal connu du grand public. Les enjeux en termes de justice fiscale, d'efficacité ou encore de choix redistributif sont ainsi peu discutés dans le débat démocratique. Pourtant il fait l'objet de nombreuses critiques et controverses au sein des économistes. Il n'est pas adapté aux nouvelles configurations familiales car il ne prend pas en compte les solidarités privées des couples concubins. Il désincite potentiellement les femmes mariées de travailler, car il revient à appliquer un taux marginal d'imposition sur les revenus du travailleur secondaire plus élevé que dans le cas d'un impôt individualisé. Il n'est pas conforme au principe de capacité contributive des ménages puisque les parts fiscales qui lui sont associées ne respectent pas les échelles d'équivalence usuellement utilisées pour mesurer les niveaux de vie. Enfin la baisse d'impôt associée au quotient conjugal croît avec le revenu du couple et ne plafonne que pour des revenus très élevés, ce qui altère la capacité redistributive de l'IR. En réponse à ces critiques, nous simulons trois scénarios de réforme qui corrigent partiellement ces problèmes. L'approche proposée est statique et ne tient pas compte de modification de comportements qu'ils soient maritaux ou de choix d'activité. À l'aide du modèle de microsimulation INES, nous estimons les gains en recettes fiscales que ces réformes impliqueraient et montrons que les perdants se concentrent dans les déciles supérieurs de niveau de vie.

L'individualisation conduit au gain en recettes fiscales le plus élevé (environ 7 milliards d'euros) contre 3.8 milliards pour le quotient conjugal à 1.5 part et 3 milliards pour le plafonnement du quotient conjugal. Dans les deux premiers scénarios, environ 45 % des couples sont perdants contre 7 % pour le scénario 3. Les pertes médianes correspondent respectivement à 1.5 %, 1.3 % et 2.6 % du revenu disponible des ménages concernés. Enfin, le plafonnement du quotient conjugal (scénario 3) permet de concentrer les perdants dans le haut de la distribution des niveaux de vie, puisque 83 % des perdants se situent dans les trois derniers déciles, contre environ 60 % pour les deux autres réformes.

Afin de ne pas augmenter les prélèvements obligatoires sur les ménages, ces réformes peuvent être réalisées à rendement d'impôt constant en calibrant des baisses de l'IR de sorte à répartir les gains entre les contribuables imposables (comme par exemple une baisse des taux, modification des seuils des tranches, réforme de la décote, etc.). Tout ou partie des recettes fiscales supplémentaires pourraient être mobilisées pour renforcer la politique familiale.

Le travail de microsimulation présenté dans cet article indique que le quotient conjugal tel qu'il existe implique un choix de répartition de la charge de l'impôt qui est particulièrement favorable aux ménages appartenant au dernier décile de niveau de vie. Une réforme de ce dispositif pourrait être pensée dans le cadre d'une remise à plat de l'impôt sur les revenus des ménages visant à le rendre plus simple, plus lisible, plus redistributif et davantage orienté vers l'égalité des femmes et des hommes. □

Lien vers l'Annexe en ligne :

https://insee.fr/fr/statistiques/fichier/5349530/ES_Allegre-et-al_Annexes-en-ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Allègre, G., Bart, V. & Castell, L. (2015).** Travail domestique : Les couples mono actifs en font ils vraiment plus ? *Économie et Statistique*, 478-479-480, 189–208. <https://doi.org/10.3406/estat.2015.10562>
- Amar, É., Guérin, S. (2007).** Se marier ou non : le droit fiscal peut-il aider à choisir ? *Économie et Statistique*, 401, 23–37. <https://doi.org/10.3406/estat.2007.7104>
- André, M. & Sireyjol, A. (2019).** Imposition des couples et des familles : effets budgétaires et redistributifs de l'impôt sur le revenu. Insee, *Document de travail* N° G2019/10. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4253854>
- Bloch, M., Breton, D. & Prioux, F. (2005).** Deux ou trois enfants ? *Population*, 60, 489–522. <https://doi.org/10.3917/popu.504.0489>
- Bonnet, C., Garbinti, B. & Solaz, A. (2015).** Les conditions de vie des enfants après le divorce. *Insee Première* N° 1536. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1283568>

- Bonnet, C., Garbinti, B. & Solaz, A. (2016).** Gender Inequality after Divorce: The Flip Side of Marital Specialization Evidence from a French Administrative Database. Insee, *Document de Travail* N° G2016/03. <https://www.insee.fr/en/statistiques/2022141>
- Bourguignon, F. (1993).** Individus, familles et bien-être social. *L'Actualité économique*, 69(4), 243–258. <https://doi.org/10.7202/602119ar>
- Briard, K. (2017).** L'élasticité de l'offre de travail des femmes : repères méthodologiques et principaux résultats pour la France. DARES, *Document d'études* N° 210. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/publications/l-elasticite-de-l-offre-de-travail-des-femmes>
- CAF (2019).** Congé parental. Où (en) sont les hommes ? *CAF.fr*; 24 octobre.
- Carbonnier, C. (2007).** L'impact de la fiscalité sur la participation des conjoints au marché du travail. DGTPE, *Documents de travail* N° 2007/05. <https://www.tresor.economie.gouv.fr/Articles/2007/09/07/document-de-travail-de-la-dg-tresor-n-2007-05-l-impact-de-la-fiscalite-sur-la-participation-des-conjoints-au-marche-du-travail>
- Cavalier, C. (2013).** L'organisation du patrimoine du couple l'épreuve du droit fiscal. Thèse Université Montesquieu - Bordeaux IV.
- Collet, M. (2014).** *L'impôt confisqué*. Paris: Odile Jacob.
- Crossley, T. F. & Jeon, S.-H. (2007).** Joint Taxation and the Labour Supply of Married Women: Evidence from the Canadian Tax Reform of 1988. *Fiscal Studies*, 28, 343–365. <https://doi.org/10.1111/j.1475-5890.2007.00059.x>
- Echevin, D. (2003)** L'individualisation de l'impôt sur le revenu : équitable ou pas ? *Économie & prévision*, 4, 149–165. <https://doi.org/10.3406/ecop.2003.6925>
- Eidelman, A. (2013).** L'imposition commune des couples mariés ou pacsés : un avantage qui n'est pas systématique. *Insee Analyses* N° 9. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1521328>
- Glaude, M. (1991).** L'originalité du système du quotient familial. *Économie et Statistique*, 248, 51–67. <https://doi.org/10.3406/estat.1991.5605>
- Haut Conseil à la Famille (2011).** Architecture de la politique familiale: éléments de problématique. Note adoptée par le HCF, 13 janvier.
- Hourriez, J. & Olier, L. (1997).** Niveau de vie et taille du ménage : estimation d'une échelle d'équivalence. *Économie et Statistique*, 308-309-310, 65–93. <https://doi.org/10.3406/estat.1998.2591>
- Jaumotte, F. (2003).** Les femmes sur le marché du travail: évidence empirique sur le rôle des politiques économiques et leurs déterminants dans les pays de l'OCDE. *Revue économique de l'OCDE*, 2, 57–123. <https://www.cairn.info/revue-economique-de-l-ocde-2003-2-page-57.htm>
- Landais, C., Piketty, T. & Saez, E. (2011).** *Pour une révolution fiscale : un impôt sur le revenu pour le XXI^e siècle*. Paris: Seuil.
- Lanquetin, M.-T., Letablier, M.-T. & Périvier, H. (2004).** Acquisition des droits sociaux et égalité entre les femmes et les hommes. *Revue de l'OFCE*, N° 90, 461–488. <https://doi.org/10.3917/reof.090.0461>
- Legendre, F. & Thibault, F. (2007).** Les concubins et l'impôt sur le revenu en France. *Économie et Statistique*, 401, 3–21. <https://doi.org/10.3406/estat.2007.7103>
- Leturcq, M. (2012).** Will you civil union me? Taxation and civil unions in France. *Journal of Public Economics*, 96(5-6), 541–552. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2012.02.008>
- Martin, H. (2017).** Calculer le niveau de vie d'un ménage : une ou plusieurs échelles d'équivalence ? *Économie et Statistique*, 491-492, 93–108. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2017.491d.1907>
- Martin, H. & Périvier, H. (2018).** Les échelles d'équivalence à l'épreuve des nouvelles configurations familiales. *Revue Économique*, 69(2), 303–334. <https://doi.org/10.3917/reco.pr2.0114>
- Morin, T. (2014).** Écart de revenu au sein des couples. Trois femmes sur quatre gagnent moins que leur conjoint. *Insee Première* N° 1492. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1281400>
- Ponthieux, S. (2012).** La mise en commun des revenus dans les couples. *Insee Première* N° 1409. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1281044>
- Sterdyniak, H. (1992).** Pour défendre le quotient familial. *Économie et Statistique*, 256, 5–24. <https://doi.org/10.3406/estat.1992.5666>
- Thomas, A. & O'Reilly, P. (2016).** The Impact of Tax and Benefit Systems on the Workforce Participation Incentives of Women. Documents de travail de l'OCDE sur la fiscalité N° 29. <https://doi.org/10.1787/d950acfc-en>

Effets redistributifs de l'imposition des couples et des familles : une étude par microsimulation de l'impôt sur le revenu

Redistributive Effects of the Taxation of Couples and Families: A Microsimulation Study of Income Tax

Mathias André* et Antoine Sireyjol**

Résumé – Cette étude s'intéresse aux effets budgétaires et redistributifs de l'imposition conjugale et familiale des revenus en France. En s'appuyant sur le modèle de microsimulation INES, elle propose une méthodologie complète pour individualiser les revenus et les différents dispositifs fiscaux en direction des couples et des familles. En comparant l'impôt sur le revenu en 2017 à une situation fictive où il serait individualisé, les effets de la conjugalisation et la familialisation sont massifs et font en grande majorité des gagnants : 13 millions de ménages sont gagnants, pour un total de 27.7 milliards d'euros. 1.1 million de ménages sont perdants, principalement en raison de la conjugalisation, non compensée par les gains de la familialisation. 40 % de l'effet total est dû à la conjugalisation et 60 % à la familialisation. Les 15 % de personnes les plus aisées sont celles qui bénéficient le plus de la conjugalisation (48 % des gains contre moins de 25 % pour les 50 % les plus modestes).

Abstract – This study examines the budgetary and redistributive effects of marital and family income taxation in France. On the basis of the INES microsimulation model, it proposes a complete methodology for individualising incomes and the various tax schemes targeting couples and families. By comparing income tax in 2017 with a fictitious situation in which it would have been applied on an individual basis, the effects of marital and family taxation are seen to be significant and overwhelmingly beneficial: 13 million households gain, benefiting from a total of 27.7 billion euros. 1.1 million households lose out, primarily those for which marital taxation is not offset by the gains from family taxation. 40% of the total effect is due to marital taxation and 60% is due to family taxation. The wealthiest 15% of people are those who benefit the most from marital taxation (48% of the gains, compared with less than 25% for the poorest 50%).

Codes JEL / JEL Classification : H23, H24, H30, H31, J12, J16

Mots-clés : impôt sur le revenu, quotient familial, redistribution, inégalités, microsimulation

Keywords: income tax, family tax quotient, redistribution, inequality, microsimulation

* Insee, Département des études économiques (mathias.andre@insee.fr); ** Statoscop (antoine@statoscop.fr)

Les auteurs tiennent à remercier deux rapporteurs anonymes ainsi que Didier Blanchet, Pierre-Yves Cusset, Karine Ishii, Sylvie Le Minez, Thierry Mainaud, Olivier Meslin, Émilie Raynaud, Laurence Rioux, Sébastien Roux, Alain Trannoy et Lionel Wilner pour leurs commentaires et relectures attentives, ainsi que tous les participants du séminaire Fourgeaud (DG Trésor, 22 mai 2019), du séminaire du D2E (Insee, 12 mars 2019) et du séminaire de microsimulation de la Drees (28 janvier 2019).

Reçu en octobre 2020, accepté en mai 2021.

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.

Citation: André, M. & Sireyjol, A. (2021). Redistributive Effects of the Taxation of Couples and Families: A Microsimulation Study of Income Tax. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 526-527, 21–39. doi: 10.24187/ecostat.2021.526d.2049

Dans le système fiscal français, l'impôt sur le revenu (IR) est un des principaux instruments de la redistribution verticale, c'est-à-dire le long de l'échelle des niveaux de vie. La progressivité de son barème réduit davantage le niveau de vie des plus riches que celui des plus pauvres. Mais, en raison de composantes conjugales et familiales dans son calcul, l'IR implique aussi une redistribution horizontale, selon la configuration des ménages quel que soit leur revenu, d'une part en direction des couples mariés et pacés et d'autre part en direction des familles avec enfants (voir Échevin, 2003). Ces mécanismes conjugaux et familiaux de l'IR ont fait l'objet de débats politiques, et ont été sensiblement modifiés ces dernières années : en 2013 et 2014, les effets du quotient familial ont été atténués au moyen d'un abaissement de son plafonnement, et entre 2012 et 2017, le mécanisme de la décote a été en partie conjugalisé. En 2017, le programme d'Emmanuel Macron proposait de laisser le choix aux couples d'individualiser ou non leur imposition, selon un mécanisme de droit d'option.

Cette étude vise à estimer les effets propres, tant budgétaires que redistributifs, des dispositifs fiscaux en direction des couples mariés ou pacés et des familles avec personnes à charge. Ces effets redistributifs sont en effet importants pour l'évaluation du système socio-fiscal. L'étude présente d'abord les mécanismes généraux de la conjugalisation, puis en évalue les effets, sur les recettes fiscales comme en ce qui a trait à la redistribution, en étudiant les modifications de la distribution des niveaux de vie conséquentes à l'existence de ces dispositifs fiscaux. Elle vise à la fois à présenter la répartition des gagnants et des perdants si ces dispositifs n'existaient pas et à estimer les masses budgétaires qu'ils représentent, tout en déterminant comment ces effets se répartissent entre mécanismes conjugaux et familiaux. L'ensemble de l'analyse s'appuie sur le modèle de microsimulation INES dans sa version 2017.

Ce travail contribue à la littérature sur le sujet de plusieurs façons. En premier lieu, il adopte une approche large de la conjugalisation et de la familialisation en intégrant les mécanismes de quotients mais aussi les droits fiscaux dérivés, et en décompose les effets sous des hypothèses claires et simples. La familialisation du système fiscal est envisagée en incluant l'ensemble des dispositifs relatifs aux personnes à charge, et pas uniquement le seul mécanisme des parts. L'analyse est conduite dans un cadre cohérent qui décompose les effets familiaux et conjugaux, sans nécessiter d'hypothèse de comportement

des ménages. Pour cela, nous mettons en œuvre une estimation séquentielle des effets conjugaux puis familiaux. Cette innovation méthodologique a principalement deux avantages. D'une part, elle permet de sommer les effets estimés au sens où l'ensemble des dispositifs de l'IR actuel s'obtiennent par addition des effets conjugaux et des effets familiaux. D'autre part, elle fournit une estimation inédite de la conjugalisation car elle en isole l'effet propre sans avoir à faire d'hypothèses quant à la répartition des mécanismes familiaux au sein des couples. En outre, l'étude s'écarte de certaines hypothèses usuelles sur la répartition des revenus au sein des couples en distribuant les revenus non individualisables au *pro rata* des revenus individuels alors que la plupart des travaux les répartissent à égalité entre les conjoints¹. Cette démarche d'estimation des dispositifs conjugaux permet néanmoins d'adopter une méthode similaire à la littérature existante pour les effets familiaux ; en particulier, des rapports institutionnels récents (Haut conseil à la famille, 2010 ; Conseil des prélèvements obligatoires, 2011 ; Assemblée nationale, 2014) ont documenté certains effets des quotients conjugal et familial. Cette étude en fournit donc une actualisation pour l'année 2017, alors que la législation de l'IR a récemment évolué. Enfin, elle fournit des résultats détaillés par configuration familiale et catégorie fine de niveau de vie.

La conjugalisation et la familialisation de l'impôt sur le revenu font en très grande majorité des gagnants et les effets sont massifs : 13 millions de ménages sont gagnants, pour un effet total de 27.7 milliards d'euros. 1.1 million de ménages sont perdants, principalement en raison de la conjugalisation, non rattrapée par des gains à la familialisation. Environ 40 % de l'effet total est dû à la conjugalisation et 60 % à la familialisation. Les gains moyens des ménages gagnants s'élèvent à 2 120 € par an et les pertes des perdants à 400 €. En raison de la progressivité de l'impôt sur le revenu, les 15 % de personnes les plus aisées sont celles qui bénéficient le plus de la conjugalisation : elles reçoivent 48 % des gains totaux alors que les 50 % les plus modestes reçoivent moins de 25 % des gains.

La suite de l'article commence par une présentation rapide du principe de l'impôt conjugalisé

1. Cette hypothèse n'est pas déterminante dans le profil des résultats en raison de la petite part que représentent les revenus non individualisables dans le revenu. En revanche, elle apparaît plus cohérente avec les résultats de Frémeaux & Leturcq (2019) qui mettent en évidence que le patrimoine détenu au sein des couples a profondément évolué au cours de la période 1998-2010, conduisant à une individualisation du patrimoine et à une augmentation des inégalités de patrimoine entre conjoints.

et familialisé en France (section 1). La section 2 est consacrée à la présentation d'une nouvelle méthode d'estimation des gains et des pertes associées aux mécanismes conjugaux et familiaux de l'impôt sur le revenu. Une attention particulière est apportée aux hypothèses de répartition individuelle des revenus au sein des couples et de calcul des crédits et réductions d'impôt. Les effets de la conjugalisation et de la familialisation sont ensuite étudiés conjointement puis distinctement (section 3), puis une dernière partie conclut.

1. L'impôt conjugal et familialisé

1.1. Principes et fondements de l'impôt sur le revenu en France

En France, l'impôt progressif sur le revenu est payé au niveau du foyer fiscal et tient compte du nombre d'enfants, il est donc dit conjugal et familialisé : l'imposition dépend à la fois du statut marital et du nombre de personnes à charge. D'une part, les couples mariés et pacsés sont obligatoirement imposés conjointement, c'est-à-dire qu'ils mutualisent leurs revenus déclarés et que leur impôt est calculé au niveau du foyer fiscal dont font partie les deux conjoints. D'autre part, chaque enfant réduit l'imposition de la famille qui en a la charge. Ces deux caractéristiques du système fiscal français sont rares voire exceptionnelles au niveau mondial ou européen (Collombet, 2013).

La conjugalisation et la familialisation de l'impôt sur le revenu s'appuient principalement sur le mécanisme du nombre de parts. L'attribution d'une part pour le conjoint marié ou pacsé permet de calculer l'impôt sur le revenu moyen du couple. Le nombre de parts augmente également avec le nombre d'enfants. Ces deux dispositifs sont respectivement désignés comme quotient conjugal et quotient familial. Ils ont été introduits à l'initiative d'Adolphe Landry² en 1945. Ils sont la déclinaison de l'exigence constitutionnelle de tenir compte des capacités contributives au niveau familial. En effet, le caractère progressif du barème de l'IR et le mode de calcul par part peuvent avantager les couples mariés et pacsés ainsi que les familles avec enfants, en diminuant leur impôt payé. Le mécanisme général du nombre de parts intègre également des situations spécifiques comme la

prise en charge de personnes invalides ou le fait d'être un parent isolé. Il comprend aussi une majoration à partir du troisième enfant à charge et est donc particulièrement avantageux pour les familles nombreuses. D'autres mécanismes indirects comme la mutualisation des crédits et réductions d'impôt, ou encore de certains types de revenus non individualisables peuvent accentuer ou atténuer les effets des quotients conjugal et familial.

Pour le calcul du revenu imposable, les revenus sont mutualisés au niveau du foyer fiscal et rapportés au nombre de parts : une part pour chaque membre du couple marié ou pacsé³, une demi-part pour chacun des deux premiers enfants et une part supplémentaire à partir du troisième enfant (tableau 1). Le barème progressif de l'IR est ensuite appliqué à ce ratio ; l'impôt par part ainsi obtenu est multiplié par le nombre de parts. Les parts fiscales du quotient familial sont calculées à partir des personnes à charge du foyer. Cela concerne les enfants de moins de 21 ans ou ceux de moins de 25 ans ayant poursuivi des études, mais aussi les enfants handicapés vivant dans le foyer fiscal, quel que soit leur âge. Dans le cas d'une résidence alternée des enfants, les parts qui leur correspondent sont divisées par deux et réparties entre les parents. En outre, des demi-parts supplémentaires sont accordées aux parents isolés, c'est-à-dire assumant seuls la charge d'enfants ou de personnes invalides. Chaque personne invalide d'un foyer donne droit à une demi-part supplémentaire.

Du fait du caractère progressif de l'impôt sur le revenu, les couples aux revenus inégaux et les familles s'acquittent d'un impôt plus faible par rapport à une situation où il serait individualisé, dans le cas d'un foyer sans crédit ni réduction d'impôt et non concerné par la décote.

Même si le principe général de calcul de l'impôt sur le revenu des couples et des familles est inchangé depuis 1945, la législation fiscale a fréquemment évolué en ce qui concerne les mécanismes précis de conjugalisation et de

2. Homme politique et économiste français, il est aussi à l'origine de la généralisation des allocations familiales en 1931 et de la création du code de la famille en juillet 1939.

3. Les conjoints non mariés et non pacsés ne sont pas considérés comme des couples par la législation fiscale. L'étude adopte cette convention de telle sorte que les couples en concubinage sont considérés comme des personnes ne mutualisant pas leurs revenus.

Tableau 1 – Nombre de parts fiscales selon la configuration familiale du ménage

Configuration du foyer	Célibataire			Couple			À partir du 3 ^e enfant
	sans enfant	1 enfant	2 enfants	sans enfant	1 enfant	2 enfants	
Nombre de parts	1	1.5	2	2	2.5	3	+1

familialisation. En particulier, deux mécanismes affectant les effets du quotient conjugal ont été modifiés récemment : la décote et la prime pour l'emploi (PPE). Il s'agit des deux principaux dispositifs qui intégraient des composantes uniquement relatives aux caractéristiques individuelles et non au niveau du foyer, pouvant rendre l'imposition conjointe défavorable comme l'a montré Eidelman (2013) : en 2011, 21 % des couples imposés conjointement auraient été gagnants à déclarer séparément leurs revenus, principalement en raison de ces dispositifs. Les effets attendus avec la législation 2017 sont donc différents en raison de ces modifications du calcul de l'impôt. Deux autres changements ont joué sur les effets de la conjugalisation et de la familialisation en raison d'une progressivité plus ou moins marquée.

D'une part, le plafonnement du quotient familial a été abaissé de 2 236 € à 2 000 € en 2013 puis à 1 500 € en 2014, la dernière baisse remontant à 1998⁴. En 2017, la réduction d'impôt du fait du quotient familial ne peut pas dépasser 1 512 € par demi-part fiscale.

D'autre part, les taux et les seuils des tranches du barème ont également évolué. En 2017, l'IR comporte cinq tranches pour des taux marginaux allant de 14 % à 45 % au-delà de 152 260 € de revenu imposable. Depuis 2000, trois principaux changements ont eu lieu :

- en 2007, passage de sept à cinq tranches avec un taux supérieur de 40 % et un taux inférieur de 5,5 %. Le taux supérieur (respectivement inférieur) était de 54 % (resp. 9,5 %) en 2000 ;
- en 2013, création d'une sixième tranche supérieure à 45 % ;
- en 2015, retour à cinq tranches par le passage du taux de la première tranche à 14 % et relèvement de son seuil de 6 011 € à 9 690 €.

Le cadre légal de l'imposition générale des revenus a beaucoup évolué depuis 1945, avec notamment la création de la CSG⁵ en 1991 (pour une description historique des évolutions législatives, notamment du barème, sur longue période voir André & Guillot, 2014). Impôt totalement individualisé, la CSG n'est pas prise en compte dans cette étude. L'imposition des revenus du patrimoine a également été modifiée dans la période récente, avec une intégration partielle au barème progressif de l'IR entre 2013 et 2017 puis un prélèvement forfaitaire uniforme à 30 %, ce qui individualise *de facto* l'imposition des revenus du patrimoine (voir André, 2019, sur l'évolution des effets de la conjugalisation entre 2012 et 2017).

1.2. Débats concernant les caractéristiques de l'impôt sur le revenu

Les caractéristiques de l'IR font l'objet de multiples travaux. La conjugalisation et la familialisation sont au centre de débats sur les objectifs et les effets de l'instrument fiscal, en comparant notamment les redistributions horizontale (entre différents types de ménage d'un même niveau de vie) et verticale (entre ménages de différents niveaux de vie). Les effets directs dépendent de la progressivité du barème de l'IR. Plus la redistributivité verticale du barème est élevée, plus la redistributivité horizontale des quotients conjugal et familial est marquée. Dans le cas hypothétique d'un barème proportionnel de l'impôt, les mécanismes de quotients conjugal et familial n'auraient pas d'effet. Une caractéristique de l'IR est qu'il met plus fortement à contribution les ménages à plus hauts revenus, participant ainsi à la redistribution verticale opérée par le système socio-fiscal dans son ensemble. Par convention, nous appellerons cette caractéristique « redistribution verticale ».

Grobon & Skandalis (2014) résument les enjeux du débat, en fournissant les principales références critiques (par exemple Landais *et al.*, 2012) ainsi que les arguments justifiant ces dispositifs familiaux de l'impôt (voir Sterdyniak, 2012). L'article d'Allègre *et al.* (2021, ce numéro) les discute de façon détaillée et actualisée.

En premier lieu, la déclaration conjointe obligatoire et la prise en compte des charges de famille existent depuis 1945. Depuis, les normes sociales ainsi que les caractéristiques de l'économie française ont évolué. En particulier, parmi les personnes de 15 à 64 ans, le taux d'activité des femmes est passé d'environ 50 % dans les années 1970 à 65 % en 2010 (et 68 % en 2020), alors que celui des hommes est passé de 83 % en 1975 à environ 75 % depuis 2010. Et jusque dans les années 1960, les femmes devaient avoir l'autorisation de leur époux pour travailler ou pour ouvrir un compte en banque. Le système socio-fiscal a également été modifié, notamment par la création de dépenses fiscales en direction des familles, favorisant des modes de garde non parentaux.

4. Ce mécanisme de plafonnement limite les effets des gains fiscaux dus aux personnes à charge en fixant l'avantage maximal qui résulte du quotient familial. Introduit en 1983, il a suivi la même évolution que le barème général avec un ajustement sur l'inflation sauf en 2011, en raison du gel du barème entre 2011 et 2013. D'autres paramètres de plafonnement existent pour les personnes célibataires, veuves ou divorcées ayant des enfants à charge.

5. La contribution sociale généralisée (CSG) s'appuie sur une assiette plus large que l'IR et des taux proportionnels sur différents types de revenus. Prélèvue à la source, la CSG est souvent ignorée au point de faire dire à certains que les foyers non imposables au titre de l'IR ne paient pas d'impôt : en réalité, le taux moyen d'imposition (IR et CSG) des foyers les plus modestes se situe depuis 2000 autour de 5 %.

Les caractéristiques sociodémographiques ont elles aussi évolué sur longue période, comme par exemple l'augmentation du niveau d'éducation des femmes. D'après Bouchet-Valat (2018), les couples dans lesquels la femme est la plus diplômée sont majoritaires en France en 2016 alors que ce n'était pas le cas avant les années 1960. La mise en commun des ressources au sein des couples a aussi changé (voir Frémeaux & Grégoire-Marchand, 2018). Néanmoins, cette mutualisation n'est pas toujours complète parmi les couples qui la pratiquent (Ponthieux, 2012). Ainsi, la conjugalisation et la familialisation de l'impôt sur le revenu s'appuient sur des modes de vie qui ont évolué. Les conjoints non mariés et non pacés ne sont pas fiscalement considérés comme étant en couple ; l'étude des effets redistributifs de l'IR va permettre de mettre en évidence les ménages qui bénéficient de ces dispositifs et leur ampleur.

Un autre aspect des débats concerne les mécanismes d'incitation créés par l'abaissement du taux marginal d'imposition du conjoint le plus fortuné par rapport à la situation où il serait imposé individuellement. D'une part, cela s'interprète comme une subvention aux couples aux revenus inégaux. D'autre part, cela favorise la spécialisation domestique au sein du couple en rendant l'arbitrage plus défavorable au second apporteur de ressources, c'est-à-dire au membre du couple qui ne travaille pas ou qui a le salaire le moins élevé. Or trois femmes en couple sur quatre gagnent moins que leur conjoint (Morin, 2014). Ainsi, le quotient conjugal taxe plus fortement l'offre de travail des femmes que des hommes (Échevin, 2003). Carbonnier (2007) estime une élasticité négative, c'est-à-dire que la probabilité pour un conjoint de participer au marché du travail décroît avec le taux de taxation du salaire éventuel. Selon André (2019), la conjugalisation obligatoire augmente de 5.9 points le taux marginal d'imposition des seconds apporteurs de ressources, dont les trois quarts sont des femmes. Kalíšková (2014) estime sur données tchèques que l'introduction en 2005 d'une imposition conjointe a été suivie d'une baisse de trois points de pourcentage du taux d'emploi des femmes mariées avec enfants, comparable aux deux points de pourcentage estimés sur la réforme de 1948 aux États-Unis par LaLumia (2008). Tenir compte de ces effets dérivés dans le cadre d'une méthode par microsimulation statique nécessiterait d'effectuer des hypothèses comportementales qui dépassent le cadre de cette étude.

En outre, le mécanisme de parts fiscales diffère du nombre d'unités de consommation et présente

ainsi une non neutralité vis-à-vis de la convention statistique usuelle pour mesurer les échelles d'équivalence. En effet, l'Insee se fonde sur les unités de consommation pour mesurer la pauvreté et les inégalités⁶. L'analyse des effets le long de l'échelle des niveaux de vie s'appuie sur le cadre usuel de la redistribution monétaire : afin de comparer les ménages de taille ou de composition différentes, le revenu disponible est rapporté au nombre d'unités de consommation. Le niveau de vie ainsi mesuré intègre les gains à être en couple (qu'il s'agisse d'une union légale ou d'une union libre), dus notamment aux économies d'échelle dans les dépenses communes. Le revenu disponible résulte à la fois de la distribution du revenu primaire reçu par les ménages et de l'application de la redistribution effectuée par le système socio-fiscal. Cependant, Martin & Périvier (2018) montrent que les familles monoparentales et les personnes seules ont un niveau de vie surestimé par les unités de consommation usuelles et donc un taux de pauvreté sous-estimé. Ce sont les mêmes configurations familiales qui ne sont pas concernées par les gains de la conjugalisation du système fiscal⁷.

De plus, une relative incohérence existe entre le droit social et le droit fiscal dans la mesure où la famille au sens des prestations sociales ne tient pas compte du statut marital, au contraire de l'IR⁸. Or, à la différence des gains liés au quotient familial, qui sont limités à 1 512 € par demi-part en 2017, ceux du quotient conjugal ne sont pas plafonnés légalement⁹. Le système fiscal actuel est critiqué pour sa complexité et celle-ci provient notamment du calcul du nombre de parts, les différentes dépenses fiscales étant parfois conjugalisées, parfois familialisées. Pour illustrer les effets en jeu, la situation actuelle sera comparée à un scénario plus simple d'un crédit d'impôt uniforme par personne à charge.

Enfin, le caractère obligatoire de l'imposition conjointe est également discuté. La France

6. L'échelle utilisée, dite de l'OCDE, retient la pondération suivante : 1 UC pour le premier adulte du ménage, 0.5 UC pour les autres personnes de 14 ans ou plus, 0.3 UC pour les enfants de moins de 14 ans. Allègre et al. (2021) proposent une évaluation d'une réforme dans laquelle le nombre de parts pour un couple correspond à son nombre d'unités de consommation.

7. Les travaux théoriques de Moyes & Trannoy (1999) soulignent que le mécanisme de quotients du système fiscal français est cohérent avec une mesure d'indépendance entre la réduction des inégalités impliquée par un système fiscal et le fait de prendre le cas des célibataires comme référence dans la comparaison des types de famille (critère de Lorenz relatif).

8. Voir notamment le tableau 4 dans Allègre et al. (2021).

9. Ils peuvent l'être mécaniquement pour les très hauts revenus, par exemple dans le cas polaire où un membre du foyer n'a aucun revenu et les revenus de l'autre membre sont deux fois plus élevés que le seuil d'entrée dans la contribution exceptionnelle sur les hauts revenus, soit un million d'euros de revenu fiscal de référence. Dans ce cas, les revenus du couple sont imposés au taux marginal le plus élevé du système fiscal et une hausse des revenus du premier apporteur de ressources n'implique aucun gain supplémentaire au titre du quotient conjugal.

est une exception sur ce plan, la plupart des pays appliquant une imposition séparée totale (système majoritaire dans les pays de l'UE, voir Collombet, 2013) ou tenant compte des revenus des conjoints sous une forme différente, *via* un crédit d'impôt ou un abattement. Certains permettent aux membres des couples de choisir entre individualisation ou conjugualisation. Seule la Suisse adopte encore un système équivalent à celui de la France, le Luxembourg ayant introduit le droit d'option en 2018 après le Portugal en 2016. L'Allemagne et l'Espagne pratiquent l'imposition conjointe avec possibilité de choisir l'individualisation. La Belgique, l'Italie, le Royaume-Uni ou le Canada intègrent des dépenses fiscales sous différentes formes pour un conjoint aux revenus moindres. D'autres pays comme l'Autriche, la Finlande, la Grèce ou la Suède pratiquent l'imposition séparée stricte¹⁰.

Même s'il est avantageux pour les couples dans la majorité des cas, le caractère obligatoire cause également des perdants, au sens où des couples peuvent avoir intérêt à déclarer séparément en raison de mécanismes individualisés dans le système de calcul de l'IR (voir Amar & Guérin, 2007 et Eidelman, 2013). Cette étude se propose ainsi d'actualiser ces travaux similaires et de quantifier les couples qui se déclarent fiscalement en couple alors que cela peut être à l'origine de pertes de revenu disponible. Les résultats obtenus par Eidelman (2013) sont atténués en raison de modifications de calcul de l'IR mais certains couples mariés et pacsés sont bien toujours perdants à cette conjugualisation obligatoire.

En ce qui concerne l'avantage fiscal accordé pour les enfants, certains pays appliquent des crédits d'impôt ou des abattements forfaitaires pour personnes à charge. Les dispositifs indépendants du revenu des parents privilégient la redistribution verticale, c'est-à-dire au bénéfice relatif des plus pauvres; les autres pays visent à rapprocher les niveaux de vie des couples aux revenus qui ont des charges de famille distinctes. Le Portugal et le Luxembourg sont les deux autres pays à pratiquer le système du quotient familial par part (voir Collombet, 2013). En 2013, l'Allemagne, la Grèce, le Luxembourg, les Pays-Bas, le Portugal et le Royaume-Uni permettaient la déductibilité des frais de garde. La mesure du coût fiscal au titre de la famille s'inscrit dans un cadre plus large de la mesure des dépenses de la société envers les enfants. Cet effort social de la nation est estimé à 4 % du PIB en 2013 (André & Solard, 2015).

En 2017, l'IR s'élève à 73 milliards d'euros, soit 24.6 % de l'ensemble des recettes fiscales. Malgré l'importance de ces masses financières engagées, les effets redistributifs de l'imposition conjugale et familiale ne sont que partiellement documentés. La principale source récente est le rapport du Haut conseil à la famille (HCF, 2011) et notamment l'annexe 3 présentant des simulations de réformes réalisées par la Direction générale du Trésor avec le modèle SAPHIR¹¹. Les résultats présentés dans notre étude sont comparables à ces estimations en conservant une méthodologie similaire, c'est-à-dire pour les effets familiaux. En effet, l'estimation de la conjugualisation diffère en raison du calcul séquentiel de notre étude. Trois autres sources d'écart méthodologiques avec les travaux comparables de la littérature existent, à savoir l'année d'estimation (ici 2017), la méthode d'attribution des revenus non individualisables (ici, au *prorata*) et le champ des dispositifs intégrés (ici, l'ensemble des dispositifs dépendant du statut marital et des personnes à charge).

2. Estimation des effets conjugaux et familiaux de l'impôt sur le revenu

2.1. Microsimulation avec le modèle INES

Le modèle INES simule les effets de la législation sociale et fiscale française (pour une présentation détaillée du modèle, voir Fredon & Sicsic, 2020). Nous l'utilisons ici dans sa version 2017. Le modèle est adossé à l'enquête Revenus fiscaux et sociaux (ERFS) de l'Insee qui réunit les informations sociodémographiques de l'enquête Emploi, les informations administratives de la Cnaf, la Cnav et la CCMSA ainsi que le détail des revenus déclarés à l'administration fiscale pour le calcul de l'impôt sur le revenu. L'ERFS 2015 s'appuie sur un échantillon d'environ 50 000 ménages, soit environ 130 000 individus, représentatifs de la population vivant en France métropolitaine dans un logement ordinaire. Ces données individuelles sont « vieilles » et recalées, en les faisant évoluer à partir d'informations auxiliaires agrégées issues d'autres sources, afin de refléter la structure et les revenus de la population de 2017. Elles deviennent ainsi représentatives des 28 millions de ménages ordinaires de France métropolitaine en 2017.

Le modèle s'appuie sur l'hypothèse que les ménages ne modifient pas leurs comportements

10. Voir par exemple le tableau 2 dans Allègre et al. (2021) qui recense les différents systèmes appliqués dans les pays de l'OCDE.

11. Ce modèle de microsimulation est semblable au modèle INES utilisé dans cette étude. Il s'appuie notamment sur des données de l'ERFS.

en matière de conjugalité et d'offre de travail en réaction aux évolutions législatives ou réglementaires, et que ces dernières n'ont pas d'effet à court terme sur les prix.

L'évaluation des effets budgétaires et redistributifs consiste à comparer une situation de référence, ici un impôt fictif individualisé, à la législation en vigueur pour l'impôt payé en 2017 sur les revenus de 2016. Les gains et les pertes des ménages sont ensuite calculés par différence entre les deux situations. Les effets agrégés sont alors obtenus à partir des effets individuels, au moyen des pondérations du modèle INES. La méthode est dite par microsimulation car elle calcule pour chaque observation une situation fictive dans laquelle la législation est modifiée.

Dans le cadre des travaux de microsimulation, les hypothèses de calcul sont souvent cruciales et permettent de mieux comprendre les effets simulés. Nous détaillons plus loin la façon dont les revenus et les dépenses fiscales (crédits et réductions d'impôt) sont individualisés. D'un point de vue méthodologique, l'approche permet de décomposer les effets de la conjugalisation et de la familialisation. La méthode de simulation de ces effets distincts est présentée plus bas.

D'une manière générale, nous adoptons une vision large des mécanismes conjugaux et familiaux. Une première différence avec la littérature concerne l'individualisation de l'impôt. Plutôt que de privilégier une répartition égalitaire entre les membres du couple, les revenus non individualisables sont répartis au *pro rata* des revenus individuels et il en est de même pour certains crédits et réductions d'impôt. Contrairement aux autres travaux, il s'agit de capter plus finement les inégalités de revenus au sein des couples mariés ou pacsés (des estimations complémentaires afin de tester la sensibilité à cette hypothèse sont présentées dans l'Annexe en ligne – lien à la fin de l'article).

En outre, l'approche adoptée cherche à intégrer des effets qui ne sont pas usuellement pris en compte, notamment les mécanismes familiaux dans leur ensemble, afin de fournir une estimation complète des dispositifs conjugaux et familiaux de l'IR. Dans la pratique, nous élargissons les concepts de conjugalisation et de familialisation aux crédits et réductions d'impôt ainsi qu'à la décote. Dans le cas de l'impôt individualisé, l'éligibilité à un crédit ou à une réduction d'impôt est déterminée pour chacun des membres du couple en comparant un plafond individualisé à ses revenus pris séparément. De même, le montant versé ne dépend pas du statut matrimonial.

Enfin, nous proposons un chiffrage séquentiel du quotient conjugal à partir d'un impôt individualisé puis du quotient familial, à partir d'un impôt conjugalisé. Ceci implique notamment une différence avec les résultats d'autres estimations qui évalueraient séparément les quotients conjugal et familial par rapport à la situation réelle. En privilégiant la cohérence interne de ses hypothèses, cette méthode permet de ne pas émettre d'hypothèses de comportement lors de l'évaluation du quotient conjugal : l'impôt conjugalisé ainsi simulé ne nécessite pas de répartir les mécanismes familiaux tels que les parts pour personnes à charge entre les deux membres du couple. Cette méthode novatrice a donc pour avantage d'être robuste car elle ne nécessite pas d'hypothèses sur la répartition des mécanismes familiaux entre parents. Elle permet de décomposer l'effet total comme somme de deux sous-effets disjoints. Néanmoins, ceci a pour conséquence de fournir un majorant de l'effet usuellement estimé¹² pour les dispositifs conjugaux car les estimations des mécanismes dépendent de l'ordre dans lequel ils sont simulés. Cette méthode mesure donc deux mécanismes : (i) le gain à la conjugalisation dans une situation théorique en l'absence de mécanismes familiaux, et (ii) le gain de la familialisation, dans un système déjà conjugalisé.

Par ailleurs, la précision des résultats repose notamment sur la qualité de la simulation de l'impôt sur le revenu dans le modèle INES. Sans compter le versement libératoire des auto-entrepreneurs et le prélèvement forfaitaire, et en tenant compte des crédits et réductions d'impôt, le montant d'impôt simulé par le modèle INES s'élève à 66.2 milliards d'euros en 2017 sur le champ des ménages ordinaires de France métropolitaine. En intégrant le prélèvement forfaitaire et le versement libératoire des auto-entrepreneurs et en se plaçant sur le champ de l'ensemble des ménages de France, l'impôt sur le revenu estimé par le modèle INES est de 73.7 milliards d'euros en 2017, soit un montant très proche des 74 milliards d'euros effectivement perçus par l'administration fiscale cette année-là. Nous détaillons maintenant les principales hypothèses de simulation, en particulier concernant la répartition des revenus et des dépenses fiscales.

2.2. Individualisation des revenus et des crédits et réductions d'impôt

L'évaluation des effets des quotients conjugal et familial nécessite une situation contrefactuelle

12. Les travaux de la littérature comparent usuellement la situation réelle à une situation contrefactuelle où un seul type de dispositif est absent, en considérant isolément les dispositifs familiaux ou conjugaux.

dans laquelle l'impôt serait individualisé. Il faut donc calculer l'impôt correspondant au cas où chaque membre d'un foyer fiscal serait imposé comme s'il vivait seul et sans personne à charge. Cet impôt fictif individualise les revenus et neutralise l'ensemble des parts fiscales ainsi que les autres mécanismes conjugalisés et familialisés de calcul de l'impôt (davantage de précisions en Annexe en ligne). Les gains et les pertes des ménages sont calculés comme la différence de revenu disponible des ménages entre les deux situations.

La première étape attribue à chaque membre du foyer fiscal la part du revenu qui lui correspond. Les salaires, pensions, rentes et revenus des indépendants se traitent sans hypothèse spécifique puisque ceux-ci sont déclarés dans une case correspondant à l'individu du foyer qui perçoit ces revenus. En revanche, les revenus des valeurs et capitaux mobiliers, les plus-values et les revenus fonciers sont déclarés au niveau du foyer et ne sont pas individualisables à partir des simples informations des déclarations fiscales. Dans le cadre de cette étude, nous répartissons ces revenus entre les membres du couple au *pro rata* de leurs revenus individuels. La part de revenus non individualisables représente en moyenne 3 % des revenus bruts des ménages¹³. Une personne à charge qui aurait des revenus individuels ne se voit en revanche jamais attribuer une part des revenus non individualisables.

Une fois ces revenus individuels répartis, l'impôt est simulé séparément pour chacun des membres du foyer comme il serait calculé pour un célibataire. L'impôt, la décote, les crédits et les réductions d'impôt sont calculés séparément pour chaque membre du foyer. Les plafonds d'éligibilité aux crédits et réductions d'impôt sont également individualisés. En ce qui concerne les crédits et réductions d'impôt, le partage de leur bénéfice entre les conjoints est déterminé selon trois cas de figure :

- (1) s'il dépend de la perception de revenus individualisables, il est calculé au niveau individuel ;
- (2) s'il dépend d'acquisitions financières ou immobilières, il est réparti selon la clé de répartition des revenus non individualisables ;
- (3) s'il dépend de dépenses concernant les dépenses communes du foyer (par exemple rénovation énergétique ou salarié à domicile), il est réparti équitablement entre les membres du couple.

Ce cadre d'hypothèses suppose qu'il n'y a pas de modification des comportements, notamment dans la répartition des revenus non

individualisables (par exemple en versant les revenus du patrimoine au membre du couple qui a le salaire le moins élevé, ce qui pourrait abaisser la somme de l'impôt des conjoints imposés séparément).

Enfin, nous supposons qu'il n'y a pas d'ajustement du comportement dans la répartition des crédits et réductions d'impôt entre les conjoints. Ce choix est réalisé en cohérence avec le cadre du modèle INES, qui suppose une absence de réactions comportementales de court terme. Gage de simplicité et de lisibilité, il permet d'avoir un effet brut sans avoir recours à un ensemble d'hypothèses comportementales supplémentaires. Il se justifie aussi en raison de l'existence de contraintes juridiques telles que la propriété d'un appartement ou d'un produit d'épargne, qui rendent certains revenus du patrimoine rigides au sein du couple à court terme. Par conséquent, cette simulation fictive n'est pas une description complète de ce que serait un impôt effectivement individualisé.

2.3. Décomposition des effets de conjugalisation et de familialisation

L'étude simule ainsi un impôt individuel contre-factuel : les effets de l'imposition conjugale et familiale sont déduits par différence avec l'impôt observé dans la situation de référence d'un impôt individualisé. Cette section explique comment sont décomposés les gains et les pertes dus au quotient conjugal et au quotient familial.

Pour évaluer la conjugalisation, les revenus des conjoints pacsés ou mariés sont regroupés au sein des foyers fiscaux et ceux des personnes à charge sont ignorés. L'impôt est ensuite calculé de la même manière que dans la situation réelle de 2017 pour les couples pacsés ou mariés comme s'ils n'avaient pas d'enfant à charge. Ainsi, les plafonds des crédits et réductions d'impôt sont multipliés par deux pour les couples et la décote est conjugalisée. En revanche, les revenus des personnes à charge autres que les membres du couple continuent d'être considérés individuellement et la présence de personnes à charge n'est pas prise en compte dans l'évaluation de l'éligibilité aux crédits et réductions d'impôt. Les montants des gains et des pertes dus à la conjugalisation de l'impôt sont alors calculés par différence entre cet impôt conjugal et l'impôt individuel.

13. Environ 50 % des ménages ne perçoivent pas de revenus non individualisables. Pour 90 % des ménages, cette part est inférieure à 10 %. Elle dépasse 62 % pour 1 % des ménages.

À l'étape de l'impôt conjugal, tous les montants versés sont rendus indépendants du nombre de personnes à charge. Enfin, les dispositifs fiscaux intégralement associés à la familialisation de l'impôt (abattement pour enfant à charge marié et déduction pour pensions alimentaires versées) sont considérés comme hors champ et annulés.

Nous considérons donc comme faisant partie du quotient familial l'abattement pour enfant à charge marié, qui remplace la majoration du quotient familial dans le cas du rattachement d'un enfant marié, la déduction pour pensions alimentaires versées aux enfants et les majorations de crédit ou réduction d'impôt dépendant du nombre de personnes à charge.

Afin de simuler les effets du quotient familial, les revenus des personnes à charge sont ensuite ajoutés aux revenus du foyer et les demi-parts fiscales qui leur correspondent sont intégrées au calcul de l'impôt. Les plafonds d'éligibilité aux crédits et réductions d'impôt dépendent du nombre de personnes à charge. L'impôt ainsi calculé correspond à l'impôt tel qu'appliqué en 2017 en France et simulé par le modèle INES sans variante de la législation. Les effets purs de la familialisation de l'impôt sont alors calculés par différence avec l'impôt conjugalisé présenté ci-dessus.

Cette méthode est séquentielle car elle simule d'abord la conjugalisation à partir de l'impôt individuel, puis la familialisation. Cela permet d'identifier l'effet propre de la conjugalisation sans tenir compte de la composante familiale intrinsèque à l'impôt réel. Pour cela, les parts de personnes à charge ne sont pas réparties entre les membres du couple car la situation contrefactuelle est individuelle, sans charges de famille.

3. Les effets redistributifs d'un impôt conjugal et familial

Cette section présente les principaux résultats de l'effet des dispositifs relatifs à la conjugalisation et à la familialisation.

3.1. Structure de l'impôt et effets agrégés

En premier lieu, les dispositifs évalués dans cette étude ont des effets sur la répartition de l'impôt. Les recettes fiscales de l'IR et la distribution des ménages imposables diffèrent selon le scénario (tableau 2). Un ménage est indiqué comme imposable dans le cas d'un impôt individualisé si l'un de ses membres est imposable. La conjugalisation et la familialisation de l'impôt rendent 4.7 millions de ménages non imposables (un ménage sur six). L'ensemble de ces dispositifs fiscaux représente une diminution d'impôt de 27.7 milliards d'euros par rapport à la situation fictive où ils n'existeraient pas. En l'absence de ces dispositifs et sans changement dans le calcul de l'impôt ni modification du comportement des ménages, la masse d'impôt réel en 2017 augmente de 42 %. L'impôt moyen évolue de la même manière : il est égal à 412 € dans le cas individuel fictif et 395 € dans le cas réel. Ce sont deux tiers des ménages qui sont imposables dans le cas d'un impôt fictif individualisé, contre la moitié dans la situation actuelle. Environ 40 % de l'effet total est dû à la conjugalisation et 60 % à la familialisation.

Les quotients conjugal et familial ont donc des effets budgétaires très élevés. À titre de comparaison, l'ensemble des crédits et des réductions d'impôt soumis au plafonnement général des avantages fiscaux représente 8.7 milliards d'euros, soit des sommes trois fois moindres que celles consacrées aux couples et aux familles au sens large.

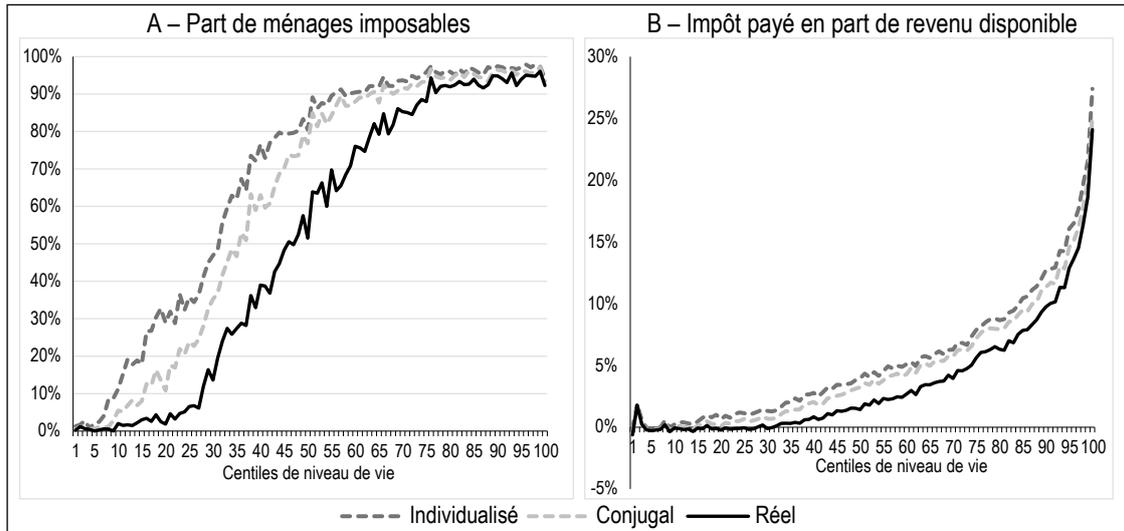
La part de ménages imposables et la part d'impôt payé dans le revenu disponible varient fortement en fonction du niveau de vie pour chacun des différents scénarios considérés (individualisé, conjugalisé et réel). Les dispositifs de conjugalisation et de familialisation appliqués ensemble (impôt réel) rendent non imposables une grande partie des ménages, et cet effet est marqué dès les premières catégories de niveau de vie (figure I-A). Les effets de la conjugalisation s'estompent à partir du niveau de vie médian alors que les mécanismes familiaux jouent jusqu'au huitième

Tableau 2 – Ménages imposables et impôt payé, par scénario

Impôt sur le revenu	Ménages imposables		Impôt payé	
	En millions d'euros	En %	Total en milliards d'euros	Moyenne par mois en euros
Individuel	19.1	67.6	93.7	412
Conjugal	17.4	61.5	82.6	402
Réel	14.4	50.8	66.0	395

Note : la structure des ménages est supposée inchangée dans tous les cas d'impôt. Un ménage est dit imposable dans le cas d'un impôt individualisé si au moins un des membres déclarants est imposable.
Source et champ : Insee, ERFIS 2015 actualisée 2017; Insee-Drees, modèle INES France métropolitaine, ménages ordinaires, dont le revenu est positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante. Calculs des auteurs.

Figure I – Ménages imposables et impôt payé selon le niveau de vie



Note : le niveau de vie est celui calculé avec l'impôt sur le revenu en vigueur en 2017, appelé impôt réel. Les moyennes sont calculées sur l'ensemble des ménages de l'échantillon.
Lecture : au niveau de vie médian, 80 % des ménages sont imposables avec l'impôt individuel ; ils sont 52 % avec l'impôt familial. Les 5 % les plus aisés consacrent 26 % de leur revenu disponible à l'impôt sous forme individuelle (20 % dans le cas réel, conjugal et familial).
Source et champ : voir tableau 2.

décile¹⁴. Ces effets proviennent notamment d'une répartition différenciée des configurations familiales le long de la distribution des niveaux de vie (*infra*). Concernant la baisse de l'impôt du fait de ces dispositifs, elle est particulièrement marquée pour les ménages au-delà de la médiane du niveau de vie (figure I-B).

Plus précisément, l'effet isolé du barème représente l'immense partie de l'effet global lié à la conjugalisation et à la familialisation. Les effets restants se décomposent entre l'effet de la décote et l'effet des crédits et réductions d'impôt (voir André & Sireyjol, 2019).

Le nombre de ménages gagnants et perdants aux différents dispositifs ainsi que les gains et pertes associés sont présentés dans le tableau 3. Par convention, les ménages sont considérés comme gagnants ou perdants à partir de dix euros¹⁵ d'évolution de leur impôt annuel.

Treize millions de ménages (soit 46 % du total des ménages) sont gagnants au sens où ils paient moins d'impôt. 1.1 million de ménages sont perdants, principalement en raison de l'imposition obligatoire des couples mariés ou

pacés¹⁶. Les pertes des ménages perdants sont plus faibles (401 € par an en moyenne) que les gains (gains moyens des ménages gagnants de 2 160 €) : l'effet net moyen de la conjugalisation et de la familialisation est de 1 953 €.

3.2. Hétérogénéité des effets et redistribution

Les ménages gagnants et perdants au système d'imposition à la fois conjugalisé et familialisé

14. Les individus sont classés selon le revenu disponible du ménage auquel ils appartiennent. Les déciles sont les valeurs qui partagent cette distribution en dix parties égales. Ainsi, le premier décile (noté D1) est le niveau de vie au-dessous duquel se situent les 10 % des personnes les plus modestes ; le neuvième décile (noté D9) est le niveau de vie au-dessous duquel se situent 90 % des individus.

15. Cette hypothèse permet de considérer comme non affectés des ménages dont l'impôt simulé est modifié uniquement en raison d'arrondis aux différentes étapes de calcul. En l'absence de contraintes de simulation sur les arrondis, il s'agirait de mesurer les effets dès le premier euro.

16. Un couple uni légalement peut être perdant à la conjugalisation quand la somme de ses revenus dépasse le plafond pour bénéficier de la décote en cas d'imposition conjointe, mais la différence de revenus entre les deux conjoints est suffisamment importante pour que le conjoint aux revenus les plus faibles en ait bénéficié s'il avait été imposé séparément. Dans ce cas, la somme de l'impôt payé par les deux membres imposés séparément est inférieure à l'impôt payé par le couple imposé conjointement, car la perte due à l'absence de décote en couple dépasse le gain lié au quotient conjugal. En outre, une perte liée à la décote peut également survenir si les deux membres du couple bénéficient conjointement de la décote, car le plafond pour un couple est inférieur au double du plafond individuel.

Tableau 3 – Effets des dispositifs conjugaux et familiaux en 2017

	Milliers de ménages		Euros par an		
	Gagnants	Perdants	Gain	Perte	Effet net
Conjugalisation	7 054	2 531	1 696	-367	1 151
Familialisation	9 333	29	1 782	-671	1 775
Conjugalisation et familialisation	13 015	1 140	2 160	-401	1 953

Note : les effets sont calculés sur les ménages concernés.
Source et champ : voir tableau 2.

se répartissent différemment le long de l'échelle de niveau de vie. La part des ménages gagnants augmente avec le niveau de vie ; celle des perdants est surtout concentrée entre les déciles 6 et 8. Le montant moyen des gains augmente avec le niveau de vie : il est de 812 € en moyenne pour les 145 000 ménages imposables gagnants appartenant aux 10 % les plus modestes et de 4 549 € en moyenne, soit 5.6 fois plus, pour les 1.9 million de ménages gagnants appartenant aux 10 % les plus aisés.

La figure II-A représente la part des ménages qui ont intérêt ou non à l'imposition individuelle selon le niveau de vie. La figure II-B indique les montants moyens des gains et des pertes en part de niveau de vie. La part des gains est croissante jusqu'aux ménages médians pour se stabiliser autour de 60 % de ménages gagnants parmi les ménages les 50 % les plus aisés. Les pertes sont situées au-delà du décile 5. Les pertes sont en très grande partie liées à la conjugalisation (André & Sireyjol, 2019).

Rapportés au niveau de vie des ménages, les gains sont plus élevés pour les ménages les plus aisés et augmentent avec le niveau de vie. Pour les 20 % les plus modestes, les gains moyens des ménages gagnants sont inférieurs à 2 % du niveau de vie (figure II-B). En effet, la plupart de ces ménages sont non imposables dans les deux situations. Pour les 15 % les plus aisés, les gains augmentent fortement et dépassent 5 % du niveau de vie en moyenne. Relativement au niveau de vie, les gains des ménages gagnants parmi les 5 % les plus aisés sont douze fois supérieurs à ceux des ménages appartenant aux 5 % plus modestes. En ce qui concerne la

conjugalisation seule, ils sont même encore plus élevés parmi les très hauts revenus, observables à partir des données fiscales exhaustives (André, 2019). À titre de comparaison, les 15 % les plus aisés s'acquittent de 74 % de l'impôt réel alors que les 50 % les plus modestes en paient 1.3 %.

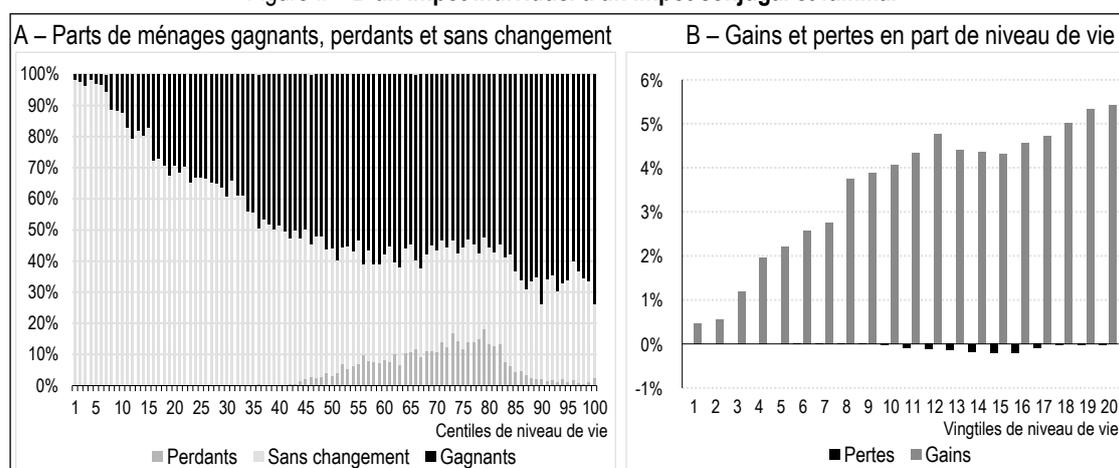
Par ailleurs, les pertes moyennes des ménages perdants sont nettement plus faibles, inférieures à 0.2 % du niveau de vie, et présentent un profil en cloche si elles sont rapportées au niveau de vie du ménage. Elles sont nulles pour les 50 % les plus modestes, et négligeables pour les 20 % les plus aisés. Les pertes sont plus importantes entre les déciles 6 à 8, bien qu'elles restent faibles, atteignant au maximum 0.2 % du niveau de vie en moyenne autour du huitième décile.

La concentration des gains résulte de deux effets. Les gains à la conjugalisation sont d'autant plus prononcés que les écarts de revenus au sein du couple sont importants, et que la somme des revenus du couple est élevée.

Les effets de la conjugalisation sont anti-redistributifs au sens où les ménages les plus aisés en bénéficient davantage. Il en est de même pour la familialisation qui profite plus aux ménages les plus aisés en raison du mécanisme de parts. Ceci s'explique en raison des configurations familiales différenciées selon le niveau de vie et la plus grande présence de couples en haut de l'échelle et aussi de façon mécanique car, sans effet d'assiette ou de crédits et réductions d'impôt, plus un ménage est aisé, plus son impôt est élevé (voir André & Sireyjol, 2019).

Selon Morin (2014), les écarts de revenus au sein des couples, en intégrant les revenus d'activités

Figure II – D'un impôt individuel à un impôt conjugal et familial



Note : le niveau de vie est celui calculé avec l'impôt sur le revenu en vigueur en 2017.

Lecture : parmi les ménages médians appartenant au centième 50, 3.2 % sont perdants, 40.7 % n'ont pas de changement et 56.0 % sont gagnants. Les ménages médians gagnants entre le 10^e et le 11^e vingtiles bénéficient d'une moindre baisse de 4.1 % de leur niveau de vie en raison de la conjugalisation et de la familialisation de l'impôt.

Source et champ : voir tableau 2.

ainsi que les revenus de remplacement, sont plus marqués parmi les ménages pauvres et aisés et donc moins prononcés au sein des couples dont le niveau de revenu est intermédiaire ou relativement élevé. En outre, les inégalités sont plus marquées dans les couples mariés ou avec enfants que dans les autres couples. Au sein des couples mariés ou pacsés, la part de revenu déclaré du second apporteur de ressources représente 35.0 % du revenu du foyer en moyenne (André, 2019), parmi lesquels 75 % ont pour premier apporteur de ressources un homme et 22 % une femme, tandis que 3 % ont des revenus équivalents.

Au final, les ménages les plus aisés bénéficient d'une part importante des gains liés aux caractéristiques conjugales et familiales de l'impôt sur le revenu : les 15 % les plus aisés captent 40 % des gains totaux alors que les 50 % les plus modestes se partagent 20 % des gains (figure III).

Il est possible de calculer un seuil de pauvreté¹⁷ et des indicateurs d'inégalités de niveaux de vie dans les situations simulées (impôt conjugalisé ou individualisé). Le tableau 4 montre la décomposition des effets de la conjugalisation et de

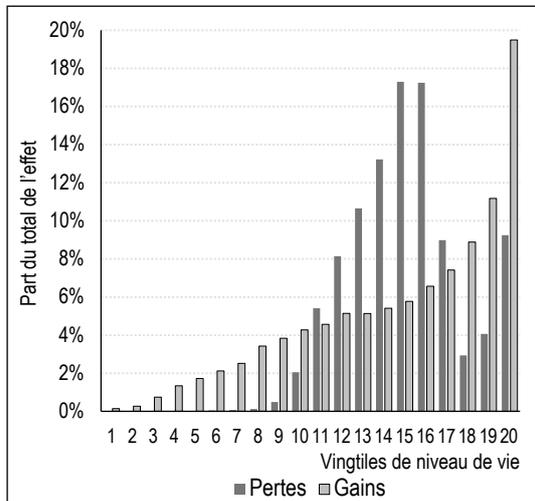
la familialisation sur les principaux indicateurs de pauvreté et d'inégalités. Le taux de pauvreté augmente de 0.9 point et l'indice de Gini de 0.004 par rapport à la situation fictive où l'impôt serait individualisé. Cet effet est dû à la mesure relative de la pauvreté. En effet, la conjugalisation et la familialisation de l'IR augmentent le seuil de pauvreté, donc le niveau de vie médian. Diminuer les impôts, en particulier ceux des ménages les plus aisés, déforme en effet la distribution des niveaux de vie et augmente la pauvreté ainsi que les inégalités par rapport à une situation où ces mécanismes seraient absents.

Cependant, ces effets sont à interpréter avec précaution car dans les situations comparées les recettes fiscales diffèrent. En effet, il s'agit d'effets partiels qui ne rendent pas compte de ce que serait la situation à enveloppe budgétaire constante (voir *infra* un scénario fictif modifiant le mode d'imposition avec un bouclage budgétaire). Or, les effets d'un dispositif socio-fiscal sur les inégalités et la pauvreté dépendent fortement de l'intensité du ciblage des transferts et de l'importance des montants redistribués.

3.3. Effets par type de famille

Les mécanismes conjugaux et familiaux de l'IR concernent les foyers fiscaux en couple ou ayant des enfants à charge. Compte tenu de la différence existant entre la notion de foyer fiscal et celle de ménage au sens de l'Insee (ensemble des personnes résidant dans un même logement), certains ménages célibataires peuvent être gagnants : par exemple si un enfant est rattaché fiscalement au foyer sans qu'il réside principalement dans le logement. Il est ainsi possible de bénéficier de parts fiscales pour personnes à charge majeures au sein du foyer fiscal sans appartenir au même ménage. Inversement, des personnes en couple, non mariées, ni pacsées du même ménage faisant une déclaration séparée ne bénéficient pas des dispositifs conjugaux ou familiaux de l'impôt sur le revenu, puisqu'elles appartiennent à deux foyers fiscaux différents. Ce

Figure III – Répartition des gains et pertes selon le niveau de vie



Lecture : les ménages les 5 % les plus aisés (dernier vingtième) concentrent 9.2 % des pertes et 19.5 % des gains.
Source et champ : voir tableau 2.

17. Le seuil de pauvreté est égal à 60 % de la médiane des niveaux de vie calculés dans ces deux situations.

Tableau 4 – Indicateurs de pauvreté et d'inégalités de niveau de vie, par scénario

	Individuel	Conjugal	Réel	Réel - individuel
Taux de pauvreté (en %)	12.2	12.2	13.1	0.9
Intensité de la pauvreté (en %)	16.6	17.1	17.2	0.7
Indice de Gini	0.277	0.279	0.281	0.004
D9/D1	3.18	3.21	3.27	0.01
P95/P5	4.72	4.79	4.86	0.15
Seuil de pauvreté (€)	12 110	12 212	12 516	406

Source et champ : voir tableau 2.

constat mis à part, les ménages en couple et ayant des enfants sont très nettement surreprésentés parmi les ménages gagnants dans la mesure où ils cumulent potentiellement l'avantage des deux mécanismes.

Les effets étant principalement portés par l'application du barème, c'est-à-dire du mécanisme de parts, ils dépendent fortement de la configuration familiale. Les tableaux 5, 6 et 7 détaillent les effectifs concernés ainsi que les gains et pertes selon le type de famille. Ils permettent de décrire la redistribution horizontale impliquée par le système des quotients.

Parmi les 13 millions de ménages gagnants, 39 % sont des couples avec un ou deux enfants, alors qu'ils représentent 21 % de la population. Les célibataires au sens de l'Insee constituent 35 % des ménages contre 11 % des gagnants¹⁸. Près

de la moitié des familles monoparentales sont gagnantes (1.2 million parmi 2.5 millions) ; 79 % des 1.5 million de couples avec trois enfants ou plus sont gagnants, contre 49 % des huit millions de couples sans enfant (tableau 5).

Parmi les 2.5 millions de ménages perdants à la conjugalisation, 1.4 million sont rattrapés par les mécanismes familiaux, de telle sorte que 1.1 million de ménages sont perdants aux deux mécanismes cumulés (tableau 6).

18. Le nombre de célibataires gagnants n'est pas nul car le mécanisme de parts intègre notamment des enfants majeurs, étudiants ou handicapés qui n'habitent pas nécessairement le ménage mais appartiennent au même foyer fiscal. Parmi les célibataires gagnants, environ un sur cinq bénéficie également de la déduction pour pension alimentaire uniquement. Dans les autres cas, il s'agit de célibataires avec des parts supplémentaires, en raison principalement de la demi-part pour invalidité ou ancien parent isolé par exemple.

Tableau 5 – Ménages gagnants par configuration familiale

Configuration familiale	Ensemble des ménages		Conjugalisation		Familialisation		Réel	
	milliers	%	milliers	%	milliers	%	milliers	%
Célibataires	9 936	35.1	106	1.5	1 384	14.8	1 471	11.3
Familles monoparentales	2 471	8.7	34	0.5	1 196	12.8	1 210	9.3
Couples sans enfant	8 057	28.5	3 417	48.4	1 201	12.9	3 917	30.1
Couples, 1 ou 2 enfants	6 053	21.4	2 670	37.9	4 460	47.8	5 074	39.0
Couples, 3 enfants ou +	1 477	5.2	735	10.4	948	10.2	1 165	9.0
Ménages complexes	283	1.0	92	1.3	145	1.6	177	1.4
Ensemble	28 277	100.0	7 054	100.0	9 333	100.0	13 015	100.0

Source et champ : voir tableau 2.

Tableau 6 – Ménages perdants par configuration familiale

Configuration familiale	Ensemble des ménages		Conjugalisation		Familialisation		Réel	
	milliers	%	milliers	%	milliers	%	milliers	%
Célibataires	9 936	35.1	14	0.6	10	29.9	18	1.6
Familles monoparentales	2 471	8.7	n.s	n.s	n.s	n.s	n.s	n.s
Couples sans enfant	8 057	28.5	1 252	49.5	11	39.0	1 005	88.1
Couples, 1 ou 2 enfants	6 053	21.4	1 059	41.8	n.s	n.s	111	9.7
Couples, 3 enfants ou +	1 477	5.2	175	6.9	0	0.0	n.s	n.s
Ménages complexes	283	1.0	27	1.1	0	0.0	n.s	n.s
Ensemble	28 277	100.0	2 531	100.0	29	100.0	1 140	100.0

n.s pour non significatif.

Source et champ : voir tableau 2.

Tableau 7 – Impôt annuel, gain moyen et gain total, par configuration familiale

Configuration familiale	Gain moyen (euros)	Gain total		Perte moyenne (euros)	Perte totale	
		millions d'euros	%		millions d'euros	%
Célibataires	1 206	1 774	6.3	-449	-8	1.7
Familles monoparentales	1 737	2 102	7.5	-3 314	-10	2.1
Couples sans enfant	1 765	6 912	24.6	-388	-390	85.2
Couples, 1 ou 2 enfants	2 432	12 341	43.9	-439	-49	10.7
Couples, 3 enfants ou +	3 901	4 545	16.2	-158	0	0.0
Ménages complexes	2 436	432	1.5	-350	n.s	n.s
Ensemble	2 160	28 106	100.0	-401	-458	100.0

n.s pour non significatif.

Source et champ : voir tableau 2.

Au total, 44 % des gains bénéficient aux couples avec un ou deux enfants, configuration familiale qui bénéficie à la fois des dispositifs conjugaux et familiaux (tableau 7). Ces derniers bénéficient de 2 432 € de gain moyen en raison de la conjugalisation et de la familialisation. Les pertes sont concentrées à 85 % pour les couples sans enfant, qui n'ont pas intérêt à la conjugalisation en raison de mécanismes encore individuels dans le calcul de l'impôt (André, 2019).

La figure IV représente la part de revenu disponible consacrée à l'impôt par configuration familiale et selon le niveau de vie découpé en vingt catégories regroupant le même nombre d'individus. Le profil pour les célibataires est peu modifié. La part de leur niveau de vie consacrée à l'impôt est significative à partir du quatrième décile de niveau de vie. Elle dépasse 15 % pour les 5 % les plus riches et est peu modifiée selon le scénario retenu. En revanche, la conjugalisation et la familialisation modifient nettement ces profils pour les autres configurations familiales.

Le profil d'impôt payé en part du revenu disponible serait similaire entre les couples et les célibataires en l'absence du quotient conjugal, à l'exception des catégories de niveau de vie les plus aisées, en raison de revenus des couples plus élevés en moyenne.

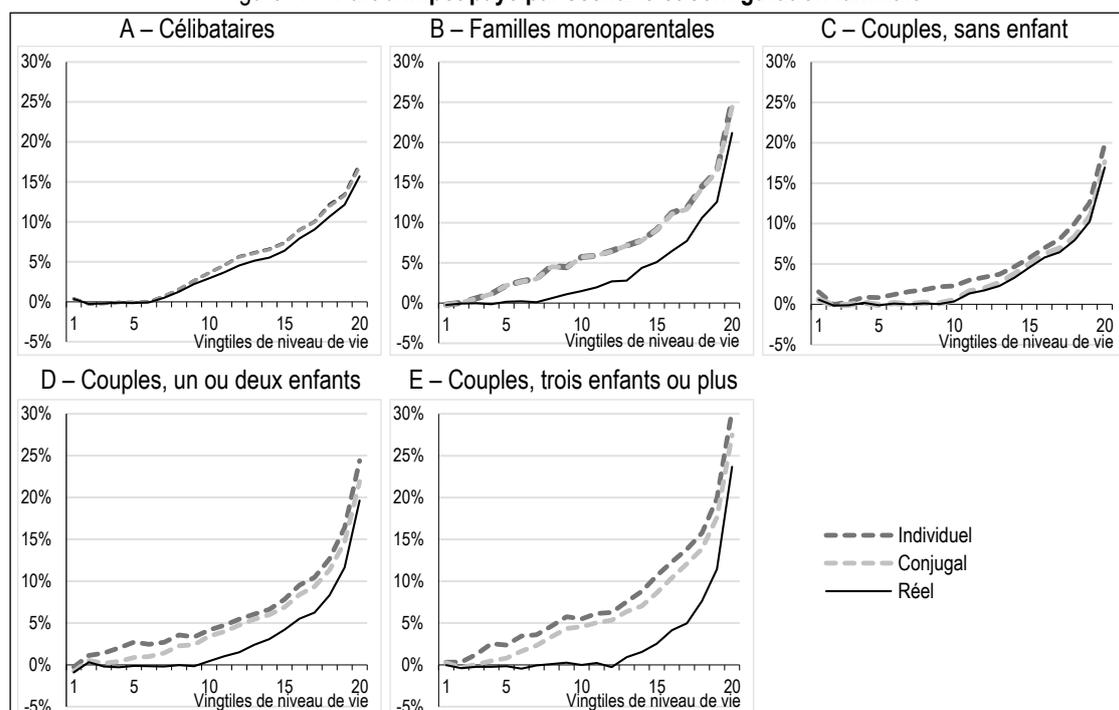
3.4. Décomposition des effets de conjugalisation et de familialisation

Les résultats précédents mettent en évidence des effets monétaires et redistributifs élevés. Considérées conjointement, la conjugalisation et la familialisation opèrent une redistribution horizontale forte entre les différents types de familles. Nous analysons ici la décomposition des effets en isolant les dispositifs liés aux dispositifs fiscaux uniquement conjugaux.

Les gains conjugaux ne concernent pratiquement que des couples avec ou sans enfants (96.3 % des gains) alors que les gains familiaux bénéficient également aux familles monoparentales à hauteur de 2 milliards d'euros (12.2 % des gains) et à hauteur de 11.3 milliards d'euros pour les couples avec enfants, soit 68.2 % des gains (tableau 8).

Afin d'analyser plus précisément la décomposition entre les effets conjugaux d'une part et les effets familiaux d'autre part, la figure V détaille la part de ménages imposables selon le niveau de vie pour chaque configuration familiale. Elle met en évidence que les mécanismes de quotient ont un effet massif concernant l'imposabilité des familles et de façon différentielle selon le type de famille. Les couples en deçà du cinquième décile bénéficient du quotient conjugal. Les effets du quotient familial interviennent jusqu'au huitième

Figure IV – Part d'impôt payé par scénario et configuration familiale



Note : le niveau de vie est celui calculé avec l'impôt sur le revenu en vigueur en 2017. Les catégories de niveau de vie sont calculées sur l'ensemble des individus et demeurent fixes.

Lecture : voir Figure I-B.

Source et champ : voir tableau 2.

Tableau 8 – Gain total des deux dispositifs par configuration familiale

Configuration familiale	Conjugalisation		Famialisation	
	millions d'euros	%	millions d'euros	%
Célibataires	218	1.8	1 558	9.4
Familles monoparentales	72	0.6	2 033	12.2
Couples sans enfant	5 606	46.9	1 430	8.6
Couples, 1 ou 2 enfants	4 472	37.4	8 162	49.1
Couples, 3 enfants ou +	1 434	12.0	3 171	19.1
Ménages complexes	159	1.3	282	1.7
Ensemble	11 961	100.0	16 636	100.0

Note : du fait des différences entre ménage au sens de l'Insee (cohabitant dans le même logement) et foyer fiscal (personnes rattachées à une même déclaration fiscale), on peut observer des familles sans enfant au sens de l'Insee bénéficiant de la famialisation : c'est parce qu'elles peuvent rattacher des personnes à charge non cohabitantes. Pour la conjugalisation, il est aussi possible de voir des personnes ne vivant pas en couple au sens de l'Insee bénéficiant de ces dispositifs : c'est dû au fait qu'elles ont pu se séparer dans l'année et donc continuer à en bénéficier bien que vivant seules. De la même manière, certains couples cohabitants non mariés et non pacsés ne sont pas affectés par ces mécanismes d'un point de vue fiscal mais sont des couples au sens de l'Insee.

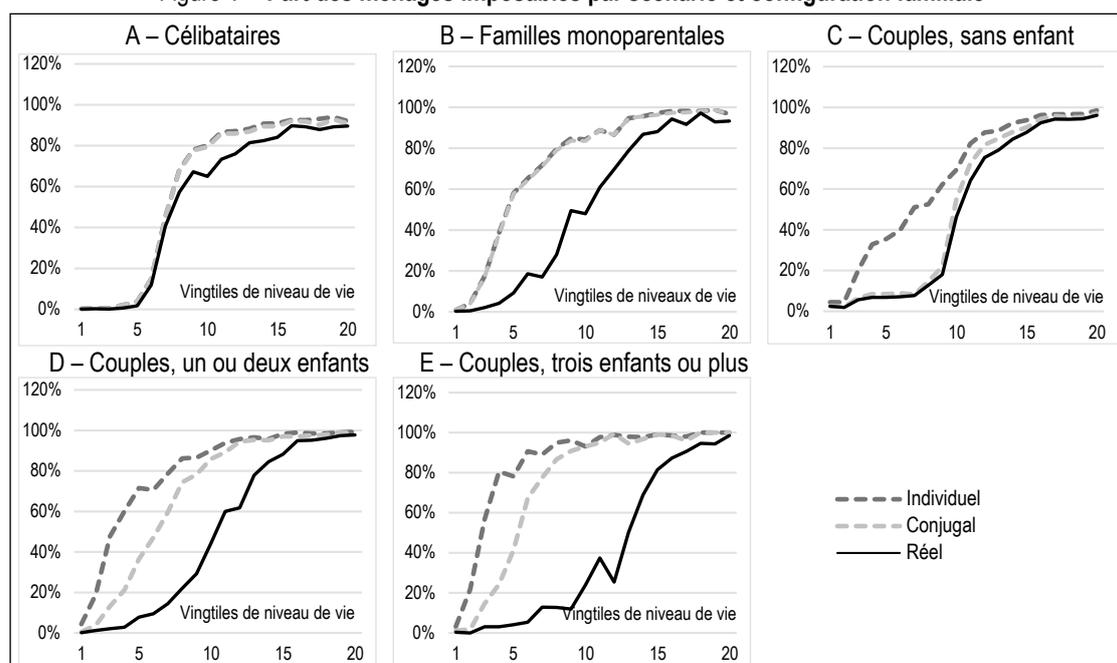
Source et champ : voir tableau 2.

décile et sont très marqués sur l'imposabilité des couples avec trois enfants ou plus.

Cet effet différencié de la conjugalisation et de la famialisation se retrouve en décomposant les gains et les pertes selon le niveau de vie (figure VI). En raison d'une différence dans le plafonnement du nombre de parts pour personnes à charge mais pas pour les couples mariés et pacsés, les effets de la conjugalisation augmentent parmi les 15 % les plus aisés alors que ceux de la famialisation diminuent. En effet, contrairement aux gains liés au quotient familial, qui sont limités à 1 512 € par demi-part en 2017,

ceux du quotient conjugal ne sont pas plafonnés légalement. Le plafonnement du quotient familial est un dispositif principalement concentré dans le haut de la distribution des niveaux de vie. Il concerne moins de 3.5 % des ménages parmi les 75 % les plus modestes alors que 86 % des ménages concernés par le plafonnement du quotient familial appartiennent aux 20 % les plus aisés dont 28 % parmi les 5 % les plus aisés. Ainsi, contrairement au quotient conjugal, la concentration des gains liés au quotient familial est diminuée en raison de ce plafonnement. Les effets de la conjugalisation sont plus anti-redistributifs au sens où ils profitent

Figure V – Part des ménages imposables par scénario et configuration familiale

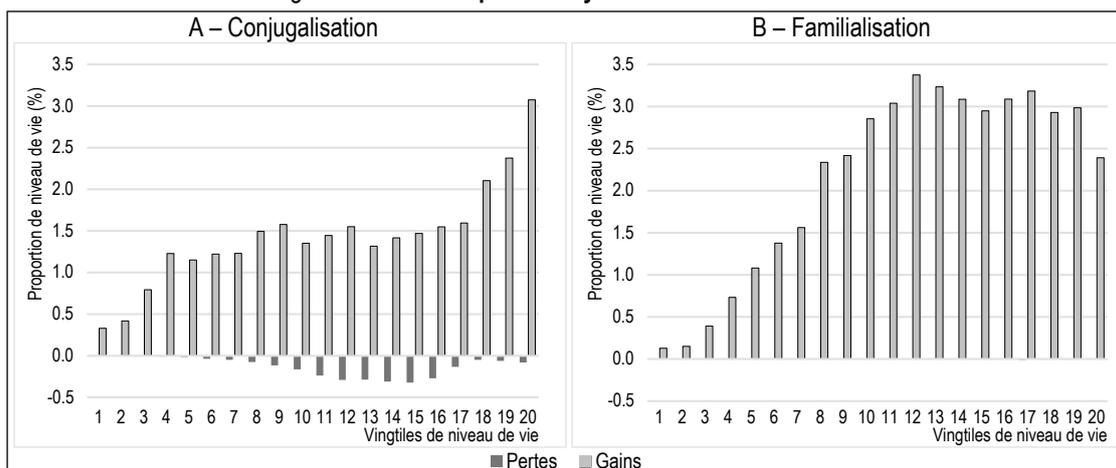


Note : le niveau de vie est celui calculé avec l'impôt sur le revenu en vigueur en 2017.

Lecture : voir Figure I-A.

Source et champ : voir tableau 2.

Figure VI – Gains et pertes moyens selon le niveau de vie



Note : le niveau de vie est celui calculé avec l'impôt sur le revenu en vigueur en 2017.

Lecture : les gains moyens aux dispositifs conjugaux dépassent 3 % de niveau de vie pour les ménages les 5 % les plus aisés.

Source et champ : voir tableau 2.

relativement plus aux ménages les plus aisés (la décomposition des ménages gagnants, perdants et sans changement à la conjugalisation d'une part et à la familialisation d'autre part est présentée en Annexe en ligne).

3.5. Redistribution verticale ou horizontale de la familialisation : illustration avec un crédit d'impôt forfaitaire par personne à charge

Évaluer les effets redistributifs des dispositifs socio-fiscaux repose en premier lieu sur le choix de scénarios contrefactuels. Ces situations de référence sont potentiellement nombreuses mais si l'on souhaite les comparer entre elles, elles doivent être à enveloppe identique. Nous présentons ici les effets redistributifs d'un impôt conjugalisé avec un crédit d'impôt unique par personne à charge. Ce choix d'un montant identique est fait à titre illustratif afin de mettre simplement en évidence l'ampleur des masses budgétaires en jeu.

Plus précisément, le calcul de l'impôt ici simulé correspond à un impôt qui fonctionnerait de la même manière que dans le système français en 2017 pour le quotient conjugal, mais où le quotient familial serait supprimé. Il serait remplacé par un crédit d'impôt unique qui bénéficierait à tous les foyers fiscaux avec personnes à charge, qu'ils soient imposés ou non. Nous comparons donc deux systèmes fiscaux conjugalisés à enveloppe budgétaire identique, l'un où le mécanisme de parts est inchangé (impôt réel), l'autre où il est remplacé par un crédit d'impôt uniforme par personne à charge. Le montant de ce crédit qui permet d'assurer le bouclage budgétaire, c'est-à-dire qui rapporterait les mêmes recettes

fiscales que l'impôt en vigueur en 2017, est estimé à 1 021 €. Autrement dit, les dispositifs uniquement familiaux (et non conjugaux) de l'impôt sur le revenu correspondent à un total qui serait égal à 1 021 € par personne à charge pour chaque foyer.

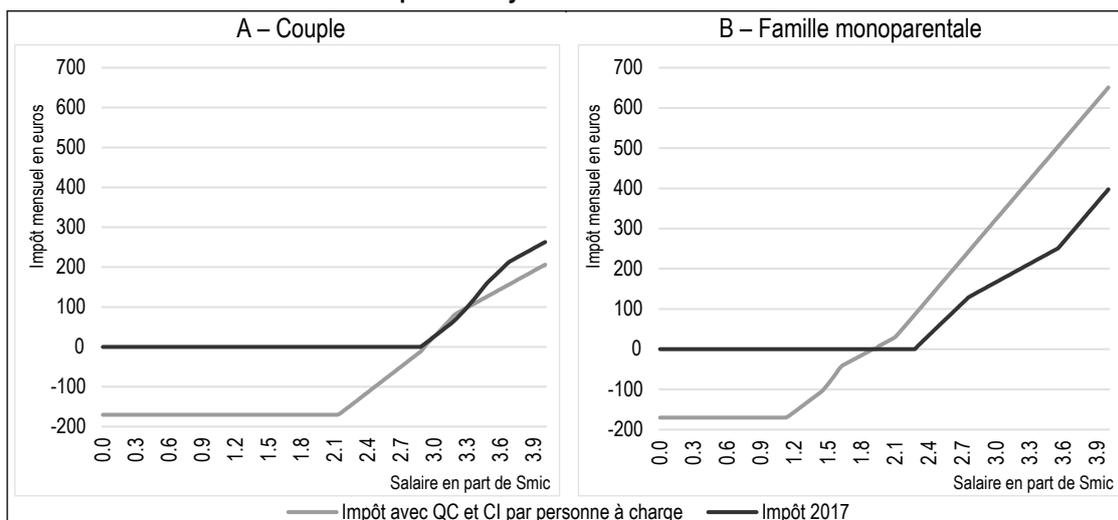
Dans la variété des cas possibles, le scénario fictif simulé cherche à illustrer l'ampleur de la redistribution verticale impliquée par le système actuel du quotient familial. Un objectif d'un tel mode de calcul contrefactuel est d'évaluer, à recettes fiscales inchangées, l'importance relative de la redistribution horizontale et de la redistribution verticale. Un crédit d'impôt forfaitaire est équivalent d'un point de vue redistributif à une prestation¹⁹ qui ne dépend pas du revenu ; en ce sens cela modifie la progressivité du système socio-fiscal. Ce scénario fictif démontre qu'il y a un éventail large de dispositifs tenant compte des charges de famille et que la redistribution verticale n'est pas nécessairement en contradiction avec la redistribution horizontale.

Le crédit d'impôt égal pour toutes les personnes à charge favorise fortement les familles modestes, qui bénéficient du crédit d'impôt, puisqu'il est versé aux familles ne payant pas d'impôt alors qu'elles ne bénéficiaient pas du quotient familial, n'étant pas imposables. La figure VII montre par exemple l'impact sur l'impôt payé pour les familles avec deux enfants.

Pour les couples avec deux enfants, tous les foyers fiscaux sont gagnants dans le scénario avec un crédit d'impôt unique (figure VIII). Les

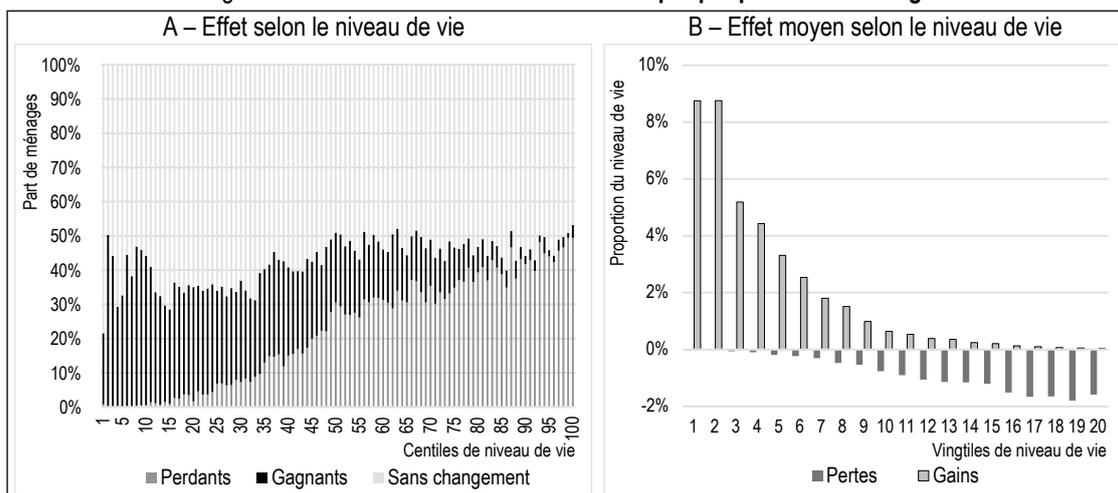
19. Une prestation est redistributive si sa part dans le revenu primaire décroît avec le niveau de vie ou croît moins vite que le revenu. Un prélèvement est dit redistributif si sa part dans le revenu croît avec le niveau de vie. Il sera considéré comme neutre sur les inégalités s'il est proportionnel aux revenus.

Figure VII – Impôt mensuel en fonction du salaire net en part de Smic pour un foyer avec deux enfants



Source : Drees, maquette cas-types ; calculs des auteurs.

Figure VIII – Effet du scénario du crédit d'impôt par personne à charge



Note : le niveau de vie est celui calculé avec l'impôt sur le revenu en vigueur en 2017.

Source et champ : voir tableau 2.

gains les plus élevés se situent pour des salaires entre 0 et 2.4 Smic. Ensuite, le gain se réduit au fur et à mesure que l'imposition des foyers est importante et que le quotient familial s'applique dans la situation contrefactuelle.

Pour les familles monoparentales, les gains sont plus importants pour les foyers les plus modestes. Cependant, des pertes surviennent pour des salaires supérieurs à 2.1 Smic. En effet, ces foyers ne bénéficient pas du quotient conjugal et perdent le bénéfice de la majoration du quotient familial pour personnes isolées.

Dans ce scénario avec la mise en place d'un crédit d'impôt constant par personne à charge, le nombre de ménages imposables est de 54.4 % soit une hausse de 3.7 points. En ce qui concerne les indicateurs de pauvreté et d'inégalités, les

effets sont massifs. Le taux de pauvreté est alors de 11.0 % (-2.2 points) et l'intensité de la pauvreté de 15.4 % (-1.8 point). L'indice de Gini diminue de 11.4 points. Le ratio interdécile D9/D1 (respectivement inter-vingtile, P95/P5) passe de 3.16 à 3.05 (resp. de 4.76 à 4.53).

* *
*

En 2017, en France métropolitaine, les mécanismes conjugaux et familiaux au sens large réduisent les recettes fiscales de 27.7 milliards d'euros. En raison de ces dispositifs, 5 millions de ménages deviennent non imposables, 13 millions de ménages voient leur impôt baisser et 1 million de ménages voient leur impôt

augmenter par rapport à une situation dans laquelle ces mécanismes n'existeraient pas. Ces estimations sont établies à comportements inchangés, ou plus précisément sur la base des comportements observés chez les agents selon la législation fiscale en vigueur et sans adaptation à un changement du mode de calcul de l'impôt.

Les gains liés à ces mécanismes bénéficient à 60 % aux couples avec enfants. Par ailleurs, la moitié de ces gains est captée par le quart des ménages les plus aisés, en raison de la progressivité de l'impôt sur le revenu. En effet, le nombre de gagnants et le montant moyen des gains augmentent avec le niveau de vie, en particulier sous l'effet du quotient conjugal qui n'est pas plafonné légalement. Les pertes moyennes des ménages perdants sont nettement plus faibles, inférieures à 0.03 % du niveau de vie, et présentent un profil en cloche si elles sont rapportées au niveau de vie. Les gains moyens sont plus élevés mais augmentent fortement avec le niveau de vie. Inférieurs à 2 % du niveau de vie pour les 20 % les plus modestes, ils dépassent 4 % du niveau de vie pour les 50 % les plus aisés. Les 10 % les plus aisés voient leur niveau de vie augmenter au-delà de 5 %.

De manière générale, les effets redistributifs des dispositifs socio-fiscaux dépendent fortement de

leur ciblage et de leur ampleur budgétaire. Afin de prolonger l'analyse, il serait nécessaire de simuler des scénarios de variantes législatives inspirées des cas étrangers avec une enveloppe constante. Les résultats présentés sur la familialisation rappellent que les effets redistributifs verticaux et horizontaux sont élevés mais soulignent que les dimensions horizontale et verticale peuvent être conciliées selon le degré que le législateur décide. Un cas d'arbitrage entre redistribution horizontale et verticale est l'exemple du plafonnement appliqué au seul quotient familial. À l'image du rapport HCF (2011), une multiplicité de possibilités est envisageable (utilisation des unités de consommation plutôt que des parts, abattement forfaitaire ou proportionnel aux revenus, prise en compte du rang des enfants ou des ressources du conjoint, etc.). En revanche, les effets mesurés dans cette étude s'appuient en premier lieu sur les caractéristiques de l'impôt sur le revenu : plus le barème est progressif, plus les effets sont marqués. Cependant, les transformations récentes de la fiscalité ont vu un transfert de la fiscalité des revenus de l'IR vers la CSG (André & Guillot, 2014). Cet autre impôt sur les revenus n'est pas progressif et est acquitté individuellement. Ainsi, les baisses récentes de l'IR au profit des hausses de la CSG ont pour conséquence de diminuer les effets conjugaux et familiaux du système fiscal. □

Lien vers l'Annexe en ligne :

https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/5430839/ES-526-527_Andre-Sireyjol_Annexe_en_ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

Allègre, G., Périvier, H. & Pucci, M. (2021). Taxation of Couples and Marital Status – Simulation of Three Reforms of the Marital Quotient in France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, ce numéro.

Allègre, G., Périvier, H. & Pucci, M. (2019). Imposition des couples en France et statut marital : simulation de trois réformes du quotient conjugal. *OFCE Working paper* N° 13.

<https://spire.sciencespo.fr/notice/2441/1u4nmlgre68gopcegtmgm6cb5s>

Amar, É. & Guérin, S. (2007). Se marier ou non : le droit fiscal peut-il aider à choisir ? *Économie et Statistique*, 401, 23–37. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377072?sommaire=1377076>

André, M. (2019). L'imposition conjointe des couples mariés et pacsés organise une redistribution en direction des couples les plus aisés, dont les effets ont augmenté entre 2012 et 2017. In : *Insee Références – France, portrait social*, pp. 115–132. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4238449?sommaire=4238781>

André, M. & Guillot, M. (2014). 1914-2014 : cent ans d'impôt sur le revenu. Institut des politiques publiques, *Note IPP* N° 12. <https://www.ipp.eu/actualites/1914-2014-cent-ans-impot-sur-le-revenu/>

André, M. & Sireyjol, A. (2019). Imposition des couples et des familles : effets budgétaires et redistributifs de l'impôt sur le revenu. Insee, *Document de travail* N° G2019/10. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4253854>

- André, M. & Solard, J. (2015).** Au titre de la politique familiale, la nation a consacré 4 % du PIB aux enfants en 2013. In : Drees, coll. Études et statistiques. *La protection sociale en France et en Europe en 2013*, pp. 209–223. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-12/comptes-protection-sociale-2013.pdf>
- Bouchet-Valat, M. (2018).** Hypergamie et célibat selon le statut social en France depuis 1969 : une convergence entre femmes et hommes ? *Revue de l'OFCE*, 160, 5–45. <https://doi.org/10.3917/reof.160.0005>
- Carbonnier, C. (2007).** L'impact de la fiscalité sur la participation des conjoints au marché du travail. Direction générale du Trésor, *Documents de travail de la DGTPE* N° 2007/05. <https://www.tresor.economie.gouv.fr/Articles/7c0e3c63-aa95-4573-b228-d8f53f418f9b/files/d6cb8ce5-de81-497a-b438-9d3a479b17e1>
- Collombet, C. (2013).** Focus – La fiscalité familiale en Europe. *Informations sociales*, 175, 114–118. <https://doi.org/10.3917/inso.175.0114>
- Eidelman, A. (2013).** L'imposition commune des couples mariés ou pacsés : un avantage qui n'est pas systématique. *Insee Analyses* N° 9. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1521328>
- Échevin, D. (2003).** L'individualisation de l'impôt sur le revenu : équitable ou pas ? *Économie & prévision*, 160(4), 149–165. <https://doi.org/10.3917/ecop.160.0149>
- Fredon, S. & Sicsic, M. (2020).** Ines, le modèle qui simule l'impact des politiques sociales et fiscales. *Courrier des statistiques*, 4, 42–60. <https://www.insee.fr/fr/information/4497070?sommaire=4497095>
- Frémeaux, N. & Grégoire-Marchand, P. (2018).** Le couple contribue-t-il encore à réduire les inégalités ? France Stratégie, *Note d'analyse* N° 71. <https://www.strategie.gouv.fr/publications/couple-contribue-t-reduire-inegalites>
- Frémeaux, N. & Leturcq, M. (2019).** Individualisation du patrimoine au sein des couples : quels enjeux pour la fiscalité ? *Revue de l'OFCE*, 161, 145–175. <https://doi.org/10.3917/reof.161.0145>
- Grobon, S. & Skandalis, D. (2014).** Quotient familial, quotient conjugal, impôt individualisé : quels sont les enjeux du débat ? *Regards croisés sur l'économie*, 15(2), 251–257. <https://doi.org/10.3917/rce.015.0251>
- Haut Conseil à Famille (2011).** Architecture des aides aux familles : quelles évolutions pour les 15 prochaines années ? Annexe 3, simulations réalisées par la DG Trésor. Note adoptée par le Haut conseil à la famille, séance du 28 avril 2011.
- Kališková, K. (2014).** Labor supply consequences of family taxation: evidence from the Czech Republic. *Labour Economics*, 30(c), 234–244. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2014.04.010>
- Lalunia, S. (2008).** The effects of joint taxation of married couples on labor supply and non-wage income. *Journal of Public Economics*, 92(7), 1698–1719. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2008.01.009>
- Landais, C., Piketty, T. & Saez, E. (2012).** *Pour une révolution fiscale : un impôt sur le revenu pour le XXIe siècle*. Paris : Le Seuil, coll. La République des idées.
- Martin, H. & Périvier, H. (2018).** Les échelles d'équivalence à l'épreuve des nouvelles configurations familiales. *Revue économique*, 692(2), 303–334. <https://www.cairn.info/revue-economique-2018-2-page-303.htm>
- Morin, T. (2014).** Écarts de revenus au sein des couples : trois femmes sur quatre gagnent moins que leur conjoint. *Insee Première* N° 1492. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1281400>
- Moyes, P. & Trannoy, A. (1999).** Le quotient familial : une structure fiscale cohérente avec le critère de Lorenz relatif. *Économie & prévision*, 138-139, 111–124. <https://doi.org/10.3406/ecop.1999.5962>
- Ponthieux, S. (2012).** La mise en commun des revenus dans les couples. *Insee Première* N° 1409. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1281044>
- Sterdyniak, H. (2012).** Le système fiscal français doit rester familial. *Travail, genre et sociétés*, 27(1), 149–155. <https://doi.org/10.3917/tgs.027.0149>

COMMENTAIRE

La familialisation des taxes et transferts, un enjeu pour l'impôt sur le revenu et les autres politiques publiques

Family-Based Tax and Transfer System – Issues for Income Tax and Other Public Policies

Clément Carbonnier*

Résumé – Les articles d'Allègre *et al.* (2021) et d'André & Sireyjol (2021) documentent finement, à l'aide de microsimulations, les impacts redistributifs de la familialisation de l'impôt sur le revenu, et contribuent ainsi à l'important débat sur ce système spécifique à l'imposition des revenus des ménages (IR) en France. Pour discuter leurs résultats, on propose ici tout d'abord de revenir sur l'histoire de cette spécificité, qui renvoie à la question des capacités contributives et de son origine dans la Déclaration des Droits de l'Homme et du Citoyen de 1789. Nous la questionnons quant à son interprétation à travers les concepts d'utilité marginale décroissante et d'échelle d'équivalence et à son champ d'application, l'IR ou l'ensemble du système de taxes et transferts. Finalement, nous interrogeons l'unité d'évaluation : l'individu ou la famille.

Abstract – *The articles by Allègre et al. (2021) and André & Sireyjol (2021) document in detail, using microsimulations, the redistributive impacts of the familialization of the income tax, and thus contribute to the important debate on this specific system of household income taxation in France. To discuss their results, we first propose to review the history of this specificity, which refers to the question of contributory capacity and its origin in the 1789 Déclaration des Droits de l'Homme et du Citoyen. We question its interpretation through the concepts of decreasing marginal utility and equivalence scale and its scope of application, the income tax or the whole system of taxes and transfers. Finally, we question the unit of evaluation: the individual or the family.*

Codes JEL / JEL Classification : D31, H24, H30, H31, J12, J16

Mots-clés : impôt sur le revenu, quotient familial, quotient conjugal, redistribution, inégalités

Keywords: income tax, family tax quotient, marital quotient, redistribution, inequality

* Université Paris 8 Vincennes – Saint-Denis, LED (clement.carbonnier02@univ-paris8.fr)

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.

Citation: Carbonnier, C. (2021). Family-Based Tax and Transfer System – Issues for Income Tax and Other Public Policies. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 526-527, 41–48. doi: 10.24187/ecostat.2021.526d.2051

Ce mini dossier thématique regroupe deux articles qui évaluent les impacts redistributifs de la familialisation de l'impôt sur le revenu en France. Guillaume Allègre, Hélène Périvier et Muriel Pucci (Allègre *et al.*, 2021) se focalisent sur le quotient conjugal (l'imposition commune des couples mariés et pacsés) sans analyser le dispositif pour personnes à charges. Ils effectuent trois simulations de réformes modifiant la forme de cette imposition commune. Mathias André et Antoine Sireyjol (André & Sireyjol, 2021) analysent l'effet, sans simulation de réforme alternative, de la conjugalisation d'une part et de la familialisation (prise en compte des personnes à charge) d'autre part.

Ces deux articles documentent finement l'aspect redistributif de ce système spécifique à l'imposition des revenus des ménages (IR) en France, et contribuent ainsi à l'important débat autour de ces dispositifs. Ceux-ci sont souvent défendus sous l'argument de « neutralité fiscale » entre familles identiquement composées (deux familles de même composition gagnant le même revenu paient le même impôt) ou sous l'argument qu'ils permettent de faire payer chaque foyer – quelle que soit sa composition – en fonction de ses capacités contributives (ce qui est un principe constitutionnel). À l'opposé, ils sont aussi critiqués sur le fait qu'ils ne seraient pas si neutres même entre foyers identiquement constitués et qu'ils ne correspondent pas bien aux capacités contributives entre foyers de composition différente (Carbonnier, 2016 ; Allègre *et al.*, 2021). Ces dispositifs sont également particulièrement favorables aux ménages les plus aisés, ce qui réduit la progressivité de l'impôt (Allègre *et al.*, 2021 ; André & Sireyjol, 2021). Enfin, un effet secondaire de la conjugalisation est de désinciter les femmes mariées ou pacsées à participer au marché du travail (Carbonnier, 2020).

Pour discuter les résultats de ces analyses de microsimulation, il est tout d'abord intéressant de revenir sur l'histoire de ce dispositif spécifique à l'IR en France. Cela permet de comprendre les différentes motivations qui ont présidé à la construction de ce système pour interpréter les résultats des deux articles à la lumière de ces objectifs. Cela permet également d'éclairer les débats autour des conceptions d'imposition et de justice fiscale. Pour ce faire, nous revenons d'abord sur la question des capacités contributives et de son origine dans la Déclaration des Droits de l'Homme et du Citoyen de 1789. Nous la questionnons de plusieurs manières : d'abord quant à son interprétation à travers les concepts d'utilité marginale décroissante et d'échelle d'équivalence ; puis quant à son champ

d'application, l'IR ou l'ensemble du système de taxes et transferts. Finalement, nous interrogeons l'unité d'évaluation : l'individu ou la famille.

Contribuer en fonction de ses capacités

La principale motivation de l'instauration du système d'imposition selon le quotient conjugal (QC) et le quotient familial (QF) est de prendre en compte la capacité contributive mesurée au niveau des familles. Cette prise en compte est d'ordre constitutionnel puisqu'elle est inscrite dans la Déclaration des Droits de l'Homme et du Citoyen de 1789, attachée à la constitution de 1958 actuellement en vigueur en France. Toutefois, sur l'ensemble de cette constitution, la partie relative à cette question est restreinte : « Pour l'entretien de la force publique, et pour les dépenses d'administration, une contribution commune est indispensable : elle doit être également répartie entre tous les citoyens, en raison de leurs facultés »¹.

Ainsi, la constitutionnalité dépend surtout des interprétations par le Conseil constitutionnel de ce qu'est une répartition en raison des facultés. Or un tel principe peut être interprété de manières très différentes. Avant même cette déclaration de 1789, Adam Smith (1776) écrivait un principe similaire : « Les sujets de tout État devraient contribuer au soutien du gouvernement, autant que possible en proportion de leurs capacités contributives, c'est-à-dire en proportion du revenu dont ils jouissent respectivement sous sa protection ».

Si la première partie de la phrase d'Adam Smith est quasi identique à notre principe constitutionnel, la seconde diffère grandement de l'idée que l'on se fait aujourd'hui de la capacité contributive. En fait, le 19^e siècle a été le théâtre d'un grand débat sur cette question et, en conséquence, sur la proportionnalité ou la progressivité de l'impôt, retracé en détail à la fin de ce siècle par Seligman (1896). Outre les tenants d'une contribution en fonction du bénéfice reçu (qui reprennent partiellement l'argumentaire de Smith puisque le service public étant alors principalement de sécurité, il est proportionnel au revenu protégé), le point important du débat est ce que nous appelons aujourd'hui l'utilité marginale décroissante du revenu. Développée principalement à la fin du 19^e siècle par les fondateurs de l'économie marginaliste (William S. Jevons, Carl Menger

1. Déclaration des Droits de l'Homme et du Citoyen de 1789, article 13. <https://www.legifrance.gouv.fr/contenu/menu/droit-national-en-vigueur/constitution/declaration-des-droits-de-l-homme-et-du-citoyen-de-1789>

et Léon Walras, puis Alfred Marschall), on en trouve déjà les arguments principaux dès le début du 18^e siècle dans la résolution du « paradoxe de Saint Pétersbourg » par Daniel Bernoulli. Le principe est que l'utilité d'un euro n'est pas la même pour tous : une personne plus riche qu'une autre a déjà pourvu à tous ses besoins les plus importants avant de dépenser son dernier euro, l'utilité de cette dernière dépense est donc plus faible pour cette personne riche que pour une personne plus pauvre qui achète par ce biais une consommation plus essentielle.

Cet argument est bien à l'origine de la conception des facultés à contribuer aux finances publiques croissantes en proportion des revenus, ce qui conduit à la progressivité de l'impôt. Or, comme l'expliquent clairement Allègre *et al.* (2021) et André & Sireyjol (2021), le QC et le QF n'ont de sens que dans le cadre d'un IR progressif. On voit ainsi que les conceptions évoluent avec les modifications de la société et il est nécessaire de comprendre que c'est bien l'interprétation moderne d'un texte, qui était interprété différemment quand il a été écrit il y a 250 ans, qui sous-tend le dispositif fiscal actuel.

Car en effet, l'interprétation révolutionnaire était plus proche de celle d'Adam Smith et de la proportionnalité. Voulant mettre fin aux multiples taxes, et notamment aux impôts indirects, les révolutionnaires ont cherché à mettre en place une contribution unique, autant que possible proportionnelle au revenu. Pour ne pas avoir à violer l'intimité des ménages (critique encore présente dans les débats parlementaires lors de l'instauration de l'impôt progressif sur le revenu au début du 20^e siècle), un ensemble de quatre taxes assises sur les signes extérieurs de richesse a été choisi : la contribution mobilière sur la valeur du logement (lentement transformée en taxe d'habitation récemment disparue), la contribution foncière (qui a donné la taxe foncière), la patente (impôt sur les commerces transformé en 1976 en taxe professionnelle et à son tour en 2009 en contribution économique territoriale) et la taxe sur les portes et fenêtres, disparue. Ces taxes n'étaient pas progressives mais tentaient de tenir compte des facultés contributives par un principe de proportionnalité aux signes extérieurs de richesse.

Ce n'est donc qu'en 1914, un peu après mais dans la continuité des autres pays industrialisés, que la France a mis en place un impôt progressif sur le revenu. S'est alors posée la question de l'unité à laquelle appliquer cet impôt. L'organisation de la société fortement basée sur la famille conduit à opter pour le foyer fiscal. Au départ,

il n'était tenu compte de la famille que par des abattements et réductions d'impôt. Ce n'est que lors de la grande réforme de 1945 qu'a été introduit le principe du QC et du QF, qui est donc un mécanisme relativement nouveau (à l'échelle de l'article 13 de la Déclaration des Droits de l'Homme et du Citoyen) dans l'histoire de l'impôt, même s'il peut paraître assez ancien au vu des importantes modifications sociales qui ont eu lieu depuis la Seconde Guerre mondiale, rappelées par André & Sireyjol (2021).

Les échelles d'équivalence

Le fait de considérer les facultés contributives – progressives – au niveau du foyer entraîne la question des échelles d'équivalence. De même que se priver de 5 % de son revenu quand on vit avec 1 000 € par mois est plus coûteux que se priver de 5 % de son revenu quand on en gagne 10 000 (principe de la progressivité), le fait de réduire de 5 % le revenu d'un couple gagnant 3 000 € par mois est plus coûteux pour lui que pour un célibataire gagnant seul le même montant de 3 000 €. Avec ses 2 850 €, le célibataire a pourvu à un plus grand nombre de ses besoins importants que le couple avec le même montant. C'est pourquoi les systèmes basés sur les foyers mettent en place des dispositifs réduisant l'imposition des couples. De 1914 à 1945 en France, il s'agissait d'abattements et de réductions d'impôt ; depuis, c'est le principe du quotient conjugal.

Pour autant, le quotient conjugal actuel revient à considérer que les 5 % prélevés à un célibataire gagnant 1 500 € lui coûtent autant les 5 % prélevés à un couple gagnant 3 000 €, ce qui revient à dire qu'un couple retire la même satisfaction de sa consommation de 3 000 € qu'un célibataire avec 1 500 €. Or, ce n'est pas le cas du fait des économies d'échelle : un couple n'a pas besoin de dépenser deux fois plus pour son logement qu'un célibataire pour en tirer la même satisfaction, comme il n'a pas besoin de deux fois plus d'appareils électroménagers, de deux abonnements internet, deux fois plus de chauffage, etc. Pour tenir compte de ces économies d'échelle, on utilise habituellement des échelles d'équivalence, le standard étant de considérer, selon l'échelle de l'OCDE modifiée, qu'un couple a besoin d'une fois et demie le revenu d'un célibataire pour tirer la même utilité de sa consommation. C'est pourquoi Allègre *et al.* (2021) testent l'effet d'une réforme gardant un quotient conjugal mais l'alignant sur cette échelle d'équivalence. Ils trouvent ainsi que le système actuel avantage les couples et, du fait de la progressivité de l'impôt, d'autant plus qu'ils sont aisés.

Évidemment, ce standard d'échelle d'équivalence n'est qu'une convention, et il est très discuté dans la littérature, comme le rappellent Allègre *et al.* (2021). Comme présenté ci-dessus, il dépend principalement de la composition du panier de consommation entre bien partageables ou non partageables. Or un bien partageable pesant particulièrement lourd dans le budget des ménages – et gouvernant ainsi fortement l'échelle d'équivalence – est le logement. Et la part des dépenses de logement dans le budget varie fortement entre ménages.

Tout d'abord, le logement est un bien premier et, comme le montre Carbonnier (2019), le ratio de la valeur locative du logement habité sur le revenu du ménage décroît très fortement avec le niveau de revenu. De plus, la part des dépenses de logement est très variable selon les territoires français (Carbonnier, 2021), menant non seulement à de fortes différences de coûts de la vie mais également à de fortes différences d'échelle d'équivalence entre territoires. Or l'impôt sur le revenu tente de compenser les différences de niveau de vie liées à la composition familiale, mais non à la localisation du ménage, alors même que les deux interagissent.

De plus, le statut d'occupation du logement (locataire ou propriétaire) n'est pas pris en compte. Or entre deux ménages de même composition et ayant le même revenu, celui qui possède son logement a bien évidemment un niveau de vie (et une faculté contributive) plus élevé que celui devant utiliser une part de son revenu pour payer son loyer. Une autre manière de le dire est que le revenu d'un ménage dépasse son simple revenu monétaire et inclut le revenu du capital en nature que constituent les services de logement dont il bénéficie grâce à son patrimoine immobilier. Si on définit le revenu comme la somme de la consommation et de la variation du patrimoine, habiter son propre logement constitue bien un revenu dans le sens où cette consommation de services de logement ne diminue en rien le stock de patrimoine immobilier. Pour cette raison, certains systèmes d'imposition du revenu cherchent ou ont cherché à inclure ce revenu – dit revenu net des loyers implicites – à l'assiette imposable. C'est encore le cas en Suisse et c'était le cas en France jusqu'en 1965.

Champs d'évaluation du principe constitutionnel

Le système français d'imposition du revenu s'attache fortement à appliquer le principe de l'article 13 de la Déclaration des Droits de

l'Homme et du Citoyen aux différences de compositions familiales mais pas aux différences territoriales de coût de la vie ou aux différences de facultés contributives en fonction du statut d'occupation de son logement. Cet attachement n'est pas nouveau : dès le 17^e siècle, Colbert avait exonéré de taille, par un édit de 1666, les couples mariés jeunes (avant 21 ans) et les familles de plus de dix enfants vivants (Clamageran, 1867, p. 623). À la création de l'impôt sur le revenu en 1914, les dispositifs familiaux étaient importants : outre les abattements et réductions d'impôt, il existait de fortes pénalités pour les célibataires de plus de 30 ans et les couples toujours sans enfant plus de deux ans après leur mariage (Piketty, 2001).

On voit dans ces exemples que la prise en compte de la famille dans l'impôt dépasse largement la question de la neutralité fiscale mais inclut des motivations natalistes et des motivations morales. La citation d'Allègre *et al.* (2021) de l'exposé des motifs du projet de loi de 1945 instituant le quotient conjugal comporte bien le terme « immoral » et non « injuste » ou « non neutre ».

Pour revenir à l'exemple des facultés contributives selon la composition familiale et le territoire, il est notable que les politiques publiques s'attachent à compenser les inégalités territoriales mais considèrent que cela doit être fait *via* d'autres dispositifs que l'IR, alors que l'on conçoit difficilement que le l'IR ne prenne pas directement en compte la composition familiale. Or il ne paraît pas aberrant de penser que le principe de l'article 13 de la Déclaration des Droits de l'Homme et du Citoyen ne concerne pas spécifiquement l'IR mais bien l'ensemble du système de taxes et transferts.

À l'époque de la rédaction de cet article 13, aucun impôt semblable à l'IR n'existait et, plus encore, on concevait les prélèvements comme devant être proportionnels aux revenus et non progressifs. Les dépenses publiques étaient vues comme relativement simples – « l'entretien de la force publique, et (...) les dépenses d'administration » – et les transferts monétaires concernaient uniquement des prélèvements obligatoires pour financer ces dépenses. L'article 13 s'applique alors à ces prélèvements obligatoires dans leur ensemble en les désignant au singulier : « une contribution commune ». Aujourd'hui, il apparaît que la prise en compte des facultés contributives des familles se focalise sur l'IR et non les autres prélèvements obligatoires (TVA, CSG, IS, taxe foncière, etc.). Pourtant, l'IR ne constitue qu'une petite part du financement des dépenses

publiques : le projet de loi de finance pour 2020², le dernier avant la crise du Covid, mesurait ou estimait les recettes d'IR à seulement 3.0 % du PIB, soit 5.8 % des recettes publiques et 6.9 % des prélèvements obligatoires pour chacune des trois années de 2018 à 2020.

Surtout, les dépenses publiques sont composées d'allocations et non uniquement de « l'entretien de la force publique, et [des] dépenses d'administration ». Or les allocations sont une part importante de la redistribution, supérieure à celle générée par les prélèvements obligatoires, non seulement en France mais également dans la plupart des pays industrialisés (Guillaud *et al.*, 2020). On pourrait donc considérer que la traduction moderne de l'article 13 de la Déclaration des Droits de l'Homme et du Citoyen ne concerne pas le taux de l'IR en fonction des facultés mais les caractéristiques redistributives globales – redistribution verticale selon le niveau de vie et redistribution horizontale selon les caractéristiques des contribuables – de l'ensemble du système de taxes et transferts.

Les différents dispositifs sociaux, dans les faits plus redistributifs que l'IR, considèrent de manière très différente la composition des ménages. Bargain *et al.* (2017) mesurent l'échelle d'équivalence implicite pour divers transferts en France. Ils trouvent une pondération du conjoint de 1 dans le cas du quotient conjugal, de 0.5 en l'absence d'enfant et 0.3 en présence d'enfant pour la prime d'activité (avec une prime d'isolement pouvant faire passer cette pondération à 0.22 sans enfant, 0.09 avec un enfant et -0.04 avec deux enfants), ainsi que de 0.28 sans enfant et 0 avec enfant pour les allocations logement.

Impact isolé d'un dispositif *versus* modification globale du système de transferts

Non seulement ces différentes composantes de la redistribution considèrent-elles différentes échelles d'équivalence mais elles s'appliquent même à des unités différentes. L'IR ne considère que les couples mariés et pacés alors que les allocations sociales considèrent en général les concubins. C'est d'ailleurs pourquoi Allègre *et al.* (2021), dans les réformes potentielles simulées, modifient cette règle pour donner accès aux concubins aux mêmes avantages fiscaux que les couples mariés ou pacés (baisse à une demi-part du conjoint ou plafonnement de l'avantage). Ceci génère de fait de moindres rentrées fiscales dues à la réforme (des gains fiscaux pour les contribuables concubins concernés). C'est une des raisons pour lesquelles ces mesures ne se

comparent pas directement à celles d'André & Sireyrol (2021) qui se concentrent sur la mesure de l'avantage du système actuel (avec une référence totalement individualisée).

Cette question de la prise en compte des redistributions au niveau du système global de taxes et transferts, et non d'un dispositif donné, pose une autre question vis-à-vis de l'interprétation des résultats des deux articles commentés ici. Les réformes simulées explicitement (Allègre *et al.*, 2021) ou implicitement (André & Sireyrol, 2021) ne sont pas à budget constant et nécessiteraient donc dans la réalité des compensations – baisses d'autres recettes publiques ou hausses des dépenses – qui auraient elles-mêmes des impacts redistributifs notables, et différents selon le choix des compensations. On comprend que les auteurs ne préjugent pas de tels choix et se concentrent sur les effets propres des QC et QF, mais il est important de ne pas oublier ces compensations lors des interprétations de leurs résultats.

Un des cas étudiés est cependant à budget constant : il s'agit de la transformation du QF en crédit d'impôt forfaitaire estimée par André & Sireyrol (2021). Dans cette simulation, la suppression du mécanisme de QF génère une augmentation des recettes de l'IR – payée par les familles du fait de la perte de l'avantage fiscal – qui est redistribuée aux familles de manière forfaitaire, c'est-à-dire indépendante de leur revenu (une forme d'allocation familiale sans conditions de ressources). Apparaît alors l'aspect fortement régressif du QF : une telle réforme ne ferait aucun perdant tout en bas de la distribution des niveaux de vie et aucun gagnant tout en haut (avec une diminution progressive de la part des gagnants et une augmentation progressive de la part des perdants le long de cette distribution des niveaux de vie). Les gains moyens seraient très forts pour les ménages les plus modestes (jusqu'à 8.5 % du revenu) alors que les pertes en haut de la distribution seraient plus réparties (jusqu'à 1.5 % du revenu).

Sur cette question des transferts pour compenser le coût des enfants, Favrat *et al.* (2015) mesurent le profil distributif de l'ensemble des taxes et transferts. Il s'avère que les dispositifs sous conditions de ressources (allocations familiales ou prise en compte des enfants dans les allocations sociales) compensent la régressivité du QF, donnant lieu au total à des montants par enfant quasi constants le long de la distribution

2. *Projet de Loi de Finances pour 2020, Rapport économique, social et financier*, 2019. <https://www.tresor.economie.gouv.fr/Articles/913ca061-93bb-44c7-a860-04468507d5bb/files/b1ac7248-60bc-4094-9029-1761bae604c2>

des niveaux de vie. Pour autant, le fait de séparer une allocation constante entre divers dispositifs, certains progressifs et d'autres régressifs, n'est pas neutre car les stigmas sociaux attachés à ces différents dispositifs – et en conséquence aux différents types de ménages bénéficiaires – ne sont pas les mêmes.

Unité d'évaluation du principe constitutionnel

Pour conclure, il est impossible de ne pas traiter un point essentiel soulevé par ces deux articles, à savoir la place de la famille dans les politiques publiques et plus globalement dans notre société. Tous deux décrivent les modifications sociodémographiques, en particulier la participation croissante des femmes au marché du travail et le développement de la garde d'enfants en bas âge. Plus généralement, c'est l'ensemble de la société qui a évolué. La famille, bien que toujours un échelon important dans l'organisation sociale, n'est plus le corps intermédiaire inévitable entre l'individu et la communauté. Par exemple, les couples sont loin de mettre tous en commun l'intégralité de leurs ressources (Ponthieux, 2012). En 2010 36 % ne le faisaient pas, et même 42 % des couples les plus aisés. Surtout la tendance semble plus forte dans les couples les plus « jeunes » : 55 % des couples ayant cinq à dix ans de vie commune ne mettant pas toutes leurs ressources en commun, contre 69 % des couples avec moins de cinq ans de vie commune.

Il y a également de plus en plus de séparations (Insee, 2020, pp. 26–27). Ainsi, les choix opérés dans le cadre du mariage ou du pacs ne sont pas pérennes. Il en découle que faire reposer les politiques publiques sur la famille n'est pas sans conséquence sur les émancipations individuelles. Des choix opérés notamment en réponse à la conjugalisation de l'impôt peuvent s'avérer coûteux après les séparations. Même s'il est officiellement neutre au genre, le QC a de forts impacts sur les choix d'activité des femmes. Cela a été confirmé à la fois statistiquement (voir les références citées dans les deux articles et plus récemment Carbonnier, 2020) et dans le cadre d'études ethnographiques. De leur analyse des négociations de divorces, Bessière & Gollac (2020) rapportent notamment le propos d'une femme pendant une réunion de conciliation : « On a fait le choix ensemble que je travaille à temps partiel. Pour ne pas donner plus au fisc, déjà qu'on en donne beaucoup. C'est pas à 54 ans que je vais travailler à temps plein ».

On y retrouve non seulement le choix mais aussi les conséquences à long terme du choix. Ces

conséquences à long terme se retrouvent aussi statistiquement, Lequien (2012) montrant que les interruptions d'activité pour s'occuper des enfants ont des conséquences à très long terme pour les carrières des mères, même bien après qu'elles ont recommencé à travailler. Certes, des dispositions légales au moment du jugement sont censées compenser, mais Bessière & Gollac (2020) montrent que cette compensation est difficile et en pratique rarement réalisée.

D'autres effets de la familialisation des politiques publiques existent non seulement au moment de la séparation mais aussi au moment de la mise en couple. Un débat sur ce thème a récemment eu lieu à l'Assemblée nationale, portant spécifiquement sur la conjugalisation de l'allocation adulte handicapé (AAH). En effet, pour cette allocation comme pour le système social, la notion de couple inclut les unions libres. Ainsi, une personne handicapée, titulaire de l'AAH, qui décide de cohabiter avec un partenaire, perd tout ou partie de son allocation selon les revenus de ce partenaire. Cela revient à imposer, pour tout concubinage, la prise en charge de la personne handicapée par son partenaire en lieu et place du système social. Cela crée un mur de responsabilité très fort dans le processus de mise en couple et donc un frein à la conjugalité des personnes handicapées bénéficiaires de l'AAH.

Divers partis d'opposition se sont unis le 17 juin 2021 pour proposer la déconjugalisation de l'AAH, qui a été refusée par la majorité gouvernementale. Au cours des débats, une députée de la majorité, tout en rappelant les principaux griefs contre la conjugalisation de l'AAH, a expliqué le refus du gouvernement de déconjugaliser par l'attachement à un modèle social basé sur la famille et non les individus : « [L'AAH] fonctionne comme les autres minima sociaux, qui prennent toujours en compte les ressources du foyer. (...) Nous entendons, sur le terrain, les associations et nos concitoyens relayer le fait que certaines personnes handicapées renoncent à se mettre en couple pour ne pas réduire le montant de leur allocation, voire en perdre le bénéfice. Nous entendons également que ce fonctionnement peut induire une situation de dépendance financière au sein des couples et une possible dérive vers la maltraitance du bénéficiaire. (...) Si nous individualisons le calcul des minima sociaux, quel sera l'impact pour notre modèle de société, aujourd'hui fondé sur le foyer et la situation conjugale ? (...) Le groupe La République en marche n'a pu se résoudre à remettre en question la solidarité nationale – je parle bien ici de valeurs et non de droits –, tant

par conviction et attachement aux valeurs familiales qu'au nom de la nécessité de poursuivre notre effort en faveur d'une société inclusive. L'individualisation est une question politique, philosophique et technique qui bouleverse non seulement notre modèle de société, mais aussi l'organisation de nos opérateurs. »³

De pareils effets de la conjugalisation des prestations sociales se retrouvent dans le cas des mères célibataires qui peuvent être forcées de choisir entre des aides sociales ou une vie de couple : Bessière & Gollac (2020) consacrent une partie de leur livre au cas de l'allocation de soutien familial (ASF), qui peut prendre le relai de la pension alimentaire non versée par le père pour ses enfants – ou la compléter si elle est trop faible – mais que la mère perd si elle se remet en couple. La nécessité, pour tout conjoint potentiel, de prendre le relai des prestations est ainsi similaire au cas de l'AAH et fait donc peser d'importantes contraintes sur les possibilités de vie conjugale des allocataires.

* *
*

Il apparaît donc que le fait de continuer à prendre la famille comme unité d'application des politiques sociales françaises, dans le cadre d'une société où l'émancipation individuelle à l'intérieur de la famille est de plus en plus importante, peut conduire à créer des contraintes sur les développements individuels des citoyens. Les deux articles commentés ici l'illustrent de manière convergente pour ce qui concerne l'imposition des revenus. Le système du quotient conjugal et du quotient familial, outre des effets opposés minoritaires, bénéficie globalement aux familles d'autant plus fortement qu'elles sont aisées financièrement. □

3. Déclaration de Véronique Hammerer, députée La République en Marche (majorité), membre de la commission des lois, lors de la première session de séance du jeudi 17 juin 2021 à l'Assemblée nationale. <https://www.assemblee-nationale.fr/dyn/15/comptes-rendus/seance/session-ordinaire-de-2020-2021/premiere-seance-du-jeudi-17-juin-2021#2556693>

BIBLIOGRAPHIE

- Allègre, G., Périvier, H. & Pucci, M. (2021).** Taxation of Couples and Marital Status - Simulation of Three Reforms of the Marital Quotient in France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, ce numéro.
- André, M. & Sireyjol, A. (2021).** Effets redistributifs de l'imposition des couples et des familles : une étude par microsimulation de l'impôt sur le revenu. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, ce numéro.
- Bargain, O., Carcillo, S., Lehmann, E. & L'Horty, Y. (2017).** Mieux lutter contre la pauvreté par des aides monétaires. *Les notes du Conseil d'analyse économique* N° 41. <https://www.cae-eco.fr/staticfiles/pdf/cae-note041v3.pdf>
- Bessière, C. & Gollac, S. (2020).** *Le genre du capital, comment la famille reproduit les inégalités*. Paris : La Découverte.
- Carbonnier, C. (2016).** Prise en compte de la famille dans l'imposition des revenus en France, aspects historiques, distributifs et incitatifs. *Revue française d'économie*, 31(1), 111–152. <https://doi.org/10.3917/rfe.161.0111>
- Carbonnier, C. (2019).** The Distributional Impact of Local Taxation on Households in France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 507-508, 31–52. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2019.507d.1977>
- Carbonnier, C. (2020).** Imposition jointe des revenus et emploi des femmes mariées : estimation à partir du cas français. *Revue économique*, 72(2), 215–244. <https://doi.org/10.3917/reco.pr2.0168>
- Carbonnier, C. (2021).** From the main determinants of self-declared minimum income to the measure of sub-national purchasing power parity. *The Review of Income and Wealth*, à paraître.
- Clamageran, J.-J. (1867).** *Histoire de l'impôt en France, deuxième partie, l'époque monarchique depuis l'établissement de la taille permanente (1439) jusqu'à la mort de Colbert (1683)*, tome 2. Paris : Librairie de Guillaumin et C^{ie}.
- Favrat, A., Marc, C. & Pucci, M. (2015).** Les dispositifs sociaux et fiscaux en faveur des familles : quelle compensation du coût des enfants ? *Économie et Statistique*, 478-480, 5–34. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1303219/ES478A.pdf>

- Guillaud, E., Olckers, M. & Zemmour, M. (2020).** Four Levers of Redistribution: The Impact of Tax and Transfer Systems on Inequality Reduction. *The Review of Income and Wealth*, 66(2), 444–466. <https://doi.org/10.1111/roiw.12408>
- Insee (2020).** Tableaux de l'économie française. Insee, Collection Insee Références. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/4318291/TEF2020.pdf>
- 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>
- Piketty, T. (2001).** *Les Hauts Revenus en France au XX^e siècle, Inégalités et redistributions (1901-1998)*. Paris : Grasset.
- Ponthieux, S. (2012).** La mise en commun des revenus dans les couples. *Insee Première* N° 1409. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1281044>
- Seligman, E. R. A. (1894).** Progressive Taxation in Theory and Practice. *Publications of the American Economic Association*, 9(1-2), 7–222. <https://www.jstor.org/stable/2485696>
- Smith, A. (1776 [1995]).** *Enquête sur la nature et les causes de la richesse des nations*. Traduction et réédition par P. Taieb. Paris : PUF.
-

Les inégalités de revenu entre les départements français depuis cent ans

Income Inequality across French Departments over the Last 100 Years

Florian Bonnet*, Hippolyte d'Albis** et Aurélie Sotura***

Résumé – Cet article analyse l'évolution des inégalités spatiales de revenu entre les départements de la France métropolitaine depuis 1922. La contribution la plus notable est la reconstruction du revenu fiscal moyen par département, avant et après paiement de l'impôt sur le revenu, grâce à une exploitation inédite d'archives du ministère des Finances. Nous observons les faits stylisés suivants : (i) une très forte baisse des inégalités interdépartementales de revenu fiscal moyen sur un siècle, avec deux périodes de baisse continue, entre 1922 et 1939 et depuis 1948 ; (ii) une contribution significative, mais variable dans le temps, de l'impôt sur le revenu à la baisse des inégalités interdépartementales ; (iii) une amélioration de la situation relative de tous les départements se trouvant sous une ligne allant du Calvados au Gard depuis 1948.

Abstract – This paper analyses the change in spatial income inequality across the departments of metropolitan France since 1922. Its most significant contribution is the reconstruction of average fiscal income per department, before and after the payment of income tax, based on an unprecedented use of archives from the Ministry of Finance. We highlight the following stylised facts: (i) a very significant reduction in interdepartmental average fiscal income inequality over the last century, with two periods of continuous decline, between 1922 and 1939 and from 1948 onwards; (ii) a significant contribution, albeit varying over time, of income tax to the reduction in inter-departmental inequality; (iii) an improvement in the situation in all departments lying along a line running from Calvados to Gard since 1948.

Code JEL / JEL Classification : N34, N94

Mots-clés : inégalités spatiales, départements français, revenu fiscal, impôt sur le revenu

Keywords: *spatial inequality, French departments, fiscal income, income tax*

*Institut National d'Études Démographiques (florian.bonnet@ined.fr) ; **Paris School of Economics, CNRS (hidalbis@psemail.eu) ; ***Banque de France (aurelie.sotura@banque-france.fr)

Nous remercions deux rapporteurs anonymes et Thomas Piketty pour leurs commentaires constructifs. Nous sommes seuls responsables des erreurs et omissions éventuelles.

Reçu en avril 2020, accepté en février 2021.

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.

Citation: Bonnet, F., d'Albis, H. & Sotura, A. (2021). Income Inequality across French Departments over the Last 100 Years. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 526-527, 49–69. doi: 10.24187/ecostat.2021.526d.2052

Les résultats électoraux et les mouvements sociaux récents dans plusieurs pays développés ont suscité un intérêt grandissant pour la question des inégalités spatiales. Ce que l'on qualifie parfois de « fracture territoriale » décrit un processus de divergence entre des métropoles participant toujours plus à la création de richesse et le reste du territoire. La désindustrialisation et l'avènement d'une économie des services et de la connaissance participent à une polarisation de l'activité sur certains territoires. L'objet de cet article est de donner une perspective historique à cette évolution grâce à une reconstitution inédite des inégalités interdépartementales de revenu depuis 1922.

L'échelle du département est utile et pertinente. Utile, car leur périmètre est relativement stable depuis leur création en 1789, ce qui facilite la comparaison historique des données statistiques qui leur sont associées. Pertinente, car c'est à cet échelon que se déploient certaines politiques de développement territorial dans les domaines sanitaire, social, éducatif et de l'aménagement. Pertinente également du fait de l'attachement des populations à cet échelon, comme l'illustrent diverses anecdotes : forte opposition en 2008 au projet de suppression du numéro de département des plaques d'immatriculation, forte proportion de groupes Facebook de Gilets Jaunes faisant référence au département (20 % selon Boyer *et al.*, 2019), etc. Des reconstitutions historiques des revenus à des échelles plus petites, telles que la commune ou le canton, sont envisageables mais elles se heurtent aux épineuses questions de l'évolution spatiale de ces unités, très importante au cours du 20^e siècle, et de la déconnexion entre les lieux d'habitation et de travail.

Dans cet article, nous documentons l'évolution des inégalités interdépartementales de revenus avant et après paiement de l'impôt sur le revenu. Notre première contribution est d'avoir reconstitué des revenus moyens pour chacun des 90 départements français (nous excluons les départements d'outre-mer et les nouveaux départements issus des scissions des années 1960 et 1970). Nous nous appuyons sur une base de données inédite sur les revenus fiscaux moyens dans chaque département de la France métropolitaine depuis 1922, développée à partir de la numérisation des archives du ministère des Finances. Ces données fiscales relatives à l'impôt sur le revenu, combinées à la base de données de Bonnet & Sotura (2021) sur la distribution des revenus de chaque département et la base de données de Bonnet (2020) sur la population par âge de chaque département, nous permettent de mesurer d'une façon nouvelle et plus directe

les niveaux de vie moyens dans chaque département. À partir des revenus fiscaux moyens par département calculés à l'aide d'une régression avant et après paiement de l'impôt sur le revenu pour chaque année depuis 1922, la construction d'indicateurs d'inégalités interdépartementales nous permet alors d'analyser leur évolution depuis un siècle.

L'étude des inégalités spatiales en France n'est évidemment pas nouvelle, mais jusqu'à présent les historiens et chercheurs en sciences sociales ne disposaient que de mesures indirectes et parcellaires des niveaux de vie locaux sur longue période. Plusieurs travaux (Combes *et al.*, 2011 ; Bazot, 2014) se sont dès lors appuyés sur des reconstitutions départementales de la valeur ajoutée par habitant. Cette dernière permet d'étudier l'évolution de la localisation des activités productives et les différences spatiales de productivité, mais elle risque néanmoins de donner une mesure biaisée des inégalités de niveaux de vie du fait des transferts monétaires qui interviennent entre les territoires. Ainsi, d'autres travaux s'intéressent, de façon complémentaire, aux dynamiques territoriales des revenus (par exemple, Behaghel, 2008).

À partir de nos données, nous observons globalement une très forte baisse des inégalités de revenu fiscal moyen, et particulièrement aux cours des périodes 1922-1939 et 1948-2015. La période entre 1922 et 1948 est marquée par la baisse du revenu relatif des départements de l'arc nord-est autour de Paris, ainsi que celui de la plupart des départements de la façade atlantique, de la vallée de la Loire, et dans une moindre mesure de l'Île-de-France. La baisse des inégalités depuis 1948 s'apparente quant à elle à un phénomène de convergence entre la plupart des départements. Par contre, les départements des trois grandes métropoles du « Paris-Lyon-Marseille » ont vu leur situation relative se détériorer. Cette évolution est particulièrement remarquable par rapport au phénomène connu de hausse de la productivité dans les grandes métropoles et illustre la déconnexion entre la valeur ajoutée par habitant d'un département et son revenu moyen. Depuis les années 1990, la baisse des inégalités de revenus entre les départements est nettement moins forte, en cohérence avec l'évolution globale des inégalités de revenus (Blasco & Picard, 2019).

Nous constatons également que l'impôt sur le revenu réduit significativement les inégalités interdépartementales avec trois périodes distinctes : jusqu'au début des années 1950, la réduction engendrée est faible ; elle prend ensuite

progressivement de l'ampleur jusqu'à la fin des années 1980 pour atteindre un maximum en 1989 au moment où le taux d'imposition au niveau national est au plus haut ; elle est plus faible depuis. Enfin, en termes de répartition spatiale du revenu en France, le très fort mouvement de concentration observé dans les années 1940 et 1950 a été effacé au cours des deux décennies qui ont suivi. En revanche, depuis la fin des années 1970, la concentration des revenus reste inchangée. Là encore, cette évolution contraste avec celle de la concentration spatiale accrue de la valeur ajoutée au cours des dernières décennies (voir Sanchis *et al.*, 2015).

Cet article s'inscrit dans deux champs de la littérature économique. Tout d'abord, celui des inégalités de revenus, où l'on retrouve l'article fondateur de Piketty (2001) sur les hauts revenus en France, suivi par de nombreux travaux qui ont étudié les inégalités de revenu dans d'autres pays, tels que Atkinson (2005) pour le Royaume-Uni, Atkinson & Salverda (2005) pour les Pays-Bas, Alvaredo (2009) pour le Portugal, ou encore récemment Garbinti *et al.* (2018) pour la France. Nous étendons donc cette littérature aux évolutions locales, qui par leur diversité permettent aussi de mieux comprendre la dynamique nationale. Notre article s'inscrit également dans la littérature étudiant les processus de convergence et divergence régionales. Williamson (1965), à partir d'une analyse des revenus régionaux d'un ensemble de pays dont la France, montrait que l'évolution spatiale des inégalités a suivi une courbe en cloche jusqu'au milieu du 20^e siècle. Dans les premières phases de développement d'un pays, les différences régionales s'accroissent car les régions les plus avancées bénéficient le plus du développement : elles deviennent relativement plus productives et concentrent une part croissante de la production. Puis, dans un second temps, la mobilité des facteurs de production et les rendements décroissants engendrent un processus de convergence. L'existence d'une courbe en cloche de la concentration spatiale est aussi présente dans la littérature de la nouvelle économie géographique initiée par Krugman (1991). La littérature empirique qui a suivi (Felice & Vecchi, 2015 pour l'Italie entre 1860 et 2010 ; Badia-Miro *et al.*, 2012 pour le Portugal entre 1890 et 1980 ; Buyst, 2010 pour la Belgique entre 1896 et 2000 ; Enflo & Rosés, 2015 pour la Suède au 20^e siècle) a confirmé cette analyse en ayant recours à des données de valeurs ajoutées régionales reconstruites en utilisant la méthodologie de Geary & Stark (2002), c'est-à-dire à partir des valeurs

ajoutées sectorielles nationales et de l'emploi régional par secteur.

Pour la France, les économistes travaillant sur ces questions ont eu recours à un autre type de méthode pour reconstruire la valeur ajoutée par département et seulement pour un nombre limité d'années. Toutain (1992-1993) reconstituait les valeurs ajoutées des départements en 1860 et 1930 en se basant sur des enquêtes sur l'agriculture, l'industrie, et sur les données des recensements. Combes *et al.* (2011) utilisent les données de Toutain (1992-1993) et celles de l'Insee pour les années 1980 et 2000 ; Bazot (2014) a reconstruit des données de valeurs ajoutées tous les dix ans entre 1840 et 1911 grâce aux données de Toutain (1992-1993) et aux données de patente, une taxe sur les entreprises non agricoles ; Caruana-Galizia (2013) développe un modèle économétrique basé sur la composition sectorielle des départements ; enfin, Sanchis *et al.* (2015) complètent les données de Combes *et al.* (2011) par des données de l'Insee sur la période 2000-2014. Ces auteurs constatent une forte divergence entre départements de la valeur ajoutée par habitant depuis les années 2000. Cette divergence se retrouve dans la littérature en économie urbaine qui analyse les marchés du travail locaux depuis les années 1980 : Moretti (2012) et Diamond (2016) pour les métropoles aux États-Unis, mais aussi Lessmann (2014) et Lessmann & Seidel (2017) qui trouvent que les inégalités entre territoires augmentent graduellement.

La suite de cet article est structurée comme suit : la première section détaille les données, les choix méthodologiques effectués pour les construire, ainsi que les variables et indicateurs utilisés. La section suivante est consacrée à l'évolution des inégalités interdépartementales entre 1922 et 2015.

1. Données, méthodes et variables

Nous nous intéressons ici à l'évolution de deux variables au niveau de chaque département : le revenu fiscal moyen et le revenu après impôt. Le revenu fiscal correspond à la somme des revenus déclarés par l'ensemble des ménages (imposables ou non) du département avant la prise en compte des divers abattements auxquels ils ont droit. Nous définissons le revenu fiscal moyen du département comme le rapport entre ce revenu fiscal et la population adulte du département. Nous définissons la population adulte comme l'ensemble des personnes âgées de 20 ans et plus, à l'instar de Piketty (2001), afin de ne pas être tributaires de l'évolution de la législation

sur l'âge de la majorité. Le revenu après impôt correspond à la différence entre le revenu fiscal et le montant de l'impôt sur le revenu acquitté dans chaque département. Les deux variables sont mesurées pour chaque département et pour chaque année entre 1922 (année à partir de laquelle on dispose des données fiscales et de population pour l'ensemble des départements métropolitains) et 2015.

Le périmètre géographique de l'étude porte sur 90 départements français. Afin de conserver une structure géographique stable tout au long de la période, nous avons procédé à plusieurs choix méthodologiques. Premièrement, nous avons conservé les périmètres qui prévalaient avant les scissions de départements des années 1960 et 1970. En 1964, il est décidé de réorganiser la région parisienne et de scinder (à partir de 1968) le département de la Seine en quatre départements (Hauts-de-Seine, Paris, Seine-Saint-Denis et Val-de-Marne) et celui de la Seine-et-Oise en trois (Essonne, Val-d'Oise et Yvelines)¹. En 1975, la Corse est scindée en deux départements (Corse-du-Sud et Haute-Corse). À partir de ces dates, nous avons utilisé les données relatives aux départements nouvellement créés pour reconstruire celles relatives aux populations des départements initiaux. Deuxièmement, les départements d'outre-mer ne sont pas inclus dans l'analyse car les séries statistiques ne sont disponibles que depuis une période trop récente. La liste et la carte des 90 départements étudiés sont données en annexe (figure A-I).

1.1. Construction de la base de données

La construction de notre base de données repose sur : (i) l'utilisation de deux bases de données départementales récentes dont on déduit les revenus fiscaux moyen pour les années 1960-1969, 1986-1998 et 2001-2015 ; (ii) la collecte d'autres informations fiscales départementales pour les années 1922-2015 ; et (iii) une procédure d'estimation permettant de prédire les revenus fiscaux pour les années 1922-1959, 1970-1985 et 1999-2000. Nous détaillons maintenant cette procédure.

Notre première source statistique est la base de données construite par Bonnet & Sotura (2021). Les auteurs ont estimé, à partir d'archives administratives produites par les services fiscaux, la distribution des revenus fiscaux dans chaque département et pour chaque année des périodes suivantes : 1960-1969, 1986-1998 et 2001-2015. Nous utilisons le revenu fiscal total (hors gains en capitaux) de chaque département. La seconde source statistique est la base de données

construite par Bonnet (2020), qui fournit une estimation annuelle de la population par âge de chaque département. En combinant ces deux sources, on dispose donc du revenu fiscal moyen pour chaque département pour les années 1960-1969, 1986-1998 et 2001-2015.

Nous avons en outre collecté pour notre estimation de nouvelles données. Il s'agit, pour chacun des 90 départements et toutes les années de 1922 à 2015, d'une base contenant les variables suivantes : le nombre de foyers fiscaux imposables, la somme des revenus imposables déclarés par ces foyers et la somme des impôts sur le revenu qu'ils ont acquittés.

Nous avons ainsi numérisé des tableaux statistiques contenus dans les archives du ministère des Finances conservées sur le site de Savigny-le-Temple. Pour la période allant de 1922 à 1974, nous avons numérisé les tables provenant des Renseignements Statistiques Relatifs aux Impôts Directs (RSRID, volumes édités entre 1930 et 1975). Pour l'année 1975 et la période 1978-2000, nous avons numérisé les tables provenant de l'Annuaire Statistique de la Direction Générale des Impôts (ASDGI, volumes 1976, 1979-2002). Nous avons également récupéré les données des tabulations fiscales numérisées par Bonnet & Sotura (2021) ; notons que les données sur le revenu imposable sont indisponibles pour les années 1978-1985 et que celles sur le nombre de foyers fiscaux imposables le sont pour les années 1986-1989. Pour toutes les années à partir de 2003, nous utilisons les ASDGI disponibles en ligne sur le site de la Direction Générale des Finances Publiques (volumes 2004 et suivants).

Outre les années manquantes, plusieurs années posent un problème. Entre 1939 et 1945, il n'y a pas de données pour les trois départements occupés (Bas-Rhin, Haut-Rhin et Moselle). Les données ont été imputées de la façon suivante : pour chacun des trois départements et pour chacune des trois variables pertinentes, nous avons calculé le ratio entre la variable du département et celle des Vosges en 1938 et en 1946 et l'avons interpolé linéairement. En 1954, les données présentes dans les RSRID sont peu crédibles car les impôts collectés sont ridiculement faibles, ce qui est peut-être dû à une sous-évaluation volontaire décidée en réaction aux diverses révoltes fiscales ayant eu lieu à ce moment-là.

1. La scission n'est pas parfaitement additive (certaines communes ont ainsi changé de département) mais le pourcentage de la population qui sort de cette décomposition est minime. Par ailleurs, nous proposons une analyse de robustesse qui inclut les sept départements de la région parisienne.

L'année pertinente est celle du revenu (et non celle de la collecte). Il convient de noter que ces variables ne concernent que les revenus des foyers imposables et ne donnent donc pas le revenu fiscal total du département. En effet, depuis la création de l'impôt sur le revenu au début du 20^e siècle, seule une partie des foyers est imposable. Selon Piketty (2001) la part de foyers imposables était de l'ordre de 10-15 % entre les deux guerres, et n'a atteint des niveaux de l'ordre de 50-60 % que dans les années 1960-1970. Surtout, jusqu'en 1986, seuls les foyers imposables remplissaient une déclaration d'impôt sur les revenus ; pour les années antérieures à 1986, nous n'avons donc d'informations fiscales que sur ces seuls foyers imposables. L'objectif de notre méthodologie est donc de pouvoir estimer le revenu fiscal moyen, par département, de l'ensemble des foyers fiscaux imposables et non imposables.

1.2. Calcul du revenu fiscal moyen

Les valeurs du revenu fiscal moyen pour les années 1960-1969, 1986-1998 et 2001-2015 sont obtenues à partir de deux modèles économétriques simples. La variable expliquée, notée y_{it} , est le revenu fiscal moyen du département i à l'année t rapporté au revenu fiscal moyen calculé à partir de l'ensemble des 90 départements à l'année t . La série de valeurs du numérateur provient de Bonnet & Sotura (2021) tandis que celle du dénominateur est construite à partir des données de Garbinti *et al.* (2019)². Nous régressons le revenu fiscal moyen d'un département sur les variables fiscales collectées et des variables démographiques permettant de tenir compte de l'évolution du revenu (et de l'impôt acquitté) au cours du cycle de vie.

Pour déterminer les revenus fiscaux moyens des périodes 1922-1959 et 1970-1975, le modèle estimé s'écrit :

$$y_{it} = \sum_{a=1}^7 \alpha_a p_{ait} + \beta r_{it} + \gamma s_i + \delta_i + \theta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où p_{ait} représente la part de la classe d'âge a dans la population du département i (les sept classes d'âge considérées sont 0-19, 20-29, 30-39, 40-59, 60-64, 65-79, 80+) rapportée à la part de la classe d'âge a dans la population des 90 départements ; r_{it} est le revenu fiscal moyen des foyers fiscaux imposables du département i rapporté au revenu fiscal moyen des foyers fiscaux imposable de l'ensemble des 90 départements ; s_i est, pour l'ensemble des départements, le ratio entre la somme des revenus déclarés par les foyers fiscaux imposables et le revenu fiscal ; δ_i est un effet fixe départemental ; θ est une constante ;

et ε_{it} est un terme d'erreur. Nous interagissons r_{it} avec s_i pour tenir compte du fait que la part du revenu fiscal soumis à l'impôt sur le revenu change au cours du temps et qu'elle est susceptible d'affecter la valeur du coefficient β . Le modèle (1) est estimé pour différentes périodes en fonction de l'année pour laquelle on souhaite déterminer les revenus fiscaux. Ainsi les revenus de la période 1922-1944 sont prédits à partir de l'équation estimée avec valeurs observées au cours de la période 1960-1969, tandis que ceux de 1945-1959 et de 1970-1975 le sont avec les valeurs de 1960-1969 et de 1986-1998.

Pour déterminer les revenus fiscaux moyens des périodes 1978-1985 et 1999-2000, pour lesquelles les données sur le revenu imposable des foyers fiscaux imposables sont indisponibles, le modèle estimé s'écrit :

$$y_{it} = \sum_{a=1}^7 \alpha_a p_{ait} + \beta t_{it} + \gamma tu_{it} + \delta_i + \theta + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

où t_{it} représente le montant moyen des impôts du département i rapporté au montant moyen des impôts de l'ensemble des 90 départements et tu_{it} est le nombre de foyers fiscaux imposables par adulte du département i rapporté au nombre de foyers fiscaux imposables par adulte de l'ensemble des 90 départements. Le modèle (2) est estimé à partir des valeurs de 1960-1969 et de 1986-1998 pour prédire les revenus manquants de 1978 à 1985 et à partir des valeurs de 1986-1998 pour prédire les revenus de 1999 et 2000. Les données de Bonnet & Sotura (2021) pour les années 2001-2015 ne sont pas utilisées pour prédire les années antérieures, du fait d'une rupture dans les données causée par un changement de la législation sur la déclaration fiscale l'année des changements de statut matrimonial.

Au total, quatre estimations ont été effectuées ; pour chacune, le modèle estime de façon quasi exacte le ratio entre le revenu fiscal d'un département et le revenu des 90 départements, comme le montrent les R^2 des estimations (tableau 1). Le tableau complet des résultats des estimations est reporté en annexe (voir tableau A-1). On y note en particulier que l'absence d'effets fixes dans les régressions ne change que marginalement le pouvoir prédictif des modèles.

Trois années n'ont pas été prédites à partir des modèles, du fait de l'absence d'informations fiables dans les archives du ministère des Finances : 1954, 1976 et 1977. Nous avons alors procédé à une interpolation linéaire du ratio entre

2. Nous n'utilisons pas la même variable que Garbinti *et al.* (2019) car les auteurs incluent les départements d'outre-mer, ce qui nous conduirait à ne pas maintenir un périmètre constant.

Tableau 1 – Spécifications des différentes estimations effectuées

Estimation	#1	#2	#3	#4
Données	1960-69	1960-69 ; 1986-98	1960-69 ; 1986-98	1986-98
Modèle	(1)	(1)	(2)	(2)
R ²	0.993	0.989	0.984	0.993

le revenu fiscal moyen de chaque département et le revenu fiscal moyen des 90 départements, avant de procéder à un recalage uniforme de la variable obtenue pour le numérateur afin que la somme obtenue pour les 90 départements corresponde aux valeurs données dans Garbinti *et al.* (2019). Le tableau 2 résume pour chaque année de la période de référence la provenance de notre évaluation du revenu fiscal des 90 départements considérés.

1.3. Variables et indicateurs

Nous utilisons plusieurs indicateurs d'inégalité. Nous commençons avec l'indicateur de Gini qui a l'avantage de prendre en compte toute la distribution des revenus et d'être indépendant de la moyenne. Il permet de comprendre s'il y a eu convergence des revenus entre les départements ; cette « sigma-convergence » est plus robuste qu'une analyse régressant les taux de croissance sur les conditions initiales. En complément, nous analysons la distribution du revenu fiscal moyen des 90 départements. Nous évaluons la part de certains « quantiles » de départements dans la somme des revenus fiscaux moyens des 90 départements, telle que celle des neuf départements les plus riches (dont le revenu fiscal moyen est le plus élevé) ou des dix-huit départements les plus pauvres (dont le revenu fiscal moyen est le moins élevé). Considérer les revenus moyens des départements et non pas leur revenu total permet de ne pas pondérer les départements par leur population lorsque l'on les compare les uns aux autres. L'analyse de l'évolution de la part de divers quantiles permet d'évaluer la déformation de la distribution.

Nous avons également rapporté nos variables de revenu à la surface en km² de chaque département pour évaluer une sorte de « rendement du territoire ». Les différences entre les départements quant à ce rendement sont susceptibles de refléter une inégalité de concentration de l'activité. En effet, le revenu rapporté à la surface est égal au produit du revenu moyen et de la densité. Si ces deux termes sont positivement corrélés, on s'attend à ce que les inégalités de revenus par km² soient plus importantes que celles des revenus moyens.

Par ailleurs, lorsqu'ils agrègent des revenus moyens, nos indicateurs d'inégalité ne sont pas pondérés. Ceci permet de nous focaliser sur les différences entre les entités pertinentes que sont, à notre sens pour ce travail, les départements. Ceci permet en outre de ne pas supposer implicitement que les revenus sont également distribués au sein d'un département, ce qui serait une hypothèse très éloignée de la réalité (voir Bonnet & Sotura, 2021). Cependant, ne pas pondérer fait que nos résultats sont plus sensibles au découpage géographique. Nous présentons donc également en annexe nos indicateurs en pondérant les revenus par la population d'adultes de chaque département. Nos résultats qualitatifs sont insensibles à cette hypothèse. Dans le cas des revenus rapportés à la surface du département, nous pondérons nos observations par la superficie (qui est, évidemment, fixe dans le temps) afin de porter le regard sur l'évolution des écarts de concentration de revenus en France métropolitaine.

En revanche, les indicateurs de Gini ou inter-déciles sont invariants à toute permutation spatiale

Tableau 2 – Estimation ou source selon la période

Années	
1922-44	Prédit à partir de l'estimation #1
1945-53	Prédit à partir de l'estimation #2
1954	Interpolation
1955-59	Prédit à partir de l'estimation #2
1960-69	Bonnet & Sotura (2021)
1970-75	Prédit à partir de l'estimation #2
1976-77	Interpolation
1978-85	Prédit à partir de l'estimation #3
1986-98	Bonnet & Sotura (2021)
1999-2000	Prédit à partir de l'estimation #4
2001-15	Bonnet & Sotura (2021)

des départements et ne prennent pas en compte la proximité spatiale de ceux-ci. Pour dépasser cette limite, nous représentons aussi nos variables sur des cartes de France. Les revenus des départements sont alors rapportés à la moyenne des revenus de l'ensemble des départements.

2. Résultats

Nous détaillons maintenant les évolutions observées depuis un siècle, tout d'abord l'évolution des inégalités en présentant des indicateurs agrégés au niveau national, puis celles des dynamiques selon les départements en présentant des cartes.

2.1. Évolution des inégalités

La figure I représente l'évolution des inégalités interdépartementales de revenu fiscal moyen. La tendance depuis un siècle est clairement à la baisse. L'indicateur de Gini était supérieur à 0.14 en début de période tandis qu'il est inférieur à 0.06 aujourd'hui. On observe deux périodes de baisse quasi continue : entre 1922 et 1939 et entre 1948 et 2015. Entre 1948 et 1990, la baisse est presque linéaire et l'indicateur diminue en moyenne de 1.4 % par an. Elle est moins rapide ensuite, et s'établit en moyenne à -0.3 % par an depuis 2000.

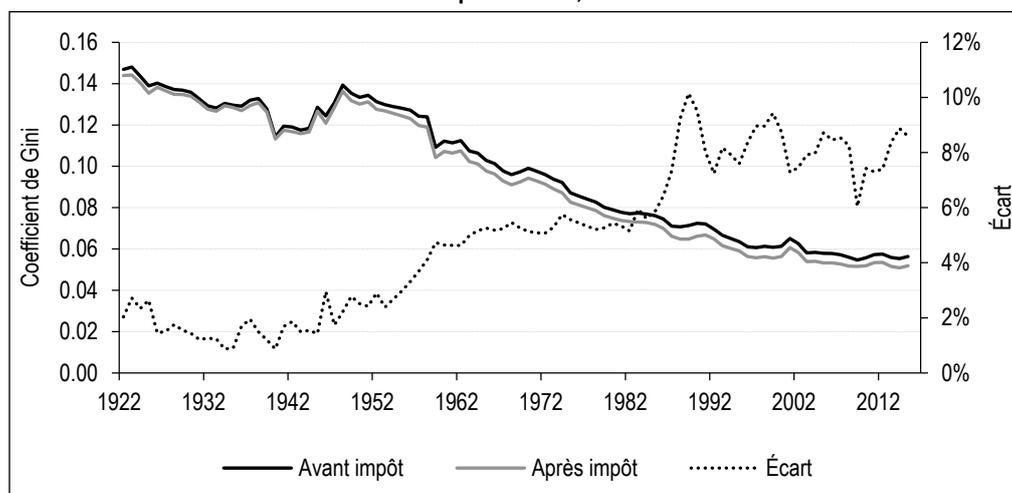
La période couvrant la Seconde Guerre mondiale et les quelques années qui ont suivi est plus heurtée. Elle débute par une forte baisse, liée à la désorganisation des départements urbains et à l'accroissement du poids relatif de l'agriculture dans l'économie française pendant la guerre. Cette baisse est compensée par une très forte remontée des inégalités entre 1944 et 1948,

conduisant à un retour aux niveaux constatés au milieu des années 1920. Les années de guerre ont entraîné de forts mouvements de population entre les départements de la frontière et le reste de la France (Bonnet, 2021) ce qui a également conduit à une importante redistribution spatiale des revenus. En période de guerre, les données statistiques, tant sur les revenus que sur la population, sont néanmoins beaucoup plus fragiles ; ceci nous incite à concentrer nos analyses sur les périodes 1922-1939 et 1948-2015.

La figure I représente également l'évolution des inégalités de revenu fiscal après impôt sur le revenu (IR). Ce dernier réduit significativement les inégalités interdépartementales, mais l'ampleur de la réduction a considérablement varié au cours de la période considérée. On peut distinguer trois périodes distinctes. Jusqu'au début des années 1950, la réduction des inégalités interdépartementales engendrée par l'impôt sur le revenu est faible, et toujours inférieure à 3 % des inégalités initiales. La réduction va ensuite progressivement prendre de l'ampleur jusqu'à la fin des années 1980. Elle atteindra un maximum en 1989 (voir annexe, figure A-II). Depuis 1989, la baisse des inégalités interdépartementales engendrée par l'impôt oscille dans un tunnel allant de 6 à 9 %.

L'évolution des inégalités interdépartementales de revenus est très différente de celle constatée dans d'autres travaux, par exemple Combes *et al.* (2011) et Sanchis *et al.* (2015), pour des indicateurs d'activité économique tels que la valeur ajoutée mesurée à l'échelle des départements. Le tableau 3 présente pour trois années clés, le Gini des revenus fiscaux moyens

Figure I – Coefficient de Gini du revenu fiscal moyen avant et après impôt sur le revenu entre 90 départements, 1922-2015



Note : les coefficients de Gini sont calculés pour les revenus fiscaux moyens par adulte des départements de la France métropolitaine. Les départements ne sont pas pondérés.

Lecture : en 1922, le Gini du revenu fiscal moyen avant impôt est égal à 0.147.

Source : archives fiscales et calculs des auteurs.

Tableau 3 – Indicateurs de Gini, 90 départements

	1930	1980	2000	2014
Revenus après IR	0.140	0.075	0.061	0.052
Valeurs ajoutées				
Notre classification	0.121	0.103	0.097	0.111
Classification Combes <i>et al.</i> (2011)	0.118	0.104	0.098	0.113

Note : le tableau présente le Gini des revenus fiscaux moyens départementaux par adulte après paiement de l'impôt sur le revenu tel que présenté dans la figure I et le Gini des valeurs ajoutées moyennes départementales que nous avons calculé à partir des données de Combes *et al.* (2011) et de l'Insee. Nous présentons deux calculs de Gini de valeur ajoutée, l'un est calculé suivant notre classification des départements (90 départements), l'autre suivant la classification retenue dans Combes *et al.* (2011). Il n'y a pas de pondération.

Lecture : en 1930, le Gini du revenu fiscal moyen avant impôt des départements est égal à 0.140.

Source : archives fiscales, Combes *et al.* (2011), Insee et calculs des auteurs.

après paiement de l'impôt sur le revenu tel que présenté dans la figure I et le Gini des valeurs ajoutées moyennes départementales que nous avons calculé à partir des données de Combes *et al.* (2011) et de l'Insee pour notre classification des départements et, à des fins de robustesse, pour celle retenue dans Combes *et al.* (2011)³. Le tableau 3 indique que le Gini des valeurs ajoutées a connu une évolution en forme de U : la stabilisation des deux dernières décennies du 20^e siècle a été suivie par une remontée des inégalités depuis 2000. Nous en déduisons que l'ensemble des transferts sociaux et fiscaux, qui représentent une part importante du revenu fiscal, contribue fortement à l'atténuation des inégalités engendrées par la concentration des activités économiques. Aujourd'hui, l'indice de Gini est deux fois plus faible pour les revenus que pour les valeurs ajoutées.

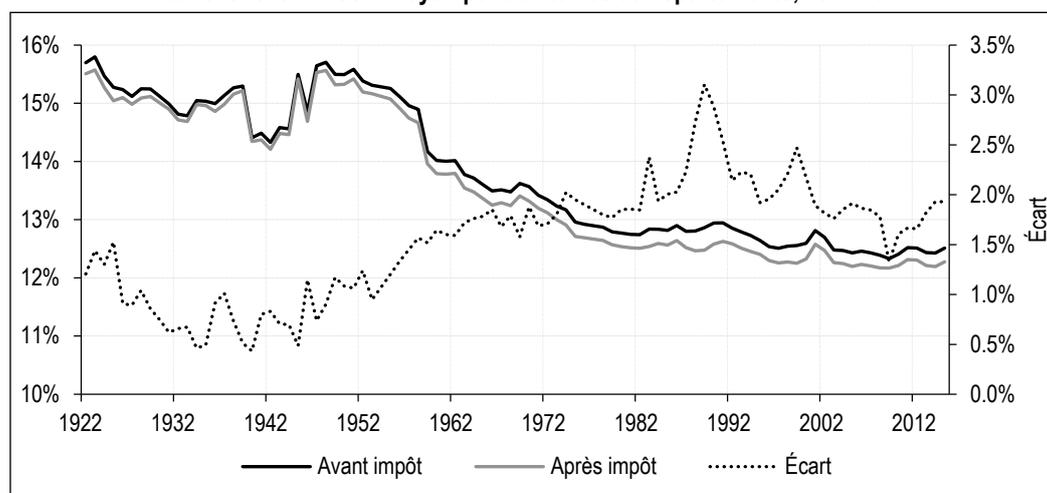
L'évolution décrite par l'indicateur de Gini peut être complétée par les indicateurs spécifiques à certaines parties de la distribution. La figure II représente l'évolution de la part des revenus

moyens qui est détenue par les neuf départements les plus riches dans la somme des revenus moyens des 90 départements. Le profil temporel de l'indicateur est assez proche de celui de l'indicateur de Gini ; on constate néanmoins un net ralentissement de la baisse à partir des années 1970, et une stabilisation des inégalités depuis 2007. Le rôle de l'impôt sur le revenu a également évolué au cours de la période. Entre 1954 et 1988, il a réduit, de façon croissante, la part du revenu dans le revenu national des départements appartenant au dernier décile de revenu, avec un maximum de 3.2 % en 1989. Depuis, l'effet de l'impôt sur le revenu s'est considérablement réduit, revenant en 2015 aux niveaux de la fin des années 1970 (soit 1.9 %).

Les départements les plus pauvres (qui ne sont pas nécessairement les mêmes tous les ans) ont

3. Combes *et al.* (2011) n'ont que des valeurs agrégées pour les départements de la Meurthe-et-Moselle, de la Moselle, du Haut-Rhin et du territoire de Belfort, et n'ont pas de valeurs pour la Corse en 1930 et en 1982. Pour retrouver notre classification, nous avons procédé à des imputations en utilisant la clef de répartition prévalant en 2000.

Figure II – Part des 9 départements les plus riches dans le revenu fiscal moyen par adulte des 90 départements, 1922-2015



Note : la part des départements les plus riches (P90-P100) est calculée sur la somme des revenus fiscaux moyens par adulte des 90 départements, respectivement avant et après impôt sur le revenu. Les départements ne sont pas pondérés.

Lecture : en 1922, la part des revenus fiscaux avant impôt qui est détenue par les neuf départements les plus riches dans la somme des revenus fiscaux des 90 départements est égale à 15.7 %.

Source : cf. tableau 3.

en revanche connu un fort processus de rattrapage. La figure III montre que la part des revenus moyens détenue par les dix-huit départements les plus pauvres a continûment augmenté depuis la fin de la Seconde Guerre mondiale. Cette augmentation semble plafonner à 18 % depuis le début du 21^e siècle. Comme pour les 9 départements les plus riches, le niveau d'inégalité se stabilise en fin de période (à partir de 2003). De même, après avoir été haussière, la contribution de l'impôt sur le revenu à l'augmentation de la part des dix-huit départements les plus pauvres oscille depuis la fin des années 1970 autour de -0.8 %⁴.

Au total, les figures II et III révèlent une situation qui est aujourd'hui beaucoup moins inégalitaire que dans le passé. On trouve que les 10 % des départements les plus riches concentrent aujourd'hui 12.5 % de la somme des revenus moyens contre 15.5 % cent ans auparavant ; à l'inverse, les 20 % les plus pauvres concentrent près de 18 % de la somme contre moins de 14 % cent ans plus tôt. En d'autres termes, aujourd'hui, les 10 % des départements les plus riches disposent de 25.5 % de plus que les revenus qu'ils auraient si la distribution était égalitaire tandis que les 20 % les plus pauvres reçoivent 11.3 % de moins que dans le cas égalitaire. Après paiement de l'impôt sur le revenu, ces pourcentages tombent à 23.1 % et 10.6 %.

Les évolutions temporelles reportées dans les figures I, II et III reposent en partie sur des estimations (cf. tableau 2). Comme les évaluations sont nécessairement plus imprécises pour les périodes pour lesquelles les revenus moyens sont

évalués à l'aide des coefficients des estimations, nous avons calculé des intervalles de confiance à 95 % pour les années considérées et sur les trois distributions (indicateur d'inégalité de revenu avant et après impôt sur le revenu et écart entre les deux)⁵. Ce calcul permet de confirmer que les erreurs éventuelles de mesure ne changeraient pas la description des évolutions (voir annexe, figures A-III, A-IV et A-V).

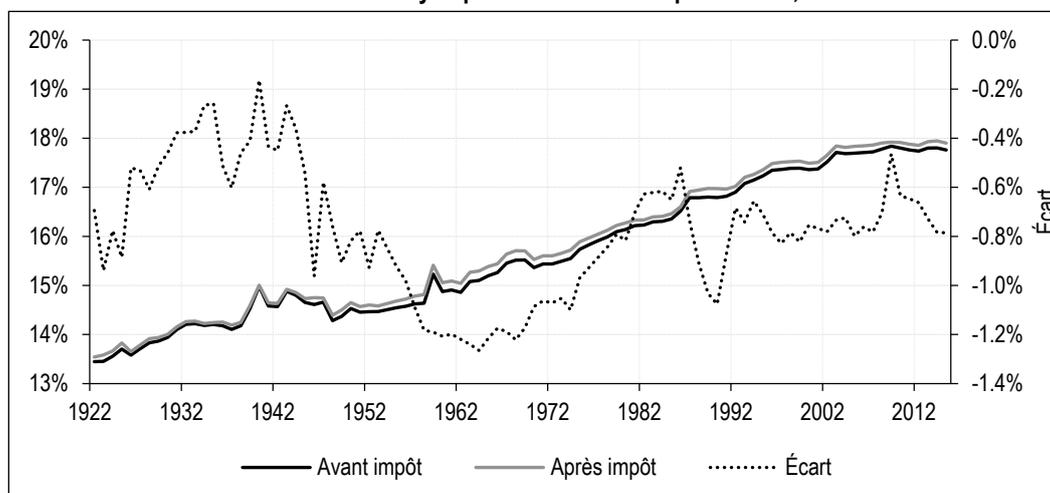
Il est également important de noter que l'absence de pondération des départements dans le calcul des indicateurs d'inégalité est ici sans conséquence. Avec une pondération des départements par la population adulte, l'évolution temporelle des coefficients de Gini et des parts des différents quantiles est similaire à celle obtenue avec les indicateurs non pondérés (voir annexe, figures A-VI, A-VII et A-VIII). La pondération retenue ignore néanmoins les inégalités infra-départementales, qui ont certainement évolué au cours de la période.

De même, prendre en compte ou non les départements de l'actuelle région Île-de-France, qui concentre aujourd'hui environ 30 % du PIB français, ne modifie que peu l'évolution de la dynamique des inégalités, le profil temporel de l'indicateur de Gini restant similaire (voir

4. L'impôt augmente le P0-20, ce qui contribue à réduire les inégalités. La contribution est néanmoins calculée comme dans les autres figures, ce qui implique qu'une contribution positive est associée à un chiffre négatif.

5. Les intervalles de confiance sont calculés par une méthode de bootstrap à 100 itérations. À chaque itération, les coefficients utilisés pour prédire les revenus fiscaux à partir des modèles 1 et 2 sont tirés aléatoirement suivant une loi normale dont la moyenne et l'écart-type sont ceux issus de nos régressions. On réplique ensuite entièrement la procédure décrite dans la section 1.

Figure III – Part des 18 départements les plus pauvres dans le revenu fiscal moyen par adulte des 90 départements, 1922-2015



Note : la part des départements les plus pauvres (P0-P20) est calculée sur la somme des revenus fiscaux moyens par adulte des 90 départements, respectivement avant et après impôt sur le revenu. Les départements ne sont pas pondérés. Lecture : en 1922, la part des revenus moyens avant impôt détenue par les dix-huit départements les plus pauvres est égale à 13.4 %. Source : cf. tableau 3.

annexe, figure A-IX). La prise en compte des sept départements d'Île-de-France issue de la scission de 1968 (voir annexe, figure A-X) ne change pas non plus le constat global : l'indicateur calculé à partir des 95 départements diminue fortement jusqu'au début des années 1980 et de façon plus modérée ensuite, soit une dynamique proche de celle constatée avec 90 départements.

Une manière alternative de représenter la convergence des départements est de mesurer leur écart à celui dont le revenu est le plus haut, c'est-à-dire, la fin de période mise à part, la Seine. Nous avons donc calculé, pour chaque année, la part des départements dont le revenu moyen était supérieur à 60 % de celui de ce département. La figure IV représente cette évolution. Au début des années 1950, moins de 10 % des départements franchissaient ce seuil tandis que depuis les années 2000, plus de 90 % le franchissent. Si on considère le revenu après impôt, c'est dès le début des années 1990 que 90 % des départements avaient un revenu supérieur à 60 % de celui de la Seine.

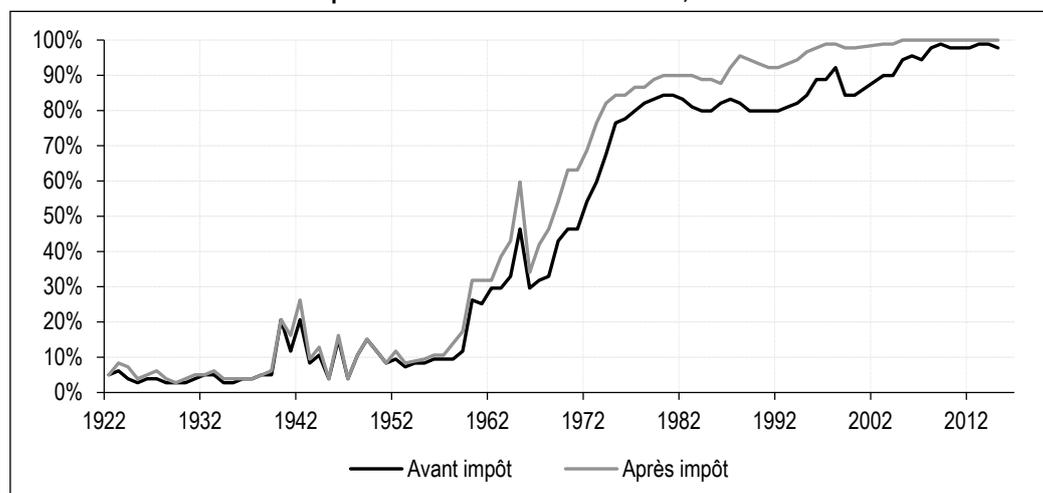
Cette évolution s'explique par une baisse du revenu relatif de la Seine par rapport aux 89 autres départements. En 1950, le revenu fiscal moyen du département était supérieur de 80 % à la moyenne nationale ; il ne l'était plus que de 35 % en 2015, et seulement de 27 % après paiement de l'impôt sur le revenu. À titre de comparaison, la valeur ajoutée moyenne dans le département de la Seine était supérieure de 114 % à la valeur ajoutée moyenne au niveau national en 2014.

Lorsque l'on rapporte les revenus des départements non pas au nombre de personnes de 20 ans et plus, mais à la surface du département, on mesure alors des inégalités en prenant en compte la densité du département (figure V). Les niveaux d'inégalités apparaissent tout d'abord beaucoup plus importants, ce qui s'explique par la très forte concentration de la population française au cours du siècle dernier (Bonnet, 2019). On constate aussi un mouvement global de hausse des inégalités jusqu'à la fin des années 1950, qui a été effacé au cours des deux décennies qui ont suivi. Depuis la fin des années 1970, les inégalités restent inchangées.

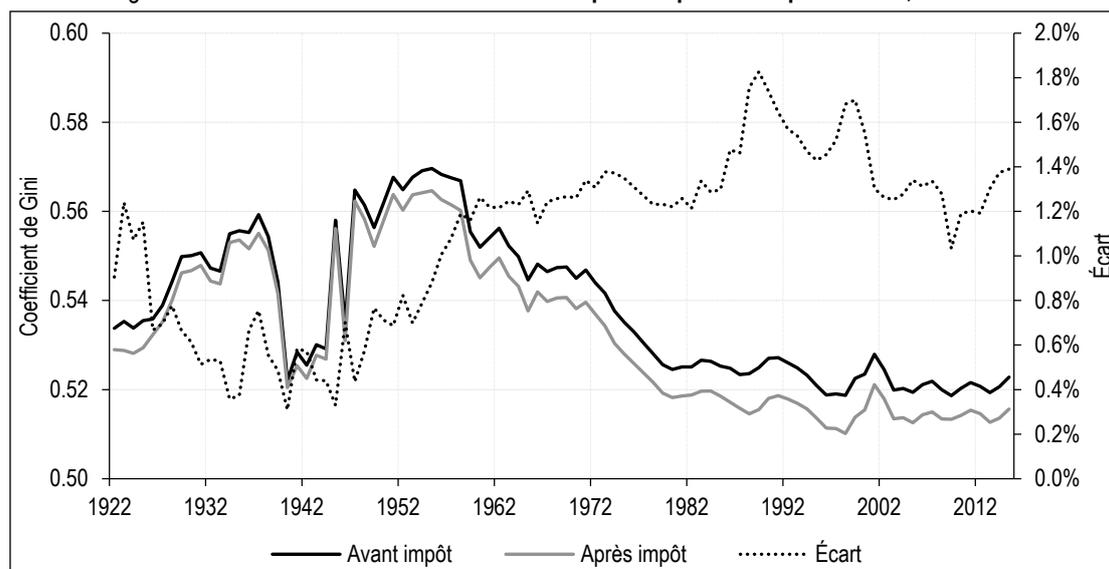
2.2. Hétérogénéité des dynamiques et convergence

Les indicateurs précédents agrègent les dynamiques des différents départements et masquent leurs évolutions propres. Pour analyser la dispersion géographique des revenus en France métropolitaine, ainsi que sa recomposition depuis cent ans, nous avons identifié trois années clefs, 1922, 1948 et 2015, et représenté pour chacune le rapport du revenu fiscal par adulte de chaque département et la moyenne des revenus fiscaux moyen de l'ensemble des départements. En 1922 (figure VI-A), on observe que le nord de la France était particulièrement riche : à l'exception du Pas-de-Calais, tous les départements profitaient d'un revenu fiscal moyen au moins égal à la moyenne nationale (de 100 ou 110 % du revenu national), avec un maximum pour les départements de la Seine et de la Seine-et-Oise (125 % de la moyenne nationale). Les départements limitrophes (Eure, Eure-et-Loir, Loiret, Meuse, Haute-Marne et Côte-d'Or) présentaient

Figure IV – Part des départements dont le revenu fiscal moyen est supérieur à 60% de celui de la Seine, 1922-2015



Lecture : en 1922, 4,5 % des départements – soit 4 départements – ont un revenu fiscal moyen par adulte avant impôt sur le revenu supérieur à 60 % de celui de la Seine.
Source : cf. tableau 3.

Figure V – Coefficient de Gini du revenu fiscal par km² pour 90 départements, 1922-2015

Note : les courbes en trait plein représentent le coefficient de Gini des revenus fiscaux par km² départementaux respectivement avant et après impôt sur le revenu. Les départements ne sont pas pondérés.

Lecture : en 1922, le coefficient de Gini des revenus fiscaux par km² départementaux avant impôt sur le revenu est égal à 0.534.

Source : cf. tableau 3.

un revenu fiscal moyen proche de la moyenne nationale (compris entre 100 et 110 %). Au sud de cette zone, la quasi-totalité des départements souffraient d'un revenu fiscal moyen inférieur à 90 % de la moyenne. Les zones géographiques où la faiblesse des revenus était la plus marquée (soit un revenu fiscal moyen inférieur à 75 % de la moyenne nationale) se trouvaient en Bretagne, dans le Sud-Ouest ainsi que dans les Alpes du Sud et la Corse. Au sud, les exceptions significatives étaient le Rhône et les Bouches-du-Rhône, abritant de grandes métropoles régionales, ainsi que les Alpes-Maritimes.

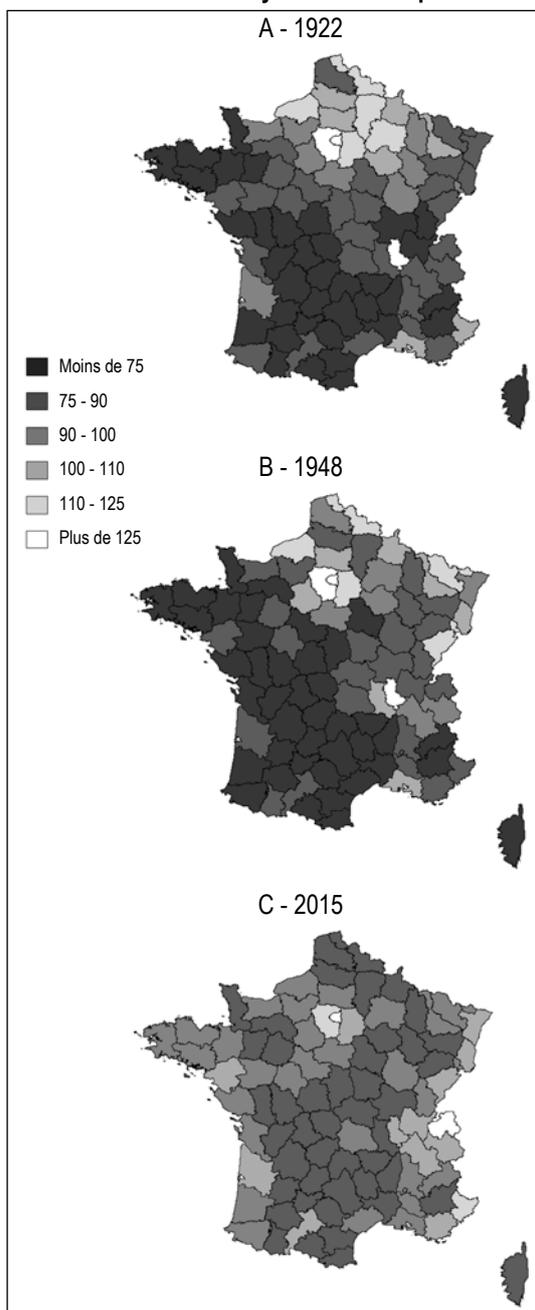
En 1948, la géographie des revenus en France n'a pas tellement changé (figure VI-B). Globalement, les départements avec un revenu fiscal moyen supérieur à la moyenne nationale se trouvent toujours au nord de la France. Cette zone est néanmoins beaucoup moins homogène qu'en 1922 ; des départements tels que la Somme, l'Aisne, la Marne ou l'Aube avaient un revenu fiscal moyen inférieur à la moyenne nationale, tandis que des départements frontaliers de la Suisse tels que le Doubs ou le Haut-Rhin profitaient d'un revenu fiscal moyen supérieur à la moyenne nationale. Au Sud-Ouest, tous les départements ou presque présentaient un revenu fiscal moyen inférieur à la moyenne nationale, avec une vaste zone homogène s'étirant de la Bretagne jusqu'au sud des Cévennes accusant un fort retard en termes de revenus. Les Bouches-du-Rhône et le Rhône restent des exceptions, et on note l'émergence de la Loire, qui abrite Saint-Etienne et ses industries.

En 2015, on constate, en premier lieu, la disparition des zones de revenus relativement faibles (figure VI-C) : il n'y a plus de départements dont le revenu fiscal moyen est inférieur à 75 % du revenu moyen, ce qui corrobore la baisse des inégalités documentée plus haut⁶. Par ailleurs, les départements ayant un revenu fiscal moyen supérieur à la moyenne nationale ne se trouvent plus dans le nord de la France, mais près de la frontière suisse, en région parisienne ainsi que dans les départements de certaines métropoles régionales telles que Lyon, Nantes et Toulouse. On observe aussi que les départements dont le revenu fiscal moyen est compris entre 75 et 90 % de la moyenne nationale se situent le long d'une diagonale allant de la frontière espagnole à la frontière belge, avec deux excroissances dans le nord du pays et dans l'intérieur normand. Ces départements correspondent à ceux de la « diagonale des faibles densités », même s'il est ici question de faibles revenus. À l'inverse, la façade atlantique est devenue une zone homogène où les niveaux de vie sont proches de ceux de la moyenne nationale. Les cartes que l'on vient d'examiner montrent clairement ce mouvement de bascule de cette « diagonale des faibles revenus », autrefois du Nord-Ouest au Sud-Est et qui s'étend aujourd'hui du Nord-Est au Sud-Ouest.

Pour représenter l'hétérogénéité des dynamiques, nous avons également classifié l'évolution des

6. Cette observation ne serait pas remise en cause si on désagrègeait le département de la Seine. Ainsi, en 2015 le revenu fiscal par adulte en Seine-Saint-Denis représentait 84 % du revenu moyen.

Figure VI – Revenu fiscal moyen de chaque département en % de la moyenne des revenus fiscaux moyens des 90 départements



Lecture : en 1922, le revenu fiscal moyen de la Corse était égal à moins de 75 % du revenu fiscal moyen des 90 départements métropolitains.
Source : cf. tableau 3.

revenus fiscaux moyens des départements par rapport à la moyenne nationale en six catégories, nous inspirant de la littérature étudiant la dynamique des populations locales (voir Oswald & Reniets, 2006) :

- la divergence par le haut représente les départements dont le revenu moyen était supérieur à la moyenne nationale et dont l'écart avec la moyenne nationale s'est accru (exemple : les

Alpes-Maritimes dont le revenu relatif est passé de 100 % en 1922 à 110 % en 2015) ;

- l'émergence représente ceux dont le revenu moyen était inférieur à la moyenne nationale et devient supérieur (exemple : la Haute-Savoie, dont le revenu fiscal moyen relatif est passé de 76 % en 1922 à 133 % en 2015⁷) ;

- la convergence par le haut représente ceux dont le revenu moyen était inférieur à la moyenne nationale, l'est resté mais s'en rapproche (exemple : l'Oise, dont le revenu relatif était de 110 % en 1922 et qui s'approche des 100 % en 2015) ;

- la convergence par le bas représente ceux dont le revenu moyen était supérieur à la moyenne nationale (exemple : la Lozère dont le revenu fiscal moyen correspondait à 45 % de la moyenne en 1922 contre 83 % en 2015) ;

- le déclin représente ceux dont le revenu moyen était supérieur à la moyenne nationale et est devenu inférieur (exemple : la Meurthe-et-Moselle, qui a vu son revenu moyen relatif passer de plus de 110 % en 1922 à 90 % en 2015) ;

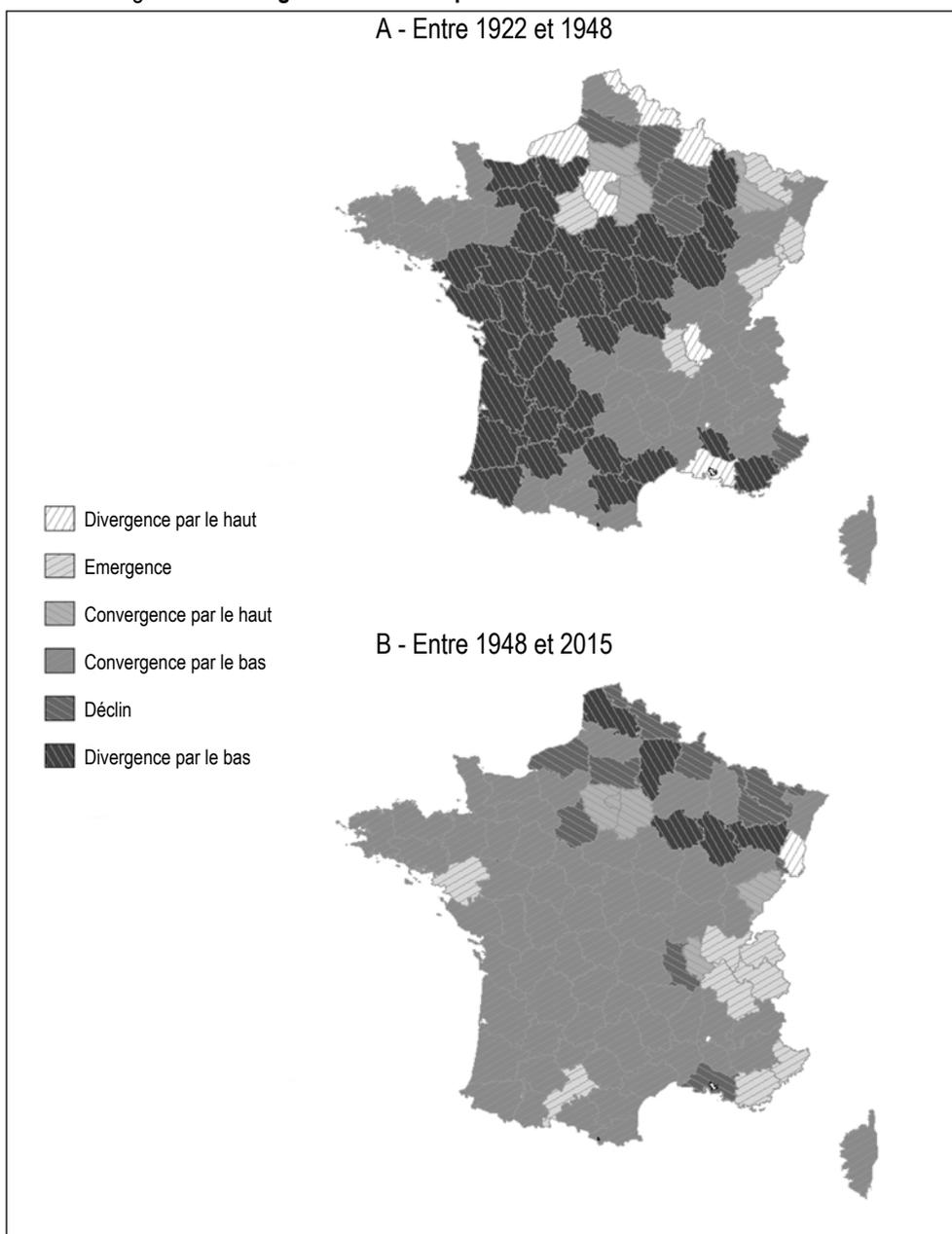
- la divergence par le bas représente ceux dont le revenu moyen était inférieur à la moyenne nationale et dont l'écart à la moyenne nationale s'est accru (exemple : la Haute-Marne avait un revenu relatif de 90 % en 1922 et de 83 % en 2015).

Les départements ainsi catégorisés sont représentés dans la figure VII-A pour la période de 1922 à 1948 et VII-B pour la période de 1948 et 2015. La première période permet de comparer les départements sur un quart de siècle à l'issue des deux guerres mondiales. La plupart des départements de la façade atlantique et de la basse vallée de la Loire voient leur situation relative baisser ; la baisse est moins marquée, mais tout de même présente pour l'Île-de-France, tandis qu'un arc Nord-Est de départements entourant Paris subit un déclin.

Entre 1948 et 2015, les 90 départements étudiés ont globalement connu un processus continu de convergence. La carte est cette fois radicalement différente. Sous une ligne allant du Calvados au Gard, tous les départements ont connu une amélioration de leur situation relative. Sous cette ligne « Caen-Nîmes », les départements où se situent Toulouse et Nantes émergent particulièrement. À l'inverse les départements des trois grandes métropoles du « Paris-Lyon-Marseille » ont vu leur situation relative se détériorer, avec

7. Ceci est probablement dû aux travailleurs frontaliers dont le nombre a fortement augmenté au cours des deux dernières décennies (Debouzy & Simon, 2020).

Figure VII – Catégorisation des départements selon leur évolution relative



Lecture : entre 1922 et 1948, le Finistère a connu une convergence par le bas.
 Source : cf. tableau 3.

un déclin pour les Bouches-du-Rhône et une convergence par le haut pour la Seine et le Rhône. Pour ces deux dernières, c'est plutôt la situation des départements qui leur sont situés à l'Est qui s'améliore. Outre les trois grandes métropoles, la dégradation concerne essentiellement les départements situés au Nord-Est d'une ligne allant du Calvados au Jura, à l'exception notable des départements alsaciens. Ces départements sont ceux abritant des secteurs autrefois florissants mais qui ont connu un long déclin.

* *
 *

Cet article présente l'évolution des inégalités inter-départementales depuis 1922, à partir d'une base de données inédite sur les revenus fiscaux moyens dans chaque département de la France métropolitaine, développée à partir de la numérisation des archives du ministère des Finances. L'article a une visée descriptive, mais la base de données originale pourra alimenter des travaux de nature plus causale visant, par exemple, à analyser les facteurs de développement des territoires.

Nos indicateurs d'inégalité entre les départements ont révélé une très forte convergence des revenus au cours de la période considérée. La

réduction des inégalités est particulièrement frappante depuis 1948 et, même si l'on relève une baisse du rythme de décroissance depuis les années 2000, les inégalités ont atteint en 2015 leur plus faible niveau depuis cent ans. Aujourd'hui, tous les départements de métropole ont un revenu fiscal moyen après impôt sur le revenu supérieur à 60 % de celui de la Seine. En 1950, seuls 10 % d'entre eux franchissaient un tel seuil. Cette convergence inter-départementale est similaire au processus analysé par Bonnet & d'Albis (2020) pour les espérances de vie mais contraste avec le processus décrit par Combes *et al.* (2011) pour les valeurs ajoutées. Ceci éclaire le rôle joué par les transferts publics dans l'égalisation des niveaux de vie, qui viennent plus que compenser la force de divergence créée par la concentration des activités économiques sur certaines zones du territoire, et en particulier dans les grandes métropoles. Le rôle de l'impôt sur le revenu est à cet égard significatif. Il réduit significativement les inégalités entre les territoires : les neuf départements les plus riches ont un revenu fiscal moyen supérieur de 25.5 % au revenu fiscal par adulte national ; cet avantage relatif tombe à 23.1 % après paiement de l'impôt sur le revenu. L'impôt sur le revenu n'est cependant que l'un des transferts publics et, il serait intéressant d'évaluer la contribution d'autres transferts tels que celui opéré par le système de retraite. Il est en effet probable que l'écart entre les départements très dynamiques économiquement et ceux ayant une part importante de leur population à la retraite soit de fait réduit lorsque l'on considère l'ensemble des revenus et non les seuls revenus du travail. En outre, le revenu fiscal moyen après impôt nous permet d'appréhender l'effet de l'impôt sur le revenu sur les inégalités spatiales, mais il serait utile de compléter l'analyse en évaluant l'effet des autres impôts payés par les ménages même si leur effet est *a priori* plus faible. Le caractère progressif au niveau individuel de l'impôt sur le revenu implique qu'au total certains départements sont plus taxés proportionnellement que d'autres. Ce mode de calcul engendre une forme de redistribution spatiale mais, faute d'information sur la façon dont cet impôt est dépensé et alloué entre les différents départements, nous ne pouvons pas faire une analyse globale de son effet redistributif.

Par ailleurs, le processus de convergence des revenus a bénéficié à de nombreux départements qui ont vu leur situation relative s'améliorer, mais il ne doit pas cacher la détérioration de la situation relative d'autres départements. Très schématiquement, la France est coupée en deux par une diagonale allant du Calvados au Gard ; depuis la Seconde Guerre Mondiale, les « gagnants » sont souvent au Sud-Ouest de cette ligne, tandis que les « perdants » se trouvent souvent au Nord-Est. Le déclin vécu par certains est potentiellement susceptible d'engendrer un sentiment de mal-être dans les populations et de créer une rupture dans la cohésion nationale, et ce malgré la convergence des revenus.

Notre travail peut être prolongé dans trois directions. La première est de mener une analyse en termes de pouvoir d'achat. Ceci nécessiterait néanmoins d'établir, à l'échelle des départements, des indices de prix à la consommation sur longue période, ce qui n'est pas aisé étant donné les informations disponibles actuellement. La deuxième est de considérer les inégalités intra-départementales et de décomposer l'évolution des inégalités nationales entre les inégalités intra-départementales et les inégalités interdépartementales. Ceci impose d'utiliser des indicateurs décomposables. La troisième consiste à comparer l'évolution des inégalités territoriales entre les pays. Il n'existe malheureusement à ce jour pratiquement pas de bases de données équivalentes à la nôtre. L'exception concerne les 51 États américains, dont les revenus depuis 1917 ont été reconstitués par Franck (2015). La figure A-XI, reportée en annexe, compare l'évolution de notre coefficient de Gini pour les revenus fiscaux avec celui que nous avons calculé à partir des données de Franck (2015). La diminution des inégalités a débuté beaucoup plus tôt aux États-Unis, vers 1933, mais elle s'est achevée au milieu des années 1990 et elles ont considérablement augmenté depuis. Les inégalités entre les États américains ont retrouvé aujourd'hui le niveau qui prévalait au début des années 1960. Les inégalités y sont, par ailleurs, nettement plus élevées car le coefficient de Gini était égal à 0.11 en 2014. Il serait pertinent et intéressant de poursuivre cette comparaison avec d'autres pays européens. □

BIBLIOGRAPHIE

- Alvaredo, F. (2009).** Top incomes and earnings in Portugal 1936-2005. *Explorations in Economic History*, 46(4), 404–417. <https://doi.org/10.1016/j.eeh.2009.04.006>
- Atkinson, A. B. (2005).** Top incomes in the UK over the 20th century. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 168(2), 325–343. <https://doi.org/10.1111/j.1467-985X.2005.00351.x>
- Atkinson, A. B. & Salverda, W. (2005).** Top incomes in the Netherlands and the United Kingdom over the 20th century. *Journal of the European Economic Association*, 3(4), 883–913. <https://doi.org/10.1162/1542476054430816>
- Badía-Miró, M., Guilera, J. & Lains, P. (2012).** Regional incomes in Portugal: Industrialisation, integration and inequality, 1890-1980. *Revista de Historia Económica – Journal of Iberian and Latin American Economic History*, 30(2), 225–244. <https://doi.org/10.1017/S0212610912000080>
- Bazot, G. (2014).** Interregional inequalities, convergence, and growth in France from 1840 to 1911. *Annals of Economics and Statistics/Annales d'Économie et de Statistique*, 113/114, 309–345. <https://doi.org/10.15609/annaeconstat2009.113-114.309>
- Behaghel, L. (2008).** La dynamique des écarts de revenu sur le territoire métropolitain (1984-2002). *Économie et Statistique*, 415-416, 97–120. <https://doi.org/10.3406/estat.2008.7022>
- Blasco, J. & Picard, S. (2019).** Quarante ans d'inégalités de niveau de vie et de redistribution en France (1975-2016). *Insee Références – France Portrait Social, Edition 2019*, pp. 61–80. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4238443?sommaire=4238781>
- Bonnet, F. (2019).** Spatial distribution of population by age in France over the past 150 years. *Mimeo*. <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-02067193/document>
- Bonnet, F. (2020).** Computations of French lifetables by *département*, 1901-2014. *Demographic Research*, 42, 741–762. <https://doi.org/10.1111/padr.12318>
- Bonnet, F. (2021).** Beyond the exodus of May-June 1940: Internal migrations in France during the Second World War. *Demographic Research*, 45, 577–604. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2021.45.18>
- Bonnet, F. & d'Albis, H. (2020).** Spatial inequality in mortality in France over the past two centuries. *Population and Development Review*, 46(1), 145–168. <https://doi.org/10.1111/padr.12318>
- Bonnet, F. & Sotura, A. (2021).** Regional Income Distributions in France, 1960-2018. Banque de France, *Working Paper* N° 832. <https://publications.banque-france.fr/en/regional-income-distributions-france1960-2018>
- Boyer, P. C., Delemotte, T., Gauthier, G., Rollet, V. & Schmutz, B. (2019).** Les déterminants de la mobilisation des gilets jaunes. *Revue économique*, 71(1), 109–138. <https://www.cairn.info/revue-economique-2020-1-page-109.htm>
- Buyst, E. (2010).** Reversal of fortune in a small, open economy: Regional GDP in Belgium, 1896-2000. *Rivista di Storia Economica*, 26(1), 75–92. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1586762>
- Caruana-Galizia, P. (2013).** Estimating French regional income: Departmental per capita gross value added, 1872-1911. *Research in Economic History*, 29, 71–95. [https://doi.org/10.1108/S0363-3268\(2013\)0000029005](https://doi.org/10.1108/S0363-3268(2013)0000029005)
- Combes, P. P., Lafourcade, M., Thisse, J. F. & Toutain, J. C. (2011).** The rise and fall of spatial inequalities in France: A long-run perspective. *Explorations in Economic History*, 48(2), 243–271. <https://doi.org/10.1016/j.eeh.2010.12.004>
- Debouzy, I. & Simon, A. (2020).** Le travail frontalier en forte croissance : 115 000 habitants de la région employés en Suisse. *Insee Analyses Auvergne-Rhône-Alpes* N° 101. http://www.epsilon.insee.fr/jspui/bitstream/1/131486/1/ar_ina_101.pdf
- Diamond, R. (2016).** The determinants and welfare implications of US workers' diverging location choices by skill: 1980-2000. *American Economic Review*, 106(3), 479–524. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.20131706>
- Enflo, K. & Rosés, J. R. (2015).** Coping with regional inequality in Sweden: Structural change, migrations, and policy, 1860–2000. *The Economic History Review*, 68(1), 191–217. <https://doi.org/10.1111/1468-0289.12049>
- Felice, E. & Vecchi, G. (2015).** Italy's growth and decline, 1861–2011. *Journal of Interdisciplinary History*, 45(4), 507-548. https://doi.org/10.1162/JINH_a_00757
- Frank, M. (2015).** Frank-Sommeiller-Price series for top income shares by US states since 1917. WTID Methodological Notes. http://www.shsu.org/~eco_mwf/usstatesWTID.pdf
- Garbinti, B. & Goupille-Lebret, J. (2019).** Income and wealth inequality in France: Developments and links over the long term. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 510-511-512, 69–87. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2019.510t.1988>

- 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>
- Geary, F. & Stark, T. (2002).** Examining Ireland’s post-famine economic growth performance. *The Economic Journal*, 112(482), 919–935. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00064>
- Krugman, P. (1991).** Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, 99(3), 483–499. <https://doi.org/10.1086/261763>
- Lessmann, C. (2014).** Spatial inequality and development – Is there an inverted-U relationship? *Journal of Development Economics*, 106, 35–51. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2013.08.011>
- Lessmann, C. & Seidel, A. (2017).** Regional inequality, convergence, and its determinants – A view from outer space. *European Economic Review*, 92, 110–132. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2016.11.009>
- Oswalt, P. & Rieniets, T. (2006).** *Atlas of shrinking cities*. Ostfildern: Hatje Cantz Verlag.
- Moretti, E. (2012).** *The new geography of jobs*. New York: Houghton Mifflin Harcourt.
- Piketty, T. (2001).** *Les hauts revenus en France au XX^e siècle*. Paris: Éditions Grasset.
- Sanchis, M. T., Rosés, J. R. & Díez, A. (2015).** Regional inequality in France 1860–2010: Structural change dynamics. *International Conference on Regional Science*, Universitat Rogirai Virgili, Spain, November 2015. <https://old.reunionesdeestudiosregionales.org/Reus2015/htdocs/pdf/p1565.pdf>
- Toutain, J.-C. (1992-1993).** La production agricole de la France de 1810 à 1990 : départements et régions. *Économies et Sociétés*, Série AF/17, 3 tomes.
- Williamson, J. G. (1965).** Regional inequality and the process of national development: A description of the patterns. *Economic Development and Cultural Change*, 13(4, Part 2), 1–84. <https://doi.org/10.1086/450136>
-

ANNEXE

Figure A-I – Carte et liste des 90 départements français étudiés dans l'article

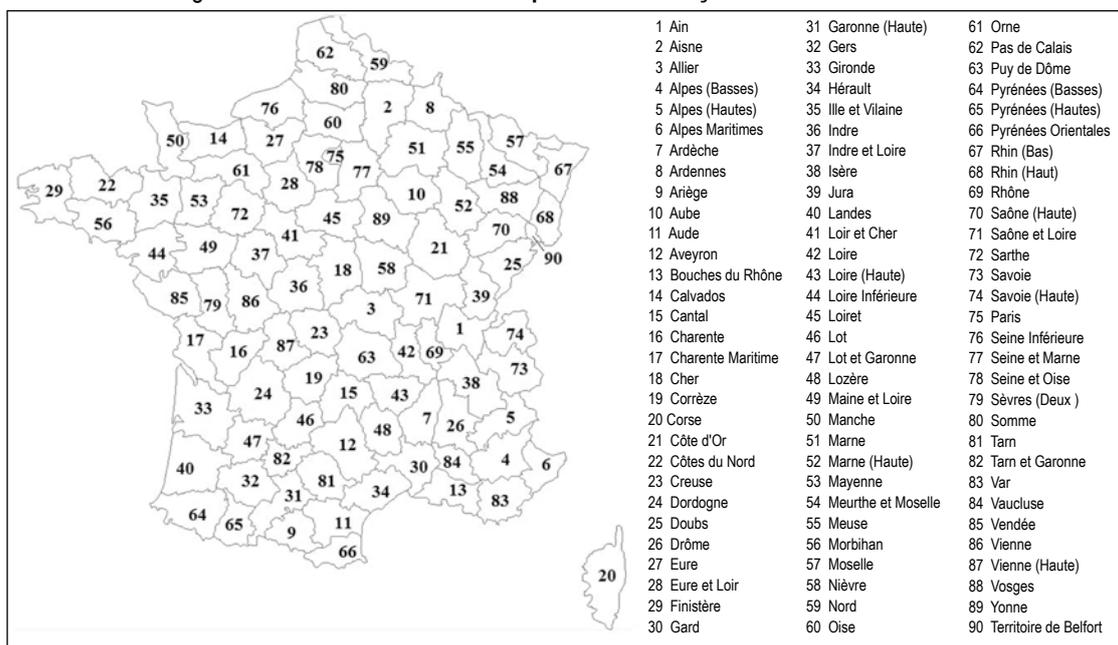
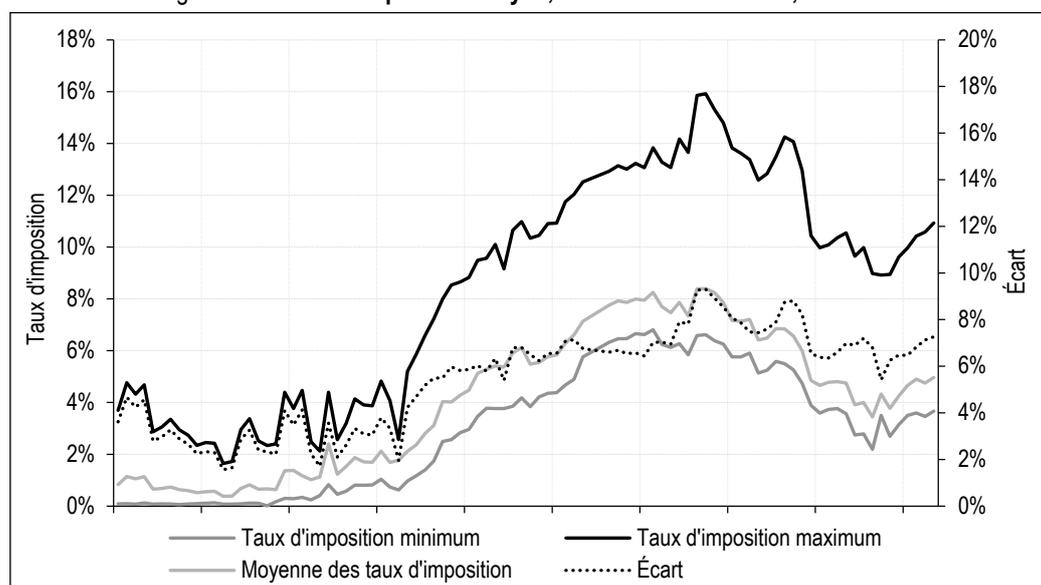


Figure A-II – Taux d'imposition moyen, minimum et maximum, 1922-2015

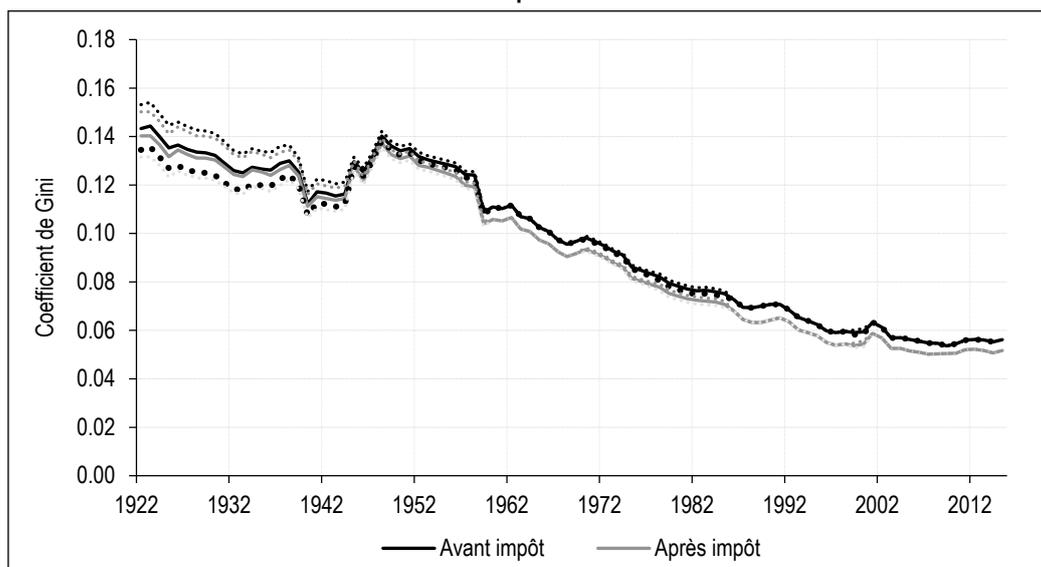


Note : le taux d'imposition d'un département est un taux moyen sur l'ensemble des contribuables imposables. Les départements ne sont pas pondérés.

Lecture : en 1922, le taux d'imposition maximum d'un département à l'impôt sur le revenu est de 3.7 %. L'écart entre les taux minimum et maximum est égal à 3.6 points de pourcentage en 1922.

Source : cf. tableau 3.

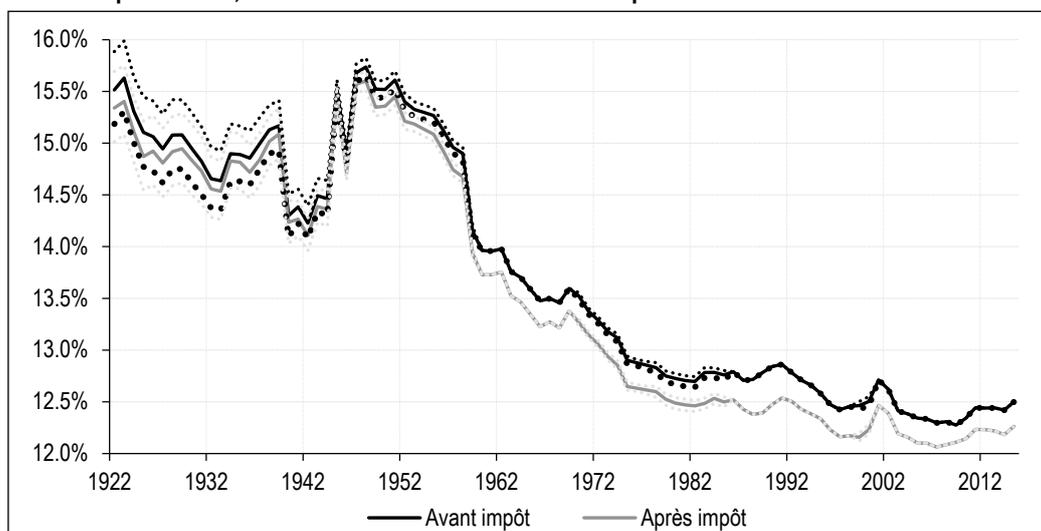
Figure A-III – Coefficient de Gini du revenu fiscal moyen entre 90 départements, 1922-2015, avec intervalles de confiance à 95 % pour les années où le revenu est estimé



Note : les courbes en trait plein représentent le coefficient de Gini des revenus fiscaux moyens par adulte des départements de la France métropolitaine respectivement avant et après impôt sur le revenu. Les courbes en pointillé représentent les intervalles de confiance à 95 % obtenus par bootstrap (1 000 répliquions) pour les périodes où les revenus fiscaux sont estimés grâce aux modèles (1) et (2).
Lecture : en 1922, le Gini du revenu fiscal moyen avant impôt est égal à 0.147, avec un intervalle de confiance à 95 % compris entre 0.134 et 0.153.

Source : cf. tableau 3.

Figure A-IV – Part du revenu fiscal moyen détenue par les 9 départements les plus riches des 90 départements, avec intervalles de confiance à 95 % pour les années où le revenu est estimé

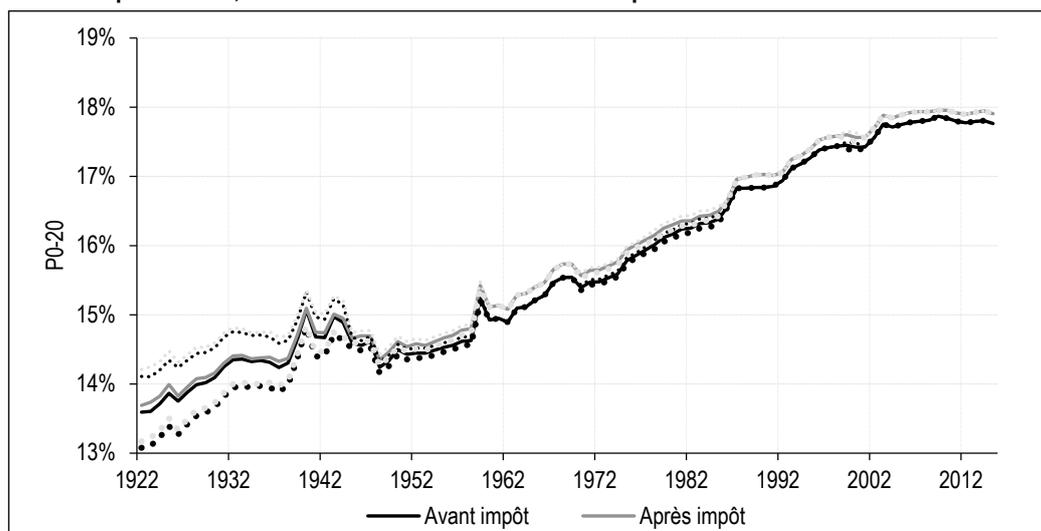


Note : la part des départements les plus riches (P90-P100) est calculée sur la somme des revenus fiscaux moyens par adulte des 90 départements, respectivement avant et après impôt sur le revenu. Les courbes en pointillé représentent les intervalles de confiance à 95 % obtenus par bootstrap (1 000 répliquions) pour les périodes où les revenus fiscaux sont estimés grâce aux modèles (1) et (2).

Lecture : en 1922, la part des revenus fiscaux moyens avant impôt qui est détenue par les neuf départements les plus riches dans la somme des revenus fiscaux moyens des 90 départements est égale à 15.7 % avec un intervalle de confiance à 95 % compris entre 15.2 % et 15.9 %.

Source : cf. tableau 3.

Figure A-V – Part du revenu fiscal moyen par adulte détenue par les 18 départements les plus pauvres des 90 départements, avec intervalles de confiance à 95 % pour les années où le revenu est estimé

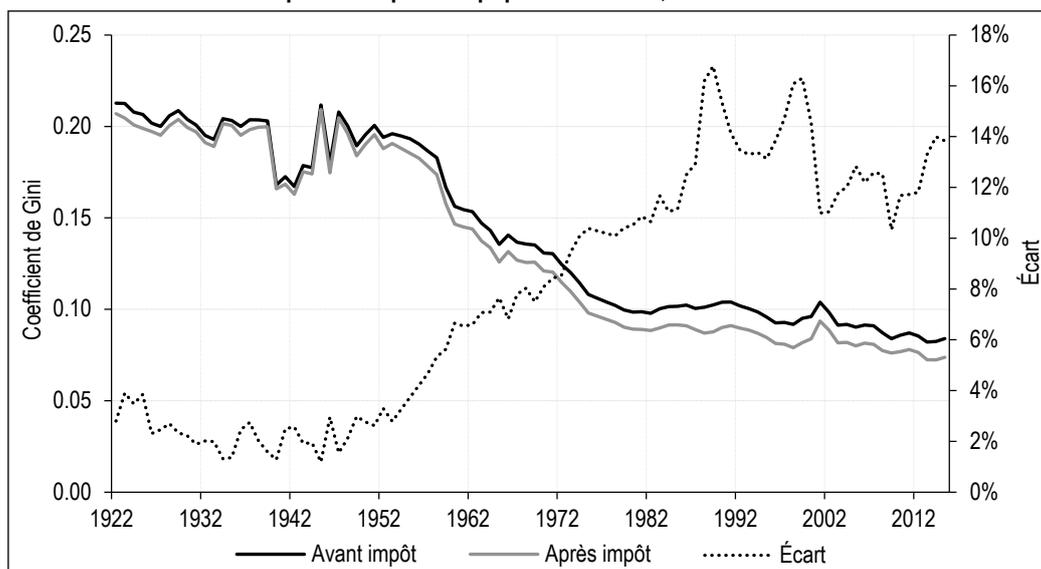


Note : la part des départements les plus riches (P90-P100) est calculée sur la somme des revenus fiscaux moyens par adulte des 90 départements, respectivement avant et après impôt sur le revenu. La courbe noire en pointillé représente la différence entre ces deux courbes. Les courbes en pointillé représentent les intervalles de confiance à 95 % obtenus par bootstrap (1 000 répliquions) pour les périodes où les revenus fiscaux sont estimés grâce aux modèles (1) et (2).

Lecture : en 1922, la part des revenus moyens avant impôt détenue par les dix-huit départements les plus pauvres est égale à 13.4 % avec un intervalle de confiance à 95 % compris entre 13.08 % et 14.11 %.

Source : cf. tableau 3.

Figure A-VI – Coefficient de Gini du revenu fiscal moyen entre 90 départements pondérés par leur population adulte, 1922-2015

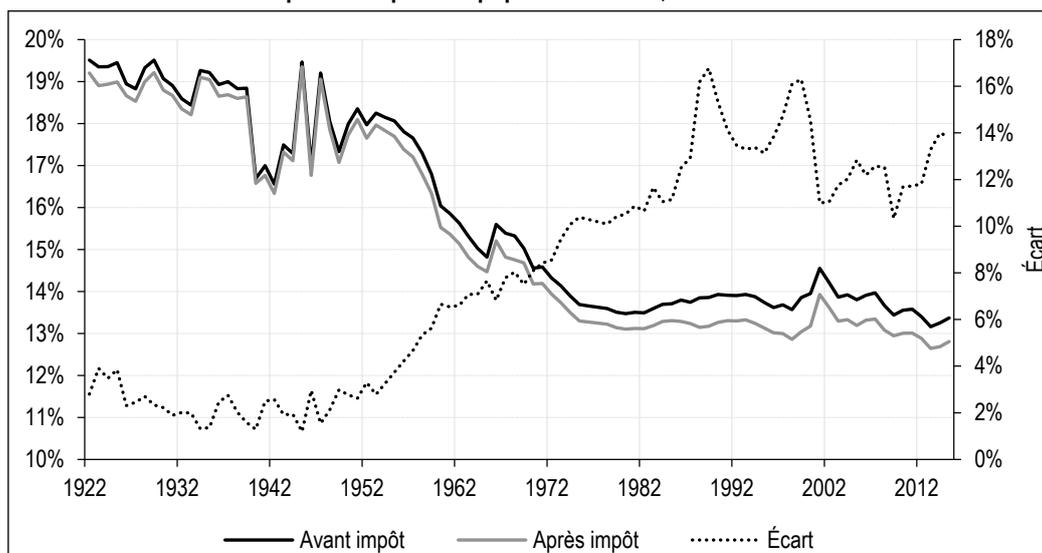


Note : les courbes en trait plein noire et grise représentent le coefficient de Gini des revenus fiscaux, avec pondération par la population adulte de chaque département, respectivement avant et après impôt sur le revenu.

Lecture : en 1922, le coefficient de Gini des revenus fiscaux départementaux avant impôt sur le revenu, pondéré par la population adulte, est égale à 0.213.

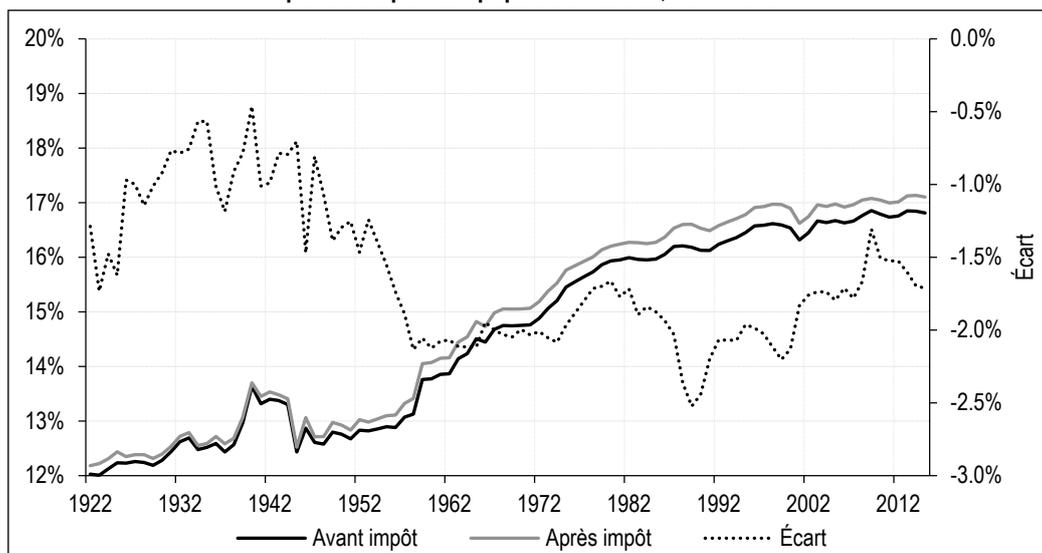
Source : cf. tableau 3.

Figure A-VII – Part du revenu fiscal moyen des départements les plus riches des 90 départements pondérés par leur population adulte, 1922-2015



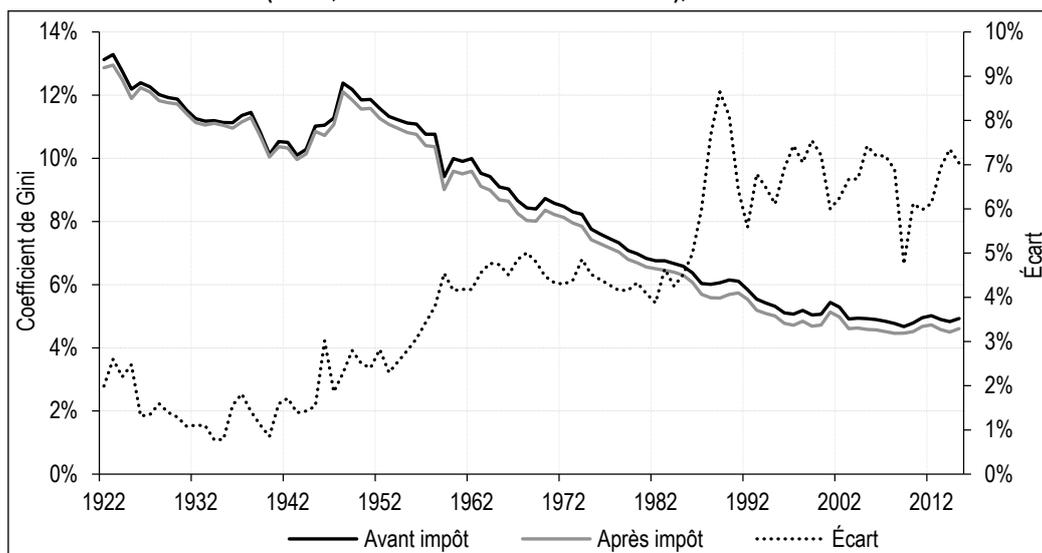
Note : la part des neuf départements les plus riches (P90-P100) est calculée sur la somme des revenus fiscaux moyens par adulte des 90 départements, respectivement avant et après impôt sur le revenu. Les départements sont pondérés par leur population adulte.
Lecture : en 1922, la part des revenus fiscaux moyens avant impôt, pondérés par la population adulte, qui est détenue par les neuf départements les plus riches, est égal à 19.5 %.
Source : cf. tableau 3.

Figure A-VIII – Part du revenu fiscal moyen des 18 départements les plus pauvres des 90 départements pondérés par leur population adulte, 1922-2015



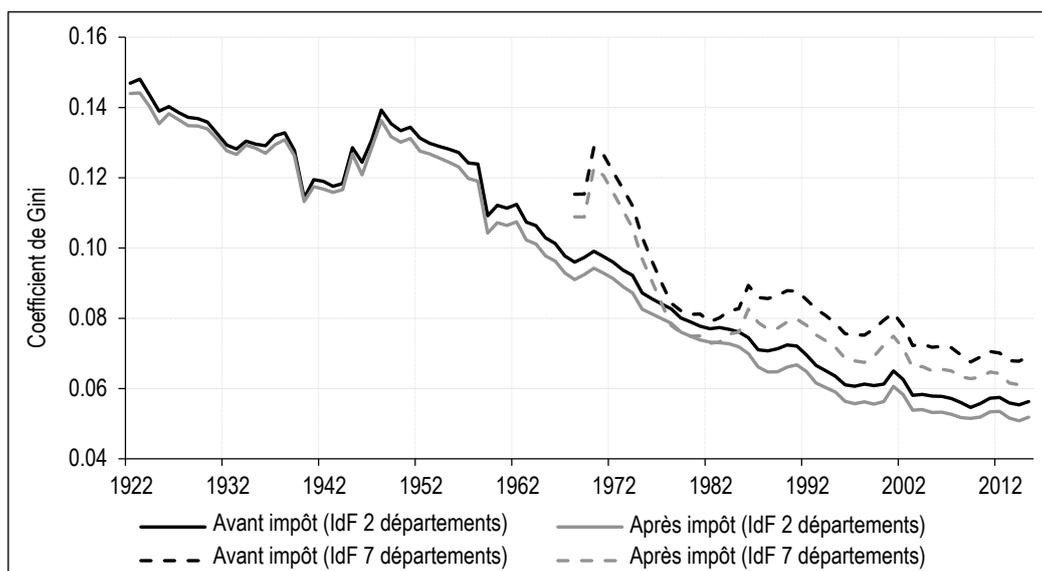
Note : la part des dix-huit départements les plus pauvres (P0-P20) est calculée sur la somme des revenus fiscaux moyens par adulte des 90 départements, respectivement avant et après impôt sur le revenu. Les départements sont pondérés par leur population adulte.
Lecture : en 1922, la part des revenus moyens pondérés par la population adulte détenue par les dix-huit départements les plus pauvres avant impôt est égal à 12.0 %.
Source : cf. tableau 3.

Figure A-IX – Coefficient de Gini du revenu fiscal moyen entre les 87 départements hors Île-de-France (Seine, Seine-et-Marne et Seine-et-Oise), 1922-2015



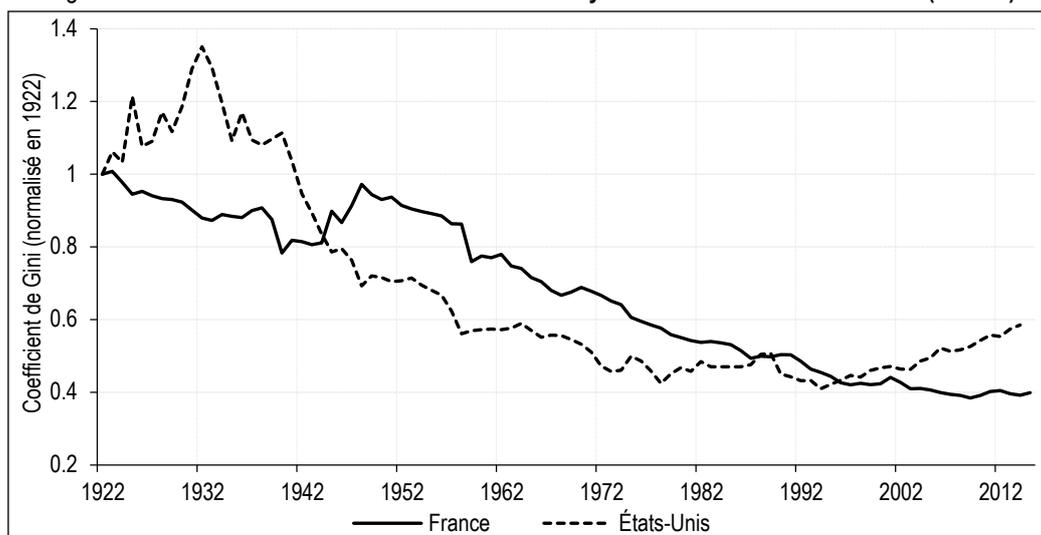
Note : les courbes en trait plein représentent le coefficient de Gini des revenus fiscaux moyens des 87 départements métropolitains hors ceux d'Île-de-France (Seine, Seine-et-Marne et Seine-et-Oise), respectivement avant et après impôt sur le revenu.
Lecture : en 1922, le coefficient de Gini des revenus fiscaux moyens avant impôt sur le revenu des 87 départements métropolitains hors Île-de-France est égal à 0.131.
Source : cf. tableau 3.

Figure A-X – Coefficient de Gini du revenu fiscal moyen avant et après impôt sur le revenu entre 90 départements (1922-2015) et entre 95 départements (1968-2015) après scission des départements de la Seine et de la Seine-et-Oise



Note : les courbes en trait plein représentent le coefficient de Gini, respectivement avant et après impôt sur le revenu, des revenus fiscaux moyens des 90 départements métropolitains avant la scission des départements en Île-de-France. Les courbes en pointillé représentent le coefficient de Gini des revenus fiscaux moyens des 95 départements métropolitains après la scission des départements d'Île-de-France mais avant celle de la Corse.
Lecture : en 2015, le coefficient de Gini des revenus fiscaux moyens avant impôt sur le revenu des 90 départements est égal à 0.56 tandis que celui des 95 départements est égal à 0.69.
Source : cf. tableau 3.

Figure A-XI – Coefficient de Gini du revenu fiscal moyen en France et aux États-Unis (1922=1)



Lecture : en 1922, le coefficient de Gini des revenus fiscaux moyens avant impôt sur le revenu des départements en France est égal à 0.14.
Source : cf. tableau 3 et Franck (2015).

Tableau A-1 – Résultats des régressions pour les 4 périodes considérées (méthode des moindres carrés).
Variable dépendante : revenu fiscal moyen par adulte des départements.

Estimation	#1		#2		#3		#4	
Données	1960-1969		1960-1969 ; 1986-1998		1960-1969 ; 1986-1998		1986-1998	
Modèle	(1)		(1)		(2)		(2)	
0-19 ans	0.5391 (0.018)	0.927 (0.0125)	-0.24 0	0.047 (0.1499)	-0.355 0	0.123 (0.0044)	-0.4756 0	-0.346 0
20-29 ans	0.3178 (0.0005)	0.237 (0.0834)	-0.0779 0	-0.083 0	-0.0299 (0.1471)	-0.041 (0.0762)	-0.2925 0	-0.327 0
30-39 ans	0.6488 0	0.495 (0.0017)	-0.0261 (0.1452)	-0.008 (0.7352)	0.0294 (0.2423)	0.067 (0.0342)	-0.1129 (0.0231)	-0.522 0
40-49 ans	0.3593 (0.0006)	0.25 (0.0592)	-0.1759 0	-0.038 (0.0213)	-0.1213 0	0.028 (0.2227)	-0.1052 (0.0074)	-0.22 0
50-64 ans	0.5058 (0.0002)	0.397 (0.0477)	-0.1916 0	-0.055 (0.0098)	-0.2093 0	-0.1 (0.0008)	-0.2635 0	-0.285 0
65-79 ans	0.1103 (0.1778)	0.242 (0.083)	-0.2062 0	-0.09 0	-0.1917 0	-0.031 (0.2385)	-0.2606 0	-0.302 0
80 ans et +	0.1596 0	0.093 (0.0092)	0.0444 0	0.006 (0.3821)	0.0851 0	0.023 (0.0085)	-0.0188 (0.5308)	-0.118 0
Revenu par adulte	0.3495 0	0.673 0	0.6001 0	0.777 0				
Part des revenus	-0.0329 (0.068)	-0.15 0	-0.2042 0	-0.313 0				
Part des impôts					0.2511 0	0.274 0	0.0893 0	0.2 0
Unité taxables					0.2268 0	0.341 0	0.2314 0	0.505 0
Interaction	-2.0075 (0.0068)	-2.237 (0.053)	1.3536 0	0.602 0	1.2908 0	0.311 (0.031)	2.1591 0	2.399 0
Effets fixes	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non
R ²	0.993	0.968	0.989	0.975	0.984	0.963	0.993	0.978

Note : le tableau présente les résultats de régression sur 4 périodes. La variable à expliquer est le revenu fiscal moyen départemental par adulte rapporté au revenu fiscal moyen par adulte des 90 départements. p-value entre parenthèses.

Lecture : pour la période 1960-1969, une augmentation d'1 point de % de la part de la tranche d'âge 0-19 ans dans la population d'un département implique un revenu fiscal moyen par adulte relatif supérieur de 0.5391 point de % (pour la spécification sans effet fixe départemental).

Source : cf. tableau 3.

Le Travail Dissimulé en France

Undeclared Work – Evidence from France

Laila AitBihiOuali* et Olivier Bargain**

Résumé – Cette étude exploite une enquête originale sur le travail dissimulé en France (Enquête pilote auprès des ménages sur la fraude), afin de quantifier ce phénomène et propose une comparaison internationale avec l’Eurobaromètre. Les caractéristiques sociodémographiques expliquent peu la variance du travail dissimulé tandis que les facteurs subjectifs sont fortement associés au recours au travail dissimulé. Ceci suggère l’influence sous-jacente des motivations intrinsèque, extrinsèque et des effets de pairs. Des résultats semblables à partir de l’Eurobaromètre permettent une validation croisée des deux enquêtes. Nous obtenons aussi des corrélats du travail dissimulé similaires en France et dans des pays où le travail dissimulé est aussi un revenu d’appoint (Danemark, Allemagne). Ces résultats suggèrent que les préférences et comportements individuels sont homogènes au niveau européen.

Abstract – *This study quantifies undeclared work patterns in France using a unique pilot survey which collects data on households’ demand and supply of undeclared work (Enquête pilote auprès des ménages sur la fraude). It also proposes an international comparison at the European level using Eurobarometer data. Socio-demographic characteristics fail to explain the variance in undeclared work, while subjective factors are strongly associated with households’ supply and demand for undeclared work. This suggests the underlying influence of intrinsic, extrinsic and peer effects. Similar results from the Eurobarometer allow for a cross-validation of the two surveys. We obtain similar correlates for undeclared work in France and countries where undeclared work is also a supplementary income (Denmark and Germany). This suggests homogeneous patterns across European countries.*

Codes JEL / JEL Classification : E26, H26, J46, O17

Mots-clés : travail dissimulé, travail informel, travail déclaré, économie souterraine

Keywords: undeclared work, informal work, declared work, underground economy, shadow economy

* Southampton University et Imperial College London (laitbihi@imperial.ac.uk) ;** Bordeaux University, Institut Universitaire de France and IZA (olivier.bargain@u-bordeaux.fr)

Nous remercions Nadia Joubert, Christine Rigodanzo, Alain Fournier ainsi que deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires et suggestions.

Reçu en juin 2019, accepté en février 2021.

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.

Citation: AitBihiOuali, L. & Bargain, O. (2021). Undeclared Work – Evidence from France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 526-527, 71–92. doi: 10.24187/ecostat.2021.526d.2053.

L'économie informelle se définit comme l'ensemble des biens et services marchands dont la production est volontairement dissimulée aux autorités publiques pour éviter (i) le paiement d'impôts ou de cotisations de sécurité sociale, (ii) les normes du marché du travail et (iii) certaines procédures administratives (Slemrod & Weber, 2012 ; Schneider & Enste, 2013). En particulier, le travail non déclaré ou dissimulé s'inscrit dans ce périmètre en s'affranchissant du système de prélèvements obligatoires et d'assurance sociale. Il contribue ainsi à une réduction des recettes publiques et au déséquilibre des comptes publics (pour la France, voir le rapport Farriol, 2014). Il nuit aux travailleurs concernés qui ne sont pas protégés légalement (Bajada & Schneider, 2009)¹. Nous proposons ici une analyse du travail dissimulé, en retenant pour celui-ci le champ des activités légales mais non déclarées aux services sociaux, fiscaux et du travail.

Le travail dissimulé est un phénomène dont l'ampleur varie mais qui n'est négligeable dans aucun pays européen (Schneider, 2002)² : du côté de l'offre de travail, 4.6 % des individus de la zone euro déclarent avoir eu recours au travail non déclaré au cours de l'année 2013 (Eurobaromètre). Du côté de la demande, 7.3 % des ménages déclarent avoir payé des services à la personne (SAP) non déclarés. Le secteur de l'emploi à domicile, amené à croître du fait d'une société vieillissante, est souvent associé à des taux élevés de non déclaration malgré le développement d'incitations financières (chèque emploi service universel, crédits d'impôts). Il est donc important de comprendre les éléments institutionnels, culturels ou liés aux conditions du marché du travail qui peuvent influencer sur les niveaux de travail dissimulé. Le rôle respectif de ces facteurs peut conditionner fortement les politiques publiques à mettre en place pour lutter contre ce phénomène.

Nous nous appuyons sur l'Enquête pilote auprès des ménages sur la fraude (EPMF dans la suite du texte). Couplée à l'enquête du Crédoc sur les conditions de vie, elle renseigne sur l'offre de travail non déclaré en France et sur le recours aux SAP non déclarés, qui permet une approche de la demande³. Le présent article propose d'abord une quantification du travail non déclaré à partir de l'EPMF ; cette quantification s'inscrit dans la littérature récente sur les mesures du travail dissimulé et plus généralement de l'évasion fiscale. Alors qu'une partie de ce champ de recherche vise à déceler les preuves indirectes des activités économiques souterraines (Slemrod & Weber, 2012), nous nous basons directement

ici sur les réponses individuelles concernant les comportements de fraude. Nous soulignons les risques évidents de sous-déclaration de ces comportements et proposons une analyse de sensibilité à partir de plusieurs variables présentes dans l'EPMF et dans un autre échantillon à la structure très comparable, le module France de l'enquête Eurobaromètre.

Nous proposons ensuite une série d'estimations du travail dissimulé sur un ensemble de corrélats potentiels. Nous utilisons les caractéristiques sociodémographiques et économiques fournies dans l'EPMF ainsi que la richesse de cette enquête concernant des aspects subjectifs : valeurs civiques, acceptabilité de la fraude, perception de l'entourage, perception du risque et des sanctions associées au travail dissimulé et à d'autres comportements de fraude. Cette analyse montre que les deux types de variables sont complémentaires. En d'autres termes, les éléments subjectifs (valeurs, perceptions, etc.) ne reflètent pas le comportement de groupes socio-démographiques spécifiques mais capturent un degré supplémentaire d'hétérogénéité subjective qui complète bien la description des individus amenés à travailler de façon non déclarée. En l'absence de variation exogène de ces facteurs, notre analyse ne permet pas d'identifier des causalités. Néanmoins, les corrélations obtenues peuvent être interprétées à l'aune de la littérature et d'intuitions simples sur les mécanismes potentiels de l'offre de travail non déclaré.

Enfin, nous répliquons les estimations statistiques à partir du module France de l'Eurobaromètre. Alors même que cet échantillon est plus petit que l'EPMF, certains des résultats convergent, ce qui fournit une validation croisée implicite des deux bases de données. Nous pouvons alors mener une comparaison européenne avec des estimations sur certains pays proches ou sur l'ensemble de la zone euro plus le Royaume-Uni, la Suède et le Danemark. L'impact des caractéristiques sociodémographiques sur le travail dissimulé est d'une magnitude comparable en France, en Allemagne et certains pays nordiques. Les effets de l'hétérogénéité subjective (*i.e.*, l'acceptabilité de la fraude, la perception du

1. Ce dernier point concerne surtout l'emploi dissimulé intégralement, ce qui définit les pays avec des barrières à l'entrée dans le secteur formel (Perry et al., 2007), et moins le travail d'appoint non déclaré comme en France.

2. Voir le rapport CNIS (Tagnani, 2017) pour une revue très complète du travail non déclaré en France.

3. L'EPMF est issue d'une initiative jointe de la Délégation Nationale à la Lutte contre la Fraude (DNLF) et de la Direction Générale des Entreprises (DGE) que nous remercions pour l'accès aux données. Nous sommes particulièrement reconnaissants envers Nadia Joubert pour son rôle de coordination ainsi qu'envers Christine Rigodanzo et Alain Fournat pour leurs commentaires et suggestions.

risque d'être sanctionné) sur les pratiques de travail dissimulé sont également similaires entre ces pays. L'Allemagne et les pays scandinaves semblent plus proches de la France en termes de travail dissimulé et de fraude fiscale qu'en ce qui concerne la fraude aux prestations sociales (Algan & Cahuc, 2009).

1. Le travail dissimulé dans la littérature

De nombreuses études visent à quantifier l'économie souterraine au sens large et le travail informel en particulier. Certaines études mesurent l'écart entre niveau de consommation et niveau de revenu, ce dernier étant supposé sous-estimé du fait des activités non déclarées (Pissarides & Weber, 1989 ; Lyssioutou *et al.*, 2004). D'autres mesurent l'écart entre les revenus déclarés dans les enquêtes ménages (cette fois-ci supposés corrects) et ceux connus à partir des données administratives (Benedek & Lelkes, 2011). Les écarts semblent importants dans les secteurs où les revenus sont difficiles à contrôler (agriculture, travailleurs indépendants). D'autres travaux encore observent comment les déclarations de revenu réagissent à des audits randomisés (Kleven *et al.*, 2011) ou à des changements de législation (Fack & Landais, 2016).

La littérature économique cherche aussi à identifier les déterminants de l'activité souterraine. Des études théoriques, par exemple Cowell (1985), ont caractérisé la fiscalité et les contraintes légales comme des facteurs augmentant le risque d'évasion des revenus *via* le recours au travail non déclaré. De nombreuses études empiriques modélisent explicitement ces comportements à partir de modèles structurels et la prise en compte de la fiscalité ou des charges sur le travail formel (Lacroix & Fortin, 1992 ; Frederiksen *et al.*, 2005 ; Fortin *et al.*, 2004 ; Lemieux *et al.*, 1994). D'autres ont recours à des expériences naturelles en utilisant des variations du niveau de fiscalité, par exemple entre régions (Brühlhart & Parchet, 2014). Dans notre analyse, nous essaierons simplement de prendre en compte une mesure de perception de la pression fiscale.

Le système de contrôle et le risque encouru sont mis en avant dans certains travaux sur les motivations extrinsèques (Andreoni *et al.*, 1998) ainsi que la qualité des institutions (Torgler & Schneider, 2009). C'est bien la perception qui importe : celle de l'intensité effective du contrôle (Trandel & Snow, 1999) ou du degré, souvent surestimé, de sanction (Chetty *et al.*, 2009). Nous utiliserons deux variables sur la perception du risque et des sanctions potentielles. La perception du système fiscal est

également influencée par les pratiques de travail dissimulé de l'entourage de l'individu, avec des effets de pairs potentiellement importants (Feld & Tyran, 2002). Les méthodes expérimentales révèlent l'influence des comportements vertueux autour de soi (Fortin *et al.*, 2007). Les effets de pairs sont également analysés sur la demande de travail non déclaré par les entreprises en France (Joubert, 2003). Bellemare *et al.* (2012) et Galbiati & Zanella (2008) montrent leur impact en matière de fraude sociale par les entreprises. Dans notre étude, nous mettrons à profit une variable sur la perception des comportements de fraude dans l'entourage direct et au-delà.

Plus récemment, la littérature s'intéresse aussi aux motivations intrinsèques, qu'il s'agisse de satisfaction morale (*warm glow*), de morale fiscale ou des valeurs civiques (Luttmer & Singhal, 2014). Les enquêtes telles que l'Eurobaromètre (mais aussi les World et European Values Surveys) ou l'EPMF pour la France permettent d'isoler ces valeurs (avec des variables comme l'acceptabilité de la fraude) ainsi que leur corrélation avec les comportements de travail dissimulé. Des études utilisent en particulier la variation internationale (Williams & Horodnic, 2016), le rôle de la culture d'origine (Halla, 2012 ; Algan & Cahuc, 2009) ou des choix institutionnels, par exemple le fait qu'une base imposable large peut dissuader les comportements opportunistes (voir Kleven, 2014). Les approches expérimentales testent les réactions à des messages alternatifs mettant en valeur la morale, les effets de pairs ou le poids des sanctions (Haynes *et al.*, 2012); elles soulignent la grande hétérogénéité de l'influence des motivations intrinsèques et extrinsèques (Dwenger *et al.*, 2016). Sur la base d'une enquête représentative, nous confirmons l'importance de l'ensemble de ces facteurs qui, conjointement, expliquent une part non négligeable du travail dissimulé.

2. Données et quantification du travail dissimulé

Dans cette étude, le travail non déclaré couvre le champ des activités légales mais non déclarées aux services sociaux, fiscaux et du travail. Pour le quantifier et en identifier les corrélats, nous mobilisons l'Enquête pilote auprès des ménages sur la fraude (EPMF) et, de façon complémentaire, l'Eurobaromètre. Nous présentons tout d'abord ces deux enquêtes, puis une première approche descriptive du travail dissimulé.

2.1. Les données

L'EPMF, collectée conjointement avec l'enquête Conditions de Vie et Aspirations du Crédoc, a

été réalisée en face-à-face en juin 2015 auprès de 2 004 personnes de 18 ans et plus vivant en France métropolitaine. Elle fournit des informations sur les décisions de travail dissimulé en 2015 au cours du mois précédant l'enquête et sur la période 2012-2015, sur les comportements d'embauche des ménages dans le domaine des services à la personne, et sur les intentions de sous-déclaration des revenus liées au niveau perçu des prélèvements obligatoires. L'EPMF comporte également des questions subjectives sur l'acceptabilité de divers comportements de fraude, la perception du risque et des pénalités, et la perception de la présence de fraudeurs dans l'entourage et le pays.

Le questionnaire amène progressivement les enquêtés aux questions délicates afin de les inciter à révéler les comportements liés au travail dissimulé ou à l'évitement fiscal⁴. Mais le risque de sous-report pour ce type de questions ne peut être négligé. Nous procédons donc à la comparaison de diverses mesures. D'une part, les déclarations de travail dissimulé dans le court terme sont comparées à celles qui concernent la période 2012-2015, les individus étant plus enclins à révéler des comportements de fraude passés que présents. Nous confrontons également les mesures de l'EPMF et celles issues des données de l'Eurobaromètre pour l'année 2013.

L'Eurobaromètre repose sur une structure d'enquête comparable à celle de l'EPMF et aborde graduellement les aspects les plus sensibles afin d'encourager la révélation des comportements de fraude dans un volet consacré au travail dissimulé et le recours aux services à domicile. Les questions sur les perceptions subjectives ou l'acceptabilité de la fraude sont libellées de façon identique ou très similaire à l'EPMF. Notre analyse se concentre sur les pays de la zone euro, le Royaume-Uni, la Suède et le Danemark.

Comme les données du Crédoc, l'EPMF vise à être représentative de la population française. Une comparaison des caractéristiques moyennes des enquêtés avec les données du recensement de la population (en annexe, tableau A-1) montre effectivement une bonne représentativité en termes de structure démographique ainsi que par type d'activité⁵. Concernant l'Eurobaromètre pour la France, la représentativité est un peu moins bonne du fait de la petite taille de l'échantillon. Les p-valeurs des tests d'égalité des moyennes ou proportions entre les deux sources montrent le rejet pour certaines variables démographiques (âge, marié) et types d'activité (retraité, au foyer). Comme l'EPMF correspond

à l'année 2015 et l'Eurobaromètre à 2013, cela peut expliquer une (petite) partie des différences.

Enfin, notons que les informations sur la fréquence du travail dissimulé ou sur les motivations des personnes concernées sont à prendre avec prudence : en effet, d'une part le taux de non-réponse est élevé ; d'autre part, l'interprétation des motifs peut être délicate. Les estimations porteront donc uniquement sur la probabilité d'effectuer du travail dissimulé (variable binaire).

2.2. Statistiques descriptives et mesure du travail non déclaré

Parmi les 2004 individus interrogés dans l'EPMF 2015, 3.8 % déclarent avoir travaillé de façon dissimulée le mois précédant l'enquête (tableau 1). Avec un échantillon de 2 004 observations, la proportion de travail dissimulé tient dans un intervalle de confiance à 95 % de 3.0 %-4.6 %, ce qui constitue une marge d'erreur acceptable s'agissant d'un phénomène assez mal évalué. C'est pourquoi il est intéressant de confronter cette mesure à d'autres indicateurs. Tout d'abord, on peut comparer avec les réponses à une autre question de l'EPMF sur le recours au travail non déclaré au cours de la période 2012-2015⁶. Le taux de travail dissimulé est de 8.8 % (dans un intervalle de confiance à 95 % de 7.6 %-10 %) ; la différence est notable mais reflète avant tout la probabilité cumulée sur le plus long terme. Le travail dissimulé est en effet logiquement plus faible sur la fenêtre temporelle du mois précédant l'enquête. Ce problème d'infréquence se pose d'autant plus que le travail dissimulé peut être de nature ponctuelle (revenu d'appoint). La seconde mesure peut aussi bénéficier d'une meilleure révélation des comportements de fraude, car il s'agit de comportements passés, plus faciles à avouer. L'intervalle fourni par les deux statistiques est donc intéressant : la première fournit une vision en coupe de l'emploi dissimulé en France tandis que la seconde, portant sur une période longue, recueille forcément plus d'occasions de fraude et souffre moins de sous-déclaration. Nous utilisons les deux variables dans nos estimations.

4. Comme toute enquête, les données sont anonymes, et les enquêteurs insistent bien sur ce fait lors de la collecte.

5. Les niveaux d'éducation sont à prendre avec prudence car dans l'EPMF, nous avons dû recréer des catégories à partir du nombre d'années d'études. La catégorie la plus fiable est 'bac et diplôme supérieur' et est donc celle que nous reportons et utilisons dans les estimations.

6. Plus précisément, l'enquête demande aux individus s'ils ont plus ou moins travaillé de manière dissimulée en 2015 par rapport à 2012. On infère des réponses à cette question le fait d'avoir au moins travaillé une fois de façon non déclarée sur la période 2012-2015.

Tableau 1 – Quantification du travail dissimulé

	EMPF 2015	Eurobaromètre 2013		Écarts	
	France (1)	France (2)	Europe* (3)	France (1) – France (2)	France (1) – Europe (3)
Offre de travail non déclaré					
Travail non déclaré**	0.038 (0.192)	0.044 (0.205)	0.048 (0.213)	-0.006 0.297	-0.010 0.33
Travail non déclaré en 2012-2015	0.088 (0.283)	-	-	-	-
Demande de travail (services à la personne) non déclaré					
Recours à des SAP	0.118 (0.323)	-	-	-	-
Recours à des SAP non déclarés	0.018 (0.133)	0.023 (0.151)	0.030 (0.180)	-0.005 0.73	-0.012 0.166
Recours à des SAP non déclarés en 2012-2015	0.048 (0.214)	-	-	-	-

* Zone euro, Grande-Bretagne, Suède et Danemark. ** Travail non déclaré le mois passé (EMPF) ou l'année passée (Eurobaromètre).

Note : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, les p-valeurs des tests de différence en italique.

Source : EMPF 2015 et Eurobaromètre 2013.

Avec l'Eurobaromètre, le travail dissimulé est mesuré sur les 12 derniers mois. On s'attend donc à une statistique intermédiaire. C'est en effet le cas : le taux est de 4.4 % (intervalle de confiance de 3.5 %-5.3 %). Il est plus proche de la mesure « instantanée » de l'EMPF (voir aussi le tableau A-1 en annexe pour la comparaison des caractéristiques). Notons que l'Eurobaromètre porte sur l'année 2013, ce qui pourrait limiter quelque peu la comparaison avec les chiffres de l'EMPF pour 2015 ; néanmoins, en l'absence de choix majeurs sur la période, il est raisonnable de penser que ce taux n'a pas beaucoup évolué entre ces deux années. Le test d'égalité avec la proportion moyenne de l'EMPF n'est pas rejeté. On peut noter aussi que la moyenne des pays du groupe de comparaison est très similaire : 4.8 %. La différence avec la France n'est pas statistiquement rejetée ; autrement dit, les comportements de fraude en France ne sont pas significativement différents de la moyenne européenne.

Un dernier ensemble de comparaisons fait appel à des statistiques fournies dans le rapport du CNIS sur le travail dissimulé (Tagnani, 2017) et aux chiffres de l'Insee (Comptes nationaux). Ce rapport propose des comparaisons en termes de manque à gagner pour les finances publiques. Une mesure issue des contrôles aléatoires de l'Acoss chiffre le manque à gagner de cotisations entre 1.5 % et 1.9 %. Les chiffres de l'Insee portent sur la valeur ajoutée (VA) dissimulée, telle qu'identifiée par les contrôles et corrigée par la probabilité de contrôle ; la part de la VA dissimulée assimilable à du travail dissimulé se situe entre 3.2 % et 3.7 % de la masse salariale totale reçue par les ménages. Sur la base d'hypothèses simples concernant les revenus en question, le taux de travail dissimulé dans

l'enquête EMPF (3.8 %) converti en revenu dissimulé représenterait entre 1.4 % et 2.3 % de la masse salariale totale⁷. Il s'agit d'un ordre de grandeur relativement proche des deux autres statistiques, compte tenu des incertitudes importantes qui affectent les différentes estimations. La relative proximité des chiffres conforte l'idée que la mesure instantanée de l'EMPF ne souffre pas d'un phénomène massif de sous-déclaration⁸.

La deuxième moitié du tableau 1 présente un chiffrage de la proportion de ménages ayant recours à des SAP (11.8 %, soit 237 observations) et de ceux faisant appel à des SAP non déclarés (1.8 %) en 2015. Ces chiffres concernent trois catégories principales de services : le ménage, la garde d'enfant et l'aide à domicile. Ils représentent un taux d'embauches non déclarées d'environ 15 %. Du fait de la petite taille de l'échantillon (237 observations), l'intervalle de confiance à 95 % est large (10.6 %-19.8 %) ; il fournit néanmoins un ordre de grandeur

7. La proportion de personnes déclarant avoir effectué des heures non déclarées serait de 3.9 % (source : EMPF), ce qui représente 1.9 millions d'individus une fois ce taux rapporté à l'ensemble des personnes de 18 ans et plus. La proportion de personnes ayant effectué des heures non déclarées s'établit alors à 7.1 % après avoir ramené ces 1.9 millions à l'ensemble de la population en emploi au sens de la comptabilité nationale (27 millions de personnes). On suppose que les personnes n'ayant effectué que des heures non déclarées ont travaillé sur la base d'un temps complet (1 600 heures/an), et que les personnes ayant effectué à la fois des heures déclarées et non déclarées ont travaillé de façon non déclarée l'équivalent d'un quart de temps complet (400 heures/an). Avec ces hypothèses, la masse salariale dissimulée s'élève à 16 Md€ pour les personnes n'effectuant que des heures non déclarées, 3.6 Md€ pour les autres, soit 19.6 Md€ au total, ce qui représente 2.3 % de la masse salariale totale perçue par les ménages telle qu'estimée en comptabilité nationale.

8. En France, la responsabilité légale du travail non déclaré incombe à l'employeur - qui peut être sanctionné - mais pas au salarié. De facto, la perception des individus concernant le risque d'être repéré (et les sanctions) pourrait être faible, mais il est aussi possible que les individus ne soient pas au courant de la loi. Quoiqu'il en soit, l'impact de la perception doit différer entre le travail dissimulé et l'embauche (SAP) dissimulée car il est plus évident pour un ménage qu'il est directement responsable d'une embauche non déclarée.

intéressant pour une statistique rarement disponible. En effet, les SAP non déclarés sont difficilement identifiables par les contrôles de l'Urssaf⁹. Pour les raisons évoquées plus haut, on s'attend à ce que la part du recours à des SAP non déclarés soit plus élevée dans l'Eurobaromètre ; c'est bien le cas (2.3 %), mais la différence avec l'EPMF n'est pas significative. Ce taux est aussi relativement proche de la moyenne du groupe européen de comparaison qui s'élève à 3 % et il n'est pas statistiquement différent du taux français. Pour la France avec l'EPMF, on constate enfin que le taux est plus élevé (4.8 %) sur la période 2012-2015 qu'en « instantané » au cours du mois ayant précédé l'enquête¹⁰.

Pour affiner la description, nous comparons aussi les caractéristiques sociodémographiques des individus ayant recours ou non au travail dissimulé, en tant qu'offreurs ou demandeurs (tableau 2). On constate des différences relatives à la structure familiale (présence d'enfants, statut marital, âge), l'entourage (plus précisément, si

l'individu connaît au moins une personne ayant déjà eu recours au travail dissimulé), et enfin du nombre d'heures travaillées. Dans la majorité des cas, les personnes qui effectuent du travail dissimulé occupent un emploi (déclaré) à temps complet : 78 % des individus ayant connu un épisode de travail dissimulé travaillent au moins 35 heures par semaine. Le travail non déclaré en France apparaît ainsi en première approche plutôt comme une activité d'appoint¹¹.

9. Même si ces derniers ont vocation à couvrir l'ensemble du champ des cotisants, l'inviolabilité du domicile privé est un obstacle à un contrôle Urssaf chez les particuliers employeurs. Notons que la borne haute de l'intervalle obtenu est proche de l'estimation obtenue par la DARES via une approche indirecte de rapprochement de sources en 2011.

10. L'enquête ne fournit cependant pas le nombre de ménages ayant recours aux SAP sur cette période. Ceci implique que l'on ne peut pas vérifier l'existence de différences significatives de niveaux de demande de travail dissimulé entre les échantillons.

11. Cet aspect est confirmé par le rapport CNIS (Taghani, 2017) qui recoupe plusieurs sources dont l'EPMF et indique que l'emploi dissimulé en France représente dans la majorité des cas une activité à temps partiel qui génère un revenu d'appoint. Il s'agit d'un revenu qui complète des salaires (40 % des cas) ou des revenus d'indépendant (13 %) et, pour le reste, il complète des revenus de remplacement (allocations chômage ou RSA).

Tableau 2 – Caractéristiques des offreurs et des demandeurs

	Demande de travail		Offre de travail	
	Déclaré	Non déclaré	Déclaré	Non déclaré
Caractéristiques sociodémographiques				
Femme	0.53 (0.50)	0.42 (0.50)	0.52 (0.50)	0.42 (0.50)
Âge	49.4 (17.70)	34.7 (13.90)	48.8 (17.82)	50.4 (16.25)
Marié(e) (0/1)	0.54 (0.50)	0.31 (0.47)	0.54 (0.50)	0.42 (0.50)
Nombre de personnes dans le ménage	2.50 (1.39)	2.74 (1.63)	2.51 (1.40)	2.44 (1.38)
Présence d'enfants (0/1)	0.72 (0.45)	0.45 (0.50)	0.71 (0.45)	0.86 (0.35)
Éducation				
Pas de diplôme	0.08 (0.27)	0.06 (0.25)	0.08 (0.27)	0.03 (0.17)
Diplôme inférieur au Bac	0.45 (0.50)	0.49 (0.50)	0.46 (0.50)	0.33 (0.48)
Bac et plus	0.47 (0.50)	0.44 (0.50)	0.47 (0.50)	0.64 (0.49)
Situation d'activité				
Cadre	0.08 (0.27)	0.06 (0.25)	0.08 (0.27)	0.14 (0.35)
Employé	0.14 (0.34)	0.18 (0.39)	0.14 (0.34)	0.22 (0.42)
Ouvrier	0.11 (0.31)	0.18 (0.39)	0.11 (0.31)	0.06 (0.23)
Étudiant	0.05 (0.22)	0.18 (0.39)	0.06 (0.23)	0.00 (0.00)
Retraité	0.29 (0.45)	0.05 (0.22)	0.28 (0.45)	0.36 (0.49)
Demandeur d'emploi	0.09 (0.28)	0.19 (0.40)	0.09 (0.29)	0.00 (0.00)
Travailleur indépendant	0.04 (0.19)	0.06 (0.25)	0.04 (0.19)	0.08 (0.28)
Personne en emploi	0.48 (0.50)	0.53 (0.50)	0.48 (0.50)	0.61 (0.49)
Emploi en CDI (vs. CDD)	0.13 (0.34)	0.22 (0.42)	0.13 (0.33)	0.35 (0.49)
Temps complet (vs. partiel)	0.82 (0.39)	0.78 (0.42)	0.82 (0.39)	0.68 (0.48)
Nombre d'heures travaillées par semaine				
Moins de 20h	0.05 (0.22)	0.10 (0.30)	0.05 (0.23)	0.09 (0.29)
Entre 20h et 35h	0.14 (0.35)	0.12 (0.33)	0.14 (0.35)	0.23 (0.43)
35h	0.36 (0.48)	0.27 (0.45)	0.36 (0.48)	0.27 (0.46)
Entre 35h et 39h	0.15 (0.36)	0.17 (0.38)	0.15 (0.36)	0.18 (0.39)
40h et plus	0.27 (0.44)	0.34 (0.48)	0.27 (0.45)	0.23 (0.43)
Entourage (effets de pairs)				
Connait au moins un travailleur non déclaré (0/1)	0.42 (0.49)	0.77 (0.43)	0.43 (0.49)	0.72 (0.45)

Note : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.
Source : EPMF 2015.

Un examen des motifs à l'origine du travail dissimulé va dans le même sens. L'EPMF contient une question sur le motif principal et secondaire de non déclaration. Cette question est posée à tous les enquêtés, qu'ils aient déclaré avoir effectué du travail non déclaré ou pas (en 2015, ou au cours des trois années précédant l'enquête). La très grande majorité indiquent la nécessité d'arrondir les fins de mois comme motif principal ; en cumulant avec le motif proche 'être mieux payé', on atteint entre 50 % et 60 % des réponses pour tous les cas. Vient ensuite le manque d'emploi régulier, qui représente de 15 % à 20 % des réponses. Cette vision semble être très largement partagée, comme le montre la surprenante proximité entre les déclarations des fraudeurs et celles des non fraudeurs. On constate juste un peu plus de divergence entre les deux groupes pour les motifs mineurs : ainsi,

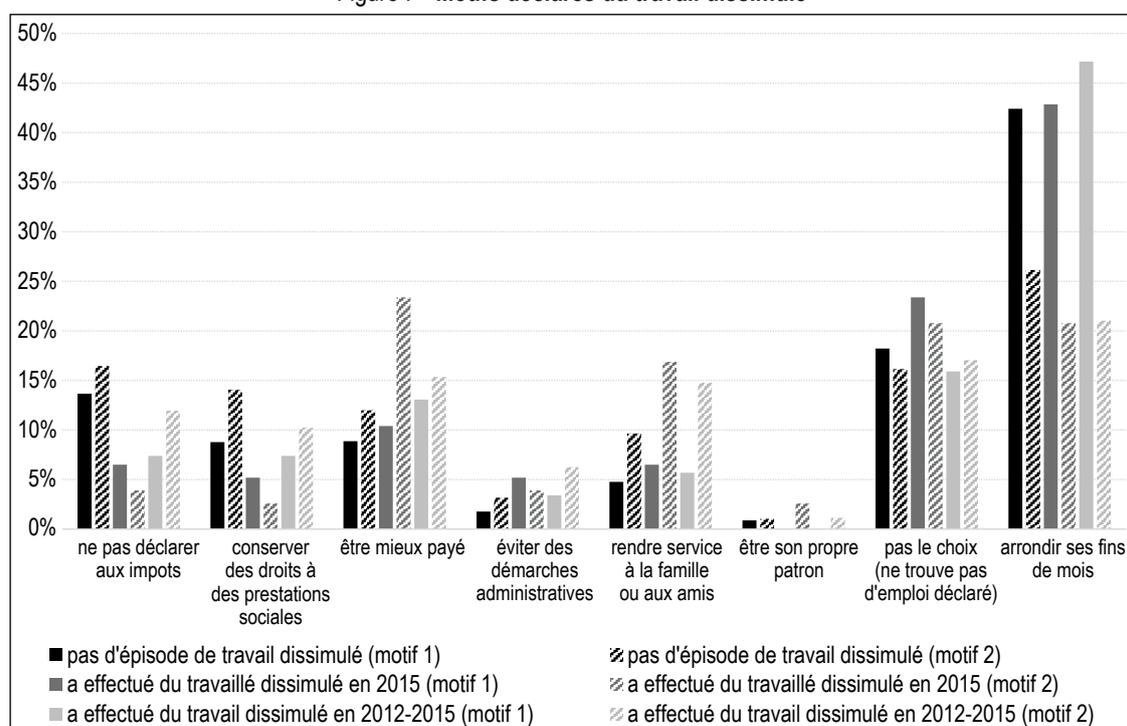
les enquêtés qui n'ont pas effectué de travail non déclaré citent plus souvent le motif d'échapper au fisc tandis que les autres invoquent d'autres motifs financiers (être mieux payé) ou personnels (rendre service à un proche) plutôt que la fraude (figure I).

Remarquons enfin que la distribution de l'acceptabilité du travail dissimulé, que ce soit du côté de la demande ou de l'offre, est comparable entre les échantillons utilisés, aussi bien entre l'EPMF et l'Eurobaromètre pour la France qu'entre la France et l'Europe avec l'Eurobaromètre (tableau 3).

2.3. Éléments de comparaison au niveau européen

Les données de l'Eurobaromètre permettent de comparer la France et d'autres pays européens ;

Figure I – Motifs déclarés du travail dissimulé



Note de lecture : parmi les enquêtés ayant effectué du travail dissimulé dans la période 2012-2015, 47 % invoquent 'arrondir ses fins de mois' comme motif principal (1) et 21 % comme motif secondaire (2).
Source : EPMF 2015.

Tableau 3 – Acceptabilité du travail dissimulé

Acceptabilité...	EPMF 2015	Eurobaromètre 2013		Écarts	
	France (1)	France (2)	Europe* (3)	France (1) – France (2)	France (1) – Europe (3)
... de travailler sans être déclaré	3.02 (2.37)	2.91 (2.27)	3.60 (2.65)	0.11 <i>0.059</i>	-0.58 <i>0</i>
... d'embaucher sans déclarer	3.53 (2.58)	2.00 (1.77)	2.25 (1.93)	1.53 <i>0</i>	1.28 <i>0</i>

* Zone euro, Grande-Bretagne, Suède et Danemark.

Note : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, les p-valeurs des tests de différence en italique. L'acceptabilité est notée sur une échelle croissante de 1 à 10.

Source : EPMF 2015 et Eurobaromètre 2013.

nous reportons à la fois un point de comparaison moyen (zone euro + Royaume-Uni + Suède + Danemark), les comparateurs naturels que sont le Royaume-Uni et l'Allemagne, et quelques pays de deux groupes typiquement contrastés (pays nordiques et pays du sud de l'Europe). La France apparaît proche de ses voisins européens (figure II). Les statistiques européennes sont cependant surprenantes puisque l'on observe des taux de travail non déclaré relativement élevés dans deux pays scandinaves et plus faibles dans les pays du sud. La part de l'économie souterraine en pourcentage du PIB, indiquée dans le graphique, est plus conforme à l'intuition¹².

Une explication des différences de taux de travail dissimulé entre pays d'Europe pourrait tenir aux pratiques : par exemple, au Danemark – ou même en Suède et en France – le travail dissimulé concerne principalement des activités complémentaires et non des emplois réguliers ; au contraire, dans les pays de l'est et du sud de l'Europe, il s'agit plus souvent d'emplois intégralement non déclarés, ce qui peut inciter à une sous-déclaration y compris dans l'enquête européenne¹³. Même si la variable de l'Eurobaromètre à ce sujet n'est pas parfaitement renseignée, il en ressort toutefois qu'environ 60 % de l'activité non déclarée correspond à des heures supplémentaires en Europe continentale ou scandinave (61 % et 58 % respectivement),

contre 27 % dans les pays de l'est et du sud de l'Europe. Pour tenir compte de ces éléments, nos estimations sur l'ensemble des voisins européens seront pondérées par divers facteurs Z_i pour augmenter l'influence de pays proches : on utilisera des poids $f(Z_i) = Z_{max} - \text{abs}(Z_{France} - Z_i)$ pour chaque pays i , de sorte à pondérer plus faiblement ceux qui diffèrent de la France. Les facteurs retenus sont le pourcentage d'activité dissimulée correspondant à des heures supplémentaires non déclarées, le PIB par habitant et le taux de chômage.

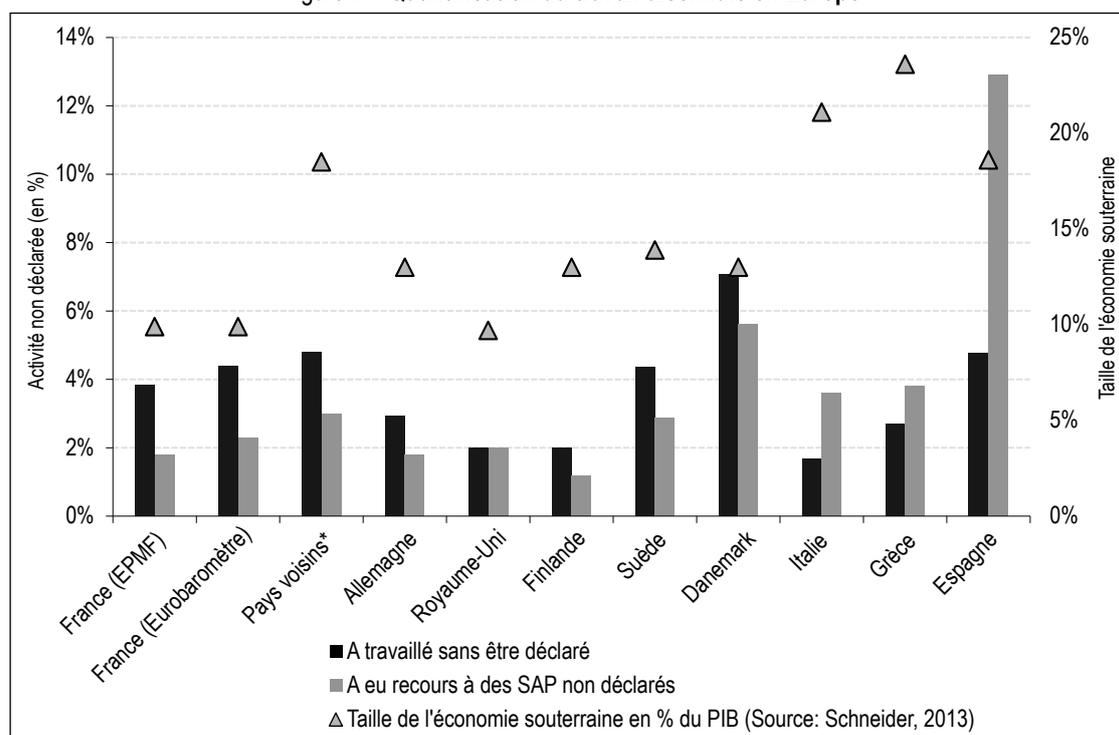
2.4. Acceptabilité des comportements de fraude

Les pratiques de travail dissimulé s'inscrivent aussi plus largement dans les perceptions sur l'acceptabilité des comportements de fraude.

12. Dans la Figure II, les données sur la taille de l'économie souterraine, exprimée en pourcentage du PIB, sont issues de Schneider (2013). L'économie souterraine est mesurée par une estimation par MIMIC (Multiple Indicators and Multiple Courses), présentée plus en détail dans Schneider (2011). Le travail dissimulé ne représente qu'une part de l'économie souterraine qui inclut aussi le chiffre d'affaire non déclaré et le produit des activités criminelles et des délits économiques. Concernant les SAP non déclarés, on observe dans la Figure II des taux similaires pour la France et les pays proches. Des différences notables existent entre pays – le taux très élevé en Espagne est cohérent avec l'ampleur de l'économie informelle dans ce pays.

13. Le rapport « Undeclared Work in the European Union » (Eurobaromètre, 2014) reporte entre 60 et 100 heures/an de travail non déclaré en Europe du nord et continentale, contre 330-350 heures en Europe du sud.

Figure II – Quantification du travail dissimulé en Europe



* Zone euro, Royaume-Uni, Suède et Danemark.

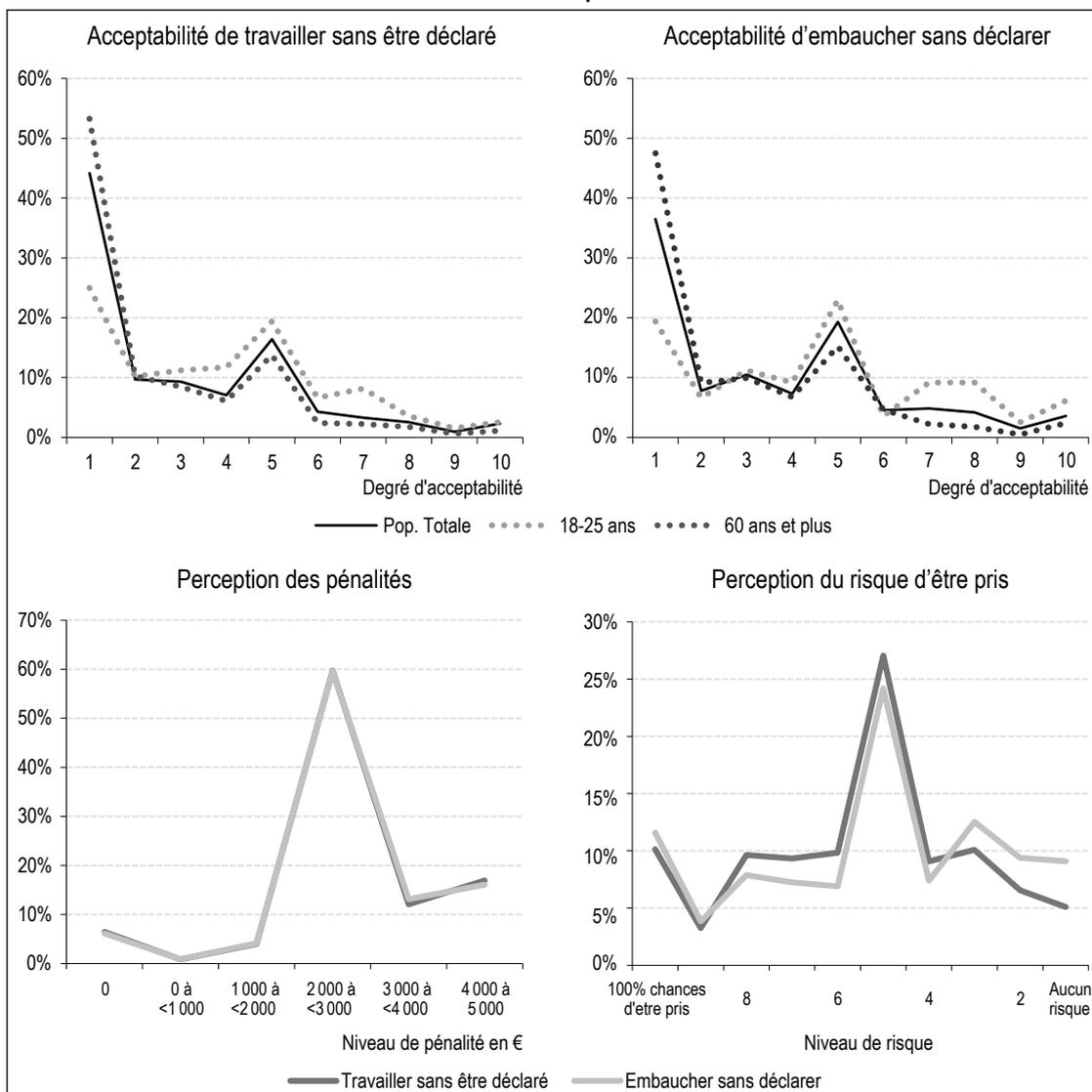
Source : EPMF 2015 pour la France, Eurobaromètre 2013 pour la France et les autres pays.

Le tableau 3 reporte la réponse moyenne à une question sur l'acceptabilité du travail dissimulé (« occuper un emploi sans le déclarer aux impôts ou aux organismes publics ») et du recours à des SAP non déclarés. Les réponses sont données sur une échelle allant de 1 (« totalement inacceptable ») à 10 (« totalement acceptable ») dans l'EPMF et l'Eurobaromètre. Pour la France, la moyenne est d'environ 3 dans les deux enquêtes, légèrement plus faible que la moyenne européenne. Nous utiliserons essentiellement cette variable comme variable explicative (valeur civique) dans l'estimation du travail dissimulé, aux côtés d'autre variables sur l'acceptabilité des comportements de fraude relatifs au fait de « ne pas déclarer tous ses revenus aux institutions » (fraude fiscale) ou de « percevoir des aides sociales sans en avoir le droit » (fraude sociale). Une majorité des enquêtés considère

inacceptable chacun des comportements frauduleux (réponse 1 sur l'échelle de 1 à 10, figure III) et la distribution des réponses concernant l'acceptabilité de différents comportements de fraude apparaît très similaire dans l'EPMF et dans l'Eurobaromètre (voir annexe, figure A-1). La seule exception concerne l'embauche pour des SAP : les distributions sont un peu moins comparables du fait des faibles proportions de personnes ayant recours aux SAP.

Pour les autres pays, la majorité des enquêtés considère aussi que les divers comportements de fraude sont totalement inacceptables, mais le profil de l'acceptabilité apparaît variable selon le type de fraude (voir annexe, figure A-2). Pour la fraude sociale et l'embauche non déclarée pour des SAP, on retrouve une distribution intuitive où s'opposent les pays nordiques « vertueux » et

Figure III – Distributions de l'acceptabilité du travail non déclaré et de la perception des pénalités et des risques



Sources : EPMF 2015 pour la France, Eurobaromètre 2013 pour la France et les autres pays.

les pays du Sud (cf. Algan & Cahuc, 2009). Les différences nord-sud sont moins systématiques et vont jusqu'à s'inverser lorsqu'il s'agit du travail dissimulé et de la non déclaration de tous ses revenus, reflétant les différences de nature même des emplois non déclarés entre les pays comparés (emploi informel dans le sud, appoint ailleurs). La France et l'Allemagne se trouvent dans une position intermédiaire pour tous les types de fraude. Une analyse statistique plus approfondie est proposée dans l'Annexe en ligne (lien à la fin de l'article).

3. Analyse du travail dissimulé en France

Notre analyse repose sur des estimations économétriques des caractéristiques des offreurs de travail non déclaré. Ces estimations permettent d'étudier la corrélation entre le travail non déclaré et divers facteurs pertinents mis en évidence dans la littérature. Notons que, dans un cadre non expérimental, il n'est pas possible d'extraire de causalité.

Nous utilisons un modèle probit suivant la spécification ci-dessous pour des variables dépendantes binaires Y_i (par exemple l'indicatrice de travail dissimulé en 2015) :

$$P(y_i = 1 | X_i, Z_i) = \Phi(\alpha + D_i\beta + S_i\gamma)$$

Plusieurs ensembles de variables explicatives sont mobilisés : le vecteur D_i inclut des caractéristiques sociodémographiques (âge, statut marital et familial, éducation) et économiques (situation d'activité, revenu) et le vecteur S_i des caractéristiques individuelles subjectives (perception de l'entourage, perception du risque et des sanctions, valeurs civiques, perception

de la pression fiscale). Pour déceler de trop fortes corrélations entre les régresseurs, nous introduisons les variables de façon incrémentale (*stepwise*). Cette approche nous permet de jauger de la multicolinéarité qui peut affecter nos estimations¹⁴. Des variables omises peuvent influencer à la fois la propension à travailler de façon dissimulée et les variables explicatives (par exemple, le secteur d'activité). Nous parlerons donc plutôt de corrélats ou de déterminants potentiels du travail dissimulé. Nous pouvons cependant esquisser le profil des ménages ayant recours au travail non déclaré et étudier le rôle de l'hétérogénéité concernant des facteurs subjectifs susceptibles d'influencer les pratiques (morale, perception des risques et sanctions, entourage).

3.1. L'influence des variables sociodémographiques et économiques sur l'offre

Nos estimations portent sur deux variables dépendantes, le travail non déclaré en 2015 et le travail non déclaré sur les trois années précédant l'enquête. Nous introduisons progressivement les variables explicatives suivantes : variables démographiques (modèle 1), âge (modèle 2), éducation (modèle 3), niveau de revenu (modèle 4) et situation d'activité (modèle 5). Les résultats sont présentés dans le tableau 4. Nous y reportons les effets marginaux d'estimations par probit, ainsi que les R^2 de modèles à probabilité linéaire ; ceux-ci restent faibles quelle que soit la spécification. Les variables

14. En complément, une analyse par facteur d'inflation de la variance (non reportée) pour l'ensemble des estimations qui suivent n'a pas détecté de colinéarité problématique entre les régresseurs.

Tableau 4 – Estimations de l'offre de travail dissimulé : variables sociodémographiques et économiques (modèles Probit)

	2015					2012-2015				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Situation familiale (réf. : célibataire femme)										
Célibataire homme	0.0209*	0.0133	0.0106	0.0110	0.0106	0.0558***	0.0411**	0.0385**	0.0389**	0.0371**
	(0.0120)	(0.0119)	(0.0119)	(0.0117)	(0.0122)	(0.0179)	(0.0177)	(0.0178)	(0.0176)	(0.0181)
Mère isolée	-0.00888	-0.0157	-0.0178	-0.0197	-0.0186	0.0107	-0.00744	-0.00929	-0.0167	-0.0155
	(0.0204)	(0.0206)	(0.0205)	(0.0202)	(0.0198)	(0.0320)	(0.0315)	(0.0314)	(0.0314)	(0.0307)
Père isolé	0.00327	-8.29e-05	-0.00458	0.000137	-0.000794	0.0334	0.0175	0.0149	0.0255	0.0187
	(0.0277)	(0.0283)	(0.0277)	(0.0273)	(0.0281)	(0.0458)	(0.0450)	(0.0448)	(0.0450)	(0.0460)
Femme mariée sans enfant	-0.0412**	-0.0309	-0.0312	-0.0270	-0.0273	-0.0549**	-0.0320	-0.0321	-0.0211	-0.0201
	(0.0203)	(0.0208)	(0.0208)	(0.0208)	(0.0205)	(0.0257)	(0.0262)	(0.0261)	(0.0263)	(0.0261)
Femme mariée avec enfant(s)	-0.0425*	-0.0451**	-0.0462**	-0.0436*	-0.0415*	-0.0690**	-0.0775**	-0.0777**	-0.0706**	-0.0671**
	(0.0222)	(0.0223)	(0.0222)	(0.0225)	(0.0225)	(0.0345)	(0.0337)	(0.0337)	(0.0344)	(0.0342)
Homme marié sans enfant	-0.00939	-0.00679	-0.00951	-0.00671	-0.00814	-0.0157	-0.0144	-0.0163	-0.00602	-0.0130
	(0.0204)	(0.0205)	(0.0201)	(0.0204)	(0.0209)	(0.0335)	(0.0325)	(0.0323)	(0.0332)	(0.0334)
Homme marié avec enfant(s)	-0.0638***	-0.0450**	-0.0472**	-0.0421*	-0.0412*	-0.0588**	-0.0148	-0.0188	-0.00431	-0.00675
	(0.0225)	(0.0228)	(0.0230)	(0.0227)	(0.0231)	(0.0230)	(0.0238)	(0.0238)	(0.0243)	(0.0245)

→

Tableau 4 – (suite)

	2015					2012-2015				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Nombre d'enfants à charge	-0.00370 (0.00671)	0.00402 (0.00607)	0.00379 (0.00617)	0.00300 (0.00633)	0.00323 (0.00627)	-0.0255** (0.0126)	-0.00853 (0.0114)	-0.00916 (0.0114)	-0.0112 (0.0119)	-0.0106 (0.0116)
Nb. personnes dans le foyer	0.00947*** (0.00340)	-0.000191 (0.00419)	-0.000178 (0.00420)	0.00181 (0.00442)	0.00138 (0.00442)	0.0204*** (0.00542)	0.000647 (0.00636)	0.000888 (0.00638)	0.00629 (0.00656)	0.00667 (0.00654)
Âge (réf. : < 25 ans)										
25-40 ans		-0.0154 (0.0142)	-0.0184 (0.0142)	-0.0151 (0.0144)	-0.0169 (0.0149)		-0.0265 (0.0211)	-0.0300 (0.0210)	-0.0271 (0.0210)	-0.0379 (0.0232)
40-60 ans		-0.0398*** (0.0143)	-0.0435*** (0.0146)	-0.0405*** (0.0148)	-0.0438*** (0.0153)		-0.0747*** (0.0212)	-0.0796*** (0.0215)	-0.0731*** (0.0217)	-0.0841*** (0.0236)
60-70 ans		-0.0734*** (0.0213)	-0.0764*** (0.0214)	-0.0735*** (0.0214)	-0.0826*** (0.0181)		-0.149*** (0.0284)	-0.154*** (0.0285)	-0.149*** (0.0283)	-0.157*** (0.0298)
> 70 ans		-0.108*** (0.0297)	-0.112*** (0.0286)	-0.107*** (0.0286)	-0.117*** (0.0308)		-0.172*** (0.0299)	-0.177*** (0.0300)	-0.174*** (0.0302)	-0.183*** (0.0372)
Éducation (réf. : Bac et études supérieures)										
Aucun diplôme			0.0117 (0.0165)	0.00836 (0.0176)	0.00454 (0.0179)			0.00471 (0.0247)	-0.00507 (0.0260)	-0.00940 (0.0262)
Diplôme inférieur au Bac			-0.00365 (0.0115)	-0.00404 (0.0113)	-0.00824 (0.0113)			-0.0153 (0.0166)	-0.0124 (0.0166)	-0.0165 (0.0170)
Revenu (réf. : < 900 € / mois)										
900-1 499 €				-0.0273* (0.0150)	-0.0281* (0.0151)				-0.00524 (0.0222)	-0.00833 (0.0222)
1 500-2 299 €				-0.0225 (0.0146)	-0.0216 (0.0148)				-0.0209 (0.0225)	-0.0237 (0.0227)
2 300-3 099 €				-0.0308* (0.0159)	-0.0302* (0.0159)				-0.0626** (0.0246)	-0.0656*** (0.0248)
3 100-3 999 €				-0.0334* (0.0196)	-0.0321 (0.0196)				-0.0522* (0.0292)	-0.0564* (0.0295)
4 000 € et plus				-0.0233 (0.0197)	-0.0198 (0.0197)				-0.0241 (0.0290)	-0.0265 (0.0298)
Indépendant (Oui=1)					0.0533 (0.0414)					0.0438 (0.0420)
Situation d'activité (réf. : employé)										
Cadre et profession intellectuelle supérieure					-0.0143 (0.0181)					-0.00397 (0.0275)
Profession intermédiaire					-0.0207 (0.0138)					-0.0128 (0.0224)
Ouvrier					0.00350 (0.0166)					0.0146 (0.0232)
Retraité					-0.00936 (0.0134)					-0.0194 (0.0201)
Demandeur d'emploi					0.00541 (0.0191)					-0.00251 (0.0267)
R2 d'un modèle à probabilité linéaire	0.021	0.037	0.040	0.043	0.049	0.040	0.073	0.075	0.080	0.083
Nombre d'observations	2 004									

Note : écarts-types entre parenthèses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.
Source : EPMF 2015.

sociodémographiques et économiques seules expliquent finalement assez peu la variance du travail dissimulé, au minimum 2 % avec le modèle 1 en « instantané » et au plus 8 % avec le modèle 5 pour la période 2012-2015. Ce meilleur pouvoir explicatif peut être relié à deux raisons : d'une part, on révèle plus facilement

une « faute » passée (la variable pour 2012-2015 étant moins sujette au sous-report) ; d'autre part, la variable sur 2012-2015 informe mieux sur les pratiques régulières de travail dissimulé, qui seraient davantage liées aux caractéristiques sociodémographiques des individus.

La définition de groupes de statut familial précis que nous avons adoptée visait à délimiter plus finement le type de personnes susceptibles de travailler de façon dissimulée. Pour autant, on n'observe pas de profil démographique fort, excepté la variable « femme mariée avec enfant(s) », qui ressort négativement et de façon statistiquement significative dans la plupart des modèles. Ce groupe serait moins concerné par le travail dissimulé, ce qui s'explique intuitivement par une participation moins forte au marché du travail en général. La magnitude dudit coefficient réduit dans la spécification qui contrôle également pour les effets liés aux situations d'activité. On voit également apparaître une propension au travail dissimulé chez les hommes seuls mais moins forte chez les plus de 40 ans : ces résultats sont insensibles au fait d'ajouter ou non les situations d'activité, ou d'inclure le coefficient associé à la retraite. La suite des estimations ne révèle aucun effet significatif de l'éducation (niveau Bac et supérieur).

L'introduction des niveaux de revenu mensuel du ménage ne fournit pas une information très nette du fait que la variance du revenu est elle-même expliquée à près de 40 % par les variables démographiques et l'éducation¹⁵. Les niveaux de revenus intermédiaires apparaissent cependant moins concernés par le travail dissimulé. Les variables liées aux situations d'activité ne semblent pas avoir d'influence significative. Les résultats indiquent que les salaires influencent la propension au travail dissimulé plus significativement que les situations d'activité. Le coefficient négatif et significatif associé uniquement à la tranche de revenus 2 300-3 999 € implique que les individus n'ont pas forcément recours au travail dissimulé en fonction de leur niveau de revenus. La magnitude et la significativité des coefficients indiquent que les individus aux revenus inférieurs à 2 300 € par mois semblent plus susceptibles d'avoir recours au travail dissimulé, qui constitue d'ailleurs majoritairement une activité d'appoint (cf. tableau 2).

3.2. L'influence de facteurs subjectifs

Nous nous concentrons maintenant sur les facteurs subjectifs – perception de l'entourage, des risques et sanctions, et acceptabilité – en contrôlant toujours les caractéristiques sociodémographiques et économiques discutées ci-dessus.

Nous définissons les variables subjectives de façon à faciliter l'interprétation de leur corrélation avec le travail dissimulé : un coefficient positif traduit un impact potentiel positif sur

l'activité non déclarée. L'acceptabilité est déjà définie ainsi dans l'enquête puisqu'elle est mesurée à partir d'une échelle croissante (de 1 à 10). La variable de perception de l'entourage indique la proportion de personnes travaillant de manière non déclarée en France et dans l'entourage de la personne perçue par l'enquêté. La variable de risque est établie sur une échelle de 1 (100 % de chances d'être pris) à 10 (0 %), et la variable concernant le montant de la sanction est calculée comme la différence entre 5 000 € et le montant de pénalité auquel la personne considère qu'elle s'exposerait si elle travaillait pour un salaire non déclaré de 1 000 €. Nous mobilisons aussi une indicatrice sur la perception d'un niveau de prélèvements trop élevé. Les résultats sont présentés dans le tableau 5, à nouveau pour le travail dissimulé le mois précédent en 2015 et pour la période 2012-15.

Une première question est de savoir si ces facteurs subjectifs capturent des profils socio-démographiques particuliers (par exemple, si l'effet du risque perçu disparaît en incluant l'âge)¹⁶. Le coefficient sur les différents facteurs subjectifs est significatif et d'un signe qu'on peut interpréter intuitivement : le travail dissimulé est corrélé positivement et significativement avec (a) la perception du degré de diffusion du travail non déclaré dans l'entourage, (b) le degré d'acceptabilité d'un tel comportement, (c) la faiblesse du risque perçu, (d) la faiblesse de la sanction perçue, et (e) la perception que les prélèvements obligatoires sont trop élevés (significatif uniquement pour la mesure 2012-15)¹⁷.

15. L'intitulé de la question relative aux revenus est le suivant : « Au total, à combien s'élève par mois l'ensemble des revenus de votre foyer, c'est-à-dire, les salaires, retraites, chômage, revenus d'indépendants, revenus du conjoint, prestations familiales, autres revenus ...? ». Nous postulons ici que, compte tenu de la tendance générale au sous-report, les réponses à cette question n'incluent pas d'éventuels revenus non déclarés.

16. L'Annexe en ligne C1 présente une étape intermédiaire : l'estimation des facteurs subjectifs sur les variables sociodémographiques et économiques. Il en ressort que ces variables expliquent assez peu l'hétérogénéité subjective. Néanmoins, les jeunes et les très faibles revenus perçoivent un niveau plus élevé d'activité dissimulée dans leur entourage, peut-être parce que leur situation sur le marché du travail les met davantage en contact avec de telles situations. La perception du risque augmente avec la fragilité économique et l'âge, tandis que le poids des sanctions est perçu de façon accrue chez les plus jeunes et les faibles revenus. L'acceptabilité de la fraude en général (fiscale, sociale et sur le marché du travail) diminue avec l'âge et semble plus grande chez les indépendants que pour n'importe quel groupe sociodémographique.

17. Nous soulignons ici à nouveau que nos interprétations ne sont pas causales. Il y a potentiellement des variables omises, des causalités inverses et des erreurs de mesure conduisant à des biais. Par exemple sur la perception de l'entourage, les erreurs peuvent venir d'une sous-déclaration qui affecte à la fois l'activité dissimulée de la personne et de son entourage. Une causalité inverse est simplement le fait de déclarer un entourage fraudeur pour justifier son propre comportement de fraude. Les variables omises correspondent à des circonstances inobservables communes à une personne et à son entourage (par exemple partager un sentiment de défiance vis-à-vis de l'État). Le coefficient sur la variable de perception de l'entourage surestime ainsi les effets de pairs implicites, ce qui limite l'interprétation et nous amène à parler seulement de corrélats ou déterminants potentiels du travail dissimulé mais en aucun cas d'un coefficient indiquant et quantifiant une relation causale.

Tableau 5 – Corrélats de l'offre de travail dissimulé : facteurs subjectifs (estimation par probit)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
2015											
Perception du % de travail dissimulé											
en France	0.0499**		0.000098								0.00195
	(0.0243)		(0.0257)								(0.0256)
dans l'entourage		0.141***	0.141***								0.107***
		(0.0241)	(0.0262)								(0.0250)
Acceptabilité (1-10)				0.00845***		0.00791***		0.00836***	0.00782***	0.00600***	
				(0.00154)		(0.00152)		(0.00153)	(0.00152)	(0.00146)	
Perception de faiblesse du risque (1 – probabilité d'être pris)					0.00578***	0.00451***	0.00576***		0.00450***	0.00335**	
					(0.00167)	(0.00164)	(0.00166)		(0.00163)	(0.00159)	
Perception de faiblesse de la pénalité (5K euro – pénalité)						0.00954**	0.00947**	0.00894**	0.00890**	0.00755**	
						(0.00397)	(0.00392)	(0.00387)	(0.00383)	(0.00361)	
Pense que les prélèvements obligatoires sont trop élevés											0.00948
											(0.0104)
R2 d'un modèle à probabilité linéaire	0.051	0.074	0.074	0.065	0.055	0.052	0.069	0.057	0.068	0.071	0.089
Nombre d'observations	2 004										
2012-2015											
Perception du % de travail dissimulé											
en France	0.0932***		0.0177								0.0219
	(0.0348)		(0.0363)								(0.0350)
dans l'entourage		0.248***	0.241***								0.166***
		(0.0379)	(0.0402)								(0.0380)
Acceptabilité (1-10)				0.0176***		0.0168***		0.0175***	0.0167***	0.0142***	
				(0.00219)		(0.00220)		(0.00220)	(0.00221)	(0.00216)	
Perception de faiblesse du risque (1 – probabilité d'être pris)					0.0108***	0.00877***	0.0107***		0.00870***	0.00701***	
					(0.00248)	(0.00248)	(0.00248)		(0.00248)	(0.00244)	
Perception de faiblesse de la pénalité (5K euro – pénalité)						0.00883*	0.00852	0.00823	0.00787	0.00799	
						(0.00533)	(0.00519)	(0.00506)	(0.00494)	(0.00488)	
Pense que les prélèvements obligatoires sont trop élevés											0.0337**
											(0.0147)
R2 d'un modèle à probabilité linéaire	0.086	0.108	0.108	0.115	0.091	0.084	0.121	0.092	0.116	0.122	0.138
Nombre d'observations	2 004										

Note : estimations par probit avec contrôles pour sociodémographie, éducation, revenus et occupations. Écarts-types entre parenthèses.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.
Source : EPMF 2015.

Des estimations supplémentaires (non reportées) qui ne contrôlent que le statut marital et familial donnent des résultats similaires (les coefficients sont simplement plus faibles, entre la moitié et les deux-tiers, ainsi que les R²). Ceci permet de répondre par la négative à la question ci-dessus : la faible association entre variables sociodémographiques et corrélats subjectifs (voir Annexe en ligne) fait que le rôle explicatif de ces derniers change très peu lorsque les premières sont ajoutées au modèle¹⁸. En d'autres termes, l'hétérogénéité subjective concernant l'entourage (potentiellement effet d'une norme locale), l'acceptabilité (traduisant potentiellement le rôle de la 'morale fiscale' et des valeurs civiques) et la perception du risque ou des sanctions vient s'ajouter.

Une seconde question porte sur la façon dont ces facteurs agissent : sont-ils indépendants les uns des autres, ou au contraire fortement corrélés, et se substituent-ils les uns aux autres dans l'explication du travail dissimulé ? Y répondre permettrait d'affiner l'interprétation de leur influence propre (par exemple, l'acceptabilité peut renvoyer à une dimension morale, mais aussi dépendre de la norme perçue *via* l'entourage). L'approche incrémentale que nous présentons permet d'apporter quelques éléments. Les facteurs subjectifs semblent jouer des rôles différenciés : leurs coefficients restent en effet assez stables que l'on introduise ces variables

18. Dans la spécification la plus complète (modèle 11), le R² ajusté augmente peu lorsque tous les contrôles sont inclus.

progressivement ou une à la fois ou qu'on les combine de différentes façons (par exemple l'acceptabilité et le risque dans le modèle 7 comparé aux modèles 4 et 5). Le modèle 11 montre que leurs coefficients ne diminuent que d'un quart à un tiers lorsque toutes les variables sont prises en compte simultanément, par rapport aux modèles où chaque variable est introduite isolément. Des estimations alternatives (non reportées) indiquent que la contribution de chacune de ces variables (entourage, risque, sanction, acceptabilité) au R^2 est assez similaire (environ 0.03 chacune) lorsque les modèles n'incluent aucune variable de contrôle.

Nous utilisons également une autre approche, avec des interactions de certains de ces facteurs pour déterminer s'ils agissent de façon complémentaire. Le tableau C2-1 de l'Annexe en ligne présente les coefficients sur les termes d'interaction entre effet de l'entourage et acceptabilité, entre acceptabilité et risque et entre risque et effet de l'entourage. Les coefficients obtenus sont tous positifs et significatifs, suggérant une complémentarité entre ces facteurs.

En résumé, les facteurs subjectifs semblent avoir le rôle explicatif principal et sont assez complémentaires entre eux. Le modèle empirique complet explique à peu près 9 % de la variance totale du travail dissimulé pour le mois précédant l'enquête en 2015 ; les résultats sont qualitativement similaires sur la période étendue 2012-2015, mais les effets sont plus forts au total car le contenu informationnel est certainement plus élevé (le R^2 est alors d'environ 0.14)¹⁹.

Finalement, on peut se demander si les facteurs subjectifs reflètent des composantes générales des comportements de fraude – *i.e.* des composantes communes au travail dissimulé, à la fraude fiscale, à la fraude sociale – ou bien sont des corrélats spécifiques au travail dissimulé. Pour répondre à cette interrogation, nous présentons dans l'Annexe en ligne (tableau C2-2) une analyse détaillée de la demande de SAP non déclarés et de la fraude fiscale, afin d'explorer dans quelle mesure les comportements de fraude sont déterminés par les perceptions générales des individus vis-à-vis de la fraude. Les résultats montrent que des effets croisés existent. Par exemple, l'acceptabilité de la fraude fiscale explique aussi bien le travail dissimulé que l'acceptabilité de ce dernier. De façon symétrique, l'acceptabilité du travail dissimulé explique autant la fraude fiscale que son acceptabilité. Ces résultats sont cohérents avec ceux de Dwenger *et al.* (2016) qui montrent que l'aspect intrinsèque du respect des règles se retrouve de

manière transversale : nos résultats indiquent que les individus rejetant toute forme de fraude (fiscale, sociale, etc.) sont également moins susceptibles de participer au travail dissimulé, tant comme offreurs que comme demandeurs. Les estimations suggèrent aussi une certaine complémentarité entre l'acceptabilité du travail non déclaré et la fraude fiscale – ces deux corrélats agissent de façon cumulative et indiquent que les différentes dimensions composant la morale fiscale sont complémentaires pour un même individu. De même pour la fraude fiscale : l'acceptabilité du travail dissimulé se cumule à celle de l'évitement fiscal²⁰. De manière générale, les résultats présentés dans le tableau 5 indiquent que considérer le travail dissimulé totalement acceptable (réponse 10 sur l'échelle de 1 à 10) plutôt que totalement inacceptable (réponse 1) augmente d'environ 0.3 point de pourcentage (8 %) la probabilité de recours au travail dissimulé en 2015 (pour un recours moyen de 3.8 %). Cette différence substantielle implique que la perception des valeurs (morale) est à l'origine de différences substantielles dans les comportements des individus, qui se traduit par une association positive entre le niveau d'acceptabilité du travail dissimulé et la propension à effectuer du travail dissimulé.

4. Comparaisons au niveau européen

Cette dernière section propose une comparaison de l'influence des caractéristiques sociodémographiques et des perceptions individuelles du travail dissimulé entre la France et quelques pays proches, ainsi que le groupe composé de la zone euro, la Grande-Bretagne, la Suède et le Danemark. Nous utilisons pour ce faire les variables strictement communes à l'EPMF et à l'Eurobaromètre en termes de définition, et donc des spécifications un peu différentes de celles présentées jusqu'à présent. Les résultats sont présentés dans le tableau 6.

Au préalable nous vérifions la validité croisée des deux sources. Sur l'EPMF avec les variables redéfinies en concordance avec l'Eurobaromètre, les résultats confirment que la propension au travail dissimulé est plus faible pour les femmes mariées avec enfant et les plus de

19. La différence la plus importante semble être l'effet jusqu'à deux fois plus élevé pour l'acceptabilité et le risque. Les effets relatifs aux sanctions tendent à disparaître. Une interprétation possible est le fait que la morale et l'aversion au risque sont des facteurs plus ancrés et persistants que la perception concernant l'entourage ou les sanctions.

20. Ceci n'est pas vrai pour les SAP non déclarés : l'acceptabilité des différents types de fraude sont substituables dans ce cas. Concernant la perception des sanctions, celle concernant le travail dissimulé et celle concernant la fraude fiscale tendent à se cumuler.

25 ans, et plus forte chez les indépendants. On constate à nouveau le rôle du risque perçu, de l'acceptabilité de la fraude et de la perception

de l'entourage. Les résultats sur l'Eurobaromètre France vont dans une certaine mesure dans le même sens, aussi bien pour l'effet de

Tableau 6 – Estimation des déterminants du travail dissimulé

	France					Voisins européens		
	EPMF	Euro-baromètre	EPMF+Euro-baromètre	Allemagne	Royaume-Uni	Danemark	(a)	(b)
Femme	-0.0290** (0.0139)	-0.000222 (0.0134)	-0.00771 (0.00792)	0.0147* (0.00868)	-0.0202** (0.00784)	-0.0410*** (0.0151)	-0.0154*** (0.00301)	-0.0154*** (0.00301)
Marié(e)	-0.0525*** (0.0160)	-0.00458 (0.0116)	-0.0246*** (0.00858)	-0.00368 (0.0105)	-0.0214** (0.00910)	0.0324* (0.0196)	-0.0101*** (0.00323)	-0.00805** (0.00323)
Présence d'enfant(s)	-0.0396** (0.0172)	0.0210 (0.0268)	0.000653 (0.0118)	0.0111 (0.0158)	-0.000203 (0.0153)	0.0509 (0.0370)	-0.00405 (0.00505)	-0.00654 (0.00504)
Nb. personnes dans le foyer	0.00440 (0.00783)	-0.00629 (0.00786)	0.00199 (0.00481)	-0.00940** (0.00460)	0.00432 (0.00502)	-0.0290** (0.0124)	-0.00237 (0.00179)	-0.00150 (0.00179)
Âge (réf. : < 25 ans)								
25-40 ans	-0.0634* (0.0368)	-0.0633* (0.0362)	-0.0436* (0.0225)	-0.0449* (0.0238)	-0.00916 (0.0237)	-0.150** (0.0609)	-0.0232*** (0.00774)	-0.0226*** (0.00772)
40-60 ans	-0.111*** (0.0354)	-0.0743** (0.0340)	-0.0647*** (0.0212)	-0.0462** (0.0220)	-0.00911 (0.0230)	-0.143** (0.0570)	-0.0429*** (0.00719)	-0.0438*** (0.00719)
60-70 ans	-0.162*** (0.0355)	-0.0648 (0.0440)	-0.0739*** (0.0233)	-0.0807*** (0.0237)	-0.0259 (0.0240)	-0.155** (0.0618)	-0.0496*** (0.00815)	-0.0521*** (0.00819)
Plus de 70 ans	-0.173*** (0.0367)	-0.0838* (0.0428)	-0.0871*** (0.0233)	-0.0705*** (0.0250)	-0.0256 (0.0247)	-0.182*** (0.0631)	-0.0505*** (0.00824)	-0.0550*** (0.00828)
Bac et plus	-0.0107 (0.0222)	0.00135 (0.0141)	-0.00607 (0.0124)	-0.131 (0.114)	-0.00138 (0.0302)	-0.0154 (0.0361)	-0.00949* (0.00498)	-0.0130** (0.00512)
Indépendant	0.0335 (0.0364)	0.0489 (0.0537)	0.0345 (0.0263)	0.0121 (0.0197)	0.000510 (0.0266)	0.144*** (0.0489)	0.0174** (0.00692)	0.0187*** (0.00692)
Situation d'activité (réf. : employé)								
Cadre	0.00603 (0.0263)	0.00654 (0.0342)	-0.00242 (0.0159)	0.00549 (0.0297)	-0.0186 (0.0193)	-0.0441 (0.0410)	-0.00510 (0.00804)	-0.00860 (0.00815)
Profession intermédiaire	-0.00908 (0.0209)	-0.0492*** (0.0145)	-0.0307*** (0.00968)	-0.00528 (0.0134)	-0.0201 (0.0125)	-0.0258 (0.0246)	-0.0194*** (0.00554)	-0.0206*** (0.00562)
Ouvrier	0.0260 (0.0274)	-0.0190 (0.0223)	-0.00178 (0.0153)	0.0167 (0.0186)	0.00521 (0.0181)	0.0697* (0.0359)	0.0112* (0.00597)	0.0108* (0.00594)
Retraité	0.0145 (0.0178)	-0.0107 (0.0295)	0.00216 (0.0130)	0.0180 (0.0155)	0.00805 (0.0154)	0.00939 (0.0280)	-0.00991** (0.00478)	-0.00854* (0.00481)
Demandeur d'emploi	0.0220 (0.0289)	-0.00579 (0.0297)	0.00797 (0.0175)	0.0227 (0.0230)	0.0136 (0.0248)	0.00580 (0.0400)	0.0366*** (0.00724)	0.0367*** (0.00728)
Faiblesse du risque perçu	0.0147*** (0.00564)	0.00293 (0.00885)	0.00908*** (0.00350)	0.00720 (0.00625)	-0.00443 (0.00510)	0.0182 (0.0118)	0.00939*** (0.00184)	0.00946*** (0.00189)
Acceptabilité du travail dissimulé	0.0157*** (0.00373)	0.0135*** (0.00501)	0.00808*** (0.00234)	0.00712*** (0.00250)	0.00750* (0.00393)	0.0178*** (0.00434)	0.00659*** (0.000788)	0.00559*** (0.000802)
Acceptabilité de la fraude fiscale	0.00644 (0.00424)	0.0116* (0.00664)	0.00742** (0.00290)	0.00491 (0.00387)	0.00108 (0.00493)	0.00396 (0.00692)	0.0111*** (0.00123)	0.0121*** (0.00125)
Travail dissimulé dans l'entourage	0.0587*** (0.0125)	0.0486*** (0.0132)	0.0363*** (0.00706)	0.0598*** (0.0131)	0.112*** (0.0258)	0.0584*** (0.0150)	0.0761*** (0.00348)	0.0762*** (0.00354)
Indicatrice 'EPMF'			-0.00617 (0.00786)					
Effet fixe pays	-	-	-	-	-	-	OUI	OUI
Nombre d'observations	2 004	1 027	3 031	1 499	1 006	1 016	20 180	20 180
R2	0.126	0.116	0.082	0.093	0.136	0.072	0.099	0.105

(a) Zone euro, Grande Bretagne, Suède et Danemark

(b) Pays pondérés par une fonction de Z avec $f(Z) = Z_{max} - \text{abs}(Z_{France} - Z)$, où i est le pourcentage d'activité non déclarée due à des heures supplémentaires dans chaque pays

Note : estimation par probit de la variable binaire travail non déclaré. Écarts-types entre parenthèses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Pour l'EPMF, on utilise le travail dissimulé sur la période 2012-2015 et pour l'Eurobaromètre, sur l'année 2013.

Source : EPMF 2015 et Eurobaromètre 2013.

l'âge, des valeurs civiques et de la perception de l'entourage. Les estimations sont moins précises du fait de la petite taille de l'échantillon. Pour augmenter la taille de l'échantillon et la puissance statistique du modèle, nous avons empilé les observations des deux bases (tout en introduisant une indicatrice 'EPMF' afin de prendre en compte les différences moyennes, notamment l'effet temporel, car les deux sources ne portent pas sur la même année). Les deux bases ne s'opposent pas : au contraire, les effets importants demeurent (âge, acceptabilité de la fraude fiscale et du travail dissimulé, faiblesse du risque, entourage fraudeur). Certains coefficients deviennent significatifs, comme la contribution attendue des indépendants au travail non déclaré.

Cette validation de l'Eurobaromètre pour la France nous permet de l'utiliser avec un peu plus d'assurance pour mener une comparaison européenne. Avec cette source, les résultats pour la France sont étonnamment proches de ceux des pays voisins, en particulier de l'Allemagne et du Danemark : nous observons le même signe et une forte significativité des coefficients liés à l'âge, l'acceptabilité du travail dissimulé, l'entourage et pour certaines situations d'activité telles qu'un emploi dans une profession intermédiaire. Dans certains cas, les valeurs des coefficients sont elles-mêmes comparables (acceptabilité, entourage)²¹. Également surprenant, les estimations sur le groupe européen de comparaison donnent des effets encore plus similaires à ceux obtenus pour la France²² pour l'âge, la situation matrimoniale, le statut de travailleur indépendant et pour tous les facteurs subjectifs. Ces résultats suggèrent donc que les éléments corrélés au travail dissimulé sont proches dans les pays où la nature de cette activité est similaire (travail d'appoint), mais également avec des facteurs subjectifs qui reflètent dans une certaine mesure des régularités en termes de morale fiscale, de valeurs civiques, de risque et d'effets de pairs. L'effet pays résiduel (effet fixe), destiné à capturer des aspects institutionnels ou culturels spécifiques non pris en compte dans le reste du modèle, est plutôt marginal : il explique 13 % du R², contre 20 % pour les variables sociodémographiques et 67 % pour les variables subjectives. Enfin, afin d'améliorer cette estimation, nous pondérons les pays par une mesure de la proximité à la France en termes de nature du travail dissimulé. Comme indiqué plus haut, on utilise des poids $f(Z_i) = Z_{max} - \text{abs}(Z_{France} - Z_i)$ avec Z_i le pourcentage d'activité non déclarée dû à des heures supplémentaires dans le pays i . On donne ainsi plus d'importance à des pays proches comme les pays du nord de

l'Europe, dans lesquels le travail dissimulé est plus souvent associé à un revenu d'appoint. La dernière colonne du tableau montre que cette correction affecte peu les conclusions précédentes (ceci est vrai également lorsque nous utilisons d'autres critères pour Z , comme le PIB par habitant ou le taux de chômage).

* *
*

Cet article a proposé une analyse du travail dissimulé en France à partir de l'enquête EPMF collectée en 2015. Nous avons également mobilisé l'Eurobaromètre pour une validation croisée des résultats et une comparaison européenne. Les enseignements principaux portent sur le rôle des variables sociodémographiques et économiques d'une part, et sur celui de facteurs subjectifs (acceptabilité de la fraude, perception du risque, du niveau de sanction, fréquence de travail non déclaré dans l'entourage) d'autre part. La première conclusion est que ces deux ensembles se complètent, expliquant de 9 % à 14 % de la variance du travail dissimulé. Deuxièmement, les caractéristiques sociodémographiques et les perceptions peuvent être corrélées mais ne se réduisent pas les unes aux autres. Troisièmement, les facteurs subjectifs apparaissent complémentaires entre eux. Par exemple, l'acceptabilité ne capture que marginalement la perception du travail illégal dans l'entourage et semblerait donc plutôt représenter seulement des valeurs morales ou civiques. Enfin, on note le caractère transversal des motivations intrinsèques : tolérer la fraude fiscale influence aussi bien le recours au travail dissimulé que le fait de tolérer ce dernier. Pourtant, dans une certaine mesure, ces effets se cumulent : la probabilité de travail dissimulé sera ainsi plus grande chez ceux qui tolèrent différents types de fraude que chez ceux qui ne trouvent acceptable que le travail dissimulé.

La réplique de nos estimations avec l'Eurobaromètre, de structure comparable à l'EPMF, débouche dans une certaine mesure sur les mêmes conclusions ; le cumul des deux échantillons, qui permet d'obtenir des résultats plus précis, conduit aussi à des résultats très proches sur les corrélats du travail dissimulé dans des

21. La valeur des coefficients des variables de perception du risque et des sanctions est plus difficile à comparer car elle est elle-même relative au système légal et fiscal du pays en question. Ces coefficients reflètent en effet la perception arbitraire de l'individu mais également la réalité des institutions locales.

22. Les estimations comportent des effets fixes pays. Une estimation alternative avec des effets fixes régionaux (Europe continentale, du sud, de l'est) donne des résultats similaires.

pays voisins. Ces comparaisons européennes confirment l'importance des composantes subjectives, qui semblent jouer un rôle semblable dans les pratiques de travail dissimulé – et ce malgré sa nature plus ou moins ponctuelle ou répandue selon les pays. Les caractéristiques sociodémographiques n'influencent pas de façon homogène l'emploi dissimulé en Europe : seul l'effet de l'âge et de certaines catégories professionnelles (indépendants) sont réguliers. L'influence d'autres facteurs observables (revenu, diplôme), sans doute plus liée aux spécificités des marchés locaux du travail, est moins homogène. Les résultats des estimations pour la France sont proches de ceux obtenus pour des pays où le travail dissimulé correspond à un revenu d'appoint, notamment l'Allemagne et le Danemark. La littérature a souligné, sur la question des prestations sociales, la difficulté potentielle d'importer les politiques de ces pays (par exemple la « flexicurité ») du fait d'un trop grand écart de valeurs civiques (Algan & Cahuc, 2009). Ici, sur le travail dissimulé ou l'acceptabilité de la fraude fiscale, la France ne semble pas si différente des pays scandinaves.

Plusieurs problèmes de fond subsistent néanmoins pour alimenter une réflexion dans la perspective des politiques publiques. Premièrement, l'EMPF ne permet pas d'évaluer dans quelle mesure le travail dissimulé, même ponctuel, est choisi ou subi par les ménages du fait d'une contrainte financière importante ou d'un faible accès à des emplois à temps complet suffisamment rémunérateurs. Deuxièmement, notre analyse ne prétend

pas être causale. Certaines corrélations peuvent refléter une causalité inverse et des erreurs de mesure – par exemple si la réponse sur l'acceptabilité d'un comportement de fraude reflète un degré de justification de ses propres actions. Les coefficients du modèle statistique peuvent également être biaisés du fait de variables omises qui affectent à la fois ces facteurs et la probabilité d'effectuer du travail non déclaré. C'est typiquement le cas des variables subjectives sur le risque et les sanctions : les individus hautement averses au risque auront tendance à surestimer la probabilité d'être repéré et, en même temps, risquent moins de recourir à du travail non déclaré. Ainsi, même si nos conclusions recourent les résultats de la littérature expérimentale et proposent un profil des fraudeurs potentiels en France, il est difficile d'en tirer des recommandations précises en termes de lutte contre le travail non déclaré. Pour identifier les leviers d'action les plus efficaces, il faudrait pouvoir comparer le rôle des motivations intrinsèques (valeurs morales et civiques) et extrinsèques (risque, sanctions) sur les comportements, avec par exemple des tirages aléatoires de salariés soumis à des messages insistant sur l'une ou l'autre dimension. Ces expérimentations permettraient de mieux calibrer la communication officielle d'administrations comme l'ACOSS, la MSA ou la DGFIP, par exemple par des emails personnalisés ou des encarts sur la page personnelle des contribuables sur le site de ces administrations, en vue de réduire les comportements de fraude. □

Lien vers l'Annexe en ligne :

https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/5430842/ES-526-527_AitBihiOuali-Bargain_Annexe_en_ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

Algan, Y. & Cahuc, P. (2006). Civic Attitudes and the Design of Labor Market Institutions (IZA): Which Countries can Implement the Danish Flexicurity Model? *IZA Discussion Papers* N° 1928. <https://ssrn.com/abstract=878337>.

Andreoni, J., Erard, B. & Feinstein, J. (1998). Tax compliance. *Journal of Economic Literature*, 36(2), 818–860. <https://www.jstor.org/stable/pdf/2565123.pdf>

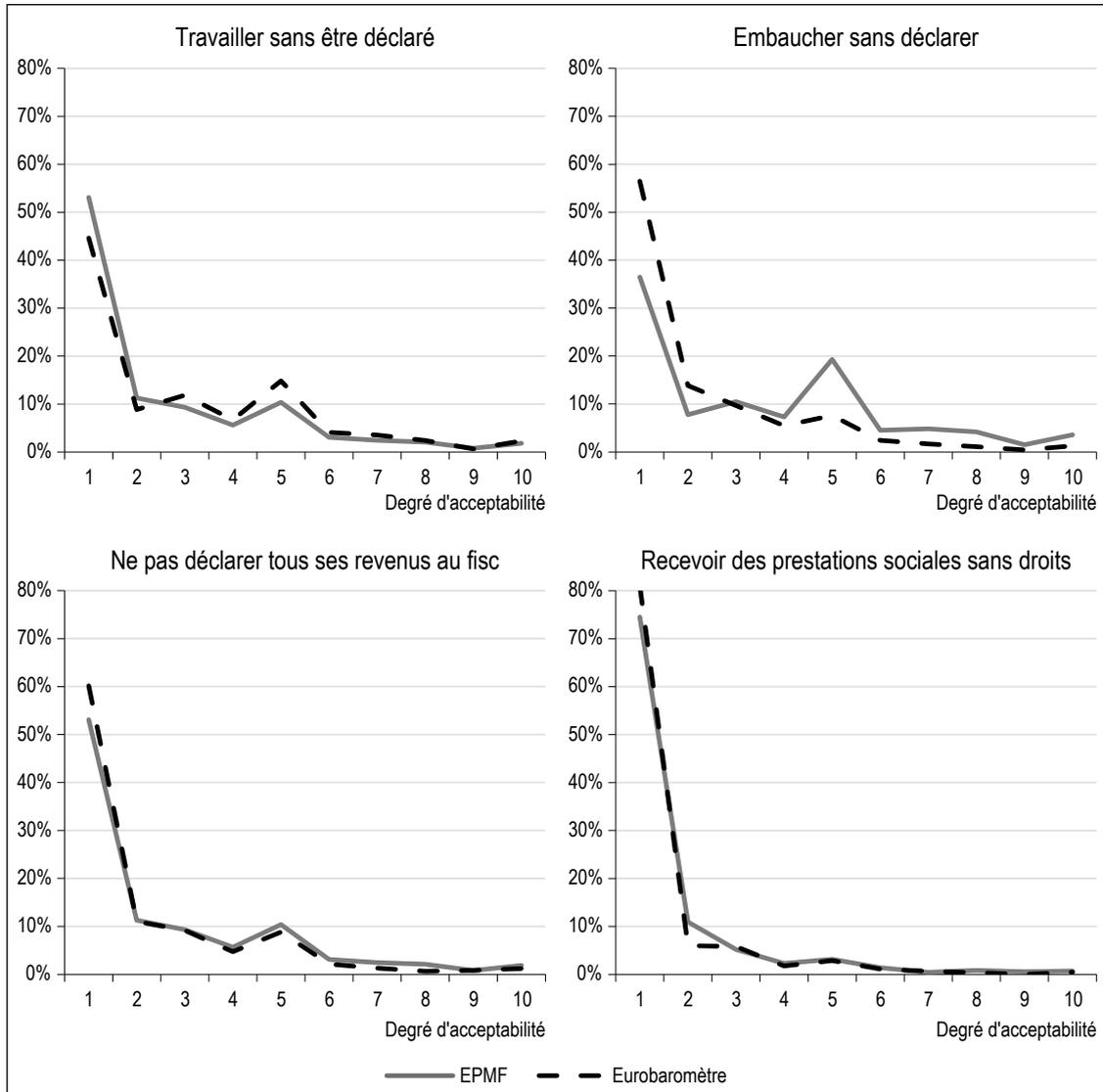
Bajada, C. & Schneider, F. (2009). Unemployment and the Shadow Economy in the OECD. *Revue économique*, 60(5), 1033–1067. <https://doi.org/10.3917/reco.605.1033>

Bellemare, C., Fortin, B., Joubert, N. & Marchand, S. (2012). Effets de pairs et fraude sociale : une analyse économétrique sur données françaises. *Cahier Scientifique CIRANO* N° 33. https://www.researchgate.net/profile/Bernard-Fortin-2/publication/268005940_Effets_de_pairs_et_fraude_sociale_une_analyse_econometrique_sur_donnees_francaises/links/546cd09a0cf2193b94c57778/Effets-de-pairs-et-fraude-sociale-une-analyse-econometrique-sur-donnees-francaises.pdf

- Benedek, D. & Lelkes, O. (2011).** The distributional implications of income under-reporting in Hungary. *Fiscal Studies*, 32(4), 539–560. <https://doi.org/10.1111/j.1475-5890.2011.00150.x>
- Brühlhart, M. & Parchet, R. (2014).** Alleged tax competition: The mysterious death of bequest taxes in Switzerland. *Journal of Public Economics*, 111, 63–78. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2013.12.009>
- Chetty, R., Looney, A. & Kroft, K. (2009).** Saliency and taxation: Theory and evidence. *American Economic Review*, 99(4), 1145–1177. <https://doi.org/10.1257/aer.99.4.1145>
- Tagnani, S. (2017).** La mesure du travail dissimulé et ses impacts pour les finances publiques. Rapport du groupe de travail du Conseil National de l'Information Statistique. <http://www.epsilon.insee.fr/jspui/bitstream/1/82616/1/Chronique-13.pdf>
- Cowell, F. A. (1985).** Tax evasion with labour income. *Journal of Public Economics*, 26(1), 19–34. [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(85\)90036-2](https://doi.org/10.1016/0047-2727(85)90036-2)
- Dwenger, N., Kleven, H., Rasul, I. & Rincke, J. (2016).** Extrinsic and intrinsic motivations for tax compliance: Evidence from a field experiment in Germany. *American Economic Journal: Economic Policy*, 8(3), 203–232. [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(85\)90036-2](https://doi.org/10.1016/0047-2727(85)90036-2)
- Fack, G. & Landais, C. (2016).** The effect of tax enforcement on tax elasticities: Evidence from charitable contributions in France. *Journal of Public Economics*, 133, 23–40. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2015.10.004>
- Farriol, B. (2014).** Conséquences économiques, financières et sociales de l'économie non déclarée, Les avis du Conseil économique, social et environnemental. *Journal officiel de la République française*, mandature 2010-2015, séance du 24 juin 2014. https://www.lecese.fr/sites/default/files/pdf/Avis/2014/2014_15_consequences_economie_non_declaree.pdf
- Feld, L. P. & Tyran, J. R. (2002).** Tax evasion and voting: An experimental analysis. *Kyklos*, 55(2), 197–221. <https://doi.org/10.1111/1467-6435.00183>
- Fortin, B., Joubert, N. & Lacroix, G. (2004).** Offre de travail au noir en présence de la fiscalité et des contrôles fiscaux. *Économie & prévision*, 164-165, 145–163. <https://doi.org/10.3917/ecop.164.0145>
- Fortin, B., Lacroix, G. & Villeval, M. C. (2007).** Tax evasion and social interactions. *Journal of Public Economics*, 91(11-12), 2089–2112. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2007.03.005>
- Frederiksen, A., Graversen, E. K. & Smith, N. (2005).** Tax evasion and work in the underground sector. *Labour Economics*, 12(5), 613–628. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2004.02.011>
- Galbiati, R. & Zanella, G. (2008).** The social multiplier of tax evasion: Evidence from Italian audit data. Department of Economics of the University of Siena, Working Paper N° 539. <https://ideas.repec.org/p/usi/wpaper/539.html>
- Halla, M. (2012).** Tax morale and compliance behavior: First evidence on a causal link. *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 12(1), article 13. <https://doi.org/10.1515/1935-1682.3165>
- Haynes, L., Goldacre, B. & Torgerson, D. (2012).** Test, learn, adapt: Developing public policy with randomised controlled trials. UK Cabinet Office, Behavioural Insights Team. [https://researchonline.lshtm.ac.uk/id/eprint/201256/1/TLA-1906126%20\(2\).pdf](https://researchonline.lshtm.ac.uk/id/eprint/201256/1/TLA-1906126%20(2).pdf)
- Joubert, N. (2003).** Offre individuelle de travail au noir : approche micro-économétrique. Thèse de doctorat, Université Lyon 2. https://www.economie.gouv.fr/files/files/DNLFC/campagne2012-2013/Doctorat_Joubert.pdf
- Kleven, H. J. (2014).** How can Scandinavians tax so much? *Journal of Economic Perspectives*, 28(4), 77–98. <https://doi.org/10.1257/jep.28.4.77>
- Kleven, H. J., Knudsen, M. B., Kreiner, C. T., Pedersen, S. & Saez, E. (2011).** Unwilling or unable to cheat? Evidence from a tax audit experiment in Denmark. *Econometrica*, 79(3), 651–692. <https://doi.org/10.3386/w15769>
- Lacroix, G. & Fortin, B. (1992).** Utility-based estimation of labour supply functions in the regular and irregular sectors. *The Economic Journal*, 102(415), 1407–1422. <https://doi.org/10.2307/2234797>
- Lemieux, T., Fortin, B. & Frechette, P. (1994).** The effect of taxes on labor supply in the underground economy. *The American Economic Review*, 84(1), 231–254. <https://www.jstor.org/stable/2117980>
- Luttmer, E. F. & Singhal, M. (2014).** Tax morale. *Journal of Economic Perspectives*, 28(4), 149–168. <https://doi.org/10.1257/jep.28.4.149>
- Lyssiottou, P., Pashardes, P. & Stengos, T. (2004).** Estimates of the black economy based on consumer demand approaches. *The Economic Journal*, 114(497), 622–640. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2004.00234.x>
- Perry, G. E., Arias, O., Fajnzylber, P., Maloney, W. F., Mason, A. & Saavedra-Chanduvi, J. (2007).** *Informality: Exit and exclusion*. The World Bank Publications.
- Pissarides, C. A. & Weber, G. (1989).** An expenditure-based estimate of Britain's black economy. *Journal of Public Economics*, 39(1), 17–32. [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(89\)90052-2](https://doi.org/10.1016/0047-2727(89)90052-2)

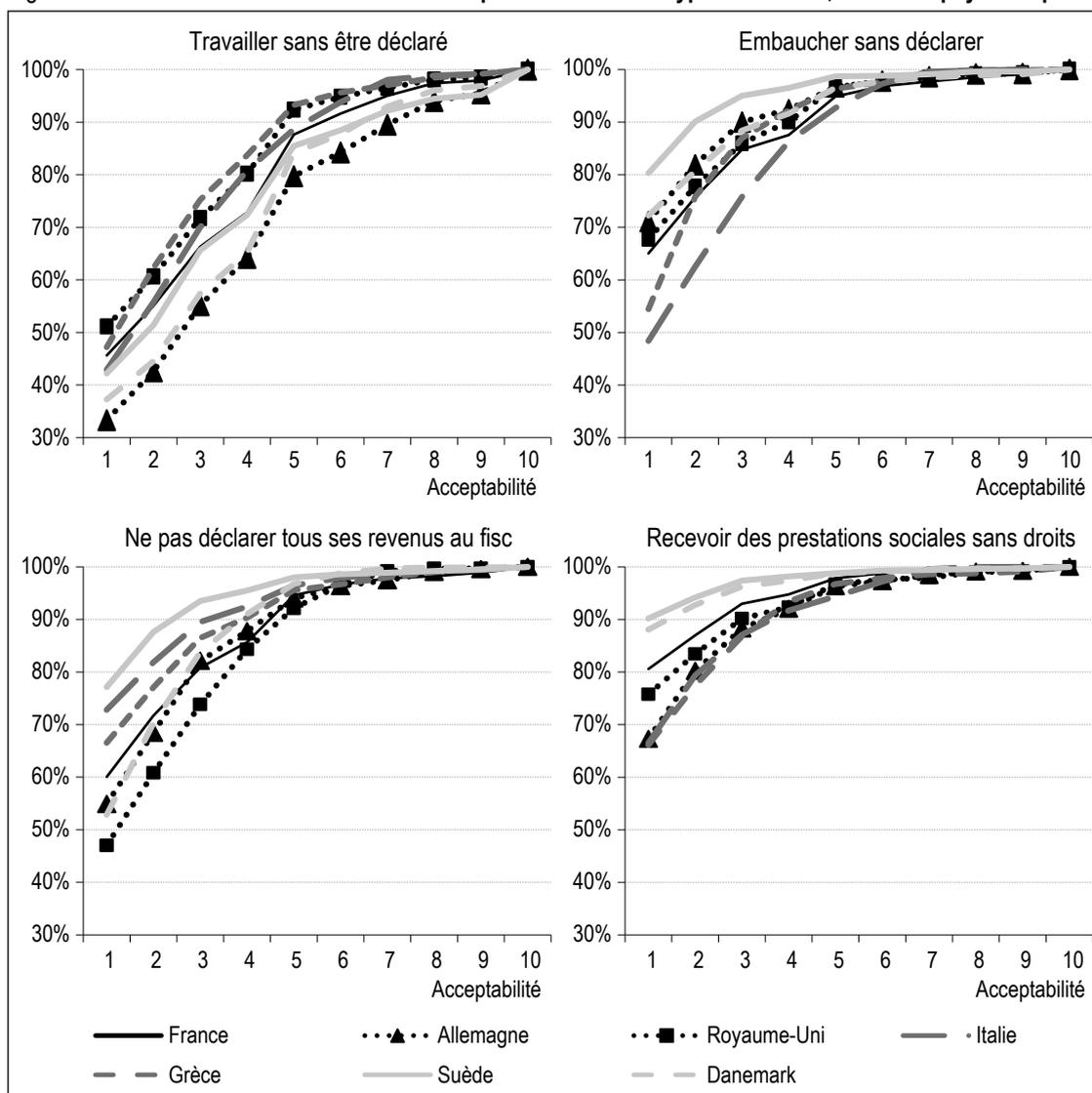
- Schneider, F. (2002).** Size and measurement of the informal economy in 110 countries. *Workshop of Australian National Tax Centre*, ANU, Canberra, Vol. 17.
<https://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.534.406&rep=rep1&type=pdf>
- Schneider, F. (2011).** *Handbook on the Shadow Economy*. Cheltenham (UK): Edward Elgar Publishing Company.
- Schneider, F. & Enste, D. H. (2013).** *The shadow economy: An international survey*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/cbo9781139542289>
- Slemrod, J. & Weber, C. (2012).** Evidence of the invisible: toward a credibility revolution in the empirical analysis of tax evasion and the informal economy. *International Tax and Public Finance*, 19(1), 25–53.
<https://doi.org/10.1007/s10797-011-9181-0>
- Torgler, B. & Schneider, F. (2009).** The impact of tax morale and institutional quality on the shadow economy. *Journal of Economic Psychology*, 30(2), 228–245. <https://doi.org/10.1016/j.joep.2008.08.004>
- Trandel, G. & Snow, A. (1999).** Progressive income taxation and the underground economy. *Economics Letters*, 62(2), 217–222. [https://doi.org/10.1016/s0165-1765\(98\)00232-8](https://doi.org/10.1016/s0165-1765(98)00232-8)
- Williams, C. C. & Horodnic, I. A. (2016).** Tackling the undeclared economy in the European Union: an evaluation of the tax morale approach. *Industrial Relations Journal*, 47(4), 322–340.
<https://doi.org/10.1111/irj.12142>
-

Figure A-I – Distribution de l’acceptabilité de comportements de fraude en France, EPMF et Eurobaromètre



Note de lecture : une majorité des individus considère inacceptable chacun des comportements frauduleux (réponse 1 sur l'échelle de 1 à 10).
Sources : EPMF 2015, Eurobaromètre 2013.

Figure A-II – Distributions cumulées^(a) de l'acceptabilité de divers types de fraude, France et pays européens



^(a) cette présentation permet de distinguer les différences entre pays, ce qui ne serait pas possible sur les distributions du fait des pics de réponses 'totalement inacceptable' (valeur 1 de l'échelle d'acceptabilité de 1 à 10).
 Source : Eurobaromètre 2013.

Tableau A-1 – Comparaison des sources

	EPMF (2015)		Eurobaromètre (2013)		Écarts		Recensement France 2015 (Insee)
	France	France	France	Europe*	France (EPMF) - France (Eurobaro.)	France (EPMF) - Europe (Eurobaro.)	
Caractéristiques sociodémographiques							
Femme	0.52 (0.50)	0.54 (0.50)	0.54 (0.50)		-0.02 <i>0.29</i>	-0.02 <i>0.09</i>	0.52
Âge	48.8 (17.79)	50.2 (18.97)	49.2 (18.33)		-1.4 <i>0.05</i>	-0.4 <i>0.34</i>	49.3
Marié	0.47 (0.50)	0.42 (0.49)	0.51 (0.50)		0.05 <i>0.008</i>	-0.04 <i>0</i>	0.46
Nombre de personnes dans le ménage	2.51 (1.40)	2.55 (1.45)	2.57 (1.39)		-0.04 <i>0.46</i>	-0.06 <i>0.07</i>	2.22
Bac et diplôme supérieur	0.47 (0.5)	0.47 (0.5)	0.46 (0.5)		0 <i>1</i>	0.01 <i>0.39</i>	0.45
Travailleur indépendant	0.04 (0.19)	0.04 (0.19)	0.07 (0.26)		0 <i>1</i>	-0.03 <i>0</i>	0.04
Situation d'activité							
Ouvrier	0.14 (0.12)	0.1 (0.30)	0.11 (0.31)		0.04 <i>0.001</i>	0.03 <i>0</i>	0.13
Retraité	0.28 (0.45)	0.36 (0.48)	0.30 (0.46)		-0.08 <i>0</i>	-0.02 <i>0.058</i>	0.28
Cadre	0.09 (0.28)	0.14 (0.34)	0.11 (0.31)		-0.05 <i>0</i>	-0.02 <i>0.003</i>	0.09
Profession intermédiaire	0.16 (0.37)	0.03 (0.17)	0.05 (0.23)		-0.03 <i>0</i>	0.11 <i>0</i>	0.14
Employé	0.16 (0.37)	0.19 (0.39)	0.20 (0.40)		-0.03 <i>0.04</i>	-0.04 <i>0</i>	0.17
Au foyer, sans emploi, autre inactif	0.16 (0.37)	0.19 (0.39)	0.23 (0.42)		-0.03 <i>0.04</i>	-0.06 <i>0</i>	0.08
Nombre d'observations	2 004	1 027	20 180				

* Zone euro, Grande-Bretagne, Suède et Danemark.

Note : les écarts-types sont indiqués entre parenthèses, les p-valeurs des tests de différence en italique.

Sources : EPMF 2015 et Eurobaromètre 2013

Le durcissement des conditions d'accès et d'emploi dans les professions artistiques en France – Les cas de la danse et du cirque (2006-2016)

The Tightening of Employment Conditions and Access to Jobs in Artistic Occupations in France – The case of Dance and Circus Arts (2006-2016)

Samuel Julhe* et Émilie Salaméro**

Résumé – Cet article vise à analyser le degré de segmentation et de durcissement du système d'emploi artistique en France en étudiant le cas de la danse et du cirque. À partir d'une répartition fondée sur le volume et la structure d'activité, il s'agit de saisir des conditions d'appartenance à un « noyau professionnel », ainsi que ses effets sur le maintien en activité. Les données issues des bases AEM et DUS de Pôle Emploi sont mobilisées à ces fins. Elles permettent, pour la période 2006-2016, de traiter exhaustivement les 8.5 millions de contrats de travail renvoyant aux 100 000 individus ayant eu une activité dans l'un des deux domaines artistiques retenus. Dans les deux cas, mais suivant des proportions et des rythmes variables, il est constaté un durcissement des conditions d'emploi et des conditions d'accès au segment des artistes susceptibles de bénéficier du régime de l'intermittence du spectacle. Parallèlement, l'éviction des prétendants à l'entrée sur ces deux marchés du travail tend à s'intensifier.

Abstract – *The aim of this article is to analyse the degree of segmentation and restriction within the French artistic jobs system by studying the example of dance and circus arts. On the basis of the distribution of job structure and volume of work, it investigates the conditions of inclusion within a “professional core”, including the associated effects on continued activity. We use data from Pôle Emploi relating to monthly employer statements (AEM) and single simplified declarations (DUS). These data allow us to exhaustively process the 8.5 million employment contracts for the 100,000 individuals who worked in one of the two selected artistic fields during the 2006-2016 period. In both fields, albeit in varying proportions and at varying rates, we see more restrictive conditions of employment and access to the segment of artists likely to benefit from the “intermittent” status, an unemployment benefit system specific to artistic workers due to the irregular nature of their work. And yet, trends show that potential workers are being increasingly excluded from these two labour markets.*

Codes JEL / JEL Classification : J21, Z11

Mots-clés : intermittents du spectacle, cohortes, conditions d'emploi, contrat de travail, parcours professionnel

Keywords: *intermittent workers in the entertainment industry, cohorts, employment conditions, employment contract, professional career*

* Université Clermont Auvergne, LESCORES (samuel.julhe@uca.fr) ; ** Centre de Recherches Sciences Sociales Sports et Corps, CRESCO EA 7419 (emilie.salamero@univ-tlse3.fr)

Les auteurs remercient d'abord Sophie Garcia et Snjezana Smetisko des services de Pôle Emploi, pour les avoir accompagnés et conseillés dans l'exploitation des bases de données sur les intermittents du spectacle. Ils remercient également l'ensemble de l'équipe du programme S2S (ANR-13-JSH1-0010-01) dont est issu ce travail (Marie-Pierre Chopin, Marine Cordier, Marina Honta, Florence Soulé-Bourneton), ainsi que deux rapporteurs anonymes. Ils restent toutefois seuls responsables des éventuelles erreurs et insuffisances.

Reçu en novembre 2019, accepté en juillet 2020.

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.

Citation: Julhe, S. & Salaméro, É. (2021). The Tightening of Employment Conditions and Access to Jobs in Artistic Occupations in France – The case of Dance and Circus Arts (2006-2016). *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 526-527, 93–111. doi: 10.24187/ecostat.2021.526d.2054

Depuis les années 1990, le système d'emploi intermittent propre au spectacle vivant a donné lieu à de nombreuses recherches en sciences sociales. Ces travaux se sont intensifiés durant la première moitié des années 2000, notamment suite aux vives tensions ayant entouré la renégociation des annexes VIII et X de l'assurance chômage en 2003. Les publications de Menger (1989 ; 2011) et celles des chercheurs associés au laboratoire CSA/CESTA/CESPR (Ph. Coulangeon, M. Jouvenet, O. Pilmis, V. Cardon, ...) figurent parmi les plus connues. Elles ont notamment dépeint un portrait statistique sans précédent du secteur, le qualifiant d'« hyper-flexible », d'« incertain », voire de « désorganisé » par comparaison à d'autres, et ont mis au jour certaines des « impasses » de sa logique assurantielle (Menger, 2011). Les champs d'investigation se sont par ailleurs diversifiés, allant d'une analyse des effets du multisalarat (Pilmis, 2007) à l'étude des rythmes de vie (Sinigaglia-Amadio & Sinigaglia, 2017) ou de l'entrée en retraite des artistes (Cardon, 2017). Néanmoins, la quantification du système d'emploi et de ses évolutions semble avoir été quelque peu reléguée en arrière-plan des préoccupations académiques, pour être laissée à l'appréciation des instances liées aux partenaires sociaux¹. Parallèlement, compte tenu des données disponibles au début des années 2000, les observations statistiques réalisées alors n'étaient pas exemptes de points aveugles, ce qui a pu conduire à de fortes controverses (Grégoire, 2010). Comme le note par exemple Menger : « Une étude longitudinale détaillée permettrait seule de mesurer plus directement les effets respectifs des variations conjoncturelles de l'activité dans le secteur des spectacles et des modifications de la réglementation assurantielle sur la composition des effectifs par âge et par niveau d'expérience, et elle conduirait à rechercher si, dans les conjonctures de contraction de la croissance de tel ou tel secteur des spectacles, l'intermittence agit plutôt comme un accélérateur de *turnover* ou si, au contraire, elle offre une flexibilité et une variété d'arrangements possibles plus protectrices, alors que les contrats d'emploi plus rigides, une fois rompus, mènent à l'éviction plus franche hors du marché du travail. » (Menger, 2011, p. 239). C'est à ce type d'interrogation que se propose de répondre cet article.

Prenant appui sur l'évolution du système d'enregistrement statistique utilisé par les services de Pôle Emploi depuis 2004, notre objet est de décrire l'évolution d'une partie du système

d'emploi artistique mais également de saisir les facteurs influant sur les positions et les parcours des individus – qu'ils soient ou non mandataires de Pôle Emploi. L'analyse se focalisera pour cela sur le cas de deux sous-domaines du spectacle vivant – la danse et le cirque – moins étudiés que d'autres, notamment d'un point de vue statistique (Rannou & Roharik, 2006 ; David-Gibert *et al.*, 2006). Plus précisément, il s'agit d'interroger les modalités de segmentation de ces secteurs d'emploi, processus abordé dans la littérature en sciences sociales selon deux manières distinctes mais complémentaires.

Selon une première approche, la théorie de la segmentation propose schématiquement une vision duale du marché du travail (Doeringer & Piore, 1971 ; Amossé *et al.*, 2011), illustrée dans le cas du système d'emploi du spectacle vivant en France par l'opposition entre un segment primaire – constitué d'*insiders* réalisant un volume d'activité leur permettant de prétendre à un régime de protection sociale spécifique, et un segment secondaire – constitué d'*outsiders* ne pouvant pas prétendre à ce régime de protection sociale du fait d'un volume d'activité insuffisant. Cependant, le seul critère du volume d'emploi et du degré de protection sociale associé doit être complété. En ce sens, il a également pu être montré que les segments professionnels se distinguent autant par la « construction commune de situations » (statuts, lieux d'exercice, types de public, etc., voir Bucher & Strauss, 1961) que par le « sens subjectif » accordé à l'activité professionnelle (Hénaut & Poulard, 2018). Sur ce plan, si les données Pôle Emploi permettent difficilement de saisir le sens accordé au travail, il reste possible de l'approcher à travers la structure d'activité (Gouyon, 2011 ; Perrenoud & Bataille, 2017) : autour d'une spécialité artistique clairement identifiée ou sa dilution au sein d'une pluriactivité sectorielle, comme il est fréquent dans le secteur du spectacle (Rannou & Roharik, 2006 ; Bureau *et al.*, 2009). Partant de là, nos analyses visent à saisir ces deux faces – volumes et structure d'activité – de la segmentation du marché du travail artistique, l'enjeu étant d'appréhender la pertinence de ces facteurs de segmentation ainsi que les déterminants positionnant les individus sur l'un ou l'autre des segments. Par ailleurs, la question est également de parvenir à mesurer le degré de porosité entre segments, cette perméabilité partielle étant observée dans le secteur artistique

1. Voir par exemple les publications annuelles concernant l'emploi éditées par la Commission Paritaire Nationale Emploi Formation du Spectacle Vivant (CPNEF-SV).

à travers les difficultés à surmonter le « triple défi » que représentent les étapes du « tenter, rentrer, rester » qui marquent tous les parcours d'emploi (Buscatto, 2008).

Sur le plan méthodologique, cet article s'appuie sur les données du système d'information de Pôle Emploi (encadré 1)². Les données mises à disposition portent sur l'ensemble des contrats de travail entrant dans le périmètre des annexes VIII ou X antérieurs à 2017 de toute personne ayant eu au moins un contrat relevant des groupes professionnels « danseur » et/ou « artiste de cirque » (voir annexe) entre 2006 et 2016, cette période ayant été retenue pour son homogénéité concernant les modalités de calcul du temps de travail des artistes³. En résulte la constitution d'un fichier dé-doublonné contenant la totalité de l'information relative à 8 550 938 contrats de travail, 201 537 employeurs et 100 007 salariés. Le fichier d'origine, correspondant aux seules caractéristiques des 8.5 millions de contrats, a été dans un premier temps restructuré de manière

à en extraire les informations portant sur les employeurs d'une part et les salariés d'autre part, et en les ordonnant de manière chronologique. Autrement dit, à une matrice (8 550 938×58) présentant une « succession de contrats » (dates du contrat, nature de l'emploi, localisation de l'employeur, salaire versé, etc.) nous avons fait correspondre une matrice (100 007×374) renseignant de manière détaillée le volume et la structure d'emploi de chaque individu sur la période 2006-2016 (date d'entrée dans le système de l'emploi artistique⁴, présence ou absence sur les différentes années, temps de travail annuel,

2. L'ensemble des graphiques et tableaux présentés dans cet article a été établi à partir de cette source.

3. Les données mises à disposition ne comportent pas d'information sur l'indemnisation chômage des individus, relevant spécifiquement du « Fichier national des allocataires », distinct de la base AME et de la base DUS.

4. Tout en restant concentrées sur 2006-2016, les données disponibles renseignent néanmoins l'éventuelle activité intermittente qu'ont pu avoir les individus avant cette période, ce qui facilite notamment la construction de cohortes de nouveaux entrants ou le calcul de l'ancienneté dans le secteur (voir encadré 2 pour plus de détails).

ENCADRÉ 1 – Système d'information sur les contrats intermittents du spectacle

En France, depuis 1979 et suite à l'intégration des artistes interprètes aux annexes VIII ou X du régime général de l'assurance chômage créées respectivement en 1964 et 1967 (Grégoire, 2013), tout employeur faisant appel aux services d'un salarié relevant de ces annexes a l'obligation de déclarer chaque contrat de travail en CDDU auprès de Pôle Emploi, ceci parallèlement aux Déclarations Sociales Nominatives (ex DADS). Selon la nature de l'activité principale de l'employeur, ces déclarations alimentent deux bases de données distinctes :

- la base AEM, correspond aux Attestations Employeur Mensuelles réalisées par les employeurs dont le secteur d'activité entre dans le champ du spectacle (eg. code NAF 90.01Z "Arts du spectacle vivant", 90.02Z "Activités de soutien au spectacle vivant", 90.04Z "Gestion de salle de spectacle") ;
- la base DUS, correspond aux Déclarations Uniques Simplifiées réalisées par les employeurs dont le secteur d'activité ne relève pas du secteur du spectacle et qui font appel au Guichet Unique du Spectacle Occasionnel (GUSO) pour déclarer l'emploi d'artistes ou de techniciens.

Les champs de ces deux bases sont proches et fournissent des indications précises sur chaque contrat de travail :

- identité du salarié, doublon et ambiguïté d'attribution étant levés par le Numéro d'Inscription au Répertoire des Personnes Physiques (NIRPP), date de naissance, code postal de résidence, etc. ;
- identité de l'employeur, doublon et ambiguïté d'attribution étant levés par l'usage du Système Informatique pour le Répertoire des Entreprises sur le Territoire (SIRET) pour les personnes morales ou du NIRPP pour les personnes physiques, code NAF/APE, code postal du siège, etc. ;
- période du contrat (renseignée par la date d'embauche et la date de fin du contrat de travail) et quotité de travail associée (renseignée par le nombre d'heures effectuées et/ou le nombre de cachets) ;
- rémunération brute versée avant et après abattement des frais professionnels ;
- dénomination « en clair » de l'emploi occupé (par exemple, guitariste, cracheur de feu, tangero, etc.), ce champ étant post-codé par les services de Pôle Emploi afin de correspondre à l'un des 1 388 codes de la nomenclature des métiers établie conjointement par Pôle Emploi et la CPNEF-SV (cf. annexe).

Parmi ces informations, celles relatives à la durée du contrat apparaissent essentielles. Pour prétendre à l'ouverture de droits à l'indemnisation chômage, les artistes et techniciens du spectacle doivent justifier d'un équivalent de 507 heures de travail déclaré sur une période de temps donnée – la fenêtre de calcul ayant varié de 10 mois (entre 2004 et 2016) à 12 mois (avant 2004 et après 2016) selon les évolutions réglementaires. Or, selon les cas, les déclarations AEM et DUS peuvent comporter directement un nombre d'heures de travail ou mentionner un nombre de cachets, eux-mêmes convertibles en heures de travail. Ainsi, jusqu'en 2016, les services de Pôle Emploi distinguaient deux types de cachets : les cachets dit « isolés » qui correspondaient à des périodes de travail de moins de 5 jours consécutifs pour un même employeur et les cachets dits « groupés » qui correspondaient à des périodes de plus de 5 jours consécutifs. Un cachet « isolé » donnait lieu à la comptabilisation de 12 heures de travail, et un cachet « groupé » à 8 heures. Depuis 2017, tous les cachets sont comptabilisés à hauteur de 12 heures. Pour cette étude, l'ensemble des éléments relatifs à la durée des contrats a été converti en heures de travail, comme le font également les services de Pôle Emploi, afin d'estimer à la fois le volume d'activité et la capacité d'accéder à l'indemnisation chômage.

composition de l'activité par genre artistique, types d'employeur, rémunération, etc.). Cette opération permet à la fois d'analyser l'évolution démographique annuelle des deux secteurs sur la période de référence mais également de réaliser une analyse par cohortes.

La première section de l'article est consacrée à l'analyse des caractéristiques annuelles des populations travaillant dans les domaines de la danse et du cirque, la deuxième à la modélisation des variables influant sur les « profils d'emploi » individuels, tandis que la troisième aborde une modélisation des taux d'éviction du secteur d'emploi s'appuyant sur un traitement par cohortes.

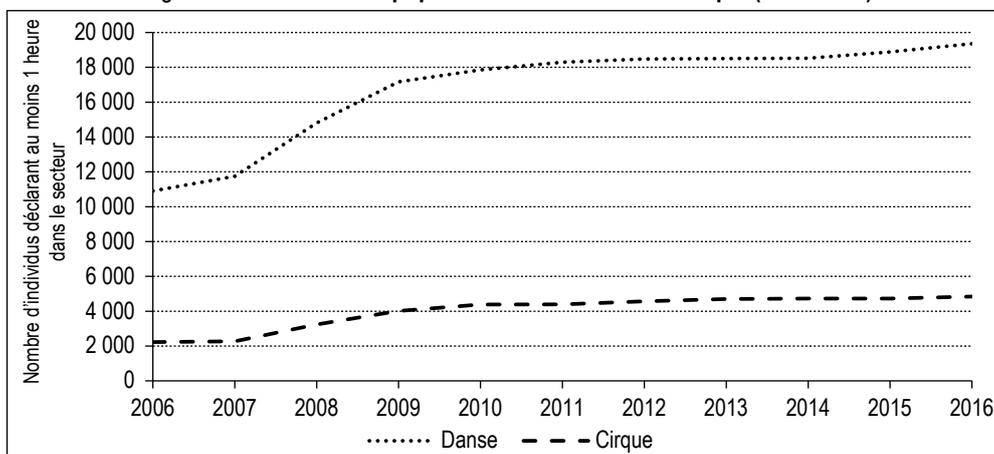
1. Accroissement démographique et durcissement des conditions d'emploi

En se fondant sur une acception très large, qui comptabilise l'ensemble des individus ayant effectué au moins une heure de travail dans l'année à partir d'un contrat relevant du domaine de la danse ou du cirque (voir annexe), une hausse de la population peut être observée dans les deux cas. Elle passe, entre 2006 et 2016, de 10 899 à 19 361 individus en danse et de 2 231 à 4 845 en cirque (figure I). Avec une hausse globale s'élevant à +77.6 % et +117.2 % en 10 ans, et un taux de croissance annuelle moyen de +5.9 % et +8.1 %, danse et cirque suivent la tendance globale du secteur de spectacle vivant (Pôle Emploi, 2018). La différence des taux de croissance illustre cependant le décalage de « maturité » entre les deux domaines artistiques. Néanmoins, il est remarquable que cette croissance soit beaucoup plus soutenue sur la période 2007-2009, qui correspond à la phase de mise en œuvre du Fonds de Professionnalisation et de Solidarité (FPS)⁵, puis ralentisse ensuite.

Les caractéristiques sociodémographiques des populations respectives des deux domaines connaissent également quelques transformations (tableau 1). Si la répartition sexuée est particulièrement stable sur la décennie étudiée, la part de femmes oscillant autour de 62 % en danse et de 37 % en cirque, deux changements conséquents portent sur la répartition géographique des zones de résidence et l'âge des individus. Sur le plan géographique, à l'image de ce qui a déjà été observé (Rannou & Roharik, 2006, pp. 110-121), l'implantation résidentielle des danseurs est très fortement concentrée sur la région Île-de-France (entre 40 et 47 % selon les années). Cette tendance est beaucoup moins prononcée en cirque (entre 18 et 29 % de résidents en Île-de-France selon les années) et s'explique historiquement par l'activité itinérante des compagnies (David-Gibert *et al.*, 2006). Parallèlement, une baisse progressive de la part de l'Île-de-France est observable sur la période, notamment en cirque où la proportion des individus ayant travaillé dans le secteur du cirque résidant en Île-de-France est passée de 28.6 % en 2006 à 19.9 % dix ans plus tard. Ceci peut s'expliquer par un modèle de maillage territorial organisé autour du développement d'écoles professionnelles et de Pôles nationaux cirque implantés en région (Salaméro, 2018).

5. En 2004, l'État crée un Fonds provisoire destiné à atténuer l'effet d'exclusion engendré par les modes de calcul issus des accords de 2003 refondant les annexes VIII et X de l'assurance chômage. Il vient compléter une indemnisation réduite ou indemnise les artistes et les techniciens parvenus à l'expiration de leurs droits à l'assurance chômage. Ce premier fonds est remplacé par un Fonds transitoire en 2005, puis par un Fonds de Professionnalisation et de Solidarité (FPS) en 2006, désormais voulu pérenne par le ministre chargé de la culture. Entré en vigueur le 1^{er} avril 2007, le FPS articule un volet indemnitaire destiné aux artistes et techniciens en situation de « fragilité professionnelle » et un volet professionnel et social visant à accompagner le déroulement de la carrière.

Figure I – Évolution des populations en danse et en cirque (2006-2016)



Source et champ : Pôle emploi, Bases AEM et DUS. Ensemble des individus ayant déclaré au moins une heure de travail dans l'année en danse ou en cirque.

Tableau 1 – Caractéristiques sociodémographiques des populations en danse et en cirque (2006-2016)

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Effectifs											
Danse	10 899	11 750	14 807	17 171	17 856	18 291	18 476	18 502	18 525	18 886	19 361
Cirque	2 231	2 272	3 241	4 012	4 387	4 390	4 565	4 701	4 727	4 724	4 845
Âge moyen											
Danse	32.8	33.0	33.0	33.2	33.5	33.7	33.7	34.0	34.3	35.1	35.6
Cirque	33.7	34.2	35.2	35.1	34.8	35.1	35.3	35.6	35.9	36.7	36.3
Part de femmes (%)											
Danse	61.6	61.5	62.1	62.2	61.7	62.6	61.7	62.4	61.7	60.1	61.0
Cirque	36.0	36.8	35.5	36.5	37.3	36.4	36.4	37.4	38.6	39.8	38.7
Zone de résidence (%)											
Danse											
Île-de-France	46.0	46.8	44.2	42.3	41.3	42.2	40.3	40.8	40.9	44.0	45.2
Autres régions	54.1	53.3	55.8	57.7	58.7	57.8	59.7	59.2	59.1	56.0	54.8
Cirque											
Île-de-France	28.6	29.1	24.7	22.0	21.0	22.6	22.4	20.9	20.9	18.7	19.9
Autres régions	71.4	70.9	75.3	78.0	79.0	77.4	77.6	79.1	79.1	81.3	80.1

Note de lecture : en 2006, les 10 899 individus ayant déclaré au moins une heure de travail relevant du secteur de la danse sont âgés de 32.8 ans en moyenne, 61.6 % sont des femmes et 46.0 % résident en Île-de-France.

Source et champ : Pôle emploi, Bases AEM et DUS. Ensemble des individus ayant déclaré au moins une heure de travail dans l'année en danse ou en cirque.

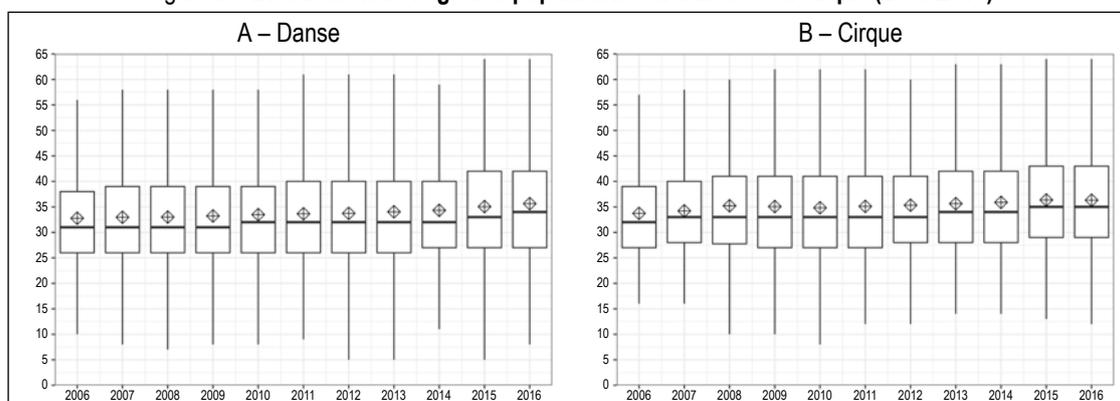
Plus inattendue est l'élévation sensible de l'âge moyen dans les deux domaines. Il passe de 32.8 à 35.6 ans en danse et de 33.7 à 36.3 ans en cirque sur la période 2006-2016, avec des écarts interquartiles relativement constants (tableau 1 et figure II). Comme nous le verrons par la suite, ce vieillissement des deux populations n'est pas directement lié à l'allongement des carrières artistiques, comme ce fut le cas au cours des années 1980-90 (MCC, 2003), pas plus qu'au vieillissement généralisé de la population française. Il s'explique davantage par à une diminution du nombre de jeunes nouveaux entrants au fil de la décennie étudiée (*infra*).

En matière d'emploi, le premier constat porte sur la répartition des volumes d'activité associés à la danse et au cirque. Seule une minorité d'individus atteint 500 heures annuelles de travail déclaré

uniquement à partir de ces types de contrat. En danse, entre 13.5 et 18.0 % sont dans ce cas selon les années, pour un volume d'activité moyen dans le domaine de 208 à 247 heures ; en cirque, cela concerne de 11.0 et 15.4 % des individus selon les années, pour un volume d'activité moyen dans le domaine oscillant entre 171 et 225 heures (figure III et tableau 2).

En d'autres termes, la part d'individus pouvant prétendre à « l'intermittence du spectacle » en se consacrant uniquement à l'un ou l'autre des domaines est relativement faible. On peut donc faire l'hypothèse d'une nécessaire diversification des activités et des types de contrat relevant des annexes VIII ou X de l'assurance chômage afin de maximiser le volume d'activité, aspect allant dans le sens des travaux sur la pluriactivité artistique (Bureau *et al.*, 2009) et traité par la suite.

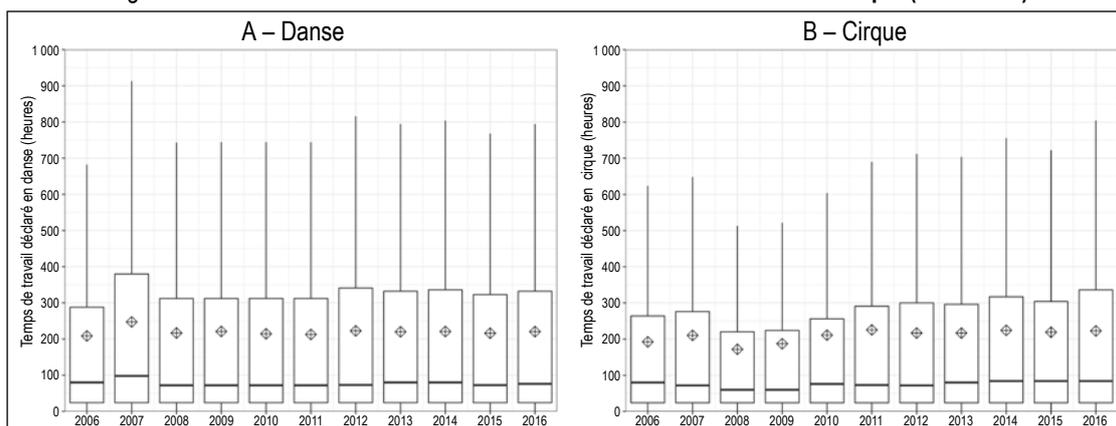
Figure II – Distribution de l'âge des populations en danse et en cirque (2006-2016)



Note de lecture : en 2006, les 10 899 individus ayant déclaré au moins une heure de travail relevant du secteur de la danse sont âgés de 32.8 ans en moyenne. Les valeurs de quartiles sont : Q1 = 26 ; Q2 = 31 ; Q3 = 38.

Source et champ : voir figure I.

Figure III – Distribution des volumes d'activité réalisés en danse et en cirque (2006-2016)



Note de lecture : en 2006, les 10 899 individus ayant déclaré au moins une heure de travail relevant du secteur de la danse réalisent en moyenne 208.4 heures dans ce domaine. Les valeurs de quartiles sont : Q1 = 24 ; Q2 = 80 ; Q3 = 288.

Source et champ : voir figure 1.

Tableau 2 – Volumes d'activité réalisés en danse et en cirque (2006-2016)

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
A – Danse											
Volume d'activité (heures)											
médian	80	98	72	72	72	72	73	80	80	72.5	76
moyen	208.4	247.1	216.6	220.9	214.4	212.6	222.5	219.9	220.7	215.9	220.4
Part d'individus dont le volume d'activité en danse est ≥ 500 h (%)											
	13.5	18.0	15.7	15.6	15.8	15.9	16.8	16.1	16.2	16.1	16.1
B – Cirque											
Volume d'activité (heures)											
médian	80	72	60	60	76	73	72	80	84	84	84
moyen	192.3	210.2	171.8	187.2	210.9	225.3	216.7	216.7	224.2	219.0	222.8
Part d'individus dont le volume d'activité en danse est ≥ 500 h (%)											
	13.1	13.6	11.0	11.2	12.6	14.9	15.4	14.4	14.8	14.7	15.2

Note de lecture : en 2006, les individus ayant déclaré au moins une heure de travail relevant du domaine de la danse sont 13.5 % à avoir réalisé au moins 500 heures d'activité à partir de contrats relevant de ce seul domaine.

Source et champ : voir tableau 1.

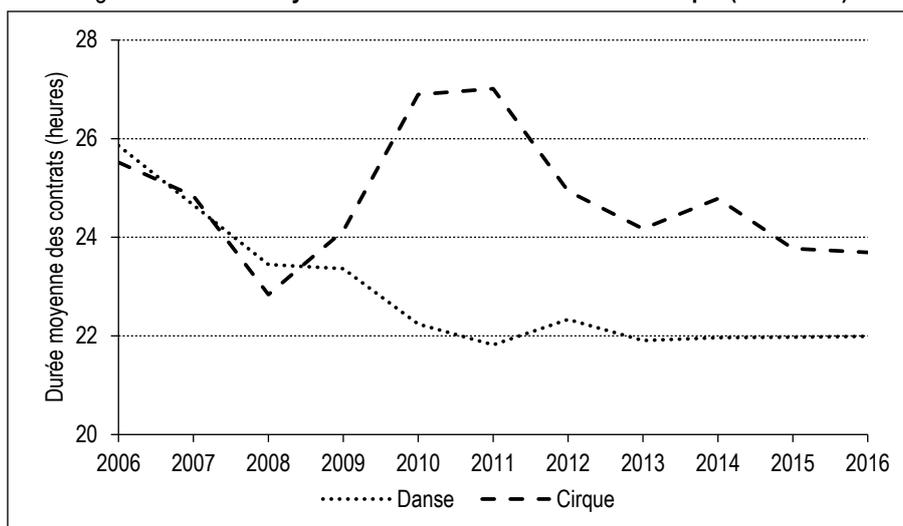
La persistance d'autres phénomènes observés dans les travaux antérieurs est également notable, notamment la progression plus rapide de l'offre d'emploi (nombre d'individus) que de la demande (nombre d'heures de travail et nombre de contrats), se traduisant par une réduction de la durée moyenne des contrats au fil des années (Gouyon & Patureau, 2014). Un nombre croissant de contrats doit donc être trouvé pour parvenir au même volume d'activité d'une année sur l'autre. Ainsi, entre 2006 et 2016, la durée moyenne des contrats est passée de 25.9 à 22 heures pour les emplois relevant du domaine de la danse, soit -1.1 % par an en moyenne. La tendance est identique en cirque, bien que la dynamique du processus soit différente, la durée moyenne des contrats évoluant de 25.5 à 23.7 sur la période, soit -0.5 % par an en moyenne (figure IV).

S'ajoute à cela une évolution des rémunérations qui ne compense pas les effets de l'inflation (figure V). Jusqu'à une inversion de tendance

en 2014, l'analyse de la ventilation des revenus d'activité par type d'emploi et après conversion en euros constants (base 2006) montre en effet une diminution relative des niveaux de rémunération horaire dans les deux domaines étudiés, cette érosion étant cependant moins forte en danse qu'en cirque (respectivement -0.3 % et -1.2 % par an en moyenne sur la période). Tendanciellement et à volume d'activité constant, un individu se consacrant exclusivement à la danse ou au cirque a donc progressivement vu diminuer ses revenus d'activité. Or, comme le volume global d'activité, qui conditionne l'accès à la possibilité d'indemnisation, la rémunération horaire est importante car elle entre dans le calcul du niveau d'indemnisation. Là encore, on peut faire l'hypothèse d'une pression accrue à la diversification des activités dans le périmètre relevant des annexes VIII et X.

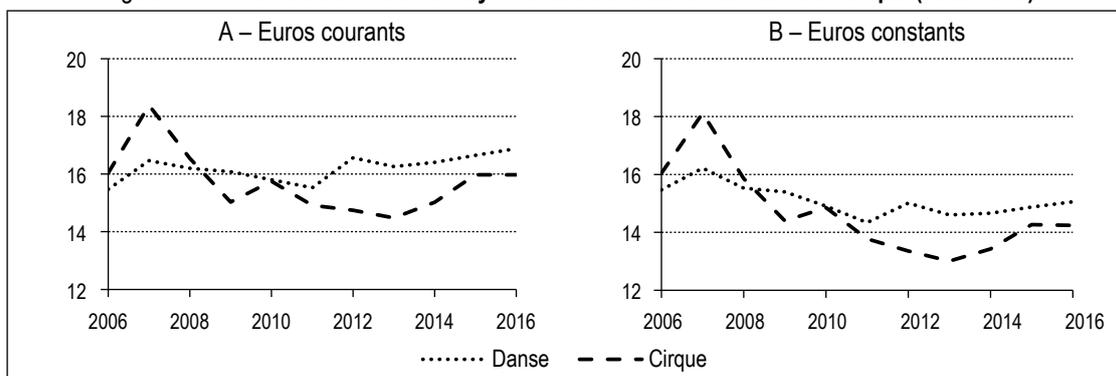
À l'instar d'autres domaines artistiques, la danse et le cirque se caractérisent donc sur la décennie

Figure IV – Durée moyenne des contrats en danse et en cirque (2006-2016)



Note de lecture : en 2006, la durée moyenne des contrats relevant du domaine de la danse s'élève à 25.9 heures par contrat.
Source et champ : voir figure I.

Figure V – Rémunération horaire moyenne des contrats en danse et en cirque (2006-2016)



Note de lecture : en 2006, la rémunération horaire moyenne des contrats relevant du domaine de la danse s'élève à 15.5 euros bruts courants par heure.
Source et champ : voir figure I.

2006-2016 par un faisceau de contraintes cumulatives en matière d'emploi dont l'intensité est croissante : volume d'activité dont la répartition permet uniquement à une petite minorité de prétendre à « l'intermittence » à partir de ces seules spécialités ; diminution de la durée moyenne des contrats engendrant une accélération de la « course aux contrats », réduction de la rémunération horaire pouvant impacter les revenus d'activité et le niveau des éventuelles indemnités. Dans un tel contexte, où l'emploi tend à se disperser tout en devenant moins rémunérateur, il apparaît pertinent de s'interroger sur la manière dont s'effectue la répartition des individus, selon leur volume d'activité globale – critère distinguant les *outsiders* et *insiders* de « l'intermittence », et selon leur structure d'activité, autrement dit selon la part qu'ils consacrent au domaine de la danse ou du cirque – critère distinguant les *outsiders* et *insiders* des métiers de danseur et d'artiste de cirque.

2. Facteurs d'accès au segment du « noyau professionnel »

Après ces premiers éléments généraux, une approche de la segmentation du marché de l'emploi artistique consiste à observer la répartition des quantités de travail annuel et de la part de travail associée au secteur artistique de prédilection. En danse, si 70 à 75 % des individus réalisent un volume d'activité annuel inférieur à 500 heures – en cumulant tous les types d'emplois relevant du périmètre des annexes VIII ou X – et que, parallèlement, cette activité relève majoritairement du domaine de la danse dans 70 à 80 % des cas (tableau 3), on note malgré tout une très large dispersion des situations individuelles (figure VI). En cirque, l'espace des possibles est tout aussi diffus : 58 à 70 % des individus réalisant un volume d'activité annuel inférieur à 500 heures, activité relevant majoritairement du domaine du cirque dans 80 % des cas.

Tableau 3 – Volume et part d'activité en danse et en cirque (2006-2016)

A – Danse	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Individus relevant du secteur	10 899	11 750	14 807	17 171	17 856	18 291	18 476	18 502	18 525	18 886	19 361
Volume total d'activité (heures)											
1 ^{er} quartile	44.0	48.0	36.0	36.0	36.0	36.0	36.0	36.0	36.0	42.0	48.0
Médiane	204.0	216.0	144.0	156.0	168.0	168.0	180.0	184.0	192.0	216.5	240.0
Moyenne	318.5	329.1	285.0	287.2	294.0	302.5	304.3	302.2	313.7	333.4	348.1
3 ^e quartile	550.5	564.0	508.0	504.0	522.0	536.0	538.0	528.0	544.3	576.0	588.0
Proportion d'individus dont le volume total d'activité est ≥ 500 h (%)											
	29.3	30.5	25.5	25.3	26.8	27.6	28.1	27.5	28.6	31.6	32.4
Proportion d'individus dont le volume total d'activité est ≤ 48 h (%)*											
	28.5	26.7	32.0	31.6	31.2	31.4	31.2	30.1	29.6	27.8	26.6
Part d'activité consacrée à la danse (%)											
1 ^{er} quartile	42.9	59.6	70.6	66.7	66.7	62.0	63.5	63.6	60.0	50.0	40.8
Médiane	95.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Moyenne	72.2	77.0	80.6	79.8	79.2	78.6	78.9	78.6	77.8	75.3	73.2
3 ^e quartile	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Proportion d'individus dont la part d'activité en danse ≥ 50 (%)											
	71.1	77.5	79.9	78.9	78.5	77.5	77.9	77.7	77.0	74.2	71.8
B – Cirque	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Individus relevant du secteur	2 231	2 272	3 241	4 012	4 387	4 390	4 565	4 701	4 727	4 724	4 845
Volume total d'activité (heures)											
1 ^{er} quartile	84.0	104.0	60.0	52.0	60.0	60.0	60.5	64.0	72.0	72.0	69.0
Médiane	346.0	404.0	252.0	223.0	252.0	300.0	324.0	292.0	320.0	331.5	336.0
Moyenne	387.4	419.3	341.3	329.8	342.0	363.0	371.6	356.4	373.9	378.2	378.2
3 ^e quartile	624.0	659.0	576.0	564.0	581.8	603.0	612.5	592.3	610.0	612.0	620.0
Proportion d'individus dont le volume total d'activité est ≥ 500 h (%)											
	37.9	42.7	33.4	30.5	32.6	35.0	36.3	34.3	37.7	37.5	37.3
Proportion d'individus dont le volume total d'activité est ≤ 48 h (%)											
	20.2	16.5	24.0	24.5	22.9	22.0	21.8	21.5	20.1	19.7	21.4
Part d'activité consacrée au cirque (%)											
1 ^{er} quartile	19.2	14.0	22.7	25.0	25.6	24.5	24.5	24.6	22.7	23.1	25.9
Médiane	72.2	57.1	72.8	77.3	80.0	80.9	79.6	79.4	76.9	78.1	80.0
Moyenne	60.5	56.0	62.0	63.7	64.5	64.4	63.8	64.2	63.1	63.2	64.7
3 ^e quartile	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Proportion d'individus dont la part d'activité en cirque ≥ 50 (%)											
	84.4	80.0	82.1	82.7	80.2	80.1	80.0	81.8	80.4	79.6	79.7

* Le seuil permettant de saisir la proportion d'individus présentant un faible degré d'activité dans le secteur de l'intermittence varie selon les travaux. Nous avons retenu dans ce tableau celui utilisé dans les publications de la CPNEF-SV et de Pôle Emploi.

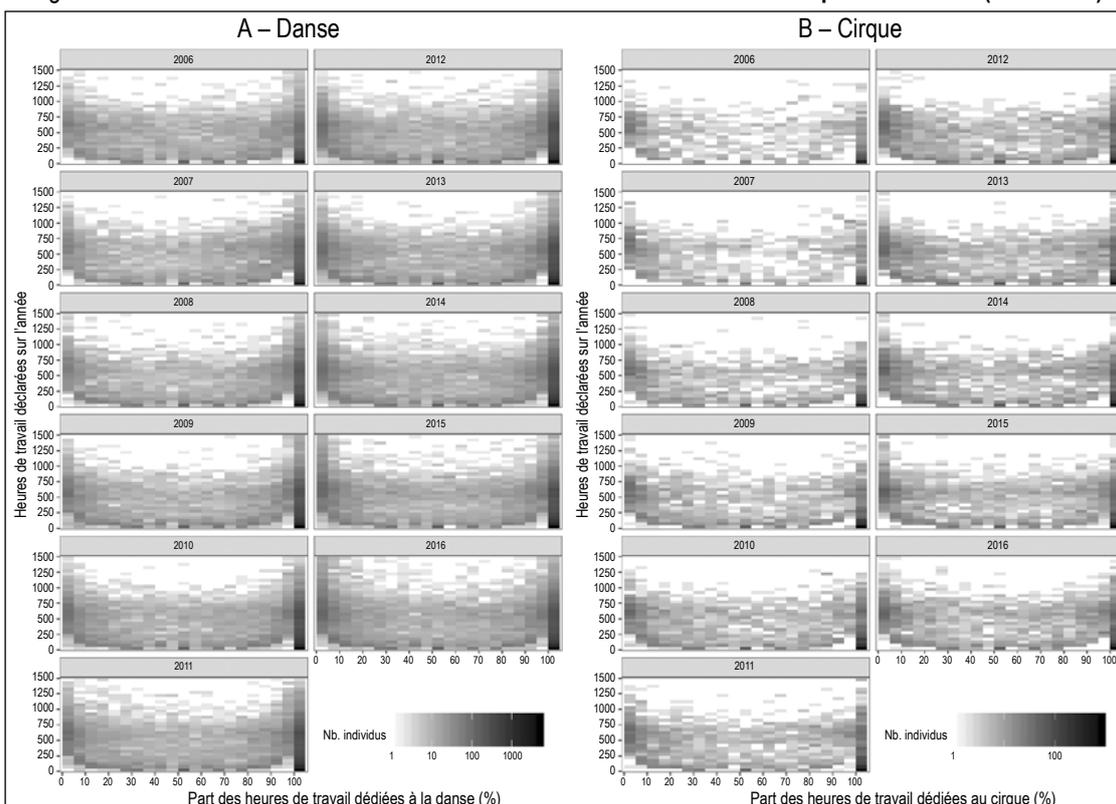
Note de lecture : en 2006, parmi les individus relevant du domaine danse, un quart (Q1) a déclaré moins de 44 heures de travail total sur l'année et un quart (Q3) plus de 550.5 heures, pour des valeurs médiane et moyenne de 204 et 318.5 heures.

Source et champ : voir tableau 1.

Afin d'aller plus loin, il est intéressant de catégoriser la position des individus sur cet espace croisant volume et structure d'activité. En ce sens et afin de permettre une comparaison chronologique, il est apparu plus pertinent de recourir à une catégorisation par discrétisation et concaténation de variables plutôt qu'à une classification automatique (Gouyon, 2011). La structure d'activité prend en compte l'ensemble des types de contrat réalisés (danse, cirque, autres arts, métiers de la technique) et distingue les « spécialistes en danse » (dont plus de 50 % des

heures de travail sont réalisées dans ce domaine, notés "D"), les « spécialistes en cirque » (notés "C"), les « spécialistes d'un autre art » (notés "A"), les spécialistes des métiers techniques (notés "T") et les cas dont la structure d'emploi ne correspond à aucun des cas précédents (notés "Z"). Le volume d'activité est réparti en quatre tranches : [1;250[; [250;500[; [500;750[; [750;+ ∞[, notées respectivement "1", "2", "3", "4" dans les tableaux et graphiques suivants. La jonction de ces deux variables permet d'établir un profil d'emploi en 20 modalités dont la

Figure VI – Concentration des individus selon le volume total d'activité et la part sectorielle (2006-2016)

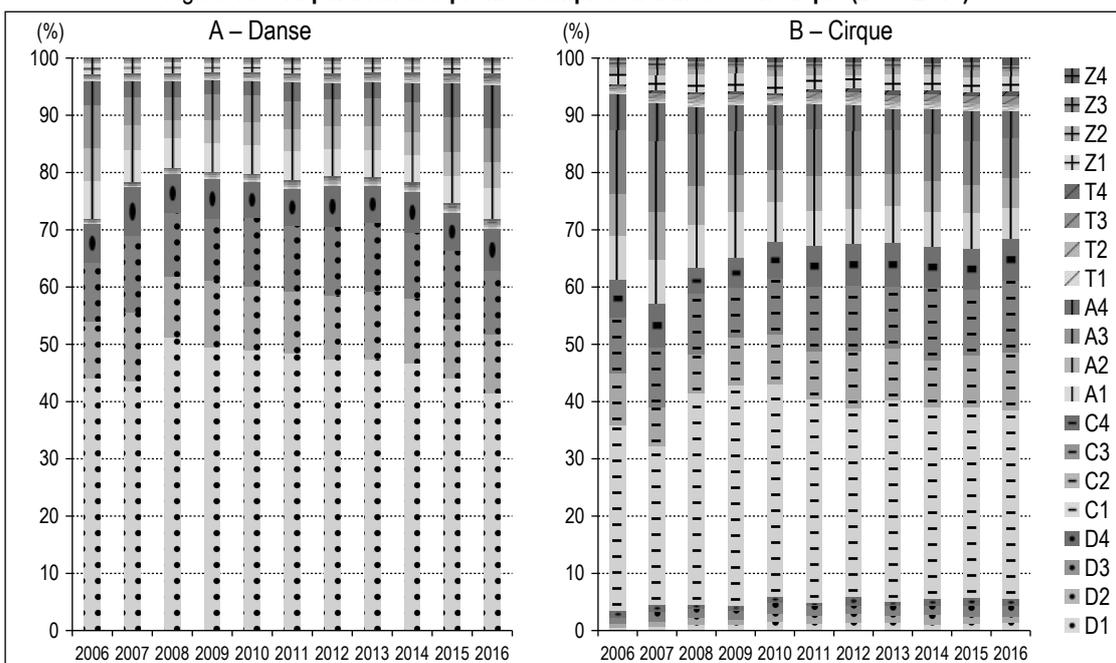


Note de lecture : les diagrammes de densité présentent la répartition des individus selon leurs coordonnées sur le plan croisant volume de travail total annuel et part de l'activité consacrée à la danse (VI-A) ou au cirque (VI-B). Plus la cellule tend vers le noir plus elle contient d'individus. Les outliers ne sont pas représentés sur ces graphiques à des fins de lisibilité globale. Source et champ : voir figure I.

répartition dessine les grandes lignes de segmentation de ces deux domaines et leurs évolutions temporelles (figure VII).

Dans chacun des domaines étudiés, ce que l'on pourrait appeler le « noyau professionnel », où les individus cumulent un volume d'activité

Figure VII – Répartition des profils d'emploi en danse et en cirque (2006-2016)



Note de lecture : en 2006, parmi l'ensemble des individus ayant déclaré au moins une heure de travail relevant du secteur de la danse, 44,1 % ont déclaré moins de 250 heures de travail dont plus de 50 % relevant du domaine de la danse (catégorie D1). Source et champ : voir figure I.

élevé et une spécialisation forte (catégories D3|D4 pour la danse et C3|C4 pour le cirque), reste relativement réduite quelle que soit l'année. En danse, entre 18 et 22 % des individus présents dans le domaine ont un niveau d'activité supérieur à 500 heures annuelles dont au moins 50 % sont effectuées dans le secteur de la danse. En cirque, c'est entre 14 et 20 % des individus. À côté de ce segment relativement minoritaire, différentes franges d'activité sont observables. D'une part, une concentration d'individus sur des profils d'« activité réduite spécialisée » (moins de 500 heures annuelles mais dont 50 % ou plus relève du secteur de la danse, catégorie D1|D2, ou du cirque, catégorie C1|C2). Ces individus représentent, selon les années, de 55 à 64 % des cas dans le domaine de la danse et de 36 à 49 % des cas dans le domaine du cirque. D'autre part, des individus pluriactifs pour lesquels la danse ou le cirque correspond à un complément par rapport à une autre activité artistique principale (catégories A1, A2, A3, A4). Ils représentent, selon les années, de 15 à 24 % des individus présents dans le domaine de la danse et de 23 à 35 % de ceux présents dans le domaine du cirque. Ici, dénommer les individus « artistes de cirque » ou « danseurs » apparaît objectivement plus difficile, l'activité artistique principale étant majoritairement celle de « comédien » ou d'« artiste dramatique ». Face à cette diversité des profils d'emploi, on cherche ensuite à saisir les facteurs qui expliquent l'appartenance ou non des individus au noyau professionnel. Une modélisation par régression logistique multinomiale a été établie pour cela, dont les résultats sont présentés dans le tableau 4.

On observe en premier lieu l'influence notable du sexe sur la probabilité d'appartenance au noyau professionnel, les hommes étant proportionnellement plus nombreux dans les segments spécialisés et à fort volume d'activité. En danse, ils représentent 44.3 % et 45.1 % des segments D1 et D2, contre 49 % et 52.6 % des segments D3 et D4. En cirque, la différenciation sexuée est un peu moins marquée, tout en restant significative, les hommes représentant 61.9 % et 60.0 % des segments C1 et C2, contre 61.5 % et 67.2 % des segments C3 et C4. De même, avoir travaillé au cours de l'année de référence pour un employeur de grande taille et spécialisé dans le domaine⁶, critère assimilable à un indicateur du crédit réputationnel de l'individu (Menger, 2011, pp. 58-59), augmente la probabilité d'appartenir au noyau professionnel. Ainsi, 52.5 %, 83.3 %, 88.9 % et 91.4 % des individus présents sur les segments D1, D2, D3 et D4 ont connu au moins

une fois ce type d'employeur. En cirque, ces proportions s'élèvent à 43.3 %, 71.6 %, 76.7 % et 78.8 % pour les segments C1 à C4. Un effet d'interaction entre l'âge et l'ancienneté dans le métier est également vérifié. Cela signifie que faire partie des plus jeunes (moins de 25 ans) tout en disposant d'une expérience déjà établie (plus de deux ans dans le secteur) augmente fortement la probabilité d'appartenir au noyau professionnel. Toutefois, la lecture de la variation des *odds ratios* associés à la régression montre qu'au-delà d'un certain seuil, l'ancienneté ne compense plus l'avancée en âge. Ainsi, en danse la probabilité d'accès aux segments D3|D4 diminue au-delà de 50 ans à ancienneté égale. Ces deux tendances sont également présentes dans le domaine du cirque. Enfin, une baisse relative des *odds ratios* au fil de la période étudiée est notable. Toutes choses égales par ailleurs, il est donc de moins en moins probable d'intégrer les segments D3|D4 ou C3|C4 d'une année sur l'autre. Or, dans la mesure où leur proportion varie peu et de manière non uniforme parmi les deux populations au fil du temps (18 à 22 % en danse ; 14 à 20 % en cirque), il est possible d'en déduire que le noyau professionnel concentre de plus en plus les individus les mieux dotés (hommes, déjà reconnus dans le secteur, travaillant pour les employeurs les plus en vue, etc.), ceci à mesure que les conditions d'emploi se durcissent (*supra*). À titre d'exemple, pour le domaine de la danse et en début de période, 80 % à 85 % de représentants des segments D3|D4 disposent d'une ancienneté dans le secteur égale ou supérieure à deux ans. Ils sont 85 à 90 % en fin de période. Ces intervalles sont globalement similaires pour le domaine du cirque concernant les segments C3|C4. Sur ce plan, il faut cependant considérer que l'évolution temporelle donne logiquement lieu à une forme de biais de sélection parmi la population, dans le sens où ne subsistent et restent en activité parmi les « anciens » que celles et ceux dont le niveau d'activité et le volume d'emploi sont suffisants (c'est-à-dire permettant le maintien de l'accès à l'indemnisation chômage). Une confirmation de cette hypothèse est apportée par l'analyse longitudinale des cohortes de nouveaux entrants présentée dans la partie suivante.

6. Les 201 537 employeurs recensés ont été catégorisés en fonction du nombre d'heures de travail total proposé sur la période 2006-2016 et selon le degré de spécialisation des contrats proposés. La première variable est découpée en quatre modalités suivant une échelle logarithmique [1;100] ; [100;1 000] ; [1 000;10 000] ; [10 000;+∞], notées respectivement "1", "2", "3", "4" ; tandis que la seconde distingue les « spécialistes en danse » (dont plus de 50 % des heures de travail proposées sont réalisées dans ce domaine), les « spécialistes en cirque », les « autres ». Le processus distingue ainsi 12 "types" d'employeurs.

Tableau 4 – Odds ratios du modèle de régression logistique multinomiale*

	Population Danse Profil d'emploi : D1 D2 vs...			Population Cirque Profil d'emploi : C1 C2 vs...		
	... D3 D4	... autres profils 1 2	... autres profils 3 4	... C3 C4	... autres profils 1 2	... autres profils 3 4
Constante	0.07 ***	0.18 ***	0.03 ***	0.11 ***	0.46 ***	0.14 ***
Période (Réf. 2006-2007)						
2008-2009	0.30 ***	0.39 ***	0.14 ***	0.25 ***	0.45 ***	0.12 ***
2010-2011	0.27 ***	0.33 ***	0.13 ***	0.24 ***	0.35 ***	0.08 ***
2012-2013	0.25 ***	0.31 ***	0.12 ***	0.21 ***	0.30 ***	0.07 ***
2014-2016	0.23 ***	0.33 ***	0.16 ***	0.20 ***	0.27 ***	0.07 ***
Sexe (Réf. Femme)						
Homme	1.16 ***	1.80 ***	2.11 ***	1.08 *	1.00	1.12 ***
Zone de résidence (Réf. Île-de-France)						
Autres régions	1.14 ***	0.78 ***	0.77 ***	1.10 *	0.81 ***	0.68 ***
Âge (Ref. Moins de 25 ans)						
25-29 ans	1.21 ***	1.50 ***	2.50 ***	1.08	1.45 ***	2.43 ***
30-34 ans	1.23 ***	1.56 ***	4.01 ***	1.49 *	1.61 ***	3.23 ***
35-39 ans	1.24 ***	1.77 ***	5.00 ***	1.68 **	1.71 ***	3.74 ***
40-44 ans	1.48 ***	2.21 ***	6.85 ***	1.73 *	1.64 ***	4.48 ***
45-49 ans	1.66 ***	2.08 ***	6.50 ***	1.53 *	1.63 ***	2.63 ***
50 ans et plus	1.24 **	2.00 ***	5.94 ***	0.64	1.33 *	1.55 ***
Ancienneté dans le secteur (Réf. Moins d'un an)						
Un an	3.32 ***	2.18 ***	1.79 ***	4.08 ***	2.86 ***	6.48 ***
Deux ans ou plus	6.34 ***	3.64 ***	11.98 ***	6.01 ***	4.01 ***	25.61 ***
Interaction Ancienneté × Âge						
Un an d'ancienneté et...						
... 25-29 ans	0.83 **	0.72 ***	0.63 **	0.45 **	0.63 **	0.55 *
... 30-34 ans	0.88	0.81 *	0.51 ***	0.58 *	0.57 ***	0.44 **
... 35-39 ans	0.92	0.74 **	0.49 ***	0.68 *	0.69 *	0.51 **
... 40-44 ans	0.99	0.71 **	0.44 ***	0.80	0.75	0.45 **
... 45-49 ans	1.06	0.88	0.54 ***	0.79	0.90	0.74
... 50 ans et plus	0.92	0.81	0.62 ***	0.70	0.75	0.72
Deux ans d'ancienneté ou plus et...						
... 25-29 ans	1.07	0.77 ***	0.70 **	1.22	0.77 *	0.60 *
... 30-34 ans	1.19 *	0.87	0.74 *	1.31	0.84	0.66 *
... 35-39 ans	1.36 ***	0.90	0.80 *	1.41 *	0.91	0.74
... 40-44 ans	1.70 ***	1.26 **	1.06	2.28 **	1.05	0.72
... 45-49 ans	1.38 **	0.95	0.86	1.37	1.11	1.16
... 50 ans et plus	1.34 ***	0.83 *	0.69 **	1.23	1.01	1.26
A été employé par une structure de taille 3 ou 4 et spécialisée dans le secteur de la danse (Réf. Non)						
Oui	4.59 ***	0.84 ***	1.79 ***	2.86 ***	3.45 ***	6.20 ***
A été employé par une structure de taille 3 ou 4 et spécialisée dans le secteur du cirque (Réf. Non)						
Oui	2.53 ***	5.79 ***	11.98 ***	4.08 ***	0.72 ***	1.44 ***

* Pour les deux populations étudiées, le modèle présenté a été retenu suite à une procédure pas à pas prenant en compte la minimisation de l'AIC comme critère de comparaison de qualité des modèles.

Note : ***, **, * respectivement significatifs à $p < 0.001$, $p < 0.01$, $p < 0.05$.

Note de lecture : toutes choses égales par ailleurs (i.e. une fois contrôlés les effets estimés pour les autres variables introduites dans le modèle), un homme a 1.16 fois plus de chances qu'une femme de faire partie du segment D3|D4 plutôt que D1|D2. En d'autres termes, toutes choses égales par ailleurs, pour un homme travaillant dans le domaine de la danse, la probabilité de faire partie du noyau professionnel est de 16 % plus élevée que pour une femme.

Source et champ : voir tableau 1.

3. Des difficultés d'intégration accrues pour les cohortes de nouveaux entrants

L'approche par cohortes vise à saisir le devenir des individus entrés dans le domaine dans une conjoncture donnée (encadré 2). De ce point

de vue, la taille des différentes cohortes est un premier indicateur permettant d'observer l'évolution du nombre de nouveaux entrants dans les deux domaines, autrement dit de quantifier celles et ceux qui « tentent » d'accéder à l'activité artistique (Buscatto, 2008). Après une forte

progression entre 2007 et 2008, le volume de nouveaux entrants ne cesse de diminuer : -7.3 % par an en moyenne pour la danse entre 2008 et 2016, et -5.2 % dans le cas du cirque sur la même période (figure VIII). En d'autres termes, alors que les deux populations continuent à croître, le flux de renouvellement tend quant à lui à se tarir, impliquant un vieillissement démographique.

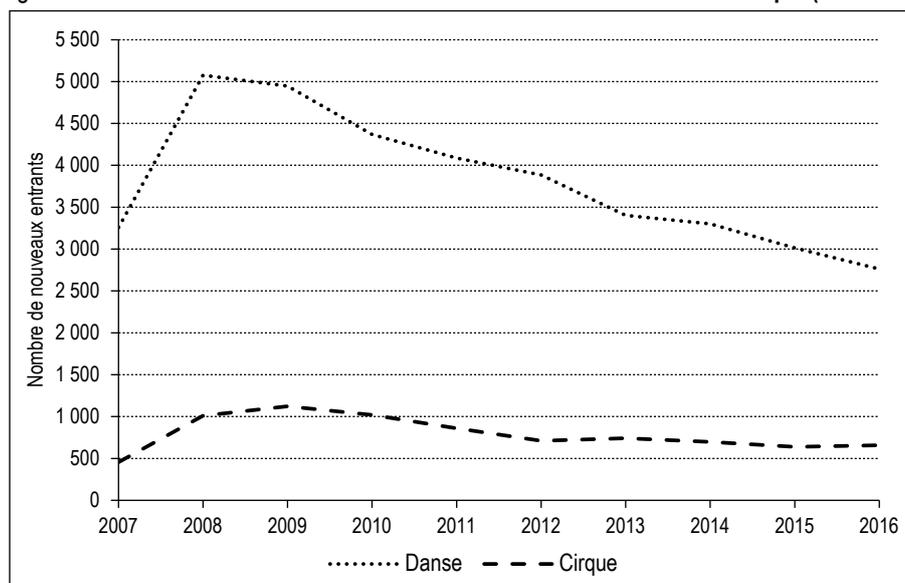
Plus en détail, on observe que l'âge moyen augmente dans les deux secteurs étudiés en passant de 33 ans à 35 ans pour la danse, avec une progression annuelle moyenne de +0.6 %, et de 34.2 à 36.4 ans pour le cirque, soit +0.8 % en moyenne par an (tableau 5). Cependant, ce constat nécessite d'être légèrement nuancé par la prise en compte du vieillissement général de la population française. En effet, entre 2007 et 2015, l'âge moyen de la population est passé de

39.6 à 40.9 ans, avec une progression annuelle moyenne de +0.4 % (Insee, 2020). Le phénomène observé s'inscrit donc dans ce mouvement général sans pour autant lui être réductible. Par ailleurs, ces prétendants à l'activité artistique ont des caractéristiques spécifiques par rapport aux individus déjà présents dans le domaine. Si l'âge des nouveaux entrants est, sans surprise, inférieur de 5 à 7 ans en moyenne à celui de l'ensemble de la population tout en restant stable sur la période, on note également une légère surreprésentation des femmes parmi ces cohortes, avec des écarts allant de +0.5 à +5 %. Néanmoins la différence majeure porte sur les profils d'emploi, les prétendants étant très majoritairement cantonnés aux segments de « l'activité réduite spécialisée » (moins de 500 heures de travail sur l'année dont plus de

ENCADRÉ 2 – Construction et caractéristiques des cohortes

La cohorte d'une année N est composée d'individus ayant au moins 1 heure d'activité dans le périmètre des annexes VIII ou X lors de cette année N et n'ayant eu aucune activité lors des années précédentes. Sur ce plan, les données disponibles permettent de limiter très fortement la présence de biais de censure à gauche dans la mesure où l'on dispose des informations relatives aux contrats antérieurs à la période d'observation (2006-2016) et plus particulièrement de la date du premier contrat enregistré auprès des services de Pôle Emploi (les plus anciens remontant à 1997). Néanmoins, ce caractère rétrospectif n'est pleinement assuré qu'à partir de 2007, date d'une opération de consolidation des bases AEM et DUS. De fait, la cohorte 2006 a été écartée de l'analyse car il n'est pas possible de certifier qu'elle se compose uniquement de « vrais » nouveaux entrants, contrairement aux cohortes des années suivantes. De même, l'année 2016 est signalée uniquement à titre indicatif, le devenir en 2017 des individus n'étant que partiellement connu. Partant de là, le jeu de données permet la construction de 20 cohortes de tailles variables, composées exclusivement de « vrais » nouveaux entrants et construites à partir des indicateurs suivants : a) individus présents pour la première fois une année N (2007 à 2016, soit 10 cohortes annuelles) ; b) individus effectuant au moins 1 heure de travail annuel dans le secteur de la danse ou du cirque lors de l'année N (soit 2 domaines d'activité).

Figure VIII – Évolution du volume de nouveaux entrants en danse et en cirque (2006-2016)



Note de lecture : en 2007, le nombre d'individus absents de la base de données lors des années antérieures et déclarant au moins une heure de travail dans le domaine de la danse s'élève à 3 257. Ils sont 3 014 dans ce cas en 2016.
Source et champ : Pôle Emploi. Ensemble des individus entrant dans le périmètre des annexes VIII ou X et ayant déclaré au moins une heure de travail dans l'année relevant du secteur de la danse ou des arts du cirque.

Tableau 5 – Caractéristiques des cohortes d'entrants au regard des populations annuelles

A – Domaine Danse	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Individus relevant du domaine	11 750	14 807	17 171	17 856	18 291	18 476	18 502	18 525	18 886
Entrants en N	3 257	5 076	4 946	4 368	4 087	3 885	3 403	3 302	3 014
Taux d'entrée en N (%)	27.7	34.3	28.8	24.5	22.3	21.0	18.4	17.8	16.0
Âge moyen									
individus relevant du domaine	33.0	33.0	33.2	33.5	33.7	33.7	34.0	34.3	35.1
entrants en N	29.1	30.4	29.9	29.0	28.9	28.5	28.9	28.6	28.2
Part de femmes (%) parmi									
les individus relevant du domaine	61.5	62.1	62.2	61.7	62.6	61.7	62.4	61.7	60.1
les entrants en N	62.9	66.5	66.7	65.4	67.2	65.6	64.8	64.1	60.8
Profil d'emploi des individus relevant du domaine (%)									
D1 D2	55.6	61.8	61.2	60.2	59.3	58.7	59.3	58.1	54.4
D3 D4	21.9	18.0	17.7	18.3	18.0	19.1	18.4	18.5	18.6
Autres 1 2	12.8	11.7	12.4	12.2	12.3	12.4	12.2	12.1	12.2
Autres 3 4	9.7	8.5	8.7	9.3	10.5	9.8	10.1	11.3	14.9
Profil d'emploi des entrants en N (%)									
D1 D2	86.6	89.7	88.6	90.6	91.4	90.8	89.7	90.9	89.8
D3 D4	4.6	2.9	4.2	4.0	3.0	4.1	4.4	3.9	4.6
Autres 1 2	8.0	7.1	6.7	4.9	5.0	4.6	5.2	4.9	4.9
Autres 3 4	0.9	0.3	0.5	0.5	0.7	0.4	0.7	0.3	0.7
Taux de maintien à N+1 des entrants en N (%)	56.7	66.3	59.1	55.5	53.3	53.3	49.7	47.0	46.6
B – Domaine Cirque	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Individus relevant du domaine	2 272	3 241	4 012	4 387	4 390	4 565	4 701	4 727	4 724
Entrants en N	456	1 010	1 123	1 020	860	711	741	698	639
Taux d'entrée en N (%)	20.1	31.2	28.0	23.3	19.6	15.6	15.8	14.8	13.5
Âge moyen									
individus relevant du domaine	34.2	35.2	35.1	34.8	35.1	35.3	35.6	35.9	36.4
entrants en N	30.6	36.0	32.0	30.2	30.9	29.9	29.7	30.2	29.8
Part de femmes (%) parmi									
les individus relevant du domaine	36.8	35.5	36.5	37.3	36.4	36.4	37.4	38.6	39.8
les entrants en N	37.5	34.4	38.7	36.0	36.1	36.0	39.5	41.7	43.5
Profil d'emploi des individus relevant du domaine (%)									
C1 C2	34.5	43.8	46.9	45.9	43.9	42.8	44.1	41.6	42.3
C3 C4	18.1	15.1	13.9	16.2	18.5	18.8	18.4	19.8	18.8
Autres 1 2	22.1	22.1	21.7	20.6	19.8	19.7	20.0	19.1	18.8
Autres 3 4	25.4	19.1	17.5	17.4	17.9	18.8	17.5	19.4	20.2
Profil d'emploi des entrants en N (%)									
C1 C2	74.6	81.7	81.2	80.9	82.8	80.3	83.3	85.0	86.5
C3 C4	5.9	2.9	2.4	5.9	7.1	7.2	5.3	4.9	5.2
Autres 1 2	17.1	14.2	14.6	12.2	8.8	11.0	10.8	9.2	7.4
Autres 3 4	2.4	1.3	1.8	1.1	1.3	1.6	0.7	1.0	0.9
Taux de maintien à N+1 des entrants en année N (%)	62.1	69.4	65.6	60.7	57.6	56.6	53.4	44.3	43.5

Note de lecture : en 2007, 11 750 individus ont travaillé au moins une heure dans le domaine de la danse, dont 3 257 présents pour la première fois dans le domaine (soit 27.7 % de l'ensemble). Parmi ces derniers 56.7 % avaient toujours une activité dans le périmètre des annexes VIII ou X l'année suivante (que ce soit dans le domaine de la danse ou autre). Ils étaient 33.4 % dans ce cas cinq ans plus tard, les autres n'ayant plus aucune activité déclarée dans le secteur.

Source et champ : voir tableau 1.

50 % dans le domaine de prédilection), ce qui est le cas de 85 à 90 % des nouveaux entrants dans le domaine de la danse et de 75 à 85 % dans le domaine du cirque. La part de celles ou ceux qui entrent directement dans le noyau professionnel dès leur première année d'activité est ainsi très

limitée, soulignant la rareté d'insertions professionnelles rapides et complètes.

Compte tenu de la propension des nouveaux entrants à se trouver – au moins dans un premier temps – en marge du marché de l'emploi artistique, il est essentiel de saisir dans quelle

proportion ils parviennent malgré tout à se maintenir durablement dans le secteur. À des fins descriptives, une série de courbes de séjour a été établie pour chacune des cohortes suivant la méthode Kaplan-Meier (figure IX)⁷. On observe, hormis la particularité de l'année 2008 où les taux de maintien en activité sont les plus élevés⁸, une augmentation progressive de la vitesse d'éviction au fil des années, cette accélération étant d'autant plus marquée la première année d'activité. Autrement dit, alors que le nombre de nouveaux entrants tend à diminuer, ce qui pourrait théoriquement réduire les phénomènes de concurrence entre prétendants à l'activité artistique, les chances de se maintenir dans le secteur s'amenuisent au fil de la période, suivant un processus encore peu décrit par la littérature. Afin d'appréhender plus finement ce phénomène et saisir les conditions de possibilité d'un maintien en activité dans la durée, tout en évitant les biais de censure à droite, seules les cohortes 2007 à 2011 ont été conservées pour la suite de l'analyse après avoir été tronquées en incluant uniquement les cinq premières années d'activité de manière à les rendre pleinement comparables (figure X). Ces cinq cohortes ont ensuite été soumises à une double modélisation visant à déterminer les facteurs maximisant la « longévité » dans le secteur du spectacle (encadré 3).

Les paramètres des modèles AFT et PH à covariables et effets dépendants du temps⁹ convergent et confirment le constat réalisé à

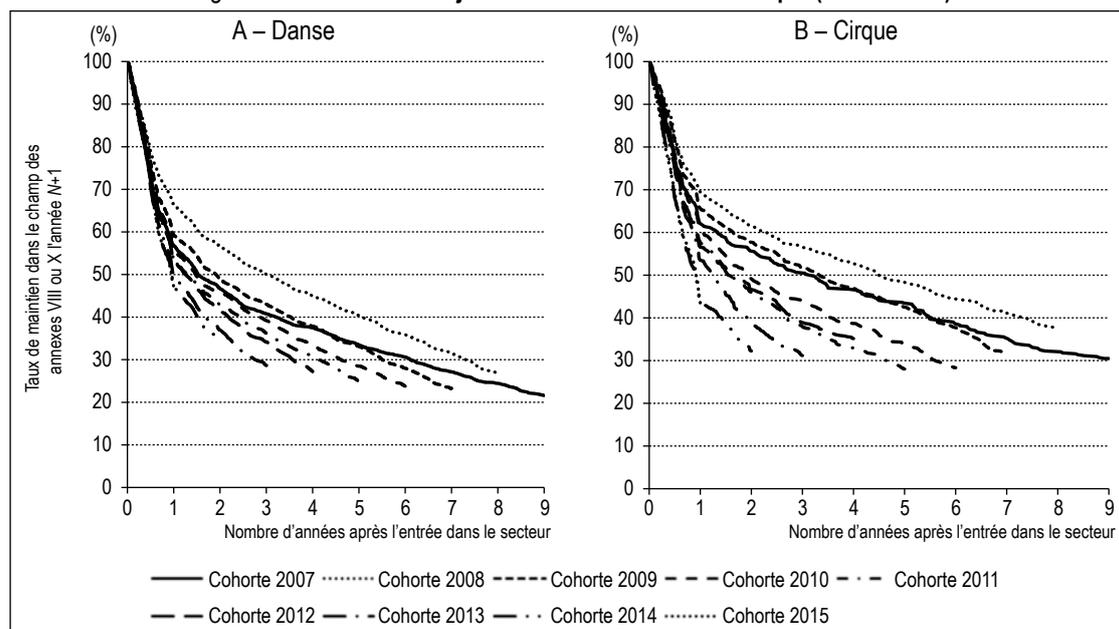
partir des courbes Kaplan-Meier (voir tableau 6). Les phénomènes d'éviction s'accroissent au fil des cohortes, accélération plus marquée dans le domaine du cirque que dans celui de la danse même si les taux moyens d'éviction sont plus élevés dans ce dernier. Par rapport aux cohortes 2007 prises comme référence, la probabilité de cesser son activité au cours des cinq premières années est 1.5 fois plus élevée pour les cohortes 2010-2011 en danse et 2.2 fois plus élevée en cirque. Par ailleurs, illustrant la variabilité d'effet des covariables au fil du temps, il apparaît que la rentabilité de l'appartenance au noyau professionnel augmente durant les premières années d'activité pour s'amenuiser lors de la cinquième année dans le secteur. Selon un ratio approchant +0.5, appartenir aux segments D3|D4 ou C3|C4 lors de sa première année d'activité est un facteur limitant la probabilité d'éviction à l'horizon de l'année suivante par rapport à l'appartenance aux segments D1|D2 ou C1|C2.

7. Sont considérés comme sortant du périmètre des annexes VIII ou X, les individus qui ont déclaré au moins une heure d'activité lors d'une année N et plus aucune lors des années ultérieures. La date de sortie effective est obtenue à partir de la date de fin du dernier contrat connu, ce qui permet d'établir une mesure de durée d'activité en temps continu (fraction d'année de présence) plutôt qu'en temps discret (année révolue de présence).

8. Cette année étant marquée par la pleine entrée en vigueur du FPS (supra).

9. L'analyse des résidus de Schoenfeld, non présentée ici, relative aux modélisations PH réalisées suivant la méthode standard, démontre que l'hypothèse de proportionnalité des risques relatifs ne se vérifie pas sur les données mobilisées, rendant nécessaire le recours à des modèles plus complexes.

Figure IX – Courbes de séjour des cohortes danse et cirque (2007 à 2015)



Note de lecture : parmi les 3 257 individus entrés dans le domaine de la danse en 2007, 21.6 % exercent toujours une activité dans le périmètre des années VIII ou X en 2016, 9 ans après leur entrée dans le secteur.
Source et champ : voir figure VIII.

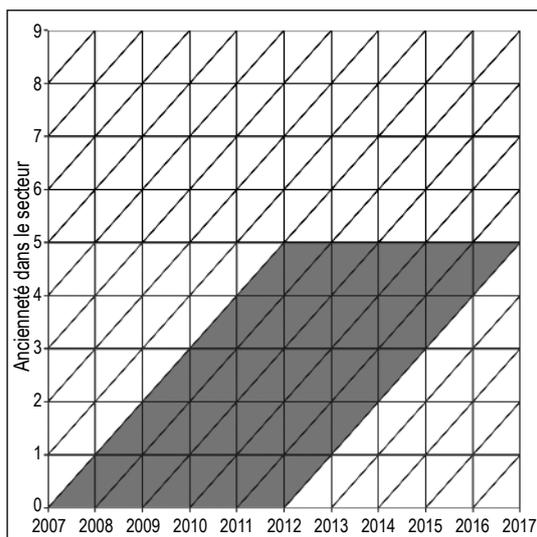
ENCADRÉ 3 – Modèles paramétriques et semi-paramétriques en analyse historique d'événement

L'analyse historique d'événement (*event history analysis*), autrement dit la modélisation statistique du facteur temps (t) dans la probabilité d'occurrence d'un événement particulier (décès, mariage, naissance, sortie du marché de l'emploi, etc.) avant la fin de la phase d'observation au temps T , tel que $S(t) = Pr\{T > t\}$, distingue deux grandes familles de méthodes en temps continu :

- d'une part, les méthodes paramétriques, telle la modélisation du temps de défaillance accéléré (*accelerated failure time*, AFT), qui modélisent la durée précédant l'occurrence de l'événement (Kalbfleisch & Prentice, 2002) ;
- d'autre part, les méthodes semi-paramétriques, tel le modèle de Cox à hasard proportionnel (*proportional hazards*, PH), qui modélisent l'occurrence de l'événement (Therneau & Grambsch, 2002).

Si les modèles de type AFT s'interprètent de manière intuitive, ils ont pour inconvénient de s'appuyer sur la spécification *a priori* de la fonction de répartition du risque instantané de base (λ_0). Or, cette fonction, qui peut suivre une distribution de Weibull, exponentielle, logistique ou log normale, etc., n'est le plus souvent pas connue, ce qui implique une démarche de tâtonnement et de comparaison entre modèles réalisés à partir de différentes lois de distribution. Inversement les modèles de type PH s'affranchissent de toute conjecture sur la distribution du hasard de base (λ_0), mais ont l'inconvénient de reposer sur l'hypothèse de proportionnalité d'effet des covariables en fonction du temps et d'invariabilité temporelle de la valeur de ces mêmes covariables. Or, ceci ne se vérifie pas toujours. Afin de pallier ce problème, il est envisageable de mobiliser des modèles PH plus complexes (stratifiés et/ou à facteurs explicatifs dépendants du temps) comme c'est le cas dans l'analyse présentée ici.

Figure X – Diagramme de Lexis illustrant les cohortes retenues pour la modélisation du maintien en activité



Note : les données et le devenir concernant la cohorte entrée en 2007 dans le périmètre des annexes VIII ou X sont disponibles jusqu'à la fin de l'année 2016. Néanmoins, les données conservées pour l'analyse du maintien en activité portent uniquement sur les cinq premières années de présence dans le secteur (2007 à 2011). La durée de suivi retenue est identique pour les cohortes suivantes, jusqu'à la cohorte 2011, suivie également sur 5 ans (2011 à 2015).

En danse, 50 à 64 % des nouveaux entrants relevant des segments D1|D2 la première année poursuivent ainsi une activité en année 2 contre 74 à 84 % de ceux relevant des segments D3|D4. Ces proportions sont, respectivement, de 52 à 64 % et 68 à 85 % dans le cas du cirque. Cet effet protecteur augmente encore dans les années 2 à 4, démontrant logiquement qu'une insertion professionnelle rapide et forte protège de l'éviction. Cependant, l'effet s'érode lors de la cinquième année d'activité, impliquant que le profil d'emploi n'est plus la seule variable à

peser sur le maintien dans le secteur, d'autres facteurs (avancée en âge, type d'employeur, notoriété, santé, maternité/paternité, etc.) – plus ou moins observables à partir de nos données – entrant en jeu (Bourneton *et al.*, 2019).

En résumé, du fait de conditions d'emploi qui se durcissent d'une année sur l'autre (*supra*), les cohortes de nouveaux entrants ont de plus en plus de difficultés à durer dans l'activité alors même qu'elles sont moins nombreuses. La réduction de la concurrence entre celles et ceux qui tentent leur chance dans le secteur laisse donc intacte la concurrence avec les individus déjà présents et installés. En d'autres termes, la concurrence au sein même des segments secondaires se double d'une concurrence entre segments secondaire et primaire, ce dernier tendant alors à opérer comme une forme de marché interne (Doeringer & Piore, 1971).

* *
*

Cet article visait à décrire deux des facteurs de segmentation du système d'emploi artistique que sont le volume et la structure d'activité et d'en observer les évolutions temporelles dans les domaines de la danse et du cirque en France. Tout en montrant le durcissement collectif des conditions d'emploi tout au long de la période 2006-2016, les résultats présentés illustrent également de façon claire la frontière séparant segment primaire – où évoluent les artistes « installés » – et segment secondaire – composé des artistes les plus précaires, au premier rang desquels celles et ceux qui tentent d'entrer dans

Tableau 6 – Modélisation du maintien en activité des cohortes 2007 à 2011

	Population Danse		Population Cirque	
	G-généralisé AFT (exp ^{coef})	Modèle de Cox (exp ^{coef})	G-généralisé AFT (exp ^{coef})	Modèle de Cox (exp ^{coef})
Période d'entrée dans le secteur (Réf. 2007)				
2008-2009	0.96	1.05	0.78*	1.33*
2010-2011	0.67***	1.49 ***	0.49***	2.21***
Sexe (Réf. Femme)				
Homme	1.02	0.99	1.00	1.00
Âge à l'entrée dans le secteur (Réf. Moins de 25)				
25-29	0.99	1.02	1.03	0.98
30-34	1.00	1.00	1.03	0.97
35-39	0.95	1.06	0.87	1.17
40-44	1.00	1.00	0.87	1.19
45-49	0.96	1.04	0.94	1.08
50 et plus	0.77***	1.29 ***	0.79**	1.32**
Zone de résidence à l'entrée dans le secteur (Réf. Île-de-France)				
Autres régions	1.00	1.00	1.10	0.90
Profil d'emploi lors de l'année N (Réf. D1 D2 ou C1 C2)				
D3 D4 ou C3 C4 – Année 1	2.16***	0.44 ***	1.50*	0.65*
Année 2	4.75***	0.20 ***	1.69**	0.55**
Année 3	8.86***	0.11 ***	4.94***	0.17***
Année 4	11.11***	0.09 ***	6.94***	0.13***
Année 5	7.29***	0.16 ***	2.04*	0.47*
Autres1 2 – Année 1	2.55***	0.37 ***	2.65***	0.33***
Année 2	4.28***	0.23 ***	2.73***	0.34***
Année 3	4.04***	0.26 ***	1.89***	0.51***
Année 4	3.95***	0.28 ***	1.66**	0.60**
Année 5	3.04***	0.37 ***	1.37	0.72
Autres3 4 – Année 1	3.68***	0.24 ***	2.41*	0.36*
Année 2	5.04***	0.19 ***	4.21***	0.21***
Année 3	9.41***	0.10 ***	6.35***	0.13***
Année 4	17.02***	0.06 ***	6.82***	0.13***
Année 5	10.11***	0.11 ***	2.81*	0.33*
A été employé par une structure de taille 3 ou 4 et spécialisée dans le secteur de la danse (Réf. Non)				
Oui	1.20***	0.83***	1.30*	0.76*
A été employé par une structure de taille 3 ou 4 et spécialisée dans le secteur du cirque (Réf. Non)				
Oui	1.67***	0.59***	1.00	1.01
Nombre d'individus concernés		21 734	4 469	
Nombre d'individus censurés à droite		7 038	1 750	

Note : ***, **, * respectivement significatif à $p < 0.001$, $p < 0.01$, $p < 0.05$.

Note de lecture : les modèles AFT présentés mobilisent une fonction de lien Gamma généralisé de paramètres $\mu = 1.01$; $\sigma = 1.10$; $\kappa = 0.72$ dans le cas des données danse et $\mu = 1.48$; $\sigma = 1.00$; $\kappa = 0.78$ dans le cas des données cirque. Dans le secteur de la danse, toutes choses égales par ailleurs (i.e. individus de la cohorte 2007, âgés de moins de 25 ans, résidant en Île-de France, etc.), la durée de maintien en activité d'un homme est supérieure de 2 % (1.02-1) à celle d'une femme. Parallèlement, la probabilité pour un homme de sortir du secteur au cours de 5 premières années d'activité est supérieure de 1 % (1-0.99) à celle d'une femme. Ces deux écarts, pris à titre d'exemples, ne sont pas statistiquement significatifs.

Source et champ : Pôle Emploi. Ensemble des individus entrant dans le périmètre des annexes VIII ou X et ayant déclaré au moins une heure de travail dans l'année relevant du secteur de la danse ou des arts du cirque.

le secteur (Buscatto, 2008). Les deux domaines artistiques étudiés se trouvent pris dans une forme de paradoxe, le nombre global d'artistes continuant d'augmenter alors même que les flux de renouvellement sont en diminution et que les conditions de maintien en activité des nouveaux entrants sont de plus en plus difficiles. S'il est délicat de répondre directement à la question de Menger (2011) sur les effets respectifs des

variations conjoncturelles et des modifications réglementaires, reste que la période 2007-2008 – marquée par l'entrée en vigueur du Fonds de Professionnalisation et de Solidarités (FPS) – apparaît singulière tant par les profils d'emploi observables que par les taux de maintien en activité élevés des individus entrés dans le secteur dans ce contexte. Les années ultérieures apparaissent ici comme une forme de

« rattrapage » de ce qui était observable auparavant. La question subséquente, à laquelle il nous est encore impossible de répondre faute d'une fenêtre d'observation suffisante et de données en série longue, porte sur l'éventuelle présence d'effets de cycle où se succéderaient un afflux important de nouveaux entrants tirant parti d'un dispositif réglementaire « avantageux », suivi d'un tarissement de cet afflux dans la mesure où les prétendants feraient face à la concurrence des artistes « installés » lors de la phase précédente, suivi d'un renouvellement relativement massif au bénéfice des fins de carrière scénique des artistes de la première phase, etc. Ceci ajouterait ainsi une dimension processuelle et temporelle à l'analyse de la segmentation de ces marchés du travail. Par ailleurs, au-delà des traitements déjà réalisés, les données mobilisées pourraient être abordées à partir d'une analyse de séquence (Robette, 2011) visant, d'une part, à produire des indicateurs de stabilité des parcours d'emploi et d'autre part, une typologie de ces mêmes parcours, ceci afin de tester l'évolution de leur distribution au regard des changements

réglementaires. En effet, si la « démultiplication de soi » est une caractéristique des professions artistiques (Bureau *et al.*, 2009 ; Gouyon, 2011 ; Perrenoud & Bataille, 2017), on peut faire l'hypothèse que celle-ci est plus ou moins poussée, favorisée, voire engendrée par le cadre réglementaire et la dureté des conditions d'accès au segment du noyau professionnel. Dans tous les cas, ceci éclaire les mécanismes sous-jacents de réalisation d'une politique de soutien aux artistes, dans un pays affirmant régulièrement son attachement à la culture et à ses acteurs, en posant par exemple qu'« il n'y a pas de culture sans création. Et il n'y a pas de création sans artistes. Parce que nous avons besoin de culture, alors nous avons besoin des artistes »¹⁰. Au-delà de la formule rhétorique, le véritable enjeu porte sur la définition des conditions permettant de mener une activité professionnelle artistique de manière soutenable. □

10. Discours de F. Riestler, ministre de la Culture, en faveur de la création francophone, à la Cité internationale des arts, 19 mars 2019.

BIBLIOGRAPHIE

- Amossé, T., Perraudin C. & Petit, H. (2011).** Mobilité et segmentation du marché du travail : quel parcours professionnel après avoir perdu ou quitté son emploi ? *Économie et Statistique*, 450, 79–105. <https://doi.org/10.3406/estat.2011.9690>
- Bourneton, F., Chopin, M.-P., Cordier, M., Honta, M., Julhe, S. & Salaméro, E. (2019).** Garder les pieds sur scène. Condition du maintien d'une activité artistique dans les secteurs de la danse et du cirque. *Recherches Sociologiques et Anthropologiques*, 50(2), 167–190. <https://doi.org/10.4000/rsa.3609>
- Bucher, R. & Strauss, A. (1961).** Profession in Process. *American Journal of Sociology*, 66(4), 325–334. <https://www.journals.uchicago.edu/doi/pdf/10.1086/222898>
- Bureau, M.-C., Perrenoud, M. & Shapiro, R. (2009).** *L'artiste pluriel. Démultiplier l'activité pour vivre de son art*. Villeneuve-d'Ascq : Presses universitaires du Septentrion.
- Buscatto, M. (2008).** Tenter, rentrer, rester : les trois défis des femmes instrumentistes de jazz. *Travail, genre et sociétés*, 19, 87–108. <https://doi.org/10.3917/tgs.019.0087>
- Cardon, V. (2017).** De l'emploi atypique à la retraite du régime général : les retraites des salariés intermittents du spectacle. *Retraite et société*, 78, 137–157. <https://doi.org/10.3917/rs1.078.0137>
- David-Gibert, G., Guy, J.-M. & Sagot-Duvaurox, D. (2006).** *Les arts du cirque. Logiques et enjeux économiques*. Paris: La Documentation française.
- Doeringer, P. B. & Piore, M. (1971).** *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*. New-York: Sharp.
- Grégoire, M. (2010).** Intermittents du spectacle et assurance chômage : retour sur un diagnostic convenu (1980-2003). *Connaissance de l'Emploi* N° 74.
- Grégoire, M. (2013).** *Les Intermittents du spectacle. Enjeux d'un siècle de lutte*. Paris: La Dispute.
- Gouyon, M. (2011).** L'emploi salarié dans le spectacle en 2008 : une diversité de situations. *Culture chiffres* N° 2011/6. <https://www.culture.gouv.fr/content/download/17420/file/CC-2011-6-site.pdf?inLanguage=fr-FR>
- Gouyon, M. & Patureau, F. (2014).** Tendances de l'emploi dans le spectacle. *Culture chiffres* N° 2014/2. <https://www.culture.gouv.fr/content/download/86973/file/CC-2014-2-Tendances%20de%20l%27emploi%20dans%20le%20spectacle.pdf?inLanguage=fr-FR>

- Hénaut, L. & Poulard F. (2018).** Faire groupe au sein d'un groupe : la structuration des segments professionnels. *SociologieS*. <http://journals.openedition.org/sociologies/8798>
- Insee (2020).** Bilan démographique 2019.
- Kalbfleisch, J. & Prentice, R. (2002).** *The Statistical Analysis of Failure Time Data*. New-York: Wiley.
- MCC (2003).** Les danseurs. *Développement culturel* N° 142.
- Menger, P.-M. (1989).** Rationalité et incertitude de la vie d'artiste. *L'Année sociologique*, 39, 111–151. <https://www.jstor.org/stable/27889991>
- Menger, P.-M. (2011).** *Les intermittents du spectacle. Sociologie du travail flexible*. Paris: Ed. de l'EHESS.
- Menger, P.-M., Rannou, J., Blondel, A., Cicé, C. & Zavadski C. (2001).** *Les métiers du spectacle vivant et leurs classifications : Bilan et harmonisation*. Paris: CPNEF-SV.
- Perrenoud, M. & Bataille, P. (2017).** Être musicien interprète en Suisse romande. Modalités du rapport au travail et à l'emploi. *Revue suisse de sociologie*, 43(2), 309–333. <https://doi.org/10.1515/sjs-2017-0017>
- Pilmis, O. (2007).** Des « employeurs multiples » au « noyau dur » d'employeurs : relations d'emploi et concurrence sur le marché des comédiens intermittents. *Sociologie du travail*, 49(3), 297–315. <https://doi.org/10.1016/j.sotra.2007.06.023>
- Pôle Emploi (2018).** Les allocataires indemnisés au titre des annexes 8 et 10 en 2017. *Statistiques et indicateurs* N° 18.046. https://www.pole-emploi.org/files/live/sites/peorg/files/documents/Statistiques-et-analyses/S%26I/si_18046_allocataires_indemnis%C3%A9s_annexes_8_et_10_2017.pdf
- Rannou, J. & Roharik, I. (2006).** *Les danseurs. Un métier d'engagement*. Paris: La Documentation Française.
- Robette, N. (2011).** *Explorer et décrire les parcours de vie : les typologies de trajectoires*. Paris: INED.
- Salaméro, E. (2018).** Politiques publiques du cirque. Reconnaissance artistique et segmentation d'une profession (1978-1993). *Politix*, 121, 217–237. <https://doi.org/10.3917/pox.121.0217>
- Sinigaglia-Amadio, S. & Sinigaglia, J. (2017).** *Temporalités du travail artistique : le cas des musiciens et des plasticiens*. Paris: DEPS.
- Therneau, T. & Grambsch, P. (2002).** *Modeling Survival Data: Extending the Cox Model*. New-York: Springer.
-

ANNEXE

NOMENCLATURE DES EMPLOIS ARTISTIQUES ET TECHNIQUES DU SPECTACLE

Au début des années 2000, les services de Pôle Emploi et de la CPNEF-SV, accompagnés par une équipe de l'Institut Marcel Mauss (anciennement CSA et CESTA, puis CESPRA), produisent une classification des emplois du spectacle afin de favoriser l'harmonisation de l'enregistrement statistique des situations de travail (Menger *et al.*, 2001).

Afin de disposer d'un « grain » de définition plus ou moins fin, cette nomenclature, remaniée mais toujours en vigueur, répertorie de manière emboîtée : 3 branches (artistes, techniciens, administratifs) ; 18 domaines d'activités (professionnels des accessoires, professionnels des arts du cirque et des arts visuels, professionnels de l'art chorégraphique, etc.) ; 60 groupes professionnels (technicien son, costumier, musicien, régisseur lumière, artiste de cirque, etc.) ; et 1 388 codes métier qui renvoient à la plus petite unité d'activité recensée dans les bases AEM et DUS (danseur de ballet, danseur de music-hall, danseur de variétés, jongleur, trapéziste, fildefériste, etc.).

Les codes métier correspondant aux groupes professionnels des « danseurs » et « artistes de cirque », qui définissent le périmètre de notre enquête, sont :

Groupe professionnel	Code métier
Danseur	Artiste chorégraphique ou de chorégraphie
	Artiste de revue
	Artiste de spectacle
	Artiste du music-hall
	Artiste de ballet
	Danseur
	Danseur de ballet ou de compagnie
	Danseur de music-hall
	Danseur de variété
	Danseur soliste
	Figurant du ballet
	Premier danseur
	Stripteaseur
	Artiste de cirque
Antipodiste	
Artiste de cirque	
Artiste fauconnier	
Bolas	
Boleadoras	
Cavalier	
Clown	
Contorsionniste	
Dompteur	
Dresseur	
Échassier	
Équilibriste	
Fildefériste	
Funambule	
Jongleur	
Trapéziste	
Voltigeur	

Évaluation du crédit d'impôt innovation

An Evaluation of the Innovation Tax Credit

Simon Bunel* et Benjamin Hadjibeyli**

Résumé – Le crédit d'impôt innovation (CII) est une extension du crédit d'impôt recherche (CIR) destinée à renforcer l'effet incitatif du CIR pour les PME, afin qu'elles s'engagent dans la création de nouveaux produits *via* le développement de prototypes ou d'installations pilotes. Instauré en 2013, il représentait 120 M€ de créance d'impôt en 2014, pour environ 5 300 bénéficiaires. Cet article propose de mesurer l'impact de l'introduction de ce dispositif sur ses bénéficiaires, sur la période 2013-2016. À l'aide d'une méthode de doubles différences après appariement sur score de propension, il est mis en évidence une hausse de l'emploi plus importante à court terme chez les entreprises bénéficiaires du dispositif, ainsi qu'une hausse plus marquée à moyen terme de leur chiffre d'affaires. Il est également observé une augmentation plus importante du nombre de nouveaux produits fabriqués par les bénéficiaires. Enfin, l'introduction du CII s'est accompagnée d'une baisse des dépenses de recherche déclarées dans le cadre du CIR.

Abstract – *The Innovation tax credit (crédit d'impôt innovation, CII) is an extension of the Research tax credit (crédit d'impôt recherche, CIR) intended to boost the incentive effect of the latter on SMEs to encourage them to engage in the creation of new products via the development of prototypes or pilot installations. Introduced in 2013, it represented €120 million of tax credit in 2014 for some 5,300 recipients. This article seeks to measure the impact of the introduction of this scheme on its beneficiaries over the period from 2013 to 2016. Using a difference-in-differences method following propensity score matching, we find a greater increase in employment in the short term for companies benefiting from the scheme, along with a more marked increase in their turnover in the medium term. A greater increase in the number of new products produced by the beneficiaries is also observed. Finally, the introduction of the CII was accompanied by a reduction in the research expenditure reported under the CIR.*

Codes JEL / JEL Classification : C21, D22, H32, L25, O31, O38

Mots-clés : innovation, crédit d'impôt, évaluation, produits

Keywords: innovation, tax credit, evaluation, products

* Banque de France et Paris School of Economics (simon.bunel@banque-france.fr) ; ** DG Trésor (benjamin.hadjibeyli@dgtresor.gouv.fr)

Nous remercions Vincent Dortet-Bernadet, Dominique Goux, Sylvie Marchand et Sébastien Roux pour leurs conseils, et plus généralement, la Direction générale des entreprises et l'Insee, institutions au sein desquelles nous avons effectué presque la totalité de ce projet. Nous remercions également Philippe Aghion, Mickael Beatriz, Christine Costes, Bronwyn Hall, Xavier Jaravel, Clémence Lenoir, Rémi Monin, Loriane Py, Simon Quantin, Géraldine Séroussi, ainsi que deux relecteurs anonymes, pour leurs commentaires et suggestions. Enfin, l'accès à certaines données utilisées dans le cadre de ce travail a été réalisé au sein d'environnements sécurisés du Centre d'accès sécurisé aux données (Réf. 10.34724/CASD).

Reçu en janvier 2020, accepté en mars 2021.

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.

Citation: Bunel, S. & Hadjibeyli, B. (2021). An Evaluation of the Innovation Tax Credit. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 526-527, 113–135. doi: 10.24187/ecostat.2021.526d.2055

La recherche, le développement et l'innovation (RDI) sont aujourd'hui l'une des priorités des pouvoirs publics, comme en témoigne l'objectif fixé par l'Union européenne de consacrer 3 % du PIB aux dépenses de R&D et d'innovation et le lancement de l'initiative « Union de l'innovation » dans le cadre de la stratégie Europe 2020. La théorie économique suggère que les activités de RDI doivent être soutenues, car elles ont un effet positif sur la croissance et plusieurs défaillances de marché amènent les entreprises à sous-investir dans ces activités. Toutefois, les modalités de mise en place de politiques de soutien sont largement discutées, en particulier, la question de la répartition optimale entre soutiens directs et incitations fiscales reste centrale.

En France, les incitations fiscales représentent plus de deux tiers des 10 Md€ annuels d'aides à la RDI. Le crédit d'impôt recherche (CIR), instauré en 1983 et fortement réformé en 2008, en est le principal dispositif (environ 6 Md€ de créance d'impôt annuelle). De nombreuses évaluations du CIR ont été produites (pour une synthèse, voir Cnepi, 2019). La question essentielle à laquelle ces évaluations tâchent de répondre est celle de l'effet du CIR sur les dépenses de R&D. Les études les plus récentes, qu'elles se basent sur des modèles structurels (Lopez & Mairesse, 2018 ; Mulkay & Mairesse, 2018) ou sur des méthodes de différences de différences (Bozio *et al.*, 2019) convergent sur le fait que les entreprises qui bénéficiaient déjà du CIR avant la réforme de 2008 ont augmenté leurs dépenses de R&D d'un montant égal ou légèrement supérieur à celui de l'aide fiscale reçue. L'impact sur l'emploi serait plus modéré (Bozio *et al.*, 2019). Certaines études (Bozio *et al.*, 2019 ; Lopez & Mairesse, 2018) se sont également intéressées à l'impact de la réforme du CIR sur l'innovation, montrant une hausse de la probabilité de breveter, sans hausse du nombre de brevets conditionnellement au fait d'avoir déposé un brevet par le passé, et une hausse de la probabilité d'innover. Enfin, Lopez & Mairesse (2018) se sont intéressés à l'impact en termes de productivité, montrant que, si l'impact sur la probabilité d'innover est plus faible pour les grandes entreprises, l'impact sur la productivité croît avec la taille de l'entreprise.

D'autres dispositifs français d'aide à la RDI ont été évalués. Tout d'abord, le dispositif « jeunes docteurs » inclus dans le CIR a fait l'objet de deux évaluations spécifiques (Margolis & Miotti, 2015 ; Giret *et al.*, 2018). Ces deux études trouvent un effet positif du dispositif sur l'emploi des jeunes docteurs, mais sans impact

au final sur la qualité de l'emploi. Le dispositif « jeunes entreprises innovantes » (JEI) a également fait l'objet de trois évaluations (Lelarge, 2008, 2009 ; Hallépée & Houlou-Garcia, 2012 ; Bunel *et al.*, 2020), qui trouvent un effet positif sur l'emploi notamment. En ce qui concerne la participation aux pôles de compétitivité, un impact positif sur les dépenses de R&D a été mis en évidence (Bellégo & Dortet-Bernadet, 2014) à partir d'une méthode d'appariement et d'une estimation en différences de différences, mais cet effet serait hétérogène par type de pôle (Ben Hassine & Mathieu, 2017). De manière plus générale, d'autres travaux se sont intéressés à l'impact global des aides françaises à la R&D. En combinant un modèle de demande de travail et une méthode d'appariement, Dortet-Bernadet & Sicsic (2015) montrent que les aides à la R&D ont un effet positif sur l'emploi qualifié des PME. Enfin, plusieurs évaluations de dispositifs français de soutien à l'innovation ont été menées dans le cadre du plan d'évaluation des aides à la RDI (Charpin, 2020), dont celles des aides individuelles à l'innovation de Bpifrance ou des aides aux projets de R&D.

En 2013, le CIR a été étendu aux dépenses d'innovation des PME *via* le Crédit d'impôt innovation (CII). L'assiette du CII est constituée des dépenses de conception de prototypes ou d'installations pilotes de nouveaux produits, dans la limite de 400 000 € par an et par entreprise, et son taux est de 20 %. En particulier, les dépenses de personnel et les dotations aux amortissements liées à ces activités sont concernées par ce crédit d'impôt. Néanmoins, les assiettes du CIR et du CII sont disjointes, puisqu'elles font référence à des activités différentes, l'une plus en amont du processus de RDI et l'autre plus en aval. Le CII a pour objectif de compléter le CIR en favorisant la valorisation économique d'une technologie, là où le CIR favorisait son développement expérimental. Sur ses deux premières années d'existence, le CII a concerné 6 574 PME, pour un montant total de 203 M€ de crédit d'impôt et une créance annuelle moyenne de 22 k€.

Le CII étant un dispositif récent, il n'existe pas, à notre connaissance, d'évaluation de ce dispositif. La présente évaluation a pour objectif de combler ce manque. Tout d'abord, nous nous intéressons au développement économique au sens large des entreprises bénéficiaires, en les comparant à des PME similaires n'ayant pas bénéficié du CII. Nous étudions l'effet de l'introduction du dispositif sur, par exemple, l'emploi, le chiffre d'affaires ou l'investissement. Ensuite, le CII ayant pour objectif de concourir au développement des activités d'innovation des entreprises

et à la mise sur le marché de nouveaux produits, nous analysons les différences d'évolution du nombre de nouveaux produits entre entreprises bénéficiaires et entreprises comparables non bénéficiaires. À notre connaissance, l'étude empirique de l'effet d'un dispositif de soutien public à la R&D et l'innovation sur la mise sur le marché de produits nouveaux est une première au sein de la littérature. Au-delà de l'innovation méthodologique reposant sur l'utilisation de données de produits, l'étude de cette question est particulièrement importante pour l'évaluation du CII, qui vise justement à inciter les bénéficiaires à la création de produits nouveaux. Enfin, le positionnement de ce dispositif dans le panorama très dense des aides françaises à la RDI est une question essentielle pour l'orientation des politiques publiques. C'est pourquoi nous nous intéressons aux interactions avec le CIR, afin notamment de mesurer s'il y a eu un éventuel effet de substitution entre les deux dispositifs.

La section 1 présente le dispositif et quelques statistiques descriptives. La section 2 présente la méthodologie employée dans cette évaluation, une méthode de doubles différences après appariement. Enfin, la section 3 décrit les résultats obtenus.

1. Description du dispositif

1.1. La mesure

Le Crédit d'impôt innovation (CII) est une extension du Crédit d'impôt recherche (CIR) réservée aux PME¹ ; son assiette est constituée des dépenses d'innovation relatives à la conception de prototypes ou d'installations pilotes de nouveaux produits, dans la limite de 400 000 € par an et par entreprise, et à un taux de 20 %. Cette assiette inclut des dépenses internes, notamment relatives au personnel et aux immobilisations, ainsi que des dépenses sous-traitées. La déclaration à l'administration fiscale se fait dans le cadre de celle du CIR, mais les assiettes de dépenses concernées par les deux dispositifs sont disjointes. En outre, si le crédit d'impôt au titre du CIR ou du CII excède le montant d'impôt sur les sociétés, le surplus (ou la totalité si la PME n'est pas imposable) donne lieu à remboursement par la Direction Générale des Finances Publiques (DGFIP). Ce remboursement peut être immédiat si la PME bénéficiaire en fait la demande auprès de l'administration fiscale².

Le nouveau produit, issu des travaux d'innovation donnant droit au CII, doit se distinguer des produits du marché de référence (les concurrents de l'entreprise) par des performances supérieures sur le plan technique, des fonctionnalités, de l'ergonomie ou de l'écoconception, et ceci à la date

du début des travaux. En particulier, les innovations de service, de procédé, d'organisation ou de mode de commercialisation sont exclues du dispositif. Ainsi, le CII a pour objectif d'aider à améliorer les performances d'un produit à des fins de mise sur le marché, alors que le CIR a pour objectif de lever un verrou technologique en faisant progresser l'état des connaissances scientifiques et techniques disponibles aux débuts des travaux. Le CII complète donc le CIR en favorisant la valorisation économique d'une technologie, là où le CIR favorisait son développement expérimental. Par conséquent, le CII apparaît plus en aval du processus d'innovation, alors que le CIR joue plus en amont. Par construction, ces deux crédits d'impôts sont donc, *a priori*, complémentaires. Toutefois, si des externalités positives semblent induites par le CIR, *via* le conditionnement de l'éligibilité des dépenses à l'objectif de progrès des connaissances scientifiques et techniques autour d'une technologie, l'existence de ces externalités semble plus difficile à envisager dans le cas du CII, qui vise la conception d'un prototype ou une installation pilote d'un produit nouveau au sein d'une entreprise. Au total, le CII constitue un dispositif original de soutien à la R&D et à l'innovation, en raison de son objectif principal de développement de produits, de la nature des dépenses éligibles qui interviennent relativement tard au cours du processus de R&D et du faible nombre d'externalités positives générées autour des bénéficiaires.

L'objectif principal du CII, exprimé dans la loi de finances pour 2013 instaurant le dispositif³ est de « renforcer la compétitivité des PME innovantes » en favorisant la création de nouveaux produits et donc la valorisation économique de l'activité de recherche et développement (R&D). En particulier, sur ce second point, la nécessité de développer les efforts en innovation était alors illustrée par le tableau de bord 2011 de l'innovation au sein de l'Union européenne, selon lequel « moins d'un tiers des PME françaises ont mis en place une innovation de produit ou de procédé contre 54 % des PME allemandes », écart qui reste encore aujourd'hui conséquent. Cet écart s'explique en partie par des considérations sectorielles, le poids du secteur industriel dans le tissu

1. Le CII est réservé aux entreprises qui satisfont à la définition des micro, petites et moyennes entreprises donnée à l'annexe I au règlement (CE) 800/2008 de la Commission européenne : ce sont donc les entreprises qui occupent moins de 250 personnes et dont le chiffre d'affaires annuel n'excède pas 50 millions d'euros ou dont le total du bilan annuel n'excède pas 43 millions d'euros.

2. 70 % des bénéficiaires du CII en 2013 ou 2014 ont recours à cette possibilité de remboursement immédiat.

3. Examen de la première partie du projet de loi de finances pour 2013 – Tome II : Conditions générales de l'équilibre financier.

économique étant très important en Allemagne en comparaison des autres pays européens, et l'industrie étant un secteur fortement innovant. Si, par exemple, Balcone & Schweitzer (2019) montrent que la composition sectorielle influe fortement sur le niveau de dépenses de R&D, elle semble cependant moins bien expliquer les écarts en termes d'innovation, comme le suggèrent Duc & Ralle (2019). En effet, les entreprises allemandes sont généralement plus innovantes et introduisent davantage de nouveaux produits que celles des autres pays européens, mais la structure sectorielle ne semble expliquer qu'une faible part de cet écart, tout comme la structure par taille d'entreprises. Dès lors, la propension des PME à lancer de nouveaux produits s'explique probablement davantage par des facteurs liés au processus d'innovation. Le soutien aux dépenses d'innovation à l'aide d'une incitation fiscale demeure une particularité, mais certains pays ont introduit des dispositifs similaires, notamment l'Espagne, avec un crédit d'impôt de 12 % sur les innovations technologiques.

1.2. Données

Nous disposons de la liste des entreprises ayant bénéficié du CIR ou du CII et du montant de la créance octroyée chaque année, ainsi que de toutes les informations contenues dans la déclaration de CIR (base de gestion du CIR, Gecir). Cela nous permet d'identifier les bénéficiaires du CII, mais aussi les PME bénéficiaires du CIR qui n'ont pas demandé le CII à la suite de sa création. L'enquête R&D nous permet par ailleurs d'identifier des entreprises susceptibles de mener des activités d'innovation avant la création du CII. Nous comparons ces données avec les données comptables annuelles des entreprises (chiffre d'affaires, total du bilan, excédent brut

d'exploitation, investissement, endettement, etc.) issues des fichiers Fare afin d'étudier les effets du dispositif sur ces variables. Ces données sont enrichies des déclarations annuelles de données sociales (DADS), qui fournissent, pour chaque entreprise, des données sur l'emploi et les salaires. L'appartenance éventuelle à un groupe fiscal est prise en compte en utilisant les liaisons financières entre sociétés (Lifi). Enfin, l'utilisation des données de l'Atlas des brevets nous permet d'étudier l'activité d'innovation des entreprises, et l'enquête annuelle de production (EAP) permet d'étudier l'évolution du nombre de produits fabriqués par catégorie de produits et par entreprise au sein de l'industrie manufacturière. Ces diverses sources de données sont présentées plus en détail dans l'Annexe en ligne C1 (lien à la fin de l'article).

1.3. Statistiques descriptives

Le montant annuel de CII ainsi que le nombre de bénéficiaires ont augmenté entre 2013 et 2014 (tableau 1), traduisant l'appropriation progressive du dispositif par les entreprises. La hausse du montant total de CII octroyé s'explique à la fois par la hausse du nombre de ses bénéficiaires et par la hausse du montant moyen : le montant total a augmenté de 40 % entre 2013 et 2014, pour un nombre de bénéficiaires qui n'a augmenté que de 29 %, alors que dans le même temps le montant moyen a crû de 12 %. Le montant total de dépenses d'innovation déclarées est de 635 M€ en 2014 ; la proportion d'entreprises atteignant le plafond de dépenses d'innovation de 400 k€ est faible (3 %), ce qui se traduit par un taux effectif moyen de crédit d'impôt de 23 %. Ce sont donc principalement de petites PME qui bénéficient du CII, pour qui le montant perçu

Tableau 1 – Nombre de bénéficiaires et montants annuels de CII

	Nombre de bénéficiaires	Montant total de créance (M€)	Montant moyen de créance (k€)
2013	4 092	83	20
2014	5 286	120	23

Source : DGFIP-Mesri, base Gecir (2013-2014).

Tableau 2 – Répartition sectorielle des bénéficiaires du CII et des montants de CII et de CIR accordés aux PME en 2014 (en %)

	Nombre de bénéficiaires du CII	Montant de CII	Montant de CIR accordé aux PME
Information et communication	32	38	27
Industrie manufacturière	30	28	25
Activités spécialisées, scientifiques et techniques	22	21	37
Commerce, réparation d'automobiles et de motocycles	8	7	5
Autres	8	6	5
Total	100	100	100

Source : DGFIP-Mesri, base GECIR ; Insee, base Fare.

n'est pas négligeable : pour les PME ayant moins de cinq emplois, qui représentent 27 % des bénéficiaires en 2014, le montant de CII représente 8 % de leur chiffre d'affaires en moyenne.

En 2014, trois secteurs perçoivent 87 % du montant total de CII (tableau 2) : l'information et communication (38 % du montant total du CII), l'industrie manufacturière (28 %) et les activités spécialisées, scientifiques et techniques (21 %). Si l'on considère le nombre de bénéficiaires, 84 % appartiennent à l'un de ces trois secteurs : 32 % à l'information et communication, 30 % à l'industrie manufacturière et 22 % aux activités spécialisées, scientifiques et techniques. Ces trois secteurs sont aussi ceux dans lesquels la proportion d'entreprises innovantes est la plus élevée d'après l'enquête Innovation de l'Insee (Clément & Petrică, 2017). Si les trois secteurs percevant le plus de CII sont les mêmes que ceux percevant le plus de CIR, leur poids diffère selon le type de crédit d'impôt considéré. En effet, dans le cas du CIR, le secteur des activités spécialisées, scientifiques et techniques perçoit 37 % du CIR accordé aux PME, le secteur de l'information et communication 27 % et l'industrie manufacturière 25 %.

En 2014, le montant moyen de crédit d'impôt par entreprise bénéficiaire du CII est de 23 000 € (tableau 3). Ces entreprises bénéficiaires ont un effectif médian de 10 salariés et sont généralement plus grandes que les autres PME. À titre de comparaison, les entreprises de moins de 10 salariés représentent 93 % des PME dans l'ensemble de l'économie française. Sur l'ensemble de l'économie, l'effectif total employé

par les entreprises bénéficiaires du CII est de 106 000. L'âge médian d'une entreprise bénéficiaire du CII est de 10 ans.

Parmi les entreprises bénéficiaires du CII, 57 % déclarent également des dépenses de R&D dans le cadre du CIR, correspondant à un montant moyen de CIR de 82 000 €. Au total, ces PME qui cumulent CIR et CII représentent 15 % du montant de CIR accordé aux PME. Elles ont un niveau d'emploi plus élevé que celles bénéficiant uniquement du CII. Les PME bénéficiant uniquement du CII sont plus petites que celles bénéficiant uniquement du CIR.

Les entreprises bénéficiaires du CII en 2014 ont un chiffre d'affaires moyen de 3.6 M€ (tableau 4), ce qui représente un chiffre d'affaires total de 18.6 Md€. Près d'un quart (22 %) de ce chiffre d'affaires total est réalisé à l'export. Ces mêmes entreprises génèrent une valeur ajoutée totale de 7.1 Md€, soit 0.33 % du PIB. Parmi ces entreprises, 64 % ont un excédent brut d'exploitation positif et 91 % dégagent une valeur ajoutée positive. Ces chiffres sont légèrement supérieurs à ceux des PME bénéficiant uniquement du CIR en 2014, parmi lesquelles 58 % ont un excédent brut d'exploitation positif et 87 % dégagent une valeur ajoutée positive.

Le taux d'investissement⁴ moyen s'établit à 6 %. Le taux d'investissement agrégé de l'ensemble des bénéficiaires du CII est de 8 %, et de 9 % si l'on considère l'ensemble des PME

4. Le taux d'investissement est défini comme le ratio entre les investissements corporels bruts hors apports et la valeur ajoutée.

Tableau 3 – Principales caractéristiques des PME bénéficiaires du CIR ou du CII en 2014

	Nombre de bénéficiaires	Âge (années)	Nombre de salariés (ETP)		Montant de CIR (k€)	Montant de CII (k€)
			Moyen	Médian	Moyen	Moyen
CII	5 286	10	21	10	47	23
<i>dont CII uniquement</i>	2 272	10	16	7	-	24
<i>cumul CIR et CII</i>	3 014	11	25	13	82	22
CIR uniquement	12 992	10	22	9	107	-

Source et champ : DGFIP-Mesri, base GECIR ; Insee, DADS, Fare, Sirius. PME bénéficiaires du CIR ou du CII en 2014.

Tableau 4 – Données comptables et ratios financiers des bénéficiaires du CII en 2014

	Moyenne	Médiane	Écart-type
Chiffre d'affaires (k€)	3 576	1 246	6 092
Chiffre d'affaires à l'export (k€)	784	15	2 542
Excédent brut d'exploitation (k€)	158	39	1 086
Valeur ajoutée (k€)	1 367	593	2 217
Dette (k€)	566	139	1 742
Capitaux propres (k€)	1 405	427	5 233
Taux d'investissement	6.2	1.9	12.0

Source : DGFIP-Mesri, base GECIR ; Insee, Fare. PME bénéficiaires du CII en 2014.

bénéficiaires du CIR. Ces chiffres sont inférieurs au taux d'investissement de l'ensemble des secteurs d'activité en 2014, qui s'établit à 18 % (Insee, 2016). Toutefois, cette différence s'explique probablement par le fait que les bénéficiaires du CII sont des PME, qui investissent moins que les ETI ou les grandes entreprises de manière générale. En 2014, 61 % des entreprises comptant de 1 à 9 salariés ont un investissement non nul, contre 96 % des entreprises de 250 salariés ou plus (Insee, 2016). Ce faible taux d'investissement peut également s'expliquer par des investissements davantage centrés sur l'immatériel pour des stades peu avancés de développement de produits. Notons enfin que 30 % des bénéficiaires du CII en 2014 appartiennent à un groupe.

2. Méthodologie

Cette section détaille la méthodologie de notre évaluation, qui s'inspire des méthodes usuelles d'évaluation des politiques publiques (Givord, 2014).

2.1. Stratégie empirique

Lors de l'évaluation de l'effet d'un dispositif sur divers indicateurs, la simple comparaison de l'évolution de ces indicateurs pour les bénéficiaires du dispositif par rapport à ceux qui n'en bénéficient pas n'est pas suffisante, car le fait même de bénéficier du dispositif n'est souvent pas aléatoire : les entreprises les plus dynamiques peuvent notamment être les plus enclines à demander un crédit d'impôt. Afin de corriger ce biais de sélection, des méthodes contrôlant les différences observables entre les bénéficiaires et les non bénéficiaires ont été développées.

Dans la présente évaluation du CII, les entreprises traitées ($T_i = 1$) sont définies comme celles ayant été bénéficiaires du CII en 2013 ou 2014 et les entreprises non traitées ($T_i = 0$) comme celles ne l'ayant pas été. Nous disposons de données comptables, d'emploi et relatives aux brevets ou au CIR, ce qui nous permet de contrôler les différences observables entre les bénéficiaires (entreprises traitées) et les non bénéficiaires (entreprises non traitées), afin de tenter d'identifier un effet causal du CII sur les entreprises bénéficiaires. Pour cela, il faut que l'hypothèse d'indépendance conditionnelle suivante soit vérifiée :

$$Y_i^0 \perp T_i \mid X_i$$

où Y_i^0 correspond à la variable Y lorsque l'entreprise i n'est pas traitée et X_i est un vecteur de variables observables relatives à l'entreprise i . Cela revient à dire que, conditionnellement aux

caractéristiques observables X , l'évolution des entreprises n'ayant pas bénéficié de la mesure fournit un bon contrefactuel de l'évolution potentielle des bénéficiaires, si elles n'en avaient pas bénéficié. Cette hypothèse est forte. Elle traduit le fait qu'en dehors des observables X , il n'existe pas d'autres caractéristiques qui influent à la fois sur les évolutions futures et le choix du traitement.

Pour contrôler les caractéristiques observables, nous avons recours aux méthodes d'appariement sur données observables, qui nous permettent de construire un groupe de contrôle statistiquement proche des entreprises traitées. Ce dernier nous permettra d'évaluer l'effet du dispositif sur les entreprises traitées, en comparant la différence d'évolution de différentes variables d'intérêt entre les deux groupes après la mise en place du traitement. En raison du grand nombre de données différentes et afin d'utiliser le maximum d'information pour créer un groupe de contrôle, nous optons pour des méthodes d'appariement sur le score de propension (Rosenbaum & Rubin, 1983). Le score de propension est défini comme la probabilité d'être traité conditionnellement aux caractéristiques observables $p(X_i) = \mathbb{P}(T_i = 1 \mid X_i)$. Rosenbaum et Rubin (1983) montrent que si la variable de résultat Y^0 est indépendante du traitement T conditionnellement aux observables X , alors elle est également indépendante de T conditionnellement au score de propension $p(X)$. La méthode d'appariement consiste alors à appairer des entreprises traitées avec des entreprises non traitées ayant des scores de propension proches.

2.2. Construction du groupe de contrôle et préparation des données

Le CII est un crédit d'impôt qui s'adresse à des PME susceptibles de mener une activité d'innovation, mais cette capacité à entamer un processus d'innovation ne peut être observée empiriquement. Afin de constituer un groupe de contrôle d'entreprises *a priori* de ce type, nous nous limitons avant appariement aux PME bénéficiaires du CIR au moins une fois entre 2009 et 2012 et/ou apparaissant dans l'enquête R&D au moins une fois entre 2004 et 2012. La base de sondage de l'enquête R&D étant construite de façon à sélectionner uniquement des entreprises menant des activités de R&D en les identifiant grâce aux aides auxquelles elles ont recours (CIR, ANR, JEI, etc.), la présence d'une entreprise dans cette enquête traduit sa proximité avec le processus d'innovation.

Afin d'étudier l'effet du dispositif, nous avons besoin de suivre l'évolution d'un certain nombre de variables, tant parmi les bénéficiaires (traitées)

que les non bénéficiaires (non traitées). Dès lors, l'échantillon total se limite aux entreprises pour lesquelles les données sont disponibles chaque année sur la période 2009-2016. Le choix de 2009 comme première année de notre panel résulte d'un arbitrage entre un nombre d'années avant la mise en place du CII (i) suffisant pour tester l'hypothèse de tendance commune entre le groupe traité et le groupe de contrôle et (ii) assez restreint pour conserver un nombre suffisamment important de bénéficiaires. Nous obtenons donc finalement un panel cylindré sur la période 2009-2016, avec une année en moins pour les données d'emploi (2009-2015). Cette restriction n'est pas sans conséquence sur l'échantillon des PME bénéficiaires effectivement étudié dans la suite de cet article. En effet, d'après les données fiscales, 6 574 PME sont bénéficiaires du CII au moins une fois en 2013 ou 2014. Parmi ces 6 574 PME, on en retrouve 5 594 dans les bases de données DADS et Fare pour l'année 2012. En appliquant la condition de disponibilité des données sur 2009-2016, on se limite à 2 908 PME bénéficiaires. Ces deux derniers sous-échantillons d'entreprises traitées

sont décrits dans le tableau 5. Les entreprises finalement sélectionnées sont en moyenne plus anciennes, l'année de création moyenne passant de 1998 dans l'échantillon brut à 1993 dans l'échantillon nettoyé. À l'exception de l'endettement et du montant de CIR, l'ensemble des caractéristiques économiques présentées dans le tableau a une magnitude plus importante dans l'échantillon final que dans l'échantillon brut : emploi, chiffre d'affaires, excédent brut d'exploitation, capitaux propres et investissement. Du côté des entreprises non bénéficiaires, ces conditions réduisent la taille de l'échantillon de 24 295 à 12 844 unités.

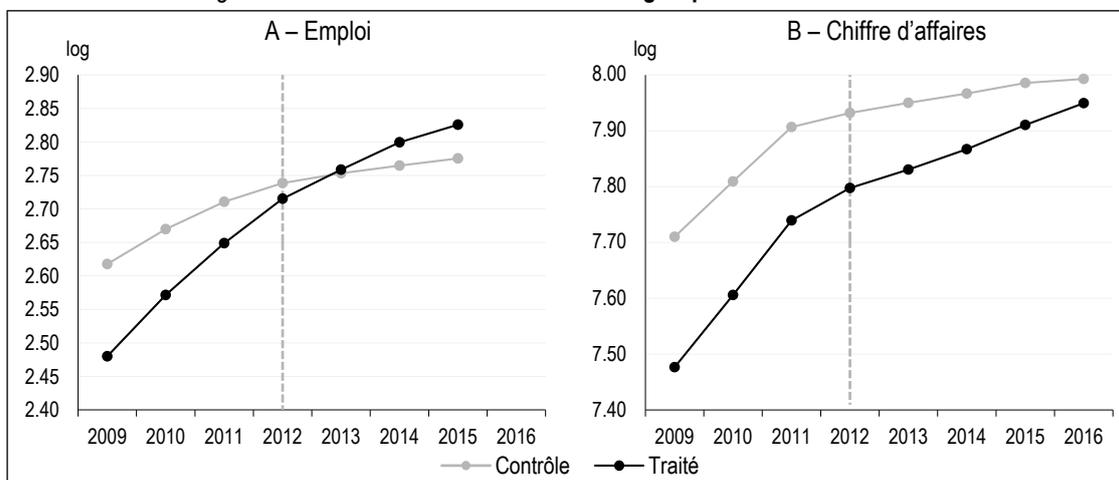
Toutefois, la condition de proximité avec le processus d'innovation mentionnée plus haut n'est pas suffisante pour assurer une dynamique similaire entre groupe traité et groupe de contrôle ainsi constitués avant mise en place du CII. En effet, la figure I présente l'évolution de l'emploi et du chiffre d'affaires dans le groupe de bénéficiaires du CII et dans le groupe de contrôle avant appariement. On observe assez nettement qu'avant la mise en place du CII les

Tableau 5 – Statistiques descriptives des bénéficiaires

	Données brutes			Données finales		
	Moyenne	Écart-type	Médiane	Moyenne	Écart-type	Médiane
Chiffre d'affaires (k€)	3 766	6 532	1 374	4 937	6 294	2 521
Excédent brut d'exploitation (k€)	189	954	52	358	814	129
Effectif (ETP)	21	30	10	27	31	15
Dette (k€)	525	1 598	113	521	1 020	151
Capitaux propres (k€)	1 370	5 812	404	1 687	2 713	751
Investissement (k€)	113	595	14	140	390	27
Date de création	1 998	14	2 002	1 993	15	1 997
Montant de CIR (k€)	56	141	21	55	101	24
Nombre d'observations	5 594			2 908		

Note : on considère ici l'investissement corporel brut hors apports.
Source : DGFIP-Mesri, base GECIR ; Insee, Fare (2012).

Figure I – Évolution des variables dans les groupes traité et de contrôle



Source et champ : DGFIP-Mesri, base GECIR ; Insee, DADS, FARE. PME bénéficiaires du CII et PME non bénéficiaires avant appariement.

caractéristiques des deux groupes ne suivent pas la même tendance, justifiant la nécessité de mettre en place d'une méthode d'appariement.

Afin de calculer le score de propension, nous utilisons des variables en niveau, calculées sur l'année 2012, et en évolution, sur la période 2009-2012. Les variables de contrôle utilisées sont détaillées dans le tableau 6. Ces contrôles incluent des variables usuelles relatives à l'emploi, aux données comptables et aux caractéristiques intrinsèques (secteur, âge) des entreprises. Le CII étant une extension du CIR, la propension à bénéficier du CII risque d'être fortement liée au fait de bénéficier du CIR ; c'est pourquoi nous contrôlons par le montant de CIR perçu et par une indicatrice des entreprises bénéficiant du CIR. Enfin, nous contrôlons également le nombre de brevets déposés, l'appartenance à un groupe et l'exposition au crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi (CICE, l'exposition étant définie comme la part de la masse salariale correspondant à des emplois dont le salaire est inférieur à 2.5 Smic en 2012). Des interactions entre ces variables sont incorporées au modèle d'estimation du score de propension.

Plus précisément, le score de propension est estimé à partir d'un modèle de type *logit* de forme linéaire :

$$\hat{p}(X) = \frac{1}{1 + e^{-\beta X}}$$

Une fois le score de propension estimé pour chaque PME, plusieurs méthodes existent pour constituer un groupe de contrôle effectivement comparable au groupe traité (Quantin, 2018). Nous sélectionnons, pour chaque entreprise traitée, l'entreprise non traitée ayant le score de propension le plus proche, avec une condition stricte concernant l'appartenance au même secteur d'activité que l'entreprise traitée. Afin

de tester la robustesse de nos résultats, nous proposerons d'autres méthodes d'appariement, associant plus d'une entreprise non traitée à une entreprise traitée. Des tests d'équilibre nous permettent de vérifier la qualité de l'appariement. Rosenbaum & Rubin (1985) introduisent en particulier la différence standardisée de moyennes entre groupe traité et groupe de contrôle :

$$\frac{\bar{X}_t - \bar{X}_c}{\sqrt{\frac{s_t^2 + s_c^2}{2}}}$$

où \bar{X}_t et \bar{X}_c correspondent respectivement aux moyennes de la variable X dans le groupe traité et dans le groupe de contrôle, tandis que s_t^2 et s_c^2 sont les variances au sein de ces deux groupes pour la variable X . La différence standardisée de moyennes est mise en œuvre notamment car elle permet de ne pas tenir compte de la taille de l'échantillon, contrairement aux tests statistiques sur la différence de moyennes. L'appariement réduisant significativement la taille du groupe de contrôle, une mesure permettant de s'affranchir de la taille de l'échantillon semble donc indispensable. Quantin (2018) suggère également de comparer les ratios de variances avant et après appariement, afin d'analyser plus finement les distributions des covariables. Les seuils de 0.2 et 2 sont souvent retenus pour considérer la propriété équilibrante comme vérifiée, pour respectivement la différence standardisée de moyennes et le ratio de variances (Rubin, 2001).

Les variables en niveau strictement positives (emploi, chiffre d'affaires) sont considérées sous forme logarithmique, tout comme le montant total de CIR perçu entre 2009 et 2012. Les variables intensives (part de l'emploi technique, taux d'endettement, taux d'investissement)

Tableau 6 – Variables de contrôle pour l'estimation du score de propension

Variable	Spécification	Source
Effectif	Niveau 2012 et évolution 2009-2012	DADS
Part de l'emploi technique	Niveau 2012 et évolution 2009-2012	DADS
Chiffre d'affaires	Niveau 2012 et évolution 2009-2012	Fare
Total du bilan	Niveau 2012 et évolution 2009-2012	Fare
Taux d'endettement	Niveau 2012 et évolution 2009-2012	Fare
Taux d'investissement	Niveau 2012 et évolution 2009-2012	Fare
Excédent brut d'exploitation	Niveau 2012 et évolution 2009-2012	Fare
Secteur d'activité	Variable catégorielle	Fare
Année de création	Variable quantitative	Fare
Appartenance à un groupe	Indicatrice de l'appartenance à un groupe 2009-2012	Lifi
Nombre de brevets	Moyenne et évolution sur 2009-2012	Atlas des brevets
Montant de CIR	Montant total sur 2009-2012	Gecir
Bénéficiaire du CIR	Indicatrice des bénéficiaires du CIR 2009-2012	Gecir
Exposition au CICE	Part des salaires inférieurs à 2.5 Smic en 2012	DADS

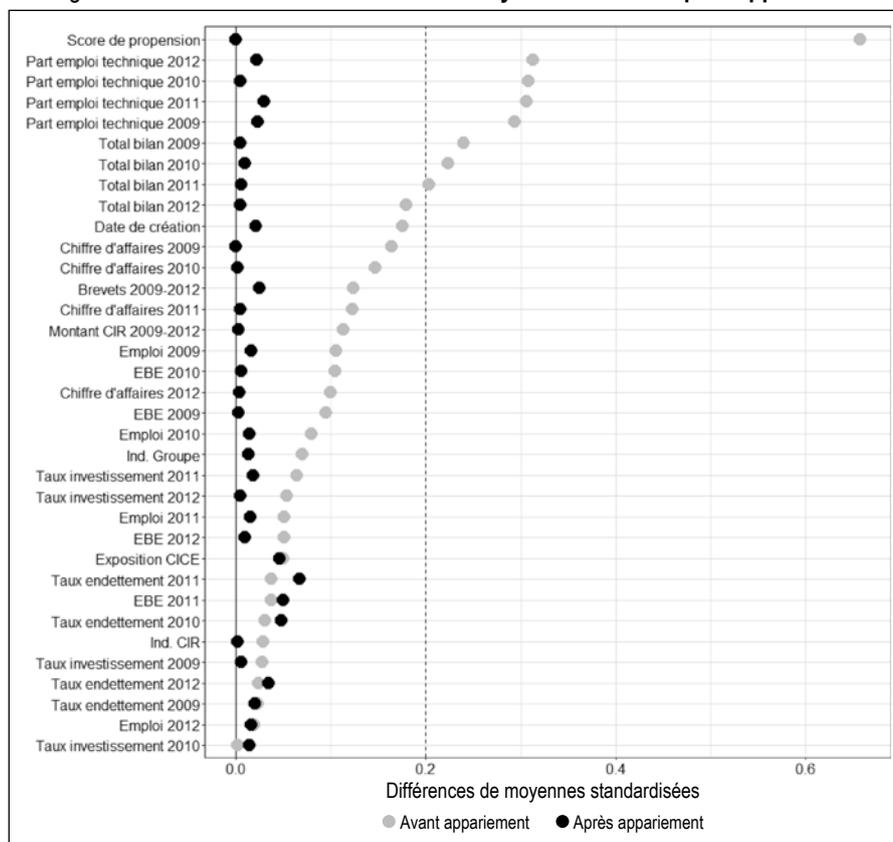
sont considérées directement dans l'appariement. L'emploi technique est défini comme la somme des effectifs des catégories socio-professionnelles 'ingénieurs et cadres techniques d'entreprises' (38) et 'techniciens' (47). Le taux d'endettement est défini comme le ratio entre l'endettement total et les capitaux propres de l'entreprise, tandis que le taux d'investissement est défini comme le rapport entre les investissements corporels bruts hors apports et la valeur ajoutée. On ne conserve dans l'échantillon de 2 908 PME bénéficiaires décrit précédemment que les entreprises ayant un taux d'investissement et un taux d'endettement positifs ou nuls. On supprime également les observations pour lesquelles le taux d'endettement n'est pas défini (capitaux propres nuls). L'excédent brut d'exploitation pouvant prendre des valeurs positives ou négatives, on construit pour cette variable des déciles annuels. Enfin, les autres variables (année de création, appartenance à un groupe, secteur d'activité, nombre de brevets, part de l'emploi technique, bénéficiaire du CIR entre 2009 et 2012, exposition au CICE) sont utilisées sans retraitement.

Chaque entreprise bénéficiaire est appariée avec une entreprise non bénéficiaire, *via* le score de

propension estimé, avec une condition supplémentaire d'égalité stricte des secteurs d'activité au niveau A10 de la NAF. L'hypothèse de support commun avant appariement est vérifiée (voir figure A-I en annexe). Si aucune PME du groupe de contrôle appartenant au même secteur d'activité n'a un score de propension suffisamment semblable à une unité traitée (écart inférieur à 0.05 fois l'écart-type du score de propension), la PME bénéficiaire n'est pas conservée. Par ailleurs, dans le cas où plusieurs PME du groupe de contrôle ont des scores de propension extrêmement proches (écart inférieur à 10^{-20}), les unités proches sont sélectionnées et pondérées par l'inverse du nombre d'unités du groupe de contrôle sélectionnées pour une même entreprise du groupe bénéficiaire. Nous avons au final 2 860 entreprises bénéficiaires pour 2 870 dans le groupe de contrôle dont 20 pondérées à 0.5.

La figure II présente les vérifications de la propriété équilibrante de l'appariement pour l'ensemble des variables décrites dans le tableau 6, en niveau sur 2009-2012. La différence standardisée de moyennes entre les deux groupes est présentée pour chaque variable, avant et après appariement. La propriété équilibrante

Figure II – Différences standardisées de moyennes avant et après appariement



Note : la ligne en pointillé à 0.2 correspond à la valeur maximale des différences préconisée par Rubin (2001).
Source : DGFIP-Mesri, base GECIR ; Insee, Fare.

pour l'ensemble des variables observables prétraitement est bien vérifiée⁵.

2.3. Estimation de l'effet du dispositif

Une fois le groupe de contrôle construit, l'estimation des différences d'évolution des variables d'intérêt entre bénéficiaires et non bénéficiaires s'effectue au moyen de la méthode des différences de différences. La spécification retenue est la suivante :

$$\log Y_{it} = \alpha + \beta_i T_{it} + \mu_t + \lambda_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

où T_{it} correspond au fait que l'entreprise i appartienne au groupe traité et que l'observation soit prise l'année t . Afin de mesurer l'effet cumulé par rapport à l'année de mise en place du traitement (2013), la variable T_{i2012} est omise de la régression. Cette spécification a deux intérêts. Premièrement, elle permet d'estimer un effet moyen du traitement sur les traitées chaque année ; on peut donc identifier des dynamiques différentes selon la variable d'intérêt considérée. Deuxièmement, elle permet de vérifier que le traitement n'a pas d'effet avant la mise en place du dispositif, et donc de vérifier que l'hypothèse de tendance commune, centrale dans les modèles de différences de différences, est bien vérifiée. Par ailleurs, le terme λ_i permet de contrôler les caractéristiques inobservables et stables dans le temps pour chaque entreprise, et l'effet fixe temporel μ_t est présent pour contrôler l'hétérogénéité temporelle et inobservable qui pourrait affecter l'ensemble des entreprises en t , dans la mesure où les hypothèses inhérentes aux méthodes d'appariement sur score de propension sont vérifiées. Le coefficient β_i représente donc l'effet du traitement sur les bénéficiaires pour l'année t .

Comme nous l'avons précédemment évoqué, les estimations ne portent que sur un sous-échantillon des entreprises bénéficiaires du dispositif. Les entreprises exclues sont soit des entreprises jeunes qui sont créées entre 2009 et 2012, qui représentent 22 % de l'ensemble des bénéficiaires du CII, soit des entreprises ayant disparu avant la fin de la période (cessation d'activité, rachat)⁶, représentant 4.8 % de l'ensemble des bénéficiaires du CII, soit des entreprises créées après l'introduction du CII, ce qui représente 0.8 % de l'ensemble des bénéficiaires du CII. Les autres entreprises exclues de l'analyse le sont en raison d'une absence ponctuelle de données. Dès lors, la préparation des données conduit principalement à l'exclusion de l'analyse des entreprises jeunes de moins de 3 ans, déjà créées avant l'introduction du CII.

3. Résultats

Nous présentons dans cette section les résultats que nous avons obtenus sur les différents indicateurs retenus et les tests de robustesses associés.

3.1. Développement économique des entreprises bénéficiaires

Dans un premier temps, nous nous intéressons au développement économique au sens large des entreprises bénéficiaires du dispositif. Les écarts entre groupe traité et groupe de contrôle sont estimés à partir de l'équation de régression (1). La figure III représente les estimations obtenues. Les coefficients correspondent à l'effet moyen du traitement sur les traitées, pour une année t donnée. Les coefficients pour 2009, 2010 et 2011 sont non significatifs et permettent de vérifier l'hypothèse de tendance commune prétraitement sur les variables d'intérêt. La figure A-II en annexe présente l'évolution de six variables d'intérêt au sein du groupe traité et du groupe de contrôle et le tableau A-1 donne les résultats de régression.

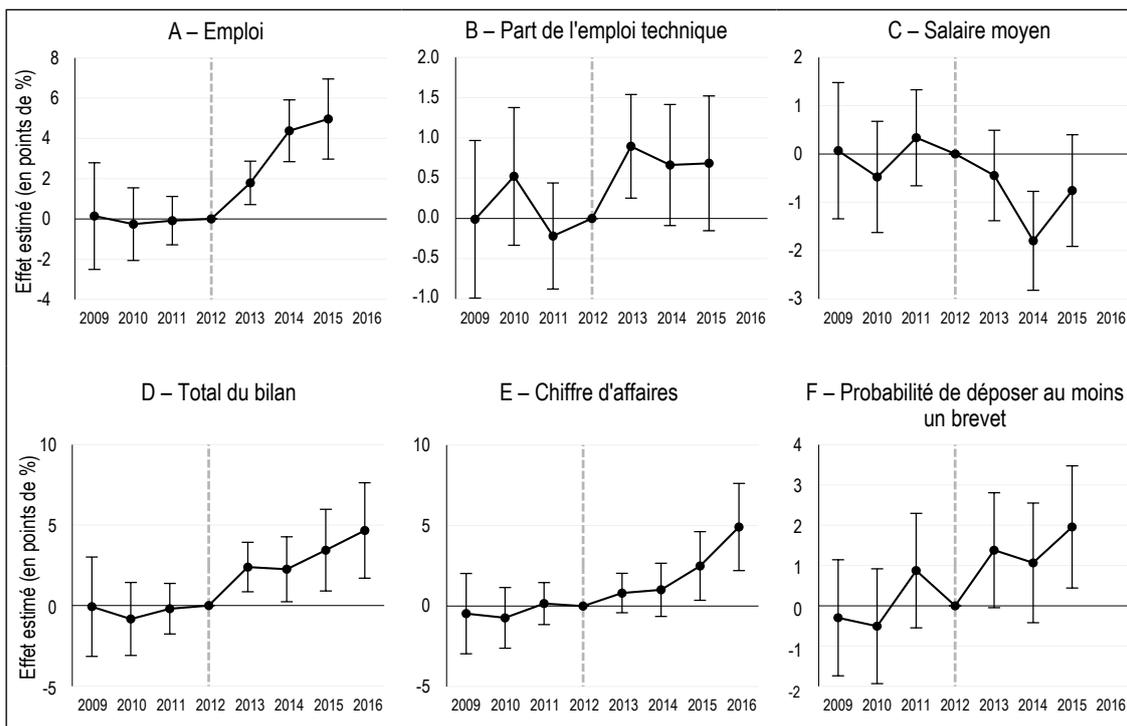
Comme 93 % des dépenses déclarées au titre du CII en 2014 sont liées à des dépenses de personnel (voir figure A-III en annexe), nous nous intéressons tout d'abord à l'effet sur l'emploi. La figure III-A présente les estimations concernant l'évolution de l'écart d'emploi total entre entreprises bénéficiaires et non bénéficiaires appariées. On observe un niveau d'emploi supérieur dès la première année de mise en place du dispositif pour les entreprises bénéficiaires. L'écart entre les deux groupes s'accroît dans le temps, passant de 1.8 point de pourcentage en 2013, à 4.4 points de pourcentage en 2014 et 5.0 points de pourcentage en 2015.

La figure III-B présente les estimations pour l'évolution de la part de l'emploi technique, c'est-à-dire la part de salariés susceptibles de réaliser des activités de RDI (techniciens, ingénieurs et cadres techniques de l'entreprise). Cette part augmente plus fortement pour le groupe bénéficiaire en 2013. Cette différence entre groupe bénéficiaire et groupe non bénéficiaire devient non significative au seuil de 5 % à partir de 2014, même si l'ordre de grandeur du coefficient reste le même. En revanche, le salaire moyen (figure III-C) augmente moins

5. Nous avons également vérifié la similarité des distributions des deux groupes après appariement à l'aide de tests de Kolmogorov-Smirnov. Pour l'ensemble des variables présentées dans la figure II, la similarité de distributions entre les deux groupes ne peut jamais être rejetée, sauf pour le taux d'endettement.

6. Notre critère pour ce point est que l'entreprise n'apparaisse plus dans le fichier Fare à partir d'une année donnée, postérieure à 2012.

Figure III – Estimation des effets



Lecture : les barres verticales représentent les intervalles de confiance à 95 %. La ligne verticale en pointillé indique la dernière année avant l'introduction du CII (2013).

Source et champ : DGFIP-Mesri, base GECIR ; Insee, DADS, FARE ; Mesri, Atlas des Brevets ; calcul des auteurs. PME bénéficiaires du CII et PME non bénéficiaires comparables.

fortement dans les entreprises bénéficiaires que dans les autres, avec un écart significatif en 2014 de l'ordre de 1.8 point de pourcentage. Les entreprises bénéficiaires ayant une hausse plus forte de leur emploi que les autres, cette moindre hausse des salaires peut provenir du fait que les nouveaux salariés embauchés ont un salaire en moyenne moins élevé que les salariés déjà présents.

Concernant le développement financier des entreprises, la figure III-D présente l'évolution du total du bilan. Comme pour l'emploi, on constate une évolution immédiatement plus forte au sein du groupe bénéficiaire, et progressive dans le temps, passant de 2.4 points de pourcentage en 2013 à 4.7 points de pourcentage en 2016.

Nous observons une augmentation plus importante du chiffre d'affaires chez les entreprises bénéficiaires, avec une magnitude croissante dans le temps : non significative en 2013 et 2014, elle passe à 2.5 points de pourcentage en 2015 puis à 4.9 points de pourcentage en 2016 (figure III-E). À moyen terme, il semble donc que les bénéficiaires du CII augmentent davantage leur volume de ventes de biens et services. La lente apparition de l'écart entre les deux groupes peut être due au délai nécessaire à la réalisation d'un prototype, puis à la mise sur le marché d'un nouveau produit.

À l'exception de la part d'emploi technique, les variables étudiées jusqu'alors ne sont *a priori* pas directement reliées à la mise en place d'un processus d'innovation au sein des entreprises. C'est pourquoi nous nous intéressons maintenant à l'interaction entre CII et activité de RDI. Le dépôt de brevet est un débouché possible de l'activité d'innovation promue par le CII et, à ce titre, les dépenses de dépôt et de défense de brevets font partie des dépenses éligibles au titre du CII. Si le dépôt de brevet ne capte pas l'ensemble de l'activité d'innovation d'une entreprise, il en reste tout de même un indicateur intéressant. La figure III-F indique que l'évolution de la probabilité de déposer au moins un brevet entre 2012 et 2015 des entreprises bénéficiaires est légèrement plus élevée par rapport à celle des entreprises non bénéficiaires comparables.

3.2. Robustesse

Nous avons vu dans la section 2.2 que l'appariement sectoriel était réalisé au niveau A10 de la nomenclature d'activité NAF. Si ce choix de niveau de nomenclature peut paraître grossier, il provient d'un arbitrage entre une similarité sectorielle suffisante entre bénéficiaires et non bénéficiaires et, au sein de chaque secteur, un nombre suffisant d'entreprises non bénéficiaires

ayant un score de propension suffisamment proche de chaque bénéficiaire pour que les deux groupes soient effectivement comparables. Afin de nous assurer que les résultats présentés ne sont pas uniquement dus à ce choix de niveau de nomenclature, nous reconduisons nos estimations en considérant cette fois un appariement strict sur le niveau le plus fin de la NAF. Les résultats (présentés en annexe dans le tableau A-2) sont très proches de ceux obtenus dans le tableau A-1, mais on constate toutefois un effet positif à court terme sur le taux d'investissement. La nature des investissements étant spécifique à chaque secteur d'activité, il est possible qu'un niveau trop grossier de nomenclature conduise à ne pas mettre en évidence un effet sur l'investissement des entreprises bénéficiaires à court terme. Une seconde façon de tester la robustesse des résultats obtenus consiste à appairer chaque entreprise traitée, avec plusieurs entreprises du groupe de contrôle. Nous effectuons donc l'appariement sur deux et trois plus proches voisins pour chaque entreprise bénéficiaire du CII (voir annexe, tableaux A-3 et A-4). Les hypothèses de tendance commune sur 2009-2012 sont vérifiées, à l'exception de la probabilité de déposer un brevet sur 2011-2012 dans l'appariement avec trois plus proches voisins. Là encore, les résultats obtenus sont très largement similaires à ceux présentés dans le tableau A-1, mais on note toutefois un écart, cette fois persistant dans le temps, entre groupes bénéficiaire et non bénéficiaire concernant la part d'emploi technique.

Comme nous l'avons mentionné plus haut, le CII est une extension du CIR aux dépenses d'innovation. Même si une indicatrice de participation au CIR est présente dans le calcul du score de propension, rien ne nous assure *a priori* que les PME appariées aient effectivement le même comportement en ce qui concerne le CIR avant 2012. Nous ajoutons donc dans l'appariement une condition stricte concernant le fait de bénéficier du CIR au moins une fois entre 2009 et 2012 (voir annexe, tableau A-5). Les hypothèses de tendance commune sur 2009-2012 sont vérifiées, et les estimations obtenues sont similaires, avec, de nouveau, une légère différence concernant l'effet persistant de la part d'emploi technique.

Nous utilisons ensuite une méthode alternative à l'appariement aux plus proches voisins sur score de propension, celle de l'ajustement par pondération (Quantin, 2018). Cette approche utilise toutes les unités non traitées du groupe de contrôle, c'est-à-dire l'ensemble des PME non bénéficiaires sur lesquelles le score de propension a été estimé. Dans cette approche, on pondère les unités du groupe de contrôle

par $p(X)/(1-p(X))$ afin d'estimer l'effet du traitement. Avec cette spécification, l'hypothèse de tendance commune n'est plus vérifiée pour l'emploi, le total du bilan et le taux d'investissement (voir annexe, tableau A-6). Les résultats obtenus sur les autres variables demeurent toutefois proches de ceux présentés dans la section 3.1 à quelques exceptions près : de nouveau l'écart demeure significativement positif sur la part d'emploi technique entre groupe traité et de contrôle, tout comme la probabilité de déposer un brevet. L'écart sur le salaire moyen est négatif et significatif sur l'ensemble de la période 2013-2015.

Comme nous l'avons vu dans la section 2.2, le fait de travailler sur la période 2009-2015 réduit de manière importante notre échantillon d'entreprises bénéficiaires, qui passe de 5 594 unités à 2 908. Afin d'augmenter le nombre de PME bénéficiaires prises en compte, nous relâchons légèrement cette condition et travaillons uniquement sur la période 2011-2015. Nous n'imposons sur cette période que l'existence des variables d'emploi, de total du bilan, de chiffre d'affaires, de date de création et de secteur d'activité. Notre échantillon de PME bénéficiaires gagne environ 1 000 unités pour passer à 3 821 PME, parmi lesquelles 3 808 sont effectivement appariées. Sur cette nouvelle sous-population de bénéficiaires, l'hypothèse de tendance commune sur 2011-2012 est vérifiée pour l'ensemble des variables (voir annexe, tableau A-7). L'écart d'évolution de l'emploi entre le groupe traité et le groupe de contrôle sur la période 2012-2015 est cette fois de 7.3 points de pourcentage, contre 5.0 points de pourcentage dans la spécification principale (voir tableau A-1). L'écart sur la part d'emploi technique est de nouveau persistant dans le temps. Aucune différence significative n'est observée entre groupe traité et groupe de contrôle concernant la probabilité de déposer un brevet. Les écarts positifs et significatifs concernant le total du bilan et le chiffre d'affaires sont de nouveau observés. Les effets estimés sont légèrement supérieurs à ceux de la spécification principale, ce qui confirme l'hypothèse qu'elle sous-estime l'effet relatif sur l'ensemble des entreprises bénéficiaires, car restreinte à des entreprises plus grandes.

3.3. Nouveaux produits

L'évaluation préalable à la mise en place du CII insiste sur l'importance de « renforcer la compétitivité des PME innovantes [...] par une mesure ciblée leur permettant de bénéficier du CIR au titre des dépenses de réalisation de prototype de conception de nouveaux produits ou installations

pilotes de même nature »⁷. Dès lors, au-delà du développement économique global des entreprises bénéficiaires, une finalité attendue du CII est le développement de nouveaux produits par les entreprises bénéficiaires.

Pour examiner cet aspect, nous mobilisons les données des Enquêtes annuelles de production (EAP). Le concept de produit peut être défini à différents niveaux de la nomenclature PRODFRA. Concrètement, la nomenclature dans laquelle sont renseignés les produits fabriqués comporte quatre niveaux, dont nous étudions les trois plus fins. On peut illustrer ces différents niveaux par un exemple : là où le niveau le plus fin de la nomenclature, le niveau Produit (niveau fin par la suite), distinguera les 'Carreaux et dalles de pavement en terre cuite' des 'Carreaux et dalles de pavement et de revêtement en faïence', le niveau Classe de produits (niveau intermédiaire par la suite) les regroupera dans la classe 'Carreaux et dalles en céramique'. Le niveau Groupe de produits (niveau agrégé par la suite) considérera, quant à lui, les 'Matériaux de construction en terre cuite' dans leur ensemble. Afin de mener un suivi homogène des produits, nous constituons des enveloppes de produits stables à chaque niveau de nomenclature. Sur la période 2009-2016, cela revient à considérer 4 429 produits distincts au niveau fin, 243 au niveau moyen et 98 au niveau agrégé.

Conformément au champ des enquêtes EAP, nous nous limitons au secteur industriel, ce qui réduit naturellement le nombre d'observations dans le groupe traité. Nous imposons de plus la condition de présence des entreprises chaque année entre 2009 et 2016 afin d'obtenir, comme dans les sections précédentes, un panel cylindré. Ces entreprises bénéficiaires sont décrites dans le tableau 7. On notera par exemple, que le niveau moyen de l'emploi des entreprises bénéficiaires

au sein du secteur de l'industrie est de 45, contre 27 pour les bénéficiaires de l'ensemble des secteurs. Les entreprises bénéficiaires du CII fabriquent en moyenne deux produits en 2012, quel que soit le niveau de nomenclature considéré.

Comme précédemment, nous effectuons un appariement sur l'ensemble des variables économiques présentées dans la section 2.2 et décrites dans le tableau 6, auxquelles nous ajoutons le nombre de produits différents fabriqués par l'entreprise. La vérification de la propriété équilibrante avant et après appariement est présentée en annexe (figure A-IV). Comme dans la section 3.1, nous estimons ensuite l'effet *via* l'équation (1).

Les résultats de ces régressions sont présentés figure IV et en annexe dans le tableau A-8. Quel que soit le niveau d'agrégation considéré, on constate que l'hypothèse de tendance commune est bien vérifiée. Au niveau fin (figure IV-A), l'écart n'est jamais significatif à 5 %. Pour les niveaux intermédiaires et agrégés de définition des produits (respectivement figures IV-B et IV-C), l'écart est positif et significatif à partir de 2015 et il le reste jusqu'en 2016 pour atteindre respectivement 0.0977 produit de plus au niveau intermédiaire et 0.0827 au niveau agrégé chez les bénéficiaires du CII. En utilisant la méthode alternative d'ajustement par pondération (voir annexe, tableau A-9), les coefficients estimés restent significatifs aux niveaux intermédiaire et agrégé de définition de produit, mais pas au niveau fin.

Ces résultats traduisent une faculté des entreprises bénéficiaires à proposer des produits supplémentaires assez différents (au sens de

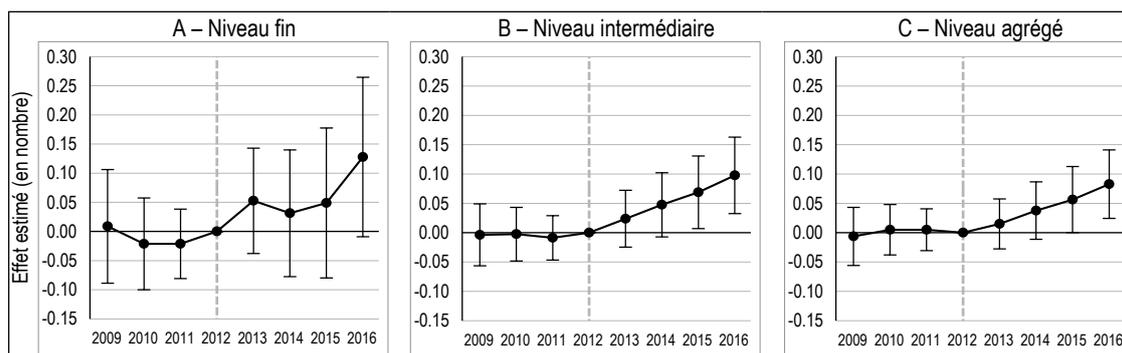
7. Évaluations préalables des articles du projet de loi de finances 2013, article 55.

Tableau 7 – Statistiques descriptives des bénéficiaires - Secteur de l'industrie (2012)

	Moyenne	Écart-type	Médiane
Chiffre d'affaires	8 566	7 131	6 392
Excédent brut d'exploitation	599	1 089	284
Emploi	45	35	35
Dettes	924	1 275	458
Capitaux propres	2 980	3 489	1 769
Investissement	272	501	106
Date de création	1 983	19	1 988
Montant de CIR	61	96	32
Nombre de produits – niveau fin	2	2	2
Nombre de produits – niveau intermédiaire	2	1	1
Nombre de produits – niveau agrégé	2	1	1
Nombre d'observations	818		

Source : DGFIP-Mesri, base GECIR ; Insee, DADS, FARE, EAP.

Figure IV – Estimations sur le nombre de produits



Lecture : la ligne verticale en pointillé indique la dernière année avant l'introduction du CII (2013).

Source et champ : DGFIP-Mesri, base GECIR ; Insee, DADS, FARE, EAP ; calcul des auteurs. PME bénéficiaires du CIR et PME non bénéficiaires comparables.

la nomenclature utilisée) des produits qu'elles proposaient avant l'introduction du CII. En effet, l'écart se maintient, et son ordre de grandeur s'accroît même, lorsque le niveau d'agrégation est le moins fin, ce qui suggère que ce ne sont pas de simples déclinaisons de produits existants qui sont introduites, mais bien des produits substantiellement différents.

La mobilisation de l'enquête EAP permet donc de mettre en évidence une évolution différenciée du nombre de produits. C'est un résultat nouveau dans la littérature économique s'intéressant aux dispositifs de soutien à la RDI. Toutefois, le nombre de nouveaux produits significativement supérieur pour les bénéficiaires du CII dès 2015 peut sembler surprenant, dans la mesure où l'on aurait pu s'attendre à des délais plus importants avant d'observer des effets sur le nombre de produits. L'interprétation de ces différences comme un effet causal du CII sur la création de nouveaux produits, ou sur d'autres variables économiques, n'est pas totalement établie, en raison des différences non observées subsistant entre entreprises bénéficiaires et non bénéficiaires. Si nous discutons de nouveau ce point en conclusion, une approche par variable instrumentale a également été mise en œuvre (voir Annexe en ligne C2). Les questionnements évoqués au sein de cette section quant à la validité de l'instrument nous incitent à considérer cette approche comme un prolongement autour de la réflexion sur l'endogénéité du traitement plutôt que comme un résultat à part entière de l'étude.

3.4. Interactions entre CII et CIR

Contrairement au CIR, le CII s'adresse aux seules PME. Néanmoins, si les déclarations de CIR et de CII s'effectuent simultanément, les PME recourant au CIR n'ont pas forcément recours au CII, et inversement : en 2014, 43 % des bénéficiaires du CII ne bénéficient pas du CIR, comme nous l'avons vu plus haut. Le

CIR et le CII étant deux outils *a priori* complémentaires, nous nous intéressons maintenant à l'interaction entre ces deux dispositifs.

Afin d'étudier les conséquences liées à l'introduction du CII, nous considérons les PME ayant bénéficié du CIR en 2011 et 2012. Le montant total de dépenses de recherche déclarées dans le cadre du CIR par l'ensemble des PME est en hausse constante, mais il baisse, par effet d'attrition, lorsque l'on se restreint à ce sous-groupe d'entreprises : en effet, le montant total de dépenses de recherche déclarées par des PME augmente grâce aux nouvelles entreprises utilisant le dispositif, mais pour un ensemble fixe d'entreprises, ces dépenses baissent, car certaines cessent d'avoir recours au dispositif. Lorsque l'on distingue selon le recours au CII, on observe des comportements qui semblent différenciés : parmi les PME ayant bénéficié du CIR en 2011 et en 2012, celles ayant bénéficié du CII en 2013 ont connu une baisse de leurs dépenses de recherche déclarées de 12 % cette même année, tandis que celles n'en ayant pas déclaré ont connu une baisse moins importante, de 6 %. Dès lors, l'introduction du CII s'est traduite par une baisse des dépenses de recherche déclarées dans le cadre du CIR, pour les entreprises qui déclarent en parallèle des dépenses d'innovation dans le cadre du CII.

Cette première statistique descriptive ne peut garantir que les différences observées ne puissent pas simplement s'expliquer par une dynamique distincte des deux échantillons. Les deux populations présentent en effet des différences intrinsèques, comme nous l'avons vu plus haut, les bénéficiaires du CII étant généralement plus petites que les bénéficiaires du CIR et appartenant à des secteurs différents. Nous réalisons donc un nouvel appariement, avec une méthode similaire à celle présentée en section 2, en nous restreignant aux PME ayant

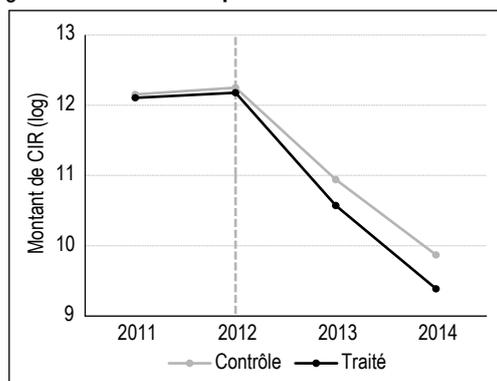
Tableau 8 – Estimation de l'effet moyen sur les traitées – Dépenses de recherche déclarées pour le CIR

	Dépenses de recherche
$T_{i,2011}$	0.0302 (0.0186)
$T_{i,2013}$	-0.290** (0.118)
$T_{i,2014}$	-0.408*** (0.150)
Constante	12.21*** (0.0291)
Observations	16 560
R ²	0.161

Note : erreur type entre parenthèses. Estimations avec des *cluster* au niveau des entreprises. * : $p < 0.1$, ** : $p < 0.05$, *** : $p < 0.01$.

bénéficié du CIR par le passé ; en raison du nombre plus faible d'observations, nous limitons notre période d'étude avant introduction du CII à 2011-2012. À la suite de l'appariement, l'échantillon contient 2 070 PME bénéficiaires du CII. La propriété équilibrante est bien vérifiée pour l'ensemble des variables prétraitement. On observe un écart négatif et statistiquement significatif sur la dépense de recherche entre groupe bénéficiaire et groupe non bénéficiaire du CII après 2013 (tableau 8). En outre, le coefficient non significatif pour l'année 2011 montre que l'hypothèse de tendance commune est bien vérifiée (figure V).

Figure V – Nature des dépenses déclarées au titre du CII



Lecture : la ligne verticale en pointillé indique la dernière année avant l'introduction du CII (2013).

Sources et champ : DGFIP-Mesri, base GECIR ; Insee, DADS, FARE. PME bénéficiaires du CII et PME non bénéficiaires comparables.

Une première interprétation possible de ce résultat serait que le processus de R&D peut prendre fin pour mener à une phase de mise sur le marché, remplaçant donc des dépenses de recherche soutenues par le CIR par des dépenses d'innovation soutenues par le CII. Cela serait d'autant plus plausible que les bénéficiaires du CII sont des PME, développant sans doute moins de projets en parallèle que des ETI ou des

grandes entreprises. Une seconde interprétation serait celle d'un effet de re-labellisation d'une partie des dépenses de recherche en dépenses d'innovation. Ces dépenses re-labellisées correspondraient bien en réalité à des dépenses d'innovation : le taux du CII (20 %) étant plus faible que celui du CIR (30 %), rien n'inciterait financièrement les entreprises à re-labelliser leurs dépenses en dépenses d'innovation si elles n'en étaient pas réellement.

* *
*

Le présent article constitue la première évaluation du crédit d'impôt innovation. Ce dispositif, extension du CIR, a notamment pour objectif de favoriser la mise sur le marché de nouveaux produits par les PME.

En utilisant des méthodes d'appariement sur score de propension, nous avons considéré trois familles de variables d'intérêt. Tout d'abord, concernant le développement économique au sens large, nous observons une hausse de l'emploi plus importante chez les entreprises bénéficiaires du dispositif, accompagnée d'une hausse, au moins à court terme de la part des emplois techniques. On observe une évolution négative du salaire moyen après deux ans, mais non significative après trois ans. Concernant les variables comptables, le total du bilan connaît une hausse plus forte chez les bénéficiaires dès la première année, le chiffre d'affaires connaît également une hausse plus prononcée chez les bénéficiaires, mais deux ans après la mise en place du dispositif, tandis qu'aucune différence n'est observée pour le taux d'investissement. Ensuite, concernant l'activité d'innovation des entreprises, on observe une hausse plus forte de la probabilité de déposer un brevet chez les bénéficiaires. Si on se restreint aux entreprises de l'industrie manufacturière, on observe également une hausse du nombre de produits fabriqués par les bénéficiaires.

L'interprétation de ces résultats comme des effets causaux du CII sur les variables présentées doit toutefois être nuancée. En effet, les méthodes d'appariement permettent de corriger les différences observables prétraitement, mais elles ne garantissent rien sur l'équilibre des variables inobservables. Des différences persistantes sur ces dernières pourraient mener à une interprétation erronée des résultats présentés plus haut. De plus, rappelons qu'il existe un risque important d'endogénéité concernant le recours au CII, car ce sont les entreprises qui font le

choix d'y recourir. En ce sens, et même si de nombreuses variables observables sont prises en compte dans l'appariement pour limiter ce risque, la possibilité que certaines entreprises aient recours au dispositif en prétextant des dépenses d'innovation éligibles qui auraient eu lieu avec ou sans l'existence du CII, ne peut être totalement exclue⁸. Dès lors, l'absence de certitude concernant l'équilibre des variables inobservables conjuguée à l'existence potentielle d'un effet d'aubaine partiel incite à interpréter les estimations présentées comme une borne supérieure de l'effet du CII sur les entreprises bénéficiaires.

Enfin, nous avons mis en évidence une baisse des dépenses de recherche déclarées dans le cadre du CIR, liée à l'introduction du CII. Cette baisse

peut s'interpréter soit en termes de cyclicité de l'activité d'innovation, soit en termes de re-labellisation des dépenses de recherche en dépenses d'innovation.

Finalement, les évolutions plus importantes observées pour les firmes bénéficiaires sur la plupart des variables d'intérêt étudiées dans cet article semblent mêler un effet causal du CII incitant certaines entreprises à se lancer dans un processus d'innovation et un processus d'auto-sélection des entreprises les plus dynamiques dans le CII, pour lesquelles les variables d'intérêt auraient connu ces évolutions plus fortes, avec ou sans introduction du CII. □

8. Voir l'Annexe en ligne C2, qui présente une tentative d'approche par variable instrumentale.

Lien vers l'Annexe en ligne :

https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/5430844/ES-526-527_Bunel-Hadjibeyli_Annexe_en_ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

Angrist, J. D., Imbens, G. W. & Rubin, D. B. (1996). Identification of causal effects using instrumental variables. *Journal of the American Statistical Association*, 91(434), 444–455. <http://dx.doi.org/10.1080/01621459.1996.10476902>.

Balcone, T. & Schweitzer, C. (2019). La recherche et développement des entreprises françaises au sein de l'Union européenne : spécificités sectorielles et financement public. In: Insee Références, *La France dans l'Union européenne*, pp. 67–78. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3902349?sommaire=3902446>.

Bellégo, C. & Dortet-Bernadet, V. (2014). L'impact de la participation aux pôles de compétitivité sur les PME et les ETI. *Économie et Statistique*, 471, 65–83. <http://dx.doi.org/10.3406/estat.2014.10482>.

Bozio, A., Cottet, S. & Py, L. (2019). Évaluation d'impact de la réforme 2008 du crédit d'impôt recherche. Institut des politiques publiques. Rapport pour la Cnepi. <https://www.ipp.eu/wp-content/uploads/2019/03/evaluation-impact-reforme-credit-impot-recherche-ipp-mars-2019.pdf>.

Bunel, S., Lenoir, C. & Quantin, S. (2020). Évaluation du dispositif Jeune entreprise innovante (JEI). Rapport à la Commission européenne. <https://www.entreprises.gouv.fr/files/files/en-pratique/etudes-et-statistiques/etudes/evaluation-dispositif-jei-rapport-final-octobre-2020.pdf>

Charpin, J.-M., Dortet-Bernadet, V. & Hadjibeyli, B. (2020). Rapport final du plan d'évaluation des aides à la recherche, au développement et à l'innovation. <https://www.entreprises.gouv.fr/files/files/etudes-et-statistiques/2020-10-27-rapport-chapo-complet.pdf>

Clément, É. & Petrică, N. (2017). L'information-communication et l'industrie sont les secteurs les plus innovants entre 2012 et 2014. *Insee Première* N° 1635. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2585347>.

Cnepi - Commission nationale d'évaluation des politiques d'innovation (2019). L'impact du crédit d'impôt recherche. France Stratégie. <https://www.strategie.gouv.fr/sites/strategie.gouv.fr/files/atoms/files/fs-cnepi-avis-impact-cir-06032019-final-web.pdf>.

Dortet-Bernadet, V. & Sicsic, M. (2015). Effet des aides publiques sur l'emploi en R&D dans les petites entreprises. Insee, *Document de travail* G 2015/11. <http://www.epsilon.insee.fr/jspui/bitstream/1/32385/1/g2015-11.pdf>.

Duc, C. & Ralle, P. (2019). Une certaine convergence de l'innovation dans les entreprises en Europe. In: Insee Références, *Les entreprises en France*, pp. 85–100. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4255795>.

- Giret, J.-F., Bernela, B., Bonnard, C., Calmand, J. & Bonnal, L. (2018).** Une évaluation des effets du dispositif Jeunes docteurs sur l'accès aux emplois de R&D. Rapport pour la Cnepsi. https://www.strategie.gouv.fr/sites/strategie.gouv.fr/files/atoms/files/rapport_giret_et_al_djd_cir_version_octobre_2018.pdf.
- Givord, P. (2014).** Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques. *Économie & prévision*, 204-205, 1–28. <http://dx.doi.org/10.3406/ecop.2014.8141>.
- Hallépée, S. & Houlou-Garcia, A. (2012).** Évaluation du dispositif JEI. DGCIS. https://www.entreprises.gouv.fr/files/files/directions_services/politique-et-enjeux/innovation/evaluation-du-dispositif-JEI.pdf.
- Ben Hassine, H. & Mathieu, C. (2017).** Évaluation de la politique des pôles de compétitivité : la fin d'une malédiction. Insee, *Document de travail* N° 2017-3. https://www.strategie.gouv.fr/sites/strategie.gouv.fr/files/atoms/files/dt-poles_de_competitivite-ok.pdf.
- Insee (2016).** *Les entreprises en France*. Insee Références. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2497179>.
- Lelarge, C. (2008).** L'impact du dispositif JEI. *Les 4 pages du Sessi*. <https://www.epsilon.insee.fr/jspui/bitstream/1/56373/1/4p245.pdf>.
- Lelarge, C. (2009).** Les déterminants du comportement d'innovation des entreprises: facteurs internes et externes. Dissertation de thèse, Université de Paris. <https://bdr.u-paris10.fr/theses/internet/2009PA100021.pdf>.
- Lopez, J. & Mairesse, J. (2018).** Impact du CIR sur les principaux indicateurs d'innovation des enquêtes CIS et la productivité des entreprises. Rapport pour la Cnepsi. https://www.strategie.gouv.fr/sites/strategie.gouv.fr/files/atoms/files/lopez_et_mairesse_rapport_final_14122018.pdf.
- Margolis, D. & Miotti, L. (2015).** Évaluation de l'impact du dispositif 'jeunes docteurs' du crédit d'impôt recherche. Rapport au MENESR. https://cache.media.enseignementsup-recherche.gouv.fr/file/CIR/73/5/jeune_docteur_et_CIR_520735.pdf.
- Mulkay, B. & Mairesse, J. (2018).** Nouveaux résultats sur l'impact du crédit d'impôt recherche. Étude pour le MESRI. https://cache.media.enseignementsup-recherche.gouv.fr/file/Rapports/82/8/RAPPORT_NOUVEAUX_RESULTATS_IMPACTS_DU_CIR_1089828.pdf.
- Quantin, S. (2018).** Estimation avec le score de propension sous R. Insee, *Document de travail* N° 2018/01. <http://www.epsilon.insee.fr/jspui/bitstream/1/76714/1/m1801.pdf>.
- Rosenbaum, P. R. & Rubin, D. B. (1983).** The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41–55. <http://dx.doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>.
- Rosenbaum, P. R. & Rubin, D. B. (1985).** Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score. *The American Statistician*, 39(1), 33–38. <http://dx.doi.org/10.2307/2683903>.
- Rubin, D. B. (2001).** Using propensity scores to help design observational studies: application to the tobacco litigation. *Health Services and Outcomes Research Methodology*, 2(3), 169–188. <http://dx.doi.org/10.1017/CBO9780511810725.030>.
-

FIGURES ET ESTIMATIONS COMPLÉMENTAIRES

Figure A-I – Distribution du score de propension

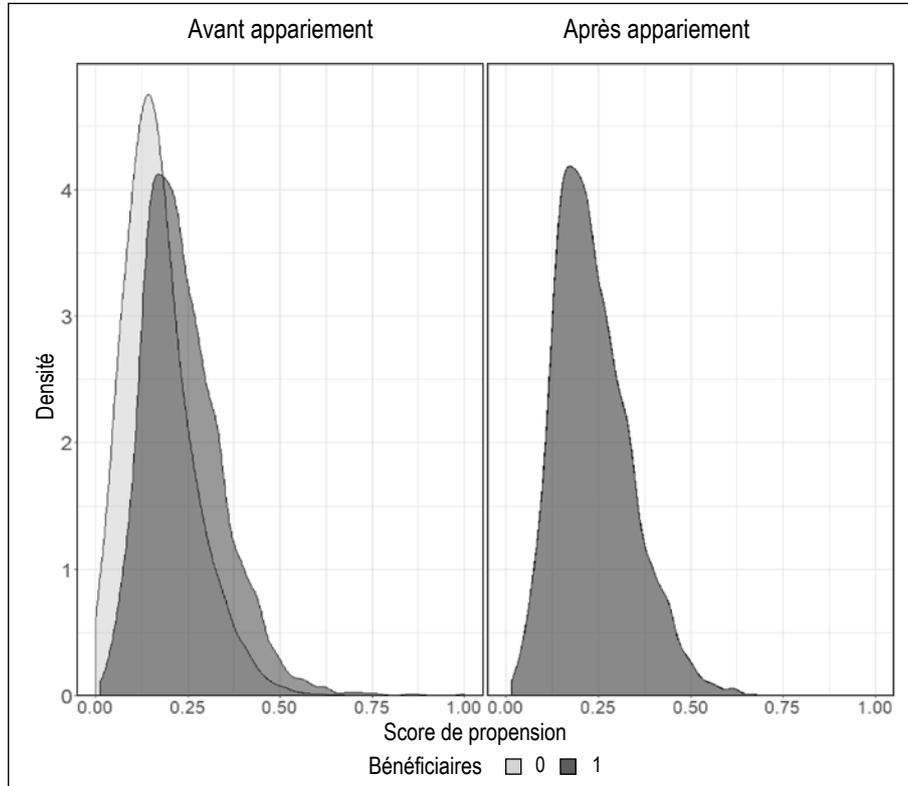
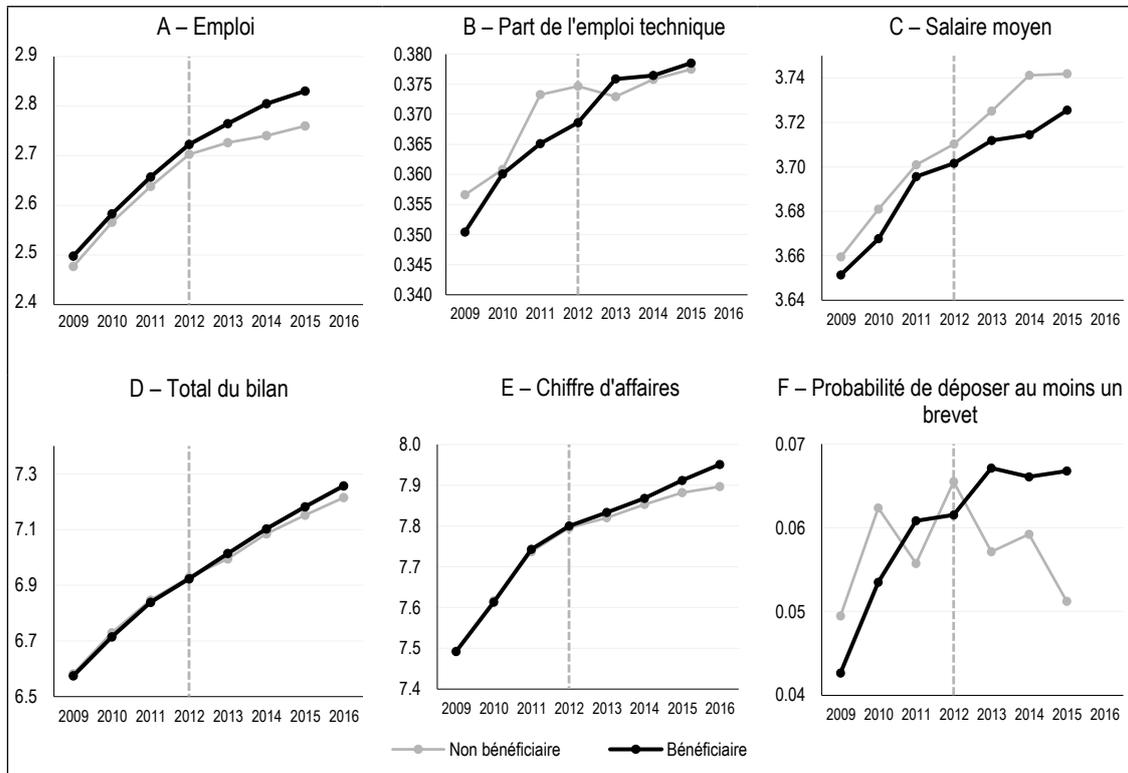
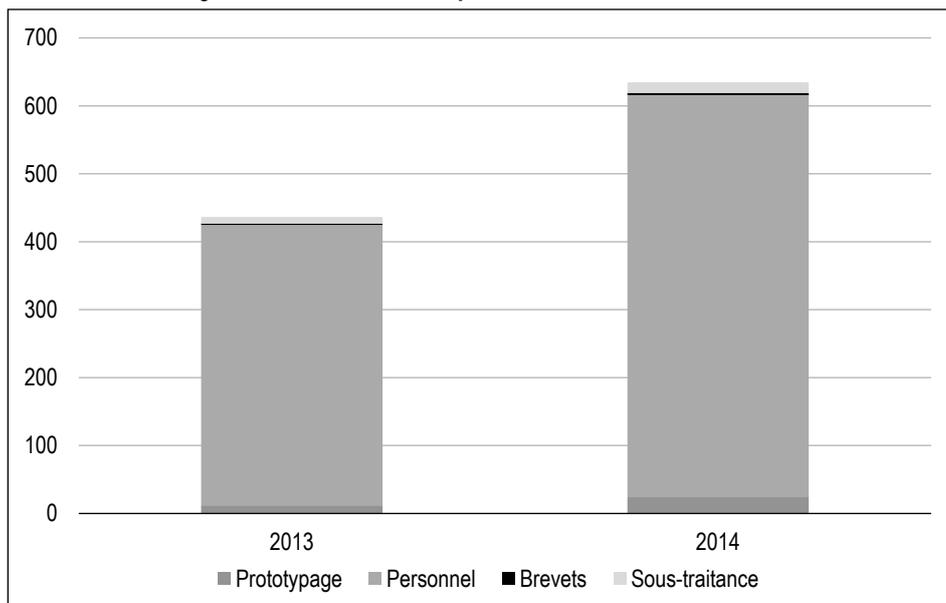


Figure A-II – Évolution des variables d'intérêt



Source et champ : DGFIP-Mesri, base GECIR ; Insee, DADS, FARE ; Mesri, Atlas des Brevets. PME bénéficiaires du CII et PME non bénéficiaires comparables.

Figure A-III – Nature des dépenses déclarées au titre du CII



Source et champ : DGFIP-Mesri, base GECIR. PME bénéficiaires du CII.

Figure A-IV – Propriété équilibrante – Produits

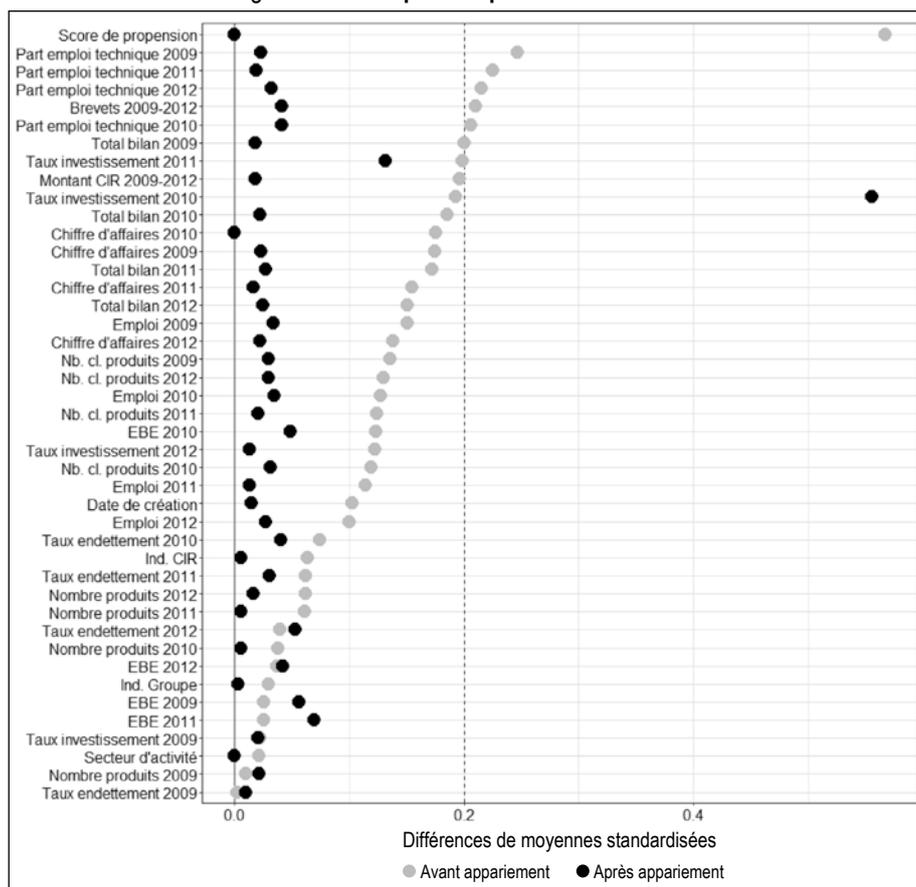


Tableau A-1 – Estimations sur les variables économiques globales

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Emploi	Part d'emploi technique	Salaire moyen	Total du bilan	Taux d'investissement	Chiffre d'affaires	Probabilité de déposer un brevet
T_{i2009}	0.00140 (0.0135)	-0.000113 (0.00499)	0.000670 (0.00720)	-0.000708 (0.0157)	0.00470 (0.00653)	-0.00470 (0.0127)	-0.00297 (0.00735)
T_{i2010}	-0.00264 (0.00920)	0.00522 (0.00436)	-0.00476 (0.00588)	-0.00832 (0.0116)	0.0102 (0.0156)	-0.00730 (0.00960)	-0.00507 (0.00727)
T_{i2011}	-0.000862 (0.00614)	-0.00219 (0.00336)	0.00336 (0.00507)	-0.00197 (0.00802)	-0.00324 (0.00542)	0.00157 (0.00666)	0.00874 (0.00725)
T_{i2013}	0.0179*** (0.00550)	0.00895*** (0.00329)	-0.00447 (0.00478)	0.0239*** (0.00783)	0.00173 (0.00413)	0.00809 (0.00625)	0.0138* (0.00728)
T_{i2014}	0.0438*** (0.00783)	0.00663* (0.00384)	-0.0180*** (0.00522)	0.0226** (0.0103)	0.00649 (0.00540)	0.0101 (0.00843)	0.0107 (0.00759)
T_{i2015}	0.0496*** (0.0102)	0.00684 (0.00427)	-0.00757 (0.00590)	0.0344*** (0.0130)	-0.00519 (0.00593)	0.0249** (0.0109)	0.0196** (0.00774)
T_{i2016}				0.0467*** (0.0151)	-0.00415 (0.00607)	0.0491*** (0.0138)	
Constante	2.713*** (0.00221)	0.372*** (0.00119)	3.706*** (0.00163)	6.926*** (0.00309)	0.0650*** (0.00166)	7.798*** (0.00256)	0.0635*** (0.00242)
Observations	40 110	40 110	40 110	45 840	45 840	45 840	40 110
R ²	0.130	0.006	0.028	0.261	0.000	0.176	0.001

Note : erreur type entre parenthèses. Estimations avec des *clusters* au niveau des entreprises. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.
Lecture : l'écart d'évolution de l'emploi entre le groupe traité et le groupe contrefactuel sur la période 2012-2015 est de 4.96 points de pourcentage.

Tableau A-2 – Estimations - Appariement sectoriel exact au niveau le plus fin de nomenclature NAF

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Emploi	Part d'emploi technique	Salaire moyen	Total du bilan	Taux d'investissement	Chiffre d'affaires	Probabilité de déposer un brevet
T_{i2009}	-0.00754 (0.0148)	-0.00254 (0.00561)	0.00364 (0.00823)	-0.0127 (0.0172)	-0.00175 (0.00513)	-0.0112 (0.0145)	0.00264 (0.00699)
T_{i2010}	-0.0103 (0.0102)	0.00453 (0.00495)	-0.00108 (0.00681)	-0.0202 (0.0127)	0.0206 (0.0193)	-0.0122 (0.0106)	-0.00309 (0.00718)
T_{i2011}	-0.0105 (0.00666)	0.00310 (0.00390)	0.00789 (0.00561)	-0.0112 (0.00888)	0.00134 (0.00647)	-0.00524 (0.00721)	-0.00309 (0.00731)
T_{i2013}	0.0209*** (0.00631)	0.00667* (0.00360)	0.000811 (0.00564)	0.0248*** (0.00883)	0.00850* (0.00461)	0.00922 (0.00749)	0.0141** (0.00719)
T_{i2014}	0.0481*** (0.00885)	0.00804* (0.00449)	-0.00809 (0.00581)	0.0450*** (0.0119)	0.0135** (0.00639)	0.0122 (0.00979)	0.0141* (0.00766)
T_{i2015}	0.0594*** (0.0113)	0.00532 (0.00493)	-0.00742 (0.00659)	0.0611*** (0.0150)	0.00462 (0.00589)	0.0363*** (0.0120)	0.0198*** (0.00761)
T_{i2016}				0.0720*** (0.0173)	0.00570 (0.00683)	0.0652*** (0.0155)	
Constante	2.674*** (0.00252)	0.405*** (0.00134)	3.727*** (0.00194)	6.852*** (0.00358)	0.0589*** (0.00210)	7.714*** (0.00294)	0.0421*** (0.00235)
Observations	31 766	31 766	31 766	36 304	36 304	36 304	31 766
R ²	0.117	0.007	0.028	0.240	0.000	0.165	0.002

Note : erreur type entre parenthèses. Estimations avec des *clusters* au niveau des entreprises. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

Tableau A-3 – Deux plus proches voisins

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Emploi	Part d'emploi technique	Salaire moyen	Total du bilan	Taux d'investissement	Chiffre d'affaires	Probabilité de déposer un brevet
T_{i2009}	-0.00241 (0.0116)	-0.00208 (0.00435)	0.00255 (0.00650)	-0.00453 (0.0135)	0.00112 (0.00664)	-0.00312 (0.0110)	-0.00142 (0.00614)
T_{i2010}	-0.00936 (0.00800)	0.00327 (0.00386)	-0.00396 (0.00511)	-0.00641 (0.00988)	0.00782 (0.0160)	-0.0106 (0.00811)	-0.000709 (0.00625)
T_{i2011}	-0.00528 (0.00541)	0.000664 (0.00296)	0.00433 (0.00451)	-0.00571 (0.00690)	-0.00553 (0.00525)	-0.00340 (0.00565)	0.00910 (0.00628)
T_{i2013}	0.0147*** (0.00482)	0.0103*** (0.00288)	-0.00248 (0.00427)	0.0237*** (0.00671)	0.00126 (0.00365)	0.00735 (0.00538)	0.0155** (0.00633)
T_{i2014}	0.0375*** (0.00672)	0.0106*** (0.00334)	-0.0156*** (0.00440)	0.0208** (0.00890)	0.00251 (0.00508)	0.00941 (0.00740)	0.0121* (0.00657)
T_{i2015}	0.0405*** (0.00867)	0.0119*** (0.00367)	-0.00762 (0.00515)	0.0360*** (0.0112)	-0.00517 (0.00488)	0.0234** (0.00942)	0.0191*** (0.00669)
T_{i2016}				0.0507*** (0.0146)	-0.00543 (0.00557)	0.0428*** (0.0113)	
Constante	2.706*** (0.00177)	0.374*** (0.000977)	3.708*** (0.00135)	6.921*** (0.00264)	0.0646*** (0.00139)	7.791*** (0.00211)	0.0586*** (0.00195)
Observations	59 255	59 255	59 255	67 720	67 720	67 720	59 255
R ²	0.122	0.004	0.031	0.225	0.000	0.170	0.001

Note : cf. tableau A-2.

Tableau A-4 – Trois plus proches voisins

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Emploi	Part d'emploi technique	Salaire moyen	Total du bilan	Taux d'investissement	Chiffre d'affaires	Probabilité de déposer un brevet
T_{i2009}	-0.00381 (0.0107)	-0.00164 (0.00409)	0.00134 (0.00600)	-0.00113 (0.0126)	-0.00141 (0.00644)	0.00106 (0.0102)	0.000803 (0.00575)
T_{i2010}	-0.0109 (0.00750)	0.00225 (0.00367)	-0.00309 (0.00482)	-0.00767 (0.00923)	0.00497 (0.0160)	-0.00728 (0.00755)	-0.000862 (0.00586)
T_{i2011}	-0.00630 (0.00514)	-0.000461 (0.00281)	0.00439 (0.00441)	-0.00482 (0.00645)	-0.00597 (0.00507)	-0.00137 (0.00527)	0.0108* (0.00593)
T_{i2013}	0.0141*** (0.00457)	0.00813*** (0.00272)	-0.0000262 (0.00408)	0.0243*** (0.00628)	0.0000421 (0.00333)	0.0107** (0.00498)	0.0173*** (0.00598)
T_{i2014}	0.0391*** (0.00633)	0.00827*** (0.00315)	-0.0115*** (0.00408)	0.0312*** (0.00838)	0.00297 (0.00482)	0.0176** (0.00690)	0.0139** (0.00620)
T_{i2015}	0.0473*** (0.00816)	0.0107*** (0.00345)	-0.00690 (0.00490)	0.0467*** (0.0105)	-0.00506 (0.00450)	0.0316*** (0.00883)	0.0217*** (0.00635)
T_{i2016}				0.0604*** (0.0131)	-0.00387 (0.00522)	0.0531*** (0.0106)	
Constante	2.720*** (0.00154)	0.372*** (0.000840)	3.706*** (0.00116)	6.927*** (0.00229)	0.0637*** (0.00118)	7.803*** (0.00184)	0.0584*** (0.00166)
Observations	78 463	78 463	78 463	89 672	89 672	89 672	78 463
R ²	0.115	0.004	0.030	0.222	0.000	0.160	0.001

Note : cf. tableau A-2.

Tableau A-5 – Condition stricte sur CIR avant 2012

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Emploi	Part d'emploi technique	Salaire moyen	Total du bilan	Taux d'investissement	Chiffre d'affaires	Probabilité de déposer un brevet
T_{i2009}	-0.00399 (0.0134)	0.000398 (0.00496)	0.00347 (0.00803)	0.0134 (0.0156)	0.00734 (0.00679)	0.000831 (0.0128)	0.000705 (0.00735)
T_{i2010}	-0.00919 (0.00911)	0.00485 (0.00443)	-0.00588 (0.00605)	0.00124 (0.0115)	0.0105 (0.0157)	-0.00431 (0.00980)	-2.79e-15 (0.00721)
T_{i2011}	-0.00688 (0.00620)	-0.00133 (0.00343)	0.00492 (0.00523)	0.00188 (0.00794)	-0.00813 (0.00596)	0.00307 (0.00666)	0.00829 (0.00719)
T_{i2013}	0.0139** (0.00545)	0.0105*** (0.00327)	-0.000511 (0.00464)	0.0206*** (0.00757)	0.00105 (0.00455)	0.0163** (0.00639)	0.0187*** (0.00725)
T_{i2014}	0.0356*** (0.00774)	0.00831** (0.00378)	-0.0122** (0.00499)	0.0261** (0.0103)	0.00935* (0.00525)	0.0180** (0.00867)	0.0120 (0.00763)
T_{i2015}	0.0466*** (0.0102)	0.00919** (0.00414)	-0.00820 (0.00598)	0.0456*** (0.0131)	-0.00245 (0.00594)	0.0313*** (0.0112)	0.0197** (0.00767)
T_{i2016}				0.0567*** (0.0151)	0.00478 (0.00550)	0.0585*** (0.0142)	
Constante	3.046 (128 019.7)	0.417 (47 648.6)	4.169 (153 458.4)	6.934 (15 660.9)	0.0653 (2 858.9)	7.791 (21 974.3)	0.0822 (27 908.4)
Observations	39 725	39 725	39 725	45 400	45 400	45 400	39 725
R ²	0.128	0.006	0.025	0.262	0.000	0.168	0.002

Note : cf. tableau A-2.

Tableau A-6 – Pondération par l'inverse de la probabilité de traitement

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Emploi	Part d'emploi technique	Salaire moyen	Total du bilan	Taux d'investissement	Chiffre d'affaires	Probabilité de déposer un brevet
T_{i2009}	-0.00591 (0.0117)	-0.000590 (0.00427)	-0.00134 (0.00654)	-0.00507 (0.0135)	0.00259 (0.00793)	-0.00710 (0.0113)	-0.000650 (0.00619)
T_{i2010}	-0.0120 (0.00795)	0.00324 (0.00378)	-0.00384 (0.00513)	-0.0148 (0.00989)	0.0000190 (0.0159)	-0.0134 (0.00828)	0.00191 (0.00608)
T_{i2011}	-0.0102** (0.00521)	-0.000328 (0.00291)	0.00226 (0.00435)	-0.0132** (0.00668)	-0.00908* (0.00513)	-0.00606 (0.00545)	0.00953 (0.00618)
T_{i2013}	0.0211*** (0.00454)	0.00684** (0.00274)	-0.00697* (0.00407)	0.0202*** (0.00649)	-0.00685 (0.00481)	0.00848 (0.00537)	0.0197*** (0.00618)
T_{i2014}	0.0449*** (0.00643)	0.00744** (0.00322)	-0.0158*** (0.00410)	0.0366*** (0.00858)	-0.000966 (0.00492)	0.0168** (0.00723)	0.0182*** (0.00641)
T_{i2015}	0.0539*** (0.00828)	0.00750** (0.00356)	-0.0106** (0.00484)	0.0503*** (0.0107)	-0.00688 (0.00454)	0.0341*** (0.00936)	0.0225*** (0.00654)
T_{i2016}				0.0613*** (0.0125)	-0.00792 (0.00538)	0.0530*** (0.0108)	
Constante	2.716*** (0.00190)	0.369*** (0.00102)	3.702*** (0.00142)	6.923*** (0.00261)	0.0662*** (0.00170)	7.798*** (0.00219)	0.0661*** (0.00206)
Observations	110 264	110 264	110 264	126 016	126 016	126 016	110 264
R ²	0.133	0.006	0.025	0.253	0.000	0.174	0.002

Note : cf. tableau A-2.

Tableau A-7 – Période 2011-2015

	(1)	(2)	(4)	(6)	(7)
	Emploi	Part d'emploi technique	Total du bilan	Chiffre d'affaires	Probabilité de déposer un brevet
T_{i2011}	-0.00794 (0.00578)	-0.00149 (0.00326)	0.00511 (0.00973)	-0.00214 (0.00799)	-0.00446 (0.0112)
T_{i2013}	0.0299*** (0.00545)	0.00992*** (0.00295)	0.0204** (0.00855)	0.0237*** (0.00692)	0.00131 (0.0112)
T_{i2014}	0.0577*** (0.00814)	0.0165*** (0.00363)	0.0436*** (0.0114)	0.0354*** (0.00930)	0.00643 (0.0111)
T_{i2015}	0.0725*** (0.0108)	0.0167*** (0.00397)	0.0596*** (0.0147)	0.0458*** (0.0117)	0.0185 (0.0113)
Constante	2.620*** (0.00224)	0.371*** (0.00106)	6.795*** (0.00324)	7.656*** (0.00257)	0.0923*** (0.00351)
Observations	38 180	38 180	38 180	38 180	38 180
R ²	0.044	0.002	0.096	0.040	0.000

Note : cf. tableau A-2.

Tableau A-8 – Produits

	(1)	(2)	(3)
	Niveau fin	Niveau moyen	Niveau agrégé
T_{i2009}	0.00877 (0.0497)	-0.00376 (0.0269)	-0.00627 (0.0252)
T_{i2010}	-0.0213 (0.0402)	-0.00251 (0.0233)	0.00501 (0.0220)
T_{i2011}	-0.0213 (0.0304)	-0.00877 (0.0193)	0.00501 (0.0181)
T_{i2013}	0.0526 (0.0461)	0.0238 (0.0247)	0.0150 (0.0217)
T_{i2014}	0.0313 (0.0554)	0.0476* (0.0279)	0.0376 (0.0250)
T_{i2015}	0.0489 (0.0655)	0.0689** (0.0316)	0.0564** (0.0287)
T_{i2016}	0.128* (0.0698)	0.0977*** (0.0332)	0.0827*** (0.0298)
Constante	2.231*** (0.0159)	1.560*** (0.00806)	1.496*** (0.00737)
Observations	12 776	12 776	12 776
R ²	0.015	0.029	0.028

Note : cf. tableau A-2.

Tableau A-9 – Pondération par l'inverse de la probabilité de traitement

	(1)	(2)	(3)
	Niveau fin	Niveau moyen	Niveau agrégé
T_{i2009}	-0.0153 (0.0521)	-0.0144 (0.0268)	-0.0225 (0.0252)
T_{i2010}	-0.0318 (0.0385)	-0.0246 (0.0233)	-0.0194 (0.0218)
T_{i2011}	-0.0199 (0.0274)	-0.0106 (0.0180)	0.000838 (0.0170)
T_{i2013}	0.0562 (0.0427)	0.0218 (0.0219)	0.0159 (0.0193)
T_{i2014}	0.0813 (0.0509)	0.0554** (0.0258)	0.0455** (0.0230)
T_{i2015}	0.0702 (0.0607)	0.0633** (0.0290)	0.0535** (0.0261)
T_{i2016}	0.0976 (0.0644)	0.0668** (0.0306)	0.0614** (0.0275)
Constante	2.315*** (0.0148)	1.600*** (0.00765)	1.529*** (0.00702)
Observations	35 472	35 472	35 472
R ²	0.013	0.029	0.029

N° 524-525 (2021) – **VARIA**

DOSSIER THEMATIQUE / THEMATIC SECTION

- Introduction au dossier Économie de la santé / *Introduction to the Thematic Section on Health Economics* – Carine Franc
- L'introduction du paiement à la performance : quel impact sur l'activité des médecins généralistes en France ? / *The Introduction of Pay-for-Performance: What Impact on General Practitioners' Activity in France?* – Brigitte Dormont, Aimée Kingsada & Anne-Laure Samson
- L'interdiction des dépassements d'honoraires pour les bénéficiaires de la CMU-C : quelles conséquences pour les médecins et dentistes libéraux ? / *The Ban on Extra-Fees for Beneficiaries of the CMU-C Health Cover: What Consequences for Physicians and Dentists in Private Practice?* – Brigitte Dormont & Cécile Gayet
- Les travailleurs indépendants sous-investissent-ils dans leur santé ? / *Must-Trade and Catch-Up' – Do the Self-Employed Under-Invest in Their Health?* – Estelle Augé & Nicolas Sirven
- Préférences de la population française pour l'accès à l'information génétique : une étude de choix discrets / *Preferences of the French Population Regarding Access to Genetic Information: A Discrete Choice Experiment* – Christine Peyron, Aurore Pélissier & Nicolas Krucien
- Effet de la réforme de l'APA à domicile de 2015 sur les plans d'aide notifiés aux bénéficiaires / *The Effect of the 2015 Reform of the Personalized Autonomy Allowance on the Care Plans Notified to Beneficiaries* – Louis Arnault & Jérôme Wittwer

ARTICLES

- Liens entre les motifs de migration et l'origine géographique des migrants et leurs résultats sur les marchés du travail en Europe / *Linking Migration Reasons and Origins to Labour Market Outcomes: Recent Evidence from Europe* – Mehtap Akgüç & Cécile Welter-Médée
- Le cumul emploi retraite – Déterminants individuels et profils types des cumulants / *Combining Work and a Pension – Individual Determining Factors and Combiners' Profiles* – Agathe Dardier

N° 522-523 (2021) – **VARIA**

- Effets de moyen terme d'une hausse de TVA sur le niveau de vie et les inégalités : une approche par microsimulation / *Medium-Term Effects of a Rise in VAT on Standard of Living and Inequality: A Microsimulation Approach* – Mathias André & Anne-Lise Biotteau
- Chômage et comportements à risque : quel effet de la perte d'emploi sur la consommation d'alcool et de tabac ? / *Unemployment and Risky Behaviours: The Effect of Job Loss on Alcohol and Tobacco Consumption* – Jérôme Ronchetti & Anthony Terria
- Les perspectives d'emploi des jeunes diplômés en Italie pendant et après la crise de 2008 / *The Employment Prospects of Young Graduates in Italy during and after the 2008 Crisis* – Raffaella Cascioli
- Les disparités spatiales d'accès à l'autonomie résidentielle précoce en France / *Spatial Disparities in Young Adults' Early Residential Independence in France* – Claire Kersuzan & Matthieu Solignac
- Inégalités sociales et désynchronisation du sommeil au sein des couples / *Social Inequalities and the Desynchronisation of Sleep within Couples* – Capucine Rauch

N° 520-521 (2020) – **VARIA**

DOSSIER THEMATIQUE / THEMATIC SECTION

- Introduction au dossier thématique projections de population / *Introduction to the Thematic Section on Population Projections* – Laurent Toulémon, Gilles Pison & Isabelle Robert Bobée
- Perspectives de population mondiale – Une vision sur le long terme / *World Population Prospects: A Long View* – Thomas Buettner
- Projections probabilistes bayésiennes de population pour la France / *Bayesian Probabilistic Population Projections for France* – Vianney Costemalle
- Évaluer les prévisions probabilistes de population / *Evaluating Probabilistic Population Forecasts* – Nico Keilman
- Le vieillissement de la population française est-il inéluctable ? / *Is the Ageing of the French Population Unavoidable?* – Nathalie Blanpain
- Les dimensions dans les projections mondiales : un état des lieux / *Dimensions in Global Projections: An Overview* – Anne Goujon

ARTICLES

- L'accumulation de liquidités par les sociétés non financières en France : l'effet des besoins de couverture et de la baisse des coûts de financement / *Cash Accumulation by Non Financial Corporations: New Evidence of the Role of Hedging Needs and Lower Financing Costs in France* – Marie Baïanne Khder & Simon Ray
- Pouvoir de marché et part du travail / *Market Power and Labor Share* – Arthur Bauer & Jocelyn Boussard

N° 517-518-519 (2020) – **AU-DELÀ ET AUTOUR DU PIB : QUESTIONS A LA COMPTABILITÉ NATIONALE / BEYOND AND AROUND GDP: QUESTIONS TO NATIONAL ACCOUNTING**

- Préface – Comptabilité nationale : retour sur des questions anciennes, plus quelques nouvelles / *Preface – National Accounting: Old Questions Revisited, Plus Some New Ones* – Diane Coyle
- Construire des indicateurs de la croissance inclusive et de sa soutenabilité : que peuvent offrir les comptes nationaux et comment les compléter ? / *Building Indicators for Inclusive Growth and its Sustainability: What Can the National Accounts Offer and How Can They Be Supplemented?* – Didier Blanchet & Marc Fleurbaey
- Compléter le PIB : quelques contributions récentes de la statistique sociale / *Supplementing GDP: Some Recent Contributions from Official Social Statistics* – Jérôme Accardo
- Vers un système de comptes nationaux distributifs : méthodes et estimations des inégalités mondiales avec les données WID.world / *Towards a System of Distributional National Accounts: Methods and Global Inequality Estimates from WID.world* – Facundo Alvaredo, Lucas Chancel, Thomas Piketty, Emmanuel Saez & Gabriel Zucman
- Pourquoi et comment mesurer le capital humain dans la comptabilité nationale ? / *Why and How Should Human Capital be Measured in National Accounts?* – Nicolas Canry
- Coût social du réchauffement climatique et indicateurs de soutenabilité : les enseignements d'une application à la France / *The Social Cost of Global Warming and Sustainability Indicators: Lessons from an Application to France* – Jean-Marc Germain & Thomas Lellouch
- Une comparaison de déflateurs pour les services de télécommunications / *A Comparison of Deflators for Telecommunications Services Output* – Mo Abdirahman, Diane Coyle, Richard Heys & Will Stewart
- La mesure du numérique explique-t-elle le ralentissement de la productivité ? Le cas de l'Australie / *Does Measurement of Digital Activities Explain Productivity Slowdown? The Case for Australia* – Derek Burnell & Amani Elnasri
- L'économie numérique fausse-t-elle le partage volume-prix du PIB ? L'expérience française / *Does the Digital Economy Distort the Volume-Price Split of GDP? The French Experience* – Lorraine Aeberhardt, Florian Hatier, Marie Leclair, Benoît Pentinat & Jean-Denis Zafar
- Les services gratuits issus de l'économie numérique : faut-il, et comment, les valoriser ? / *Free Services from the Digital Economy: Do We Need to Measure Their Value and How?* – Alexandre Bourgeois
- L'énigme de la croissance du PIB irlandais en 2015 : tentatives de réponse / *Irish GDP Growth in 2015: A Puzzle and Propositions for a Solution* – Marie-Baïanne Khder, Jérémie Montornès & Nicolas Ragache
- La cohérence dans une économie mondialisée : harmonisation du traitement de la R&D dans les comptes nationaux et la balance des paiements en Irlande / *Consistency in a Globalised Economy: Aligning the Treatment of R&D in the Irish National Accounts and Balance of Payments* – Niamh Holton, Margaret Kinsella, Oisín Mangan, Shaun McLaughlin & Patrick Quill
- Quelle signification pour le concept de produit intérieur dans des économies mondialisées ? / *What Should the Concept of Domestic Production Mean in Globalized Economies?* – Didier Blanchet

N° 514-515-516 (2020) – **JEUNES ET TRANSITIONS VERS L'ÂGE ADULTE / YOUTH AND TRANSITIONS TO ADULTHOOD**

- Introduction – En transition vers l'âge adulte / *In Transition to Adulthood* – Olivier Galland
- Les itinéraires biographiques des jeunes adultes en France : évolutions des différenciations sociale et sexuée sur longue période / *The Life Courses of Young Adults in France: Changes in Social and Gender Differentiation over the Long Period* – Nicolas Robette
- Inégalités de niveau de vie entre jeunes adultes – Une approche individualisée / *Inequality of Resources among Young Adults: An Individualised Approach* – Laura Castell & Sébastien Grobon
- Le soutien financier aux jeunes par les transferts sociaux et fiscaux – Scénarios de défamilialisation / *Financial Support for Young Adults Through Tax and Social Transfers – Defamilialisation Scenarios* – Adélaïde Favrat, Vincent Lignon & Muriel Pucci
- Argent et sentiments. Une interprétation des déterminants de l'aide financière des parents aux jeunes adultes / *Money and Feelings: An Interpretation of the Factors of Financial Support from Parents to Young Adults* – Marie-Clémence Le Pape, Mickaël Portela & Élise Tenret
- Les décisions des jeunes dans la transition vers la vie adulte en France : l'influence de facteurs familiaux / *Young People's Decisions in the Transition to Adulthood in France: Influence of Family Factors* – Audrey Rose Menard & Vincent Vergnat
- À quoi rêvent les jeunes salariés ? Qualité du travail, aspirations professionnelles et souhaits de mobilité des moins de 30 ans / *What do Young Employees Dream of? Quality of Work, Career Aspirations and Desire for Mobility among the Under 30s* – Christine Fournier, Marion Lambert & Isabelle Marion-Vernoux
- Risque d'exclusion sociale et ressources des jeunes NEET / *Risk of Social Exclusion and Resources of Young NEETs* – Claire Bonnard, Jean-François Giret & Yann Kossi
- Inégalités des chances dans le recours aux soins des jeunes adultes en France / *Inequalities of Opportunity in the Use of Health Care by Young Adults in France* – Doriane Mignon & Florence Jusot
- Les opinions des jeunes adultes sur le rôle social de l'État ont-elles changé depuis la crise de 2008 ? / *Did the 2008 Crisis Change Young Adults' Views on the Social Role of the State?* – Adrien Papuchon

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), de préférence 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 en français (y compris encadrés, tableaux, figures, annexes et bibliographie, non compris éventuelles annexes en ligne). Aucune proposition initiale de plus de 12 500 mots (11 500 pour les soumissions en anglais) 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), preferably 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 10,000 words (including boxes if needed, tables and figures, appendices, bibliography, but not counting online appendices if any). Manuscripts of more than 11,500 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.

N° 526-527 - 2021

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

Prochain numéro / Next issue

Varia

ISBN 978-2-11-162338-5 - ISSN 0336-1454 - ECO 526-527
Parution octobre 2021 - PRIX : 17,20 €

