

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

Mélanges

Financement de la dépendance - Impact distributif
de la fiscalité locale - Logement abordable -
Sentiment d'insécurité de l'emploi - Dispositif
Scellier et prix des terrains - Productivité
et réallocation des ressources

Varia

Financing of Long-Term Care - Distributional
Impact of Local Taxation - Affordable Housing -
Perception of Employment Insecurity - 'Scellier'
Scheme and Building Land Prices - Productivity
and Resource Reallocation

Economie Statistique ^{ET}

Economics ^{AND} Statistics

OÙ SE PROCURER

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Les numéros sont 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 via la rubrique « Acheter nos publications ». La revue est également en vente dans 200 librairies à Paris et en province.

WHERE TO GET

Economie et Statistique / Economics and Statistics

All the issues and articles are 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 and in 200 bookshops in Paris and province.

Directeur de la publication / Director of Publication:

Jean-Luc TAVERNIER

Rédactrice en chef / Editor in Chief:

Sophie PONTHEUX

Assistant éditorial / Editorial Assistant: Étienne de LATUDE

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

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

Conseil scientifique / Scientific Committee

Jacques LE CACHEUX, président (Université de Pau et des pays de l'Adour)

Jérôme BOURDIEU (École d'économie de Paris)

Pierre CAHUC (Sciences Po)

Gilbert CETTE (Banque de France et École d'économie d'Aix-Marseille)

Yannick L'HORTY (Université de Paris-Est - Marne la Vallée)

Daniel OESCH (Life Course and Inequality Research (LINES) et Institut des sciences sociales - Université de Lausanne)

Sophie PONTHEUX (Insee)

Katheline SCHUBERT (École d'économie de Paris, Université Paris 1)

Claudia SENIK (Université Paris-Sorbonne et École d'économie de Paris)

Louis-André VALLET (Observatoire sociologique du changement-Sciences Po/CNRS)

François-Charles WOLFF (Université de Nantes)

Comité éditorial / Editorial Advisory Board

Luc ARRONDEL (École d'économie de Paris)

Lucio BACCARO (Max Planck Institute for the Study of Societies-Cologne et Département de Sociologie-Université de Genève)

Antoine BOZIO (Institut des politiques publiques/École d'économie de Paris)

Clément CARBONNIER (Théma/Université de Cergy-Pontoise et LIEPP-Sciences Po)

Erwan GAUTIER (Banque de France et Université de Nantes)

Pauline GIVORD (Ocde et Crest)

Florence JUSOT (Université Paris-Dauphine, Leda-Legos et Irdes)

François LEGENDRE (Erudite/Université Paris-Est)

Claire LELARGE (Université de Paris-Sud, Paris-Saclay et Crest)

Claire LOUPIAS (Direction générale du Trésor)

Pierre PORA (Insee)

Ariell RESHEF (École d'économie de Paris, Centre d'économie de la Sorbonne et CEPII)

Thepthida SOPRASEUTH (Théma/Université de Cergy-Pontoise)

Economie
Statistique **ET**

Economics
AND Statistics

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

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Numéro 507-508 – 2019

MÉLANGES

- 5 Financer sa perte d'autonomie : rôle potentiel du revenu, du patrimoine et des prêts viagers hypothécaires**
En l'absence d'aide informelle et de couverture publique, les prêts viagers hypothécaires doubleraient la capacité des ménages Européens à financer les dépenses liées à leur perte d'autonomie. Mais un quart ne pourraient même pas financer 10 % de leurs besoins.
Carole Bonnet, Sandrine Juin et Anne Laferrère
- 27 Commentaire – L'auto-assurance du risque dépendance est-elle une solution ?**
Jérôme Wittwer
- 33 L'impact distributif de la fiscalité locale sur les ménages en France**
Les taxes locales ménages ont un profil globalement régressif du fait de leur assiette (la valeur locative des logements habités ou possédés), atténué par les exemptions ou réductions. L'hétérogénéité territoriale induit des taxes locales par habitant croissantes avec les revenus, mais moins que proportionnellement à ceux-ci.
Clément Carbonnier
- 55 Les allocations logement ne peuvent à elles seules empêcher les arriérés de loyer**
Un quart des bénéficiaires des aides au logement peinent à payer leur loyer, en raison d'un faible revenu, de certaines caractéristiques de leur foyer et d'imprévus. Les aides au logement corrigent peu ces inégalités face aux difficultés financières en cas de perte d'emploi.
Véronique Flambard
- 73 Le sentiment d'insécurité de l'emploi en France : entre déterminants individuels et pratiques managériales**
Le risque de perte d'emploi perçu par les salariés dépend non seulement de la situation économique mais aussi de la politique des ressources humaines de leurs établissements. Les pratiques contribuant à l'implication des salariés sont associées avec un moindre sentiment d'insécurité de l'emploi.
Stéphanie Moullet et Zinaïda Salibekyan
- 93 L'impact du dispositif Scellier sur les prix des terrains à bâtir**
Depuis 1984, huit dispositifs d'aide à l'investissement locatif se sont succédé en France sans qu'aucun n'ait été soumis à une évaluation d'impact. En utilisant la sectorisation du dispositif Scellier (2009-2012), nous montrons que celui-ci a entraîné une inflation du prix des terrains à bâtir.
Pierre-Henri Bono et Alain Trannoy

117 Croissance de la productivité et réallocation des ressources en France : le processus de destruction création

Le grippage de la réallocation des ressources vers les entreprises les plus productives est souvent pointé comme une des principales causes du ralentissement de la productivité, commencé avant la crise, dans la plupart des pays industrialisés. Est-ce vraiment le cas en France ?

Haithem Ben Hassine

Financer sa perte d'autonomie : rôle potentiel du revenu, du patrimoine et des prêts viagers hypothécaires

Private Financing of Long-Term Care: Income, Savings and Reverse Mortgages

Carole Bonnet*, Sandrine Juin** et Anne Laferrère***

Résumé – Dans quelle mesure les Européens âgés seraient-ils capables de financer les dépenses liées à leur perte d'autonomie à partir de leurs seuls revenus et patrimoine, en l'absence d'aide informelle et d'assurance publique ? Pour répondre à cette question, nous développons un modèle de microsimulation et estimons, à partir des données de l'enquête SHARE (*Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*), les trajectoires de dépendance des personnes âgées de 65 ans et plus dans neuf pays européens. Nous portons une attention particulière au rôle potentiel des prêts viagers hypothécaires comme outils d'extraction de la valeur des biens immobiliers. Selon les simulations, 57 % des personnes de 65 ans et plus seront confrontées à une perte d'autonomie. Pour elles, la durée moyenne de dépendance sera de 4,4 ans. Parmi les personnes dépendantes sans conjoint, 6 % seraient en mesure de couvrir leurs dépenses de perte d'autonomie grâce à leur seul revenu, chiffre qui atteint 22 % si elles mobilisent l'intégralité de leur patrimoine, à l'exception de leur logement. Cette proportion doublerait, pour atteindre 49 %, si ces personnes contractaient un prêt viager hypothécaire sur leur résidence principale. Toutefois, un quart d'entre elles ne pourraient financer que moins de 10 % de leurs dépenses de perte d'autonomie.

Abstract – *To what extent would older Europeans be able to pay for their long-term care needs out of their income and assets if they had no access to informal care or public insurance? To answer this question, we build a microsimulation model and estimate the disability trajectories of those currently aged 65 or older in nine European countries using the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE). We focus on the potential role of reverse mortgages in home equity release. According to the simulations, 57% of people 65 and over will experience disability. Conditional on need, care will be required for 4.4 years on average. Of those with no partner, 6% of dependent individuals could pay for their long-term care out of their income alone, 22% if they used all their savings except their home. The proportion would reach 49% if they took out reverse mortgages on their main residence. However, one quarter would be able to finance less than 10% of their long-term care expenses.*

Codes JEL / JEL Classification : J140, D140, I130, C530

Mots-clés : perte d'autonomie, logement, prêt viager hypothécaire, microsimulation

Keywords: long term care, housing, reverse mortgage, microsimulation

Rappel :

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

* Institut national d'études démographiques (INED) (carole.bonnet@ined.fr)

** ERUDITE, Université Paris-Est Créteil et Institut national d'études démographiques (INED) (sandrine.juin@u-pec.fr)

*** Université Paris Dauphine (anne.laferrere@dauphine.psl.eu)

Nous remercions deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires. Merci également à André Masson et Thomas Barnay pour leurs suggestions, à Alexandre Cazenave-Lacrouz et Fanny Godet pour avoir partagé leur programme Stata sur la mortalité dans SHARE. Nous remercions aussi Eric Bonsang, Joan Costa-i-Font, Jérôme Wittwer et les participants de la 5^e Conférence SHARE, du Labex OSE *Rencontres d'Aussois*, de la 15^e Conférence sur les retraites, l'assurance et l'épargne, et de divers séminaires (ERUDITE, Paris School of Economics, INED, MODAPA-MEDIPS) pour leurs commentaires.

Reçu le 6 juin 2017, accepté après révisions le 18 mai 2018

L'article en français est une traduction de la version originale en anglais

À prise en charge inchangée de la perte d'autonomie, la part des dépenses publiques qui lui serait consacrée par l'Union européenne devrait passer de 1.6 % du PIB en 2013 à 2.8 % en 2060 (Commission européenne, 2015a). Face au vieillissement de la population, la soutenabilité des systèmes de prise en charge de la perte d'autonomie constitue un enjeu de taille. Il est probable que les personnes âgées seront contraintes d'envisager le recours, au moins dans une certaine mesure, au financement privé afin de faire face à leurs dépenses de perte d'autonomie. À première vue, la capacité à prendre en charge individuellement ces dépenses semble limitée en l'absence de financement public. Le coût des dépenses associées à la perte d'autonomie est en effet généralement supérieur au montant de la retraite moyenne. La situation ne devrait pas s'améliorer dans la mesure où l'on prévoit une baisse du taux de remplacement des retraites publiques de 12 points de pourcentage entre 2013 et 2060 (Commission européenne, 2015b). Par ailleurs, même quand il existe une assurance dépendance publique, le montant des restes à charge peut rester élevé (HCFEA, 2017 ; Muir, 2017) et représenter une part importante des revenus individuels (Bérardier, 2012)¹.

Par ailleurs, la taille du marché de l'assurance dépendance privée est généralement limitée. Seules 7 % des dépenses de perte d'autonomie sont financées par le biais de l'assurance dépendance privée aux États-Unis, un chiffre qui tombe à 2 % dans les autres pays de l'OCDE (Colombo *et al.*, 2011). Ceci s'explique en partie par le caractère peu attractif des contrats d'assurance dépendance, le manque de connaissances financières des consommateurs, le long horizon temporel du risque de dépendance, le peu de valeur accordée à la consommation en cas de perte d'autonomie, et l'existence de solutions alternatives à l'assurance dépendance privée, telles que la solidarité familiale ou l'aide sociale (Brown & Finkelstein, 2009 ; Fontaine & Zerrar, 2013).

Une autre raison de la faible demande de cette assurance est la possibilité que certains recourent à leur patrimoine, et notamment à leur patrimoine immobilier, pour financer le risque de dépenses liées à leur perte d'autonomie. Davidoff (2010 ; 2009) montre de manière théorique que la valeur nette du logement peut, si elle est liquidée quand survient la perte d'autonomie, remplacer une assurance dépendance. À partir de données françaises, Fontaine *et al.* (2014) concluent que la probabilité de souscription à une assurance dépendance est de 4 à 7 points de pourcentage

plus faible pour les propriétaires dont la valeur du logement est supérieure à 300 000 euros que pour les non-propriétaires. Costa-Font & Rovira-Forns (2008) trouvent qu'être propriétaire de son logement réduit la probabilité de demande d'assurance en Catalogne (Espagne). Ceci suggère que la propriété du logement pourrait servir d'« auto-assurance » dépendance (Laferrère, 2012), d'autant plus que le logement constitue le principal élément du patrimoine des personnes âgées.

Cette étude examine dans quelle mesure les Européens âgés sont capables de prendre en charge les dépenses liées à leur perte d'autonomie à partir de leur revenu, de leur patrimoine financier et de la valeur nette de leur logement. Nous nous attachons spécifiquement au rôle potentiel des prêts viagers hypothécaires dans le financement des dépenses liées à la perte d'autonomie. Souvent examiné dans une perspective américaine ou britannique, l'enjeu des prêts viagers hypothécaires est plus rarement étudié dans le contexte de l'Europe continentale. Si certaines études récentes se sont penchées sur l'intérêt pour des personnes âgées de pouvoir tirer un revenu de leur patrimoine immobilier (Costa-Font *et al.*, 2010 ; Dillingh *et al.*, 2017 ; Fornero *et al.*, 2016), les travaux empiriques sur la possible mise en œuvre d'un tel produit afin de financer les coûts associés à la perte d'autonomie restent limités.

Notre contribution à la littérature est triple. En premier lieu, en utilisant la dimension longitudinale de l'enquête SHARE (*the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*), nous estimons un modèle de transition vers la perte d'autonomie, tenant compte de l'effet du revenu et du niveau d'éducation dans neuf pays européens. Dans un deuxième temps, nous simulons, à l'aide d'une microsimulation dynamique, les trajectoires de perte d'autonomie de la population âgée de 65 ans et plus en 2013, afin d'évaluer leur futur risque de dépendance. Plutôt que d'étudier la totalité de la population, nous voulons observer l'évolution de la situation de ces personnes jusqu'à la fin de leur cycle de vie. À notre connaissance, aucune autre étude n'estime à la fois le risque et les dépenses de dépendance au cours de la vie dans plusieurs pays européens, tout en tenant compte de l'effet du statut socio-économique. Enfin, nous concentrons notre attention sur les personnes qui seront sans conjoint pendant leur période de dépendance et évaluons leur capacité à financer leurs dépenses

1. En France, Bérardier (2012) estime que pour 25 % des personnes très dépendantes, les restes à charge représentent au moins 40 % de leurs ressources personnelles.

de perte d'autonomie, sous l'hypothèse d'absence de couverture publique et d'aide informelle. Nous étudions le rôle de la résidence principale dans le financement de ces dépenses en simulant le capital pouvant résulter de prêts viagers hypothécaires souscrits à l'entrée en dépendance. Comme les trajectoires de perte d'autonomie s'appuient sur une simulation au niveau micro-économique, il est possible d'examiner la dispersion de la capacité à payer des individus.

Cet article propose dans un premier temps une synthèse de la littérature existante concernant le risque de dépendance et le financement des dépenses associées, ainsi qu'une présentation des produits de prêt viager hypothécaire. Suivent une description des données et de la méthodologie, et la présentation des résultats des simulations du risque de dépendance et de la capacité à financer les dépenses qui lui sont liées. Finalement, deux scénarios alternatifs sont proposés : l'introduction d'une aide informelle et celle d'une couverture publique des dépenses liées à la perte d'autonomie.

Revue de littérature

Risque de dépendance et dépenses associées

Si de nombreuses études ont estimé le risque d'entrée en maison de retraite (voir, par exemple, la synthèse de Friedberg *et al.*, 2014), les travaux concernant le risque de dépendance au cours de la vie sont relativement limités. Nous proposons ci-dessous une synthèse des résultats publiés dans ce domaine au cours de la dernière décennie (voir Kemper *et al.*, 2005, pour des références plus anciennes). La plupart des modèles reposent sur des données américaines remontant aux années 1980 et 1990 (Brown & Finkelstein, 2004, 2008 ; Crimmins *et al.*, 2009 ; Fong *et al.*, 2013 ; Kemper *et al.*, 2005) ou sur des données britanniques (Forder & Fernández, 2009 ; Rickayzen & Walsh, 2002) et examinent les transitions relatives à la mortalité et à la perte d'autonomie uniquement en fonction de l'âge et du sexe. On peut relever trois exceptions : Duée & Rebillard (2006), Marbot & Roy (2015) et Atella *et al.* (2017). Les deux premières études portent sur des données françaises et introduisent dans leur modèle l'effet du niveau d'éducation et du nombre d'enfants. La troisième s'appuie sur des données européennes (SHARE) et développe un modèle de microsimulation complet tenant compte des effets du niveau d'éducation, de la

situation matrimoniale et de nombreux facteurs liés à la santé. Selon l'ensemble de ces travaux, la probabilité de perte d'autonomie varie entre 29 % et 58 % pour les hommes et entre 51 % et 79 % pour les femmes. La durée de la dépendance (si > 0) oscille entre 2.2 et 3.7 ans pour les hommes et entre 3.7 et 4.7 ans pour les femmes. Ces écarts s'expliquent en partie par l'adoption de critères différents pour définir la perte d'autonomie. Dans cet article, nous utilisons les données européennes récentes de l'enquête SHARE et tenons compte de l'impact tant du revenu que du niveau d'éducation sur la mortalité et la perte d'autonomie. Les inégalités sociales en matière de santé restant élevées (Cambois *et al.*, 2016 ; Mackenbach, 2012), il est important d'en tenir compte quand on analyse la capacité à financer la perte d'autonomie.

L'évaluation du coût de la perte d'autonomie est un exercice difficile, en particulier en raison des différents acteurs de sa prise en charge : les systèmes publics (qui diffèrent d'un pays à l'autre), les personnes âgées elles-mêmes et leur famille. Aux États-Unis, le coût annuel médian s'élève à 47 934 \$ pour l'aide ménagère, à 49 192 \$ pour les soins de santé à domicile, à 18 200 \$ pour les structures d'accueil de jour, à 45 000 \$ pour les résidences services et à 97 455 \$ pour une chambre privée dans une maison de retraite (*Genworth Cost of Care Survey*, 2017). Kemper *et al.* (2005) estiment par microsimulation sur données américaines à 47 000 \$ le montant moyen du total des dépenses liées à la perte d'autonomie sur toute la vie. Ils soulignent que, si pour 42 % des personnes de 65 ans en 2005, ce montant sera nul, il dépassera les 100 000 \$ pour 16 % d'entre elles. Hussem *et al.* (2016) concluent sur la base de données néerlandaises que les dépenses liées à la perte d'autonomie s'élèvent au total à 73 817 \$². Pour les ménages à faible revenu et les femmes seules, ce chiffre est plus élevé. Selon Forder & Fernández (2009), au Royaume-Uni, l'estimation du coût moyen des dépenses liées à la perte d'autonomie sur toute la vie est de 53 506 \$ pour les femmes et de 29 531 \$ pour les hommes. En l'absence d'informations comparables sur le coût de la dépendance pour les neuf pays étudiés dans cet article, nous développons notre propre méthode d'évaluation des dépenses basée sur les restrictions dans les activités essentielles de la vie quotidienne telles que rapportées par les personnes ainsi que sur le coût de la main-d'œuvre dans les différents pays.

2. Dans cette section, les euros et les livres sterling ont été convertis en dollars américains.

Le rôle du revenu et du patrimoine dans le financement des dépenses liées à la perte d'autonomie

La littérature sur le financement des dépenses liées à la perte d'autonomie s'est principalement intéressée au rôle de la couverture publique et de l'assurance dépendance privée. À notre connaissance, très peu d'études ont examiné dans quelle mesure les ressources personnelles des personnes âgées pourraient permettre de financer les dépenses liées à la perte d'autonomie. On note cependant les travaux de Hussem *et al.* (2016), qui soulignent que si les Néerlandais devaient contribuer au financement de leur perte d'autonomie à hauteur maximale de 100 % de leur revenu privé, ils pourraient couvrir entre 47 % et 64 % de leurs dépenses. Ils n'examinent pas le rôle du patrimoine.

En permettant d'utiliser le capital immobilisé dans le logement, les prêts viagers hypothécaires (encadré) pourraient contribuer à soutenir la consommation durant la retraite. La littérature

s'est d'abord focalisée sur la situation économique générale des personnes âgées sans examiner spécifiquement l'enjeu de la perte d'autonomie. L'effet des prêts viagers hypothécaires semble essentiellement limité aux groupes des plus âgés et est plus marqué pour les personnes seules que pour les couples (Hancock, 1998, sur données britanniques ; Sinai & Souleles, 2007 ; Venti & Wise, 1991, sur données américaines). Selon Venti & Wise (1991), les rentes reçues dans le cadre de prêts viagers hypothécaires permettraient d'augmenter de 35 % le revenu des couples de 85 ans et plus à bas revenu et de doubler le revenu des personnes seules à faible revenu propriétaires de leur logement. Ong (2008) fait état d'un effet plus fort en Australie (+71 % en moyenne pour les propriétaires de 65 ans et plus). En Europe, si les propriétaires de 65 ans et plus convertissaient 100 % de leur patrimoine immobilier moyennant un taux d'intérêt de 7 %, leur risque de pauvreté diminuerait de 23 % en Espagne, de 18 % en Belgique, de 13 % en Italie et de 11 % en France. L'effet serait de moins de 4 % en Suède, en Autriche et aux Pays-Bas (Moscarola *et al.*, 2015).

ENCADRÉ – Description des prêts viagers hypothécaires

Les prêts viagers hypothécaires (appelés *lifetime mortgages* au Royaume-Uni) sont des opérations de crédit permettant d'extraire des liquidités de son patrimoine immobilier. Contrairement aux ventes en viager françaises et formules similaires, ce dispositif n'implique aucun transfert de propriété. Les propriétaires occupants (âgés de 62 ans et plus pour les *Home Equity Conversion Mortgages* américains, de 55 ans et plus pour les *lifetime mortgage* Aviva britanniques ou de 65 ans et plus en France) empruntent sur tout ou partie de la valeur de leur logement. La principale différence avec une hypothèque classique réside en ce que l'emprunteur n'a besoin d'effectuer aucun remboursement tant qu'il occupe le bien. Contrairement aux prêts hypothécaires traditionnels, les intérêts viennent donc s'ajouter au solde de l'emprunt et la dette augmente au fil du temps. Le prêt viager hypothécaire arrive à échéance et le prêt est remboursé dès lors que l'emprunteur ou le dernier des emprunteurs décède, vend le logement ou en déménage de manière permanente. Les héritiers ont alors deux possibilités : soit rembourser le montant du crédit au prêteur et conserver le bien immobilier, soit vendre le bien immobilier et, si son prix de vente est supérieur au montant de la dette, récupérer la différence. Le risque de longévité et le risque d'évolution des prix de l'immobilier sont transférés au prêteur. Le montant de la dette de l'emprunteur est limité à la valeur du logement à l'échéance du contrat. En effet, le prêteur ne peut pas saisir d'autres actifs même si le montant de la dette accumulée dépasse le prix de vente du bien immobilier. Les prêts viagers hypothécaires ne nécessitent pas d'examen médical

et ne sont soumis à aucun critère de revenu, ils sont donc accessibles aux personnes en mauvaise santé ou de revenu modeste, la seule contrainte est d'avoir les moyens de continuer à payer les impôts fonciers et l'assurance habitation. Contrairement à l'assurance dépendance privée qui doit être contractée relativement jeune (avant l'apparition de la perte d'autonomie), les prêts viagers hypothécaires peuvent être souscrits à un âge très avancé, et quel que soit l'état de santé. Ce faisant, les prêts viagers hypothécaires ne nécessitent aucune anticipation du risque de dépenses liées à la perte d'autonomie.

Ces produits existent depuis des années aux États-Unis et au Royaume-Uni et attirent de plus en plus l'attention en Europe. Globalement, bien que le marché des prêts viagers hypothécaires reste limité, même aux États-Unis, il semble se développer. Aux États-Unis, 2 % à 3 % des propriétaires éligibles en 2010 avaient souscrit un prêt viager hypothécaire (*Consumer Financial Protection Bureau*, 2012). Représentant plus de 90 % des parts de marché, le *Home Equity Conversion Mortgage* (HECM), lequel est assuré par la *Federal Housing Administration* (administration fédérale du logement), domine le marché américain des prêts viagers hypothécaires (Shan, 2011). Le nombre de nouveaux prêts HECM était passé de moins de 7 000 en 2000 à plus de 110 000 en 2009. Suite à la crise des *subprimes* (ou prêts hypothécaires à risque), il est retombé à 55 000 en 2012. En Europe, le marché des prêts viagers hypothécaires représentait 3.31 milliards d'euros en 2007, soit moins de 0.1 % du marché des prêts hypothécaires ordinaires.

La question de savoir comment les prêts viagers hypothécaires pourraient financer la perte d'autonomie est apparue plus récemment dans la littérature. Masson (2015) suggère qu'un produit viager hypothécaire s'adressant spécifiquement aux personnes en situation de dépendance pourrait contribuer à financer les dépenses liées à la perte d'autonomie et favoriser le « vieillir chez soi » en France (voir aussi Stucki, 2005, pour une discussion dans le contexte américain). Sous réserve de fournir un certificat, les personnes dépendantes bénéficieraient d'un taux d'intérêt plus bas que celles qui ne le sont pas dans la mesure où elles ont une espérance de vie plus courte. Au Royaume-Uni, celles qui sont atteintes de certains troubles médicaux ou ayant des facteurs de risque liés au mode de vie ont d'ores et déjà la possibilité d'emprunter des sommes d'argent plus importantes. Les prêts viagers hypothécaires pourraient permettre de financer des soins à domicile, ce qui allégerait la charge supportée par les proches aidants³. Une limite des produits de prêt viager hypothécaire existants réside cependant dans le fait qu'ils prévoient généralement le remboursement du prêt en cas d'entrée définitive en maison de retraite de l'emprunteur.

Des études descriptives empiriques confirment que la prise en compte du capital logement améliore considérablement la capacité à financer les dépenses de perte d'autonomie. Stucki (2006) souligne que la valeur nette médiane du logement des propriétaires américains ayant des restrictions dans les activités essentielles de la vie quotidienne est de 75 000 \$. Un prêt viager hypothécaire permettrait de disposer d'un capital compris entre 30 000 \$ et 49 000 \$. Toutefois, ce capital logement couvrirait généralement moins de deux années de dépenses de perte d'autonomie. Mayhew *et al.* (2010) examinent si les Britanniques de 65 ans et plus sont en mesure de prendre en charge les dépenses associées à leur perte d'autonomie. Ils arrivent à la conclusion que seuls 400 000 des 6.5 millions de ménages concernés peuvent financer plus d'un an de ces dépenses à partir de leur seul revenu. Ce chiffre passe à 3 millions si l'on inclut le patrimoine financier et à 4.6 millions si l'on ajoute le patrimoine immobilier. Un total de 4.2 millions de ménages pourraient subvenir à leurs besoins de prise en charge pendant plus de trois ans. Il s'agit là cependant d'études transversales qui ne permettent pas d'examiner le coût des dépenses de perte d'autonomie sur toute une vie. Elles ne tiennent pas non plus compte des éventuelles différences de risque de dépendance liées au statut socio-économique. Si les personnes à faible revenu et celles dont le niveau d'éducation est faible sont davantage confrontées à des

périodes de perte d'autonomie, cela a d'importantes implications en termes d'inégalités sociales et de politiques publiques. En effet, il existe une corrélation négative entre la propriété du logement et sa valeur d'une part, et le risque de dépendance, les dépenses de perte d'autonomie et l'entrée en institution d'autre part (Bockarjova *et al.*, 2014 ; Costa-Font, 2008 ; Rouwendal & Thomese, 2013). Il se pourrait alors que les produits de prêt viager hypothécaire ne conviennent pas à ceux dont les besoins sont les plus importants.

Données

Cet article s'appuie sur les données issues des vagues 1 à 5 de l'enquête SHARE⁴, enquête longitudinale et multidisciplinaire portant sur l'état de santé, le revenu et la richesse, ainsi que sur les réseaux sociaux et familiaux. Elle fournit des informations sur les personnes âgées de 50 ans et plus (interrogées tous les deux ans) dans 20 pays européens, ainsi que sur leurs conjoints. Les informations relatives aux restrictions dans les activités instrumentales et essentielles de la vie quotidienne permettent de mesurer la probabilité de perte d'autonomie. Les répondants sont suivis quand ils entrent en maison de retraite⁵.

Nous nous concentrons sur les personnes âgées de 65 ans et plus en vague 5 (2013) dans neuf pays : l'Autriche, l'Allemagne, la Suède, les Pays-Bas, l'Espagne, l'Italie, la France, le Danemark et la Belgique (23 769 observations). Ce faisant, nous étudions des générations spécifiques de personnes nées avant 1948, qui ne sont représentatives ni des cohortes futures, ni de la population âgée en général. De même, les pays étudiés ne sont pas représentatifs de l'Europe dans son ensemble

3. Voir Lilly *et al.* (2007) pour une revue des conséquences de l'aide informelle sur le marché du travail. Pour l'effet sur la santé des aidants, voir par exemple Coe & Van Houtven (2009).

4. DOI : <https://doi.org/10.6103/SHARE.w1.260>, <https://doi.org/10.6103/SHARE.w2.260>, <https://doi.org/10.6103/SHARE.w3.100>, <https://doi.org/10.6103/SHARE.w4.111>, <https://doi.org/10.6103/SHARE.w5.100>. Voir Börsch-Supan *et al.* (2013) pour de plus amples détails sur la méthodologie. La collecte de données SHARE est principalement financée par la Commission européenne au titre des programmes-cadre FP5 (QLK6-CT-2001-00360), FP6 (SHARE-I3: RII-CT-2006-062193, COMPARE: CIT5-CT-2005-028857, SHARELIFE: CIT4-CT-2006-028812) et FP7 (SHARE-PREP: N°211909, SHARE-LEAP: N°227822, SHARE M4: N°261982). Nous tenons également à exprimer notre reconnaissance au Ministère allemand de l'éducation et de la recherche, au centre Max-Planck pour le développement des sciences, au National Institute on Aging américain (U01_AG09740-13S2, P01_AG005842, P01_AG08291, P30_AG12815, R21_AG025169, Y1-AG-4553-01, IAG_BSR06-11, OGHA_04-064, HHSN271201300071C) ainsi qu'aux diverses autres sources de financement nationales pour leur contribution au financement de cette enquête (voir www.share-project.org).

5. En cas de décès, un entretien de fin de vie est effectué auprès d'un parent, ami ou voisin du défunt. Il convient de souligner que, comme pour toutes les enquêtes, un certain niveau d'attrition lié au déménagement est inévitable. Cela est aussi probablement le cas lorsque les individus entrent en maison de retraite.

(nous avons sélectionné les pays observés depuis la première vague, ce qui explique l'absence des pays de l'Est). Le tableau 1 présente quelques statistiques descriptives concernant l'échantillon.

Variabes étudiées

Les personnes en perte d'autonomie en vague 5 sont identifiées sur la base de leurs restrictions dans les activités essentielles de la vie quotidienne (AVQ). Le concept de « perte d'autonomie » est difficile à définir. Divers critères et définitions administratives sont d'ailleurs utilisés pour évaluer la perte d'autonomie ainsi que l'éligibilité à une prise en charge publique. Nous examinons ici six AVQ (s'habiller, se déplacer dans une pièce, prendre un bain ou une douche, manger, se mettre au lit/se lever et utiliser les toilettes) et partons du postulat que sont en perte d'autonomie les personnes qui déclarent rencontrer des difficultés au niveau d'au moins deux activités⁶. Ce minimum de deux AVQ représente le seuil d'éligibilité à un financement public des dépenses liées à la perte d'autonomie en France, en Italie et en République tchèque⁷ (Carrino & Orso, 2014). Aux États-Unis aussi, on doit avoir besoin d'une aide importante pour au moins deux AVQ pour pouvoir bénéficier de prestations d'assurance dépendance privée ou de prestations s'inscrivant dans le cadre du programme *Medicaid* (Brown & Finkelstein, 2007 ; Fong *et al.*, 2013). En moyenne, 10 % des personnes âgées de 65 ans et plus étaient dépendantes en 2013 (voir tableau 1). La proportion était plus importante en Europe du Sud (14 % en Espagne et 12 % en Italie) qu'en Europe du Nord (4 % en Suède, 5 % aux Pays-Bas et 6 % au Danemark).

Le revenu annuel du ménage est le revenu après impôts et cotisations. Il inclut les revenus d'activité (y compris d'indépendants), tous les types de retraite, les prestations d'assurance invalidité, les rentes d'assurance vie, les intérêts et dividendes, les revenus fonciers, ainsi que toutes les prestations publiques, allocations logement et revenus minimums. L'objectif étant d'évaluer la capacité à prendre en charge ses dépenses de perte d'autonomie en l'absence de toute couverture publique, nous ne tenons pas compte des rentes d'assurance dépendance publique⁸. Nous calculons le niveau de vie du ménage en divisant le revenu disponible par le nombre pondéré de membres au sein du ménage (échelle modifiée de l'OCDE)⁹.

L'enquête fournit également des informations sur le patrimoine financier du ménage, net des dettes, ainsi que sur son patrimoine immobilier net. Le

capital net immobilier H – valeur nette du logement ajustée afin de tenir compte du pourcentage détenu, minorée de la valeur des emprunts immobiliers – est la variable clé utilisée pour simuler le capital susceptible d'être débloqué au moyen de prêts viagers hypothécaires¹⁰. Nous tenons également compte des autres biens immobiliers détenus (résidences secondaires, immobilier de rapport, terrains ou forêts) susceptibles d'être vendus afin de financer les dépenses de perte d'autonomie.

Les revenus et patrimoines varient considérablement d'un pays européen à l'autre (tableau 1). Le niveau de vie annuel moyen des ménages s'étend de 10 000 € en Espagne à 38 000 € en Belgique, la valeur moyenne du patrimoine financier net de 12 000 € en Espagne à 114 000 € au Danemark, et la proportion de propriétaires va de 49 % en Autriche à 92 % en Espagne. La valeur nette moyenne du logement des propriétaires s'élève à 241 000 €. Il ressort de ces statistiques descriptives que les prêts viagers hypothécaires pourraient aider à financer les dépenses de perte d'autonomie en Espagne et en Italie, où le revenu et le patrimoine financier sont faibles mais où les taux de propriétaires sont particulièrement élevés. À l'inverse, les prêts viagers hypothécaires seront sans doute moins intéressants en Suède et aux Pays-Bas, deux pays dans lesquels le niveau de revenu et le patrimoine sont élevés mais la propriété du logement est moins répandue.

6. La question posée est la suivante : « Indiquez-moi les activités qui vous sont difficiles à cause d'un problème physique, mental, émotionnel ou de mémoire. Là encore, excluez les difficultés qui, selon vous, seront résolues d'ici trois mois. »

7. D'autres systèmes européens reposent sur une combinaison de restrictions dans les AVQ et dans les activités instrumentales de la vie quotidienne (Autriche, Allemagne), ou accordent une plus grande importance à des limitations particulières telles que se laver et s'habiller (Belgique) ou manger et utiliser les toilettes (Espagne).

8. Dans l'enquête, seules 271 personnes ont déclaré recevoir des rentes d'assurance dépendance publique.

9. Cette échelle attribue une valeur de 1.0 à la personne de référence, de 0.5 à chaque adulte supplémentaire ou enfant de 14 ans ou plus, et de 0.3 à chaque enfant de moins de 14 ans. Nous utilisons le niveau de vie du ménage pour deux raisons. D'une part, il facilite la comparaison de ménages de taille différente. D'autre part, dans les simulations, nous supposons que le niveau de vie reste inchangé, même lorsque la personne perd son conjoint (nous partons de l'hypothèse que les pensions de réversion permettent au survivant de plus ou moins conserver son niveau de vie). Cette hypothèse est plus facile à justifier pour le niveau de vie que pour le revenu.

10. La question suivante est posée aux propriétaires : « À votre avis, si vous vendiez aujourd'hui ce logement, combien en retireriez-vous ? » Nous ajustons ce montant afin de tenir compte du pourcentage du bien appartenant au répondant et à son conjoint (100 % dans la plupart des cas) ainsi que des emprunts sur la résidence principale. Environ 10 % des propriétaires âgés de 65 ans et plus ont contracté un emprunt immobilier, d'un montant moyen de 58 000 euros. Les propriétaires ont tendance à surestimer la valeur de leur logement. Venti & Wise (2001) se concentrent sur les ménages ayant récemment déménagé aux États-Unis et comparent le prix de vente de l'ancien logement à sa valeur estimée par les répondants. La surestimation est de 15 à 20 % sur les moyennes et de 6 à 7 % sur les médianes. Benitez-Silva *et al.* (2015) font état d'une surestimation d'environ 8 %. Aux Pays-Bas, le propriétaire médian surestime les prix de l'habitat de 13 % (Van der Crujisen *et al.*, 2014). Ce phénomène pourrait entraîner une légère surestimation de la capacité à financer les dépenses de perte d'autonomie dans notre travail.

Tableau 1
Statistiques descriptives sur l'échantillon

Moyenne ou proportion (écart-type) Médiane	Total	Autriche	Allemagne	Suède	Pays-Bas	Espagne	Italie	France	Danemark	Belgique
Âge	75.2 (7.4)	74.9 (7.3)	75.1 (6.9)	74.4 (7.3)	74.2 (7.4)	75.6 (7.6)	75.0 (7.4)	75.5 (7.7)	73.9 (7.3)	75.2 (7.5)
Femme	0.572 (0.495)	0.577 (0.494)	0.562 (0.496)	0.553 (0.497)	0.544 (0.498)	0.579 (0.494)	0.573 (0.495)	0.590 (0.492)	0.540 (0.499)	0.572 (0.495)
Couple	0.639 (0.480)	0.568 (0.495)	0.676 (0.468)	0.683 (0.465)	0.660 (0.474)	0.605 (0.489)	0.643 (0.479)	0.595 (0.491)	0.682 (0.466)	0.655 (0.475)
Au moins un enfant	0.884 (0.321)	0.880 (0.325)	0.883 (0.322)	0.925 (0.264)	0.911 (0.285)	0.888 (0.315)	0.863 (0.344)	0.888 (0.316)	0.924 (0.265)	0.888 (0.316)
Niveau d'éducation										
- Pré-primaire/primaire	0.369 (0.483)	0.179 (0.383)	0.025 (0.156)	0.323 (0.468)	0.173 (0.378)	0.741 (0.438)	0.601 (0.490)	0.454 (0.498)	0.195 (0.397)	0.261 (0.439)
- Secondaire/post-secondaire	0.459 (0.498)	0.582 (0.493)	0.713 (0.452)	0.418 (0.493)	0.607 (0.489)	0.194 (0.396)	0.353 (0.478)	0.350 (0.477)	0.474 (0.499)	0.470 (0.499)
- Études supérieures	0.172 (0.377)	0.239 (0.426)	0.262 (0.440)	0.259 (0.438)	0.220 (0.415)	0.065 (0.247)	0.046 (0.210)	0.196 (0.397)	0.331 (0.471)	0.269 (0.443)
Statut de dépendance										
≥ 2 AVQ (perte d'autonomie)	0.101 (0.301)	0.090 (0.286)	0.098 (0.297)	0.043 (0.203)	0.051 (0.221)	0.137 (0.344)	0.119 (0.323)	0.082 (0.275)	0.060 (0.238)	0.118 (0.323)
Ressources (en euros)										
Niveau de vie annuel du ménage	19 996 (59 875)	20 789 (14 101)	20 860 (15 348)	32 293 (18 962)	25 009 (28 027)	10 124 (8 062)	12 249 (15 849)	27 725 (128 814)	25 083 (14 680)	37 990 (49 669)
Valeur du patrimoine financier net du ménage	15 082 (139 807)	18 251 (54 332)	17 430 (77 780)	27 688 (138 870)	20 118 (266 438)	8 468 (25 811)	10 323 (32 111)	19 110 (236 479)	21 106 (187 053)	20 714 (145 582)
Propriétaires (résidence principale)	9 000 (0.724)	6 223 (0.490)	11 500 (0.582)	46 141 (0.527)	24 000 (0.589)	2 584 (0.921)	2 881 (0.817)	17 300 (0.779)	40 225 (0.672)	35 000 (0.742)
Valeur nette de la résidence principale (si > 0)	241 220 (246 635)	284 247 (234 070)	224 262 (165 752)	236 796 (220 864)	242 856 (140 998)	217 023 (452 308)	231 813 (152 047)	282 178 (191 418)	212 944 (170 049)	286 789 (129 309)
Propriétaires d'autres biens immobiliers ou fonciers	200 000 (0.179)	200 000 (0.131)	195 000 (0.121)	173 028 (0.307)	215 000 (0.063)	120 000 (0.223)	200 000 (0.171)	240 000 (0.245)	160 901 (0.226)	250 000 (0.193)
Valeur des autres biens immobiliers/fonciers (si > 0)	237 511 (365 749)	246 054 (297 720)	302 679 (406 699)	224 919 (258 169)	216 820 (228 787)	245 300 (672 413)	201 016 (161 563)	219 711 (159 876)	203 710 (183 796)	243 449 (211 429)
Nombre d'observations	150 000	150 000	140 000	115 352	150 000	110 000	150 000	199 537	134 084	200 000
	23 769	2 417	2 624	2 907	2 206	3 717	2 700	2 435	1 986	2 777

Note : les statistiques sont pondérées au moyen de poids individuels. Personnes âgées de 65 ans et plus.

Source : données SHARE, vague 5.

Méthodologie

Modélisation des transitions

Sur les cinq vagues de l'enquête SHARE, nous estimons trois modèles distincts à partir de régressions logistiques : le premier modèle porte sur la probabilité de décéder entre deux vagues d'enquête (31 203 observations), le deuxième sur la probabilité de perte d'autonomie (17 803 observations) et le dernier sur la probabilité de récupérer son autonomie (1 248 observations). Les tableaux C1-1 et C1-2 du complément en ligne C1 fournissent des précisions sur les transitions observées ainsi que sur la taille des échantillons (lien vers les compléments en ligne à la fin de l'article). Les variables explicatives sont la tranche d'âge (avec des seuils à 75 et 85 ans), le sexe, les quintiles de niveau de vie, les niveaux d'éducation ainsi que des indicatrices relatives aux pays. Dans le modèle de mortalité, nous tenons également compte de l'état de dépendance en vague initiale. Introduire l'âge sous forme d'indicatrices permet de tenir compte de la relation non linéaire entre l'âge, la mortalité et la perte d'autonomie¹¹.

Probabilités de décès

L'analyse se concentre sur les personnes dont le statut de dépendance (autonomie ou non) est connu en première vague et dont le statut vital est observé deux ans plus tard. La probabilité de décès est plus élevée de 7.2 points de pourcentage pour les personnes en perte d'autonomie que pour les autres (voir tableau 2). Le risque de décès est plus élevé pour les hommes, augmente avec l'âge, tandis qu'un niveau de vie et un niveau d'éducation supérieurs sont associés à un moindre risque. On tient aussi compte du délai écoulé entre deux entretiens.

Les comparaisons entre les estimations de probabilités de décès par pays, sexe et âge, d'une part, et les tables de mortalité de la base *Human Mortality Database*, d'autre part, montrent que l'enquête SHARE sous-estime la mortalité. Cela découle non seulement de ce que, dans la plupart des pays, l'échantillon de départ de l'enquête ne compte aucune personne en institution, mais aussi de l'attrition du panel. Un facteur de correction, calculé en fonction du pays, du sexe et de l'âge, permet d'ajuster, dans le modèle de microsimulation, les estimations de probabilités issues de SHARE en fonction des tables de mortalité¹².

Probabilité d'entrée et de sortie de dépendance

On estime l'incidence de la perte d'autonomie pour les personnes non dépendantes en vague

initiale (< 2 AVQ), qui survivent entre deux vagues et dont le statut de dépendance est connu en dernière vague¹³. On estime la probabilité de récupérer son autonomie pour les personnes dépendantes (2 AVQ ou plus) en vague initiale, qui sont encore vivantes deux ans plus tard et dont le nombre de limitations en termes d'AVQ est connu¹⁴. Tel que défini ci-dessus, une personne entre en dépendance dès lors qu'elle déclare avoir deux limitations en termes d'AVQ. On considère qu'une personne a récupéré son autonomie si elle ne fait état d'aucune difficulté à accomplir les activités essentielles de la vie quotidienne (récupération totale d'autonomie). Trois raisons motivent ce choix. Premièrement, la perte d'autonomie étant un phénomène difficilement réversible, nous ne voulons pas surestimer les chances de récupérer son autonomie. En effet, Pérès *et al.* (2005) établissent un processus dynamique de perte d'autonomie s'articulant autour de 4 états : l'autonomie, la dépendance légère (problèmes de mobilité), la dépendance modérée et la dépendance lourde (AVQ). Ils estiment que les transitions directes entre deux états non consécutifs n'existent pas. Cambois & Lièvre (2007) soulignent également que la probabilité de passer de restrictions dans les AVQ à une totale autonomie est très faible (de 2 % environ). La plupart du temps, même lorsque leur état de santé s'améliore, les personnes précédemment lourdement dépendantes continuent de présenter des limitations d'ordre fonctionnel, des limitations au niveau des activités instrumentales de la vie quotidienne ou encore des limitations en termes de mobilité. Ce faisant, lorsqu'une personne déclare une seule AVQ, nous partons du principe qu'elle est toujours en perte d'autonomie. Deuxièmement, les personnes peuvent apprendre à composer avec leurs difficultés, ce qui peut modifier la façon dont elles répondent aux questions. Sous l'effet du principe d'adaptation hédonique, les personnes en perte d'autonomie rapportent des niveaux de bonheur ou de satisfaction voisins de ceux des personnes en bonne santé (Albrecht & Devlieger, 1999 ; Oswald & Powdthavee, 2008 ; Pagán-Rodríguez, 2010 ; Wu, 2001). Par ailleurs, il se peut que les personnes en perte d'autonomie effectuent des aménagements de leur

11. Fixer à 80 ou 90 ans les seuils ne modifie pas les résultats.

12. Le détail de ces corrections est disponible sur demande auprès des auteurs.

13. Pour des raisons d'ordre technique, nous ne simulons pas différents niveaux de perte d'autonomie. En effet, dans la mesure où nous ne disposons d'aucune information quant au degré de difficulté éprouvé par le répondant pour chaque AVQ, il nous est difficile d'établir un score fiable. Une simulation de différents niveaux de perte d'autonomie se traduirait par ailleurs par une réduction de la taille des sous-échantillons dans les modèles de transitions.

14. Il convient de ne pas oublier que ce modèle de perte d'autonomie pourrait être biaisé du fait de l'attrition.

logement, ce qui pourrait les amener à répondre différemment aux questions relatives aux AVQ. Par exemple, Fänge & Iwarsson (2005) constatent un recul de la perte d'autonomie concernant l'activité « prendre un bain » en cas de réaménagement de la salle de bains. Troisièmement, nous faisons l'hypothèse que les personnes dépendantes ne réduisent pas leur demande de services liés à la perte d'autonomie lorsque leur état s'améliore.

La probabilité d'entrée en dépendance est plus élevée pour les femmes et augmente avec l'âge (tableau 2). Le risque de dépendance est supérieur pour les personnes dont le revenu et le niveau

d'éducation sont faibles, un résultat lié à leur moins bon état de santé. Pour les personnes dépendantes, la probabilité de récupération de l'autonomie est principalement fonction de l'âge.

Approche par microsimulation

Le modèle permet d'estimer les probabilités de transitions individuelles vers la dépendance et le décès en fonction de l'âge, du sexe, du niveau de vie, du niveau d'éducation, du pays et du statut de dépendance initial. Nous simulons les transitions sur une période de deux ans en comparant

Tableau 2
Probabilités de transition entre deux vagues

	Probabilité de décès	Entrée en dépendance (≥ 2 AVQ)	Récupération d'autonomie (Pas d'AVQ)
<i>Âge</i>			
[65, 75]	-	-	-
[76, 85]	0.045*** (0.003)	0.053*** (0.004)	- 0.121*** (0.024)
Plus de 85 ans	0.091*** (0.004)	0.105*** (0.006)	- 0.201*** (0.034)
Femme	- 0.028*** (0.003)	0.013*** (0.004)	0.006 (0.024)
Perte d'autonomie (≥ 2 AVQ)	0.072*** (0.003)	-	-
<i>Niveau de vie du ménage (niveau national)</i>			
1 ^{er} quintile	-	-	-
2 ^e quintile	- 0.007* (0.004)	- 0.008 (0.005)	0.045 (0.032)
3 ^e quintile	- 0.008** (0.004)	- 0.015*** (0.005)	0.012 (0.036)
4 ^e quintile	- 0.007* (0.004)	- 0.023*** (0.005)	0.024 (0.036)
5 ^e quintile	- 0.012*** (0.004)	- 0.028*** (0.006)	0.026 (0.040)
<i>Niveau d'éducation</i>			
Pré-primaire/primaire	-	-	-
Secondaire/post-secondaire	- 0.007** (0.003)	- 0.018*** (0.004)	0.057* (0.030)
Études supérieures	- 0.011*** (0.004)	- 0.030*** (0.007)	0.035 (0.044)
<i>Pays</i>			
Autriche	-	-	-
Allemagne	- 0.003 (0.006)	0.012 (0.008)	- 0.038 (0.054)
Suède	- 0.004 (0.005)	- 0.044*** (0.009)	0.035 (0.055)
Pays-Bas	- 0.004 (0.006)	- 0.037*** (0.009)	- 0.084 (0.069)
Espagne	0.004 (0.005)	0.008 (0.007)	0.060 (0.042)
Italie	- 0.004 (0.005)	0.002 (0.007)	0.021 (0.047)
France	- 0.012** (0.005)	- 0.022*** (0.007)	0.051 (0.045)
Danemark	0.009* (0.006)	- 0.023*** (0.008)	- 0.127* (0.070)
Belgique	- 0.016*** (0.005)	- 0.006 (0.006)	- 0.076* (0.045)
Délai entre deux vagues - 24 mois	0.002*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.007** (0.003)
Nombre d'observations	31 203	17 803	1 248

Note : effets marginaux moyens. Écarts-types entre parenthèses. * : significatif au seuil de 10 % ; ** : au seuil de 5 % ; *** : au seuil de 1 %. 1^{ère} colonne : personnes âgées de 65 ans et plus dont le statut (perte d'autonomie ou non) est connu en vague initiale. 2^e colonne : personnes âgées de 65 ans et plus qui ne sont pas en perte d'autonomie (< 2 AVQ) en vague initiale. 3^e colonne : personnes âgées de 65 ans et plus qui sont en perte d'autonomie (≥ 2 AVQ) en vague initiale.

Source : SHARE, vagues 1, 2, 4, 5 (et vague 3 pour les probabilités de décès).

les probabilités estimées à une variable aléatoire tirée dans une distribution uniforme continue sur $[0,1]$. Ce processus est répété pour simuler les trajectoires de perte d'autonomie de 2013 à 2051. On suppose que la probabilité de décès des centenaires est de 1, de sorte que, à l'horizon 2051, toutes les personnes âgées de 65 ans ou plus observées en 2013 seront décédées (schéma). Le modèle de transitions suppose une incidence de la dépendance et des tendances de mortalité inchangées tout au long de la période couverte par la simulation. Dans la mesure où les simulations reposent sur des tirages aléatoires et pourraient être affectées par la variabilité stochastique, on réalise dix simulations pour obtenir des résultats à la fois plus stables et plus fiables. Les résultats présentent la moyenne sur les dix simulations du risque de dépendance et de la capacité à prendre en charge les dépenses de perte d'autonomie. L'étude de la distribution de la capacité à financer les dépenses s'appuie sur les résultats de la dixième simulation (les résultats des autres simulations sont très similaires).

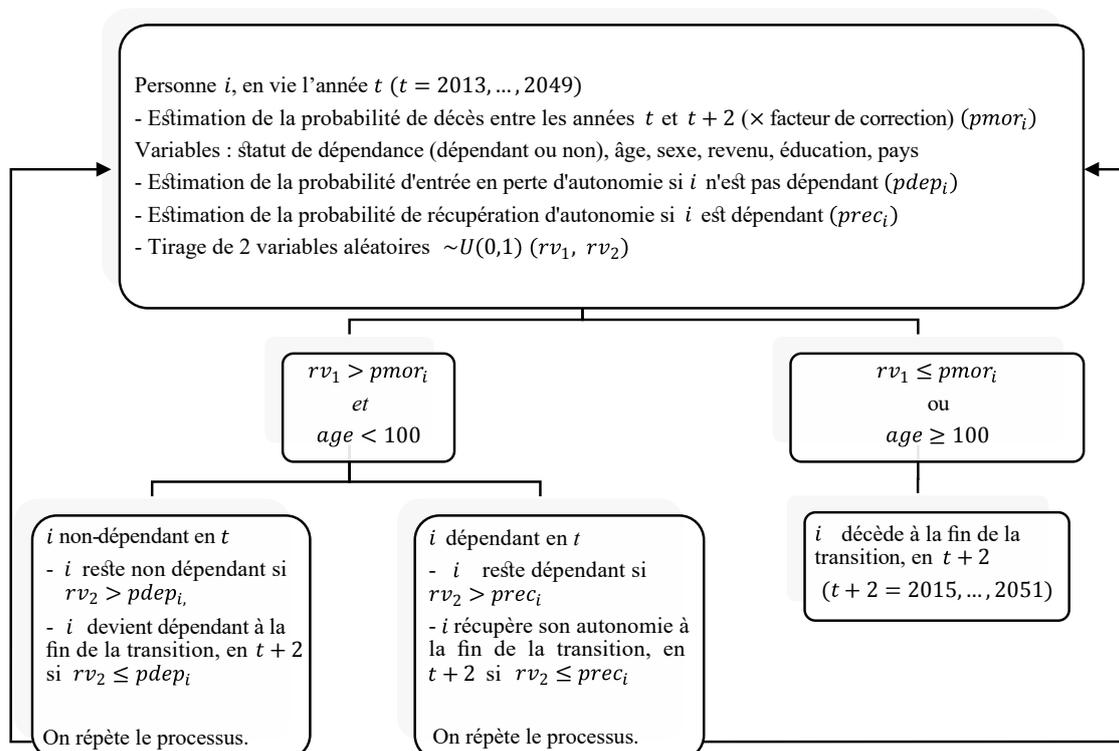
des personnes dépendantes (2 AVQ ou plus) en vague 5, on calcule le nombre d'heures d'aide hebdomadaires nécessaires au moyen d'une table de conversion indiquant les besoins d'aide à domicile associés aux diverses restrictions dans les activités essentielles/instrumentales de la vie quotidienne. On suppose que le temps d'assistance nécessaire pour chaque activité est le même dans tous les pays. Il s'agit d'un besoin de type « universel ». Le complément en ligne C1 (tableau C1-3) résume les hypothèses retenues, lesquelles s'inspirent des travaux de Pampalon *et al.* (1991), et fait une comparaison avec l'évaluation des besoins utilisée dans le cadre des systèmes autrichien et allemand de gestion de la perte d'autonomie (Carrino & Orso, 2014). On observe que les personnes en perte d'autonomie des neuf pays européens étudiés ont, en moyenne, besoin de 28.4 heures d'aide par semaine. Cela coïncide avec les 31.5 heures d'aide hebdomadaire (dispensée par les professionnels et l'entourage) rapportées par les bénéficiaires de l'Allocation personnalisée d'autonomie (APA) en France (Petite & Weber, 2006)¹⁵. Le besoin d'aide est alors converti en

Coût de la perte d'autonomie

Nous calculons le coût moyen de la perte d'autonomie au niveau de chaque pays. Sur le champ

15. Ce chiffre est également cohérent avec les cas-types retenus par Muir (2017) dans lesquels les personnes en perte d'autonomie ont besoin de 6 à 41 heures d'aide par semaine selon leur degré de dépendance.

Schéma Description du processus de microsimulation



termes monétaires sur la base du coût horaire total de la main-d'œuvre dans le secteur « Hébergement et restauration » (Nace Rév. 2, Section I) dans chaque pays (données Eurostat, 2012). Nous avons choisi ce secteur dans la mesure où l'aide liée à la perte d'autonomie est principalement un travail manuel confié à une main-d'œuvre peu qualifiée et nécessite peu de technologie. Le coût annuel total de la perte d'autonomie varie entre 20 383 € en Espagne et 42 096 € au Danemark (tableau 3). Ce coût est généralement supérieur au revenu annuel moyen des 65 ans et plus dans l'enquête SHARE (cf. tableau 1)¹⁶.

Nous faisons l'hypothèse de l'absence non seulement de toute couverture publique de la perte d'autonomie mais aussi de toute aide informelle de la part de la famille, des amis ou des voisins. En d'autres termes, les dépenses liées à la perte d'autonomie sont exclusivement à la charge des personnes dépendantes. Il s'agit là d'un scénario hypothétique s'inscrivant dans un contexte d'incertitude quant à l'évolution de l'aide apportée par les enfants. La baisse de la fécondité, l'éloignement géographique croissant au sein des familles, l'augmentation de la participation des femmes à la vie active et le recul de l'âge de départ à la retraite sont autant de facteurs susceptibles de modifier l'offre d'aide informelle. Des simulations supposant l'existence d'une prise en charge publique et d'une aide familiale sont présentées dans le complément en ligne C5.

Simulation de prêts viagers hypothécaires

On suppose que les personnes souscrivent un prêt viager hypothécaire dès qu'elles perdent leur autonomie, à savoir, en moyenne, à l'âge

de 85 ans¹⁷. Elles ont le choix entre différentes modalités de versement du prêt reposant sur diverses combinaisons de montants sous forme de capital et de rentes. Dans notre modèle, nous simulons un versement unique en capital perçu à la date de souscription du contrat de prêt viager hypothécaire. Il s'agit là du cas de figure le plus courant (*Consumer Financial Protection Bureau*, 2012). Nous postulons que le contrat se termine à la date du décès de l'emprunteur.

Le montant maximal du capital L auquel les personnes en perte d'autonomie peuvent prétendre est déterminé par la règle générale selon laquelle le prix de vente anticipé du bien immobilier ne saurait dépasser le montant de la dette accumulée à la date du décès de l'emprunteur (équation (1)). Le montant du capital reçu augmente avec la valeur de la résidence principale (capital immobilier net) H et le taux de croissance anticipé des prix des logements g , et diminue avec le taux d'intérêt du prêt viager hypothécaire m et l'espérance de vie e de l'emprunteur. En effet, les personnes les plus âgées remboursant le prêt plus rapidement, moins d'intérêts seront cumulés, ce qui leur permettra d'emprunter une somme plus importante ou de bénéficier d'un taux d'intérêt plus bas.

$$L = H \times \frac{(1+g)^e}{(1+m)^e}, \quad m > g \quad (1)$$

16. Il est possible que nous surévaluions le coût de la perte d'autonomie dans la mesure où nous ne disposons d'aucune information concernant le degré de restriction dans les activités de la vie quotidienne et supposons que toutes les personnes nécessitent une aide importante.

17. En fait, il se peut que les personnes dépendantes (et en particulier, les moins âgées) récupèrent leur autonomie. Aussi est-il probable qu'elles n'aient recours aux prêts viagers hypothécaires que lorsqu'elles sont certaines que leur état de santé continuera de se détériorer. Dans un souci de simplification de l'analyse, nous partons toutefois du principe que la souscription des prêts viagers hypothécaires se produit au cours de la première période de perte d'autonomie.

Tableau 3
Coûts moyens liés à la perte d'autonomie dans chaque pays

	Coût horaire total de la main-d'œuvre dans le secteur de l'hébergement et de la restauration (€)	Coût annuel total moyen des dépenses de perte d'autonomie (€)
Autriche	16.8	24 815
Allemagne	16.6	24 519
Suède	25.3	37 369
Pays-Bas	18.2	26 882
Espagne	13.8	20 383
Italie	18.0	26 587
France	23.0	33 972
Danemark	28.5	42 096
Belgique	21.3	31 461

Note : statistiques pondérées. Personnes de 65 ans et plus, dépendantes (≥ 2 AVQ) en vague 5.
Source : SHARE, vague 5 et données Eurostat (2012).

On suppose que les prêteurs ne peuvent ajuster les taux de mortalité afin de représenter une population de personnes dépendantes. Ils déterminent e à partir des tables de mortalité en population générale de la base *Human Mortality Database* (en fonction de l'âge dans chaque pays). Ce faisant, le montant prêté sera inférieur à celui obtenu en utilisant l'espérance de vie réelle des personnes en perte d'autonomie. Dans nos simulations, leur espérance de vie est, en moyenne, inférieure de 15 % à celle prédite par les tables de mortalité en population générale. Par ailleurs, dans la mesure où il est obligatoire d'appliquer une tarification unisexe depuis 2012 (Cour de justice de l'Union européenne, arrêt du 1^{er} mars 2011), le prêteur n'a pas le droit de faire de distinction entre l'espérance de vie des hommes et celle des femmes.

On fait l'hypothèse que les personnes contractent un emprunt sur la totalité de la valeur de leur logement et que le taux de croissance des prix des logements g est nul. Le taux d'intérêt du prêt viager hypothécaire m est fixé à 8 % et couvre tous les frais (prime d'assurance du prêt, frais de constitution de dossier, frais de clôture et frais de gestion). Un taux d'intérêt de 8 % correspond aux taux pratiqués sur les marchés britannique, américain et français, ainsi qu'aux valeurs utilisées dans le cadre des analyses déjà publiées (Bishop & Shan, 2008 ; Hancock, 1998 ; Moscarola *et al.*, 2015 ; Ong, 2008 ; Venti & Wise, 1991)¹⁸. Le niveau élevé de ces taux peut s'expliquer par la taille restreinte du marché en question ainsi que par le fait que le prêteur s'expose à un triple risque : risque de longévité, risque de taux et risque sur les prix des logements. Le complément en ligne C4 teste la sensibilité des résultats aux variations des taux d'intérêt et des tables de mortalité utilisées par la banque, ainsi qu'aux variations du taux de croissance des prix des logements.

Afin d'illustrer l'équation (1), prenons l'exemple d'une propriétaire française d'une maison valant 200 000 € et entrant en dépendance à l'âge de 85 ans. Son espérance de vie attendue est de 7.03 ans, abstraction faite du fait qu'elle est en perte d'autonomie. Si le prêteur fixe le taux d'intérêt annuel du prêt viager hypothécaire à 8 %, elle recevra un capital de 116 429 €.

Mesure de la capacité à financer les dépenses de perte d'autonomie

Afin d'étudier la capacité à financer les dépenses de perte d'autonomie, nous supposons que les revenus et le patrimoine sont utilisés par ordre décroissant de liquidité. Dans un premier temps,

seul le revenu minoré des dépenses d'alimentation, des loyers annuels et des autres dépenses liées au foyer (variable I) est utilisé. Le patrimoine financier net F est ensuite épuisé, puis le patrimoine immobilier RE hors résidence principale est vendu. Lors de l'utilisation du patrimoine financier, les intérêts et dividendes des placements financiers f sont déduits du revenu. De même, le revenu locatif r est déduit lors de la mobilisation du patrimoine immobilier. Enfin, on prend en compte le capital issu du prêt viager hypothécaire L . La capacité à financer D années de perte d'autonomie repose sur une comparaison du revenu, du patrimoine et des dépenses annuelles liées à la perte d'autonomie C au moment de l'entrée en dépendance (tableau C1-4 du complément en ligne C1).

L'analyse de la capacité à financer les dépenses liées à la perte d'autonomie porte sur les personnes dépendantes sans conjoint au moment de leur entrée en dépendance. Il est rappelé au lecteur que ce sous-échantillon n'est pas représentatif de toute la population des personnes en perte d'autonomie. Trois raisons ont motivé ce choix. Premièrement, l'hypothèse d'absence d'aide informelle est plus crédible pour ces personnes. Deuxièmement, souscrire un prêt viager hypothécaire est plus facile pour les personnes seules, lesquelles ont d'ailleurs davantage tendance à le faire que les personnes en couple. Aux États-Unis, à la fin des années 2000, seuls 37 % des emprunteurs étaient des couples (*Consumer Financial Protection Bureau*, 2012). Ce phénomène s'explique principalement par le souhait de transmettre le logement au conjoint survivant. Par ailleurs, les prêts viagers hypothécaires sont moins avantageux pour les couples dans la mesure où la banque prend en compte l'âge du plus jeune des conjoints. Enfin, l'inclusion dans l'analyse des personnes en perte d'autonomie qui sont en couple nécessiterait de poser des hypothèses quant à la distribution du patrimoine entre les deux conjoints, ce qui est là un exercice loin d'être évident.

L'une des difficultés réside dans la connaissance du revenu et du patrimoine uniquement en vague 5 de l'enquête. Leur valeur au moment de l'entrée en perte d'autonomie dépend de nombreux facteurs, dont l'inflation, les règles d'indexation des retraites, l'évolution des taux d'intérêt et des prix de l'immobilier et les trajectoires de vie.

18. Au Royaume-Uni (prêts hypothécaires Lifetime Mortgages d'Aviva), le taux d'intérêt annuel était de 7.19 % en septembre 2015. Aux États-Unis, le taux d'intérêt escompté des prêts viagers hypothécaires américains ou Home Equity Conversion Mortgages (HECM), est passé de 9.8 % en 1990 à 4.9 % en 2012, une tendance reflétant le repli du taux des bons du Trésor américains à 10 ans. On observe une tendance identique en France. Le taux d'intérêt fixé par le Crédit Foncier a chuté de 8 % en 2007 à 4.8 % plus récemment (Ogg, 2012).

Nous posons des hypothèses simplificatrices. Tout d'abord, nous postulons que les dépenses annuelles liées à la perte d'autonomie ne varient pas pendant la période de simulation (2013-2051). D'autre part, nous supposons que le niveau de vie du ménage reste inchangé, même en cas de décès du conjoint (le niveau de vie du survivant est à peu près préservé grâce aux pensions de réversion). Enfin, après le décès du conjoint, les patrimoines financier et immobilier restent inchangés si la personne n'a pas d'enfant, ou sont divisés par deux en présence d'enfants¹⁹.

un épisode de perte d'autonomie, la durée de la dépendance étant alors de 4.4 années en moyenne (tableau 4). La probabilité de perte d'autonomie est plus élevée pour les femmes (66 %) que pour les hommes (46 %), les femmes connaissant par ailleurs de plus longues périodes de dépendance, soit 4.7 ans en moyenne contre 3.8 ans pour les hommes. Ces chiffres rejoignent les conclusions d'analyses précédemment menées. La situation socio-économique joue un rôle important. Dans le quintile de revenu inférieur, 64 % des personnes devraient devenir dépendantes, tandis que la proportion n'est que de 49 % pour le quintile le plus riche. De même, pour les personnes dont le niveau d'éducation est le plus faible, le risque de dépendance est de 65 %, un chiffre qui tombe à 45 % pour celles ayant suivi des études

Résultats

Risque de dépendance

Selon notre modèle, 57 % des personnes âgées de 65 ans ou plus en 2013 connaîtront au moins

¹⁹. Nous simplifions donc le droit successoral et ne tenons pas compte des différences entre pays européens.

Tableau 4
Simulation du risque et de la durée de la dépendance

	Probabilité de dépendance	Durée de la dépendance si > 0 (années)
Total	0.571 (0.006)	4.378 (0.034)
Homme	0.458 (0.010)	3.783 (0.076)
Femme	0.656 (0.010)	4.689 (0.052)
<i>Niveau de vie du ménage (niveau national)</i>		
1 ^{er} quintile	0.635 (0.012)	4.320 (0.071)
2 ^e quintile	0.617 (0.014)	4.356 (0.101)
3 ^e quintile	0.582 (0.007)	4.549 (0.124)
4 ^e quintile	0.527 (0.012)	4.292 (0.135)
5 ^e quintile	0.494 (0.014)	4.366 (0.058)
<i>Niveau d'éducation</i>		
Pré-primaire/primaire	0.651 (0.008)	4.548 (0.091)
Secondaire/post-secondaire	0.552 (0.008)	4.270 (0.062)
Études supérieures	0.452 (0.011)	4.203 (0.097)
<i>Pays</i>		
Autriche	0.560 (0.011)	4.240 (0.062)
Allemagne	0.592 (0.010)	4.262 (0.049)
Suède	0.331 (0.008)	3.453 (0.068)
Pays-Bas	0.344 (0.010)	3.837 (0.096)
Espagne	0.677 (0.015)	4.891 (0.132)
Italie	0.629 (0.014)	4.623 (0.138)
France	0.513 (0.018)	3.970 (0.105)
Danemark	0.416 (0.011)	4.216 (0.112)
Belgique	0.554 (0.013)	4.337 (0.094)
Nombre d'observations : 23 769		

Note : les chiffres correspondent à la moyenne du risque (pondéré) de dépendance et de la durée (pondérée) de dépendance obtenue sur dix simulations. Les écarts types des moyennes des dix simulations sont indiqués entre parenthèses. Personnes de 65 ans et plus en vague 5.
Source : SHARE. Nous simulons les trajectoires des personnes de la vague 5 à l'aide de notre modèle de transitions.

supérieures. Ces résultats suggèrent que les inégalités sociales de santé perdurent à un âge avancé. Cependant, une fois que la personne est en perte d'autonomie, la durée de dépendance est moins sensible au statut socio-économique. Enfin, la probabilité de dépendance et sa durée sont inférieures en Europe du Nord (Suède, Pays-Bas et Danemark) que dans le Sud (Espagne, Italie). Outre les inégalités géographiques de santé, il se peut également que le nombre déclaré de restrictions dans les AVQ soit plus faible dans le Nord que dans le Sud de l'Europe dans la mesure où le logement et l'environnement y sont mieux adaptés aux besoins des personnes en perte d'autonomie²⁰.

Capacité à financer les dépenses de perte d'autonomie

Le risque de dépendance est considérable ; 57 % des personnes devront financer, en moyenne, quatre années de dépenses liées à la perte d'autonomie. Or ces dépenses sont coûteuses. D'après nos simulations, en l'absence de toute aide informelle et de toute couverture publique des dépenses de perte d'autonomie, le coût moyen de la charge financière assumée par les personnes dépendantes s'élèvera à 114 779 € (1^{er} quartile : 53 174 € ; coût médian : 98 076 € ; 3^e quartile : 147 115 €). Concentrant notre analyse sur les personnes sans conjoint durant leur dépendance²¹,

nous étudions à la fois la proportion de personnes en mesure de prendre en charge les dépenses liées à leur perte d'autonomie et la distribution de la capacité à financer ces dépenses.

En moyenne, seules 6 % des personnes dépendantes seront en mesure de financer les dépenses liées à leur perte d'autonomie sur la base de leur seul revenu. La proportion passe à 16 % si elles utilisent leur patrimoine financier, à 22 % si elles vendent leur patrimoine immobilier (hors résidence principale) et à 49 % si elles souscrivent un prêt viager hypothécaire sur la valeur de leur résidence principale (tableau 5). Il ressort que la moitié des personnes ne sont pas en mesure de couvrir la totalité des dépenses liées à leur perte d'autonomie, même en mobilisant l'ensemble de leur revenu et patrimoine. Ces résultats mettent en évidence non seulement le coût élevé de la dépendance mais aussi la nécessité de mettre en place d'autres formes de financement de ces dépenses.

20. Les soins en institution sont plus répandus en Europe du Nord qu'en Europe du Sud. Ce faisant, si l'enquête SHARE ne suit pas parfaitement les personnes qui entrent en maison de retraite, l'attrition entraîne une sous-estimation du risque de dépendance en Europe du Nord. Toutefois, dans la mesure où l'échantillon initial comprend des personnes en maison de retraite dans les trois pays d'Europe du Nord mais nulle part ailleurs, il est probable que le biais soit minime.

21. L'échantillon inclut (selon la simulation) entre 6 542 et 6 746 personnes sans conjoint en 2013 ou confrontées à un épisode de perte d'autonomie après le décès de leur conjoint (voir tableau C1-5 du complément en ligne C1).

Tableau 5
Proportion de personnes pouvant financer les dépenses liées à leur perte d'autonomie

	Revenu	+ Patrimoine financier net	+ Patrimoine immobilier (hors résidence principale)	+ Prêt viager hypothécaire
Total	0.062 (0.003)	0.164 (0.006)	0.222 (0.004)	0.489 (0.005)
<i>Pays</i>				
Autriche	0.078 (0.005)	0.149 (0.011)	0.190 (0.013)	0.380 (0.013)
Allemagne	0.102 (0.007)	0.212 (0.009)	0.227 (0.009)	0.425 (0.012)
Suède	0.102 (0.010)	0.319 (0.017)	0.370 (0.017)	0.476 (0.019)
Pays-Bas	0.123 (0.018)	0.301 (0.022)	0.313 (0.024)	0.483 (0.018)
Espagne	0.024 (0.005)	0.079 (0.010)	0.180 (0.019)	0.504 (0.013)
Italie	0.017 (0.003)	0.056 (0.008)	0.146 (0.012)	0.481 (0.016)
France	0.066 (0.007)	0.244 (0.021)	0.296 (0.019)	0.576 (0.022)
Danemark	0.026 (0.006)	0.190 (0.019)	0.231 (0.019)	0.383 (0.018)
Belgique	0.158 (0.009)	0.366 (0.016)	0.415 (0.017)	0.657 (0.015)

Nombre d'observations : entre 6 542 et 6 746 selon la simulation

Note : les chiffres correspondent à la moyenne de la capacité (pondérée) à financer les dépenses sur dix simulations. Les écarts types des moyennes des dix simulations sont indiqués entre parenthèses.

Note de lecture : en Autriche, en moyenne, 7.8 % des personnes dépendantes ont les moyens de financer les dépenses liées à leur perte d'autonomie à partir de leur revenu. La proportion passe à 14.9 % si on y ajoute leur patrimoine financier net, à 19 % si on tient compte de leur patrimoine immobilier et à 38 % si elles souscrivent un prêt viager hypothécaire sur leur résidence principale. Personnes de 65 ans et plus en vague 5, sans conjoint au moment de leur perte d'autonomie.

Source : SHARE, résultats de microsimulation.

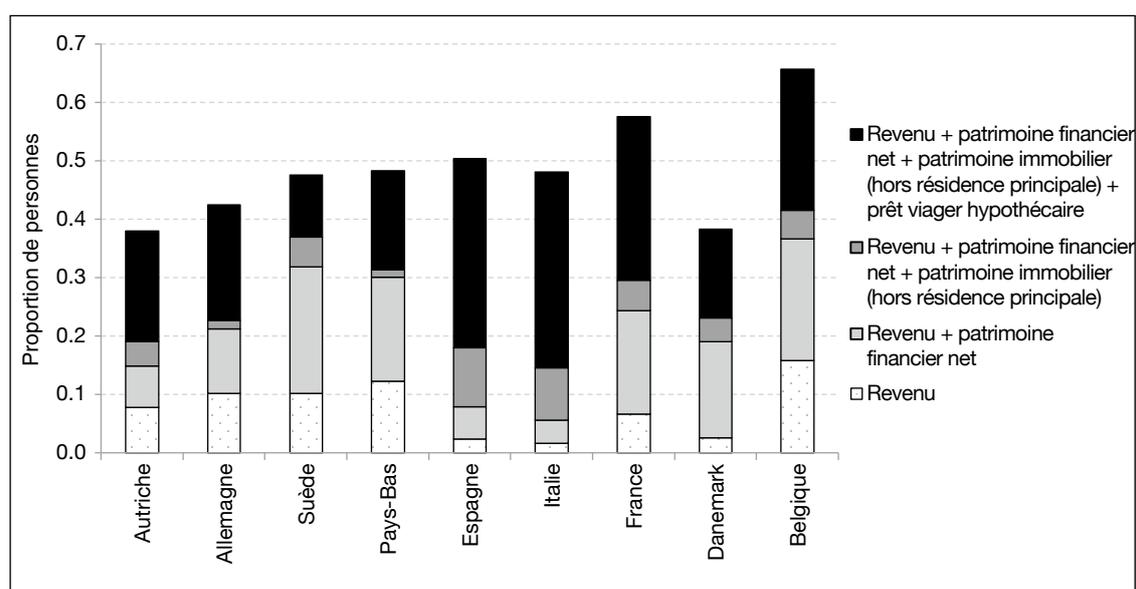
Au niveau national, la proportion de personnes âgées en mesure de prendre en charge les dépenses liées à leur perte d'autonomie (grâce à leur revenu, à leur patrimoine et à des prêts viagers hypothécaires) varie de 38 % en Autriche et au Danemark à 66 % en Belgique. Dans la plupart des pays (Autriche, Allemagne, Suède, Pays-Bas, Espagne, Italie, Danemark), seules 35 à 50 % des personnes ont les moyens de financer leurs épisodes de perte d'autonomie. Ce chiffre est supérieur en France (58 %) et en Belgique (66 %) où le revenu, le patrimoine financier et le patrimoine immobilier sont, en moyenne, supérieurs.

Si seules 22 % des personnes sont capables de prendre en charge les dépenses liées à leur perte d'autonomie sans mobiliser leur résidence principale, cette proportion fait plus que doubler lorsque les prêts viagers hypothécaires sont pris en compte. En effet, la proportion de propriétaires parmi les Européens âgés est élevée, et la valeur moyenne de leur logement est généralement supérieure au patrimoine financier moyen et au revenu annuel moyen. À titre d'exemple, les propriétaires en perte d'autonomie reçoivent en moyenne la somme de 141 191 € lorsqu'ils souscrivent un prêt viager hypothécaire (voir tableau C4-1 du complément en ligne C4). Le rôle potentiel des prêts viagers hypothécaires est particulièrement important en Espagne et en Italie, où une large proportion de personnes sont, selon l'expression anglaise consacrée, « *house-rich, cash-poor* », à savoir disposent

d'un patrimoine immobilier sans pour autant bénéficier de liquidités importantes (figure I). À l'inverse, les prêts viagers hypothécaires semblent moins utiles en Suède, où les niveaux de revenu et de patrimoine financier sont importants mais la propriété du logement moins répandue.

Il ressort donc que près de la moitié des gens peuvent couvrir les dépenses liées à la perte d'autonomie s'ils mobilisent l'ensemble de leur revenu et patrimoine. Afin de dresser un portrait complet de la capacité à financer ces dépenses, il faut aussi considérer ceux ne pouvant en financer qu'une partie. La proportion de la durée de la dépendance que les personnes sont en mesure de financer est définie comme étant le rapport du nombre d'années de dépendance (D) qu'elles peuvent prendre en charge sur la durée effective de leur dépendance. Sans prise en compte de la résidence principale, 52 % des personnes dépendantes peuvent uniquement financer moins de 10 % de la durée de leur dépendance, tandis que 22 % peuvent pleinement prendre en charge les dépenses liées à leur perte d'autonomie (figure II). Lorsque l'on ajoute le capital issu de prêts viagers hypothécaires, ces proportions passent, respectivement, à 23 % et 49 %. Ces prêts augmentent ainsi la part des personnes en mesure de prendre en charge au moins la moitié de leurs dépenses de dépendance. Cependant, une proportion non négligeable de personnes dépendantes peuvent uniquement financer une petite partie de leur perte

Figure I
Proportion de personnes pouvant financer les dépenses liées à leur perte d'autonomie



Note : personnes de 65 ans et plus en vague 5, sans conjoint au moment de leur perte d'autonomie.
Source : données SHARE, résultats de microsimulation.

d'autonomie, même en souscrivant un prêt viager hypothécaire. Plus concrètement, dans notre échantillon de simulation, la personne dépendante médiane se trouve en perte d'autonomie pendant 4 ans, ce qui représente un coût médian de 81 533 €. Son niveau de vie annuel est de 6 400 €, son patrimoine financier de 2 500 € et, si elle souscrit un prêt viager hypothécaire, elle recevra la somme de 57 006 €. Cette personne dépendante médiane peut financer 31 % (15 mois) des dépenses liées à sa perte d'autonomie sur son seul revenu et 34 % (16 mois) si elle mobilise pleinement son patrimoine financier. Si elle contracte un prêt viager hypothécaire, elle peut entièrement financer sa perte d'autonomie.

Les distributions par pays indiquent que la capacité à financer les dépenses liées à la perte d'autonomie sans prêt viager hypothécaire est particulièrement faible en Espagne, en Italie et en Autriche, par rapport aux autres pays (voir figure C2-I du complément en ligne C2). Dans tous les pays, les prêts viagers hypothécaires décalent la distribution vers la droite et améliorent la capacité à prendre en charge les périodes de perte d'autonomie, mais dans des proportions variables. Comme nous l'avons déjà indiqué, l'effet des prêts viagers hypothécaires est modeste en Suède, au Danemark et aux Pays-Bas. Par contre, leur impact est plus marqué en Europe du Sud. L'Autriche, l'Allemagne, la France et la Belgique forment un groupe intermédiaire.

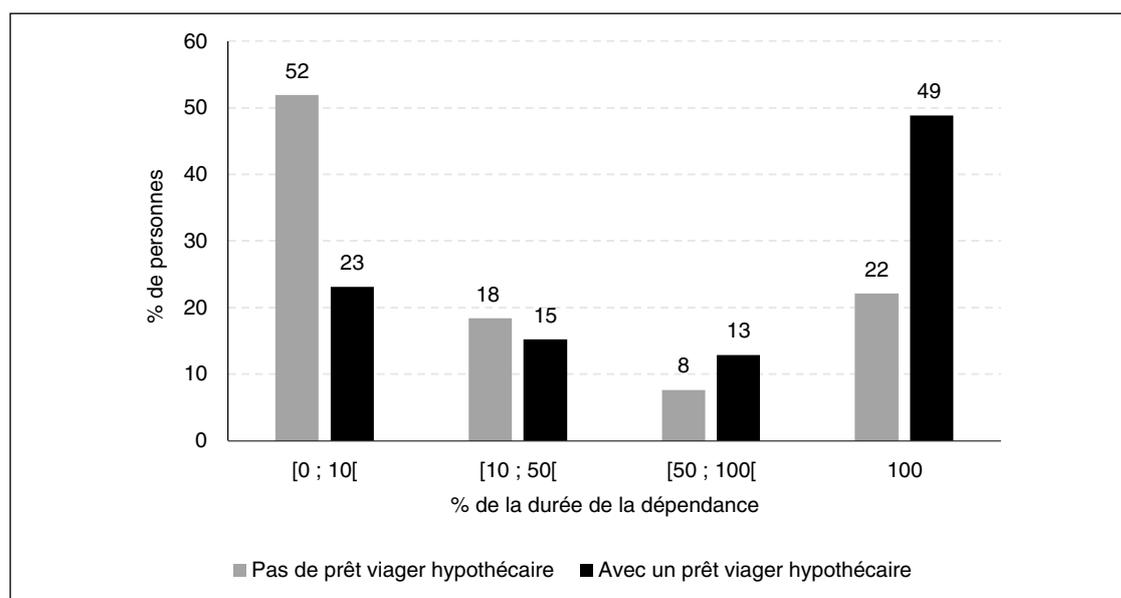
Analyse selon le sexe, le niveau d'éducation et le revenu

Dans la mesure où le risque de dépendance est plus élevé pour les personnes les moins aisées et où celles-ci disposent d'un moindre patrimoine immobilier, les inégalités socio-économiques pourraient s'accroître avec l'âge. De même, les femmes sont plus souvent en dépendance que les hommes et disposent généralement d'un plus faible revenu. En l'absence de couverture publique des dépenses de perte d'autonomie, quelles seraient les conséquences du développement des produits de type prêts viagers hypothécaires sur la capacité à financer ces dépenses selon le sexe et la situation socio-économique²² ?

La proportion de personnes dépendantes ayant les moyens de financer l'intégralité des dépenses liées à leur perte d'autonomie à partir de leur revenu, de leur patrimoine financier et des prêts viagers hypothécaires est plus élevée chez les hommes (59 %) que chez les femmes (46 %) (tableau 6). Elle augmente avec le niveau d'éducation. Seules 43 % des personnes dont le niveau d'éducation correspond à des études primaires seraient en mesure de prendre en charge leurs dépenses liées à la perte d'autonomie, contre 68 % pour celles

22. Il s'agit là d'une question pertinente du point de vue des choix de politiques si les gouvernements mettent en place des incitations fiscales visant à encourager la demande de prêts viagers hypothécaires.

Figure II
Part des dépenses liées à la perte d'autonomie que les personnes dépendantes sont en mesure de financer



Note : la distribution correspond à la dixième simulation. Les distributions sont pondérées. Personnes de 65 ans et plus en vague 5, sans conjoint au moment de leur perte d'autonomie (6 608 personnes).
Source : données SHARE, tous pays ; résultats de microsimulation.

ayant suivi des études supérieures. De même, la proportion de personnes qui seraient capables de financer leurs dépenses de perte d'autonomie s'échelonne entre 30 % pour le premier quintile de revenu et 88 % pour le cinquième quintile de revenu.

En Europe du Nord et en Europe continentale, les prêts viagers hypothécaires ont peu d'effet sur la capacité de prise en charge des personnes faisant partie du quintile de revenu supérieur. Ces personnes ont un revenu et un patrimoine financier suffisants. En revanche, en Europe du Sud, seules 30 % des personnes les plus riches ont les moyens de financer leur perte d'autonomie à partir de leur revenu et de leur patrimoine financier. La proportion augmente considérablement lorsque le patrimoine immobilier est pris en compte (voir figure C3-I du complément en ligne C3).

Les prêts viagers hypothécaires jouent un rôle important pour les personnes dans les autres quintiles de revenu. La proportion de propriétaires est en effet élevée (cf. tableau 1), même parmi les personnes à faible revenu. Parmi les 65 ans et plus, le taux de propriétaires est de 61 % dans le quintile de revenu inférieur, et de respectivement 67 %, 71 %, 80 % et 82 % dans les 2^e, 3^e, 4^e et dernier quintiles. Toutefois, même avec des prêts viagers hypothécaires, la part de

personnes capables de financer entièrement leur perte d'autonomie reste très faible, en particulier dans les deux premiers quintiles.

Analyses de sensibilité

Comme évoqué ci-dessus, les personnes en perte d'autonomie ont une espérance de vie plus courte. Si les banques basaient leur décision sur des tables de mortalité adaptées, elles seraient sans doute en mesure de leur proposer des taux d'intérêt plus bas que ceux dont bénéficie la population générale. Ce faisant, le montant du capital proposé serait plus élevé. Le complément en ligne C4 présente un test de sensibilité des résultats aux variations des taux d'intérêt et changements des tables de mortalité utilisées pour calculer les prêts viagers hypothécaires. Il présente également l'effet simulé des variations des prix des logements. Les résultats ne varient guère lorsque ces paramètres évoluent et les conclusions principales restent inchangées.

Le rôle de l'aide informelle et du financement public des dépenses de perte d'autonomie

Nous avons fait l'hypothèse de l'absence de toute aide informelle et de tout financement public des dépenses liées à la perte d'autonomie.

Tableau 6
Proportion de personnes pouvant financer les dépenses liées à leur perte d'autonomie par sexe, niveau d'éducation et niveau de revenu

	Revenu	+ Patrimoine financier net	+ Patrimoine immobilier (hors résidence principale)	+ Prêt viager hypothécaire
Total	0.062 (0.003)	0.164 (0.006)	0.222 (0.004)	0.489 (0.005)
Homme	0.090 (0.009)	0.243 (0.021)	0.304 (0.020)	0.589 (0.028)
Femme	0.055 (0.003)	0.144 (0.004)	0.201 (0.007)	0.463 (0.005)
<i>Niveau de vie</i>				
1 ^{er} quintile	0.000 (0.000)	0.046 (0.006)	0.069 (0.007)	0.298 (0.011)
2 ^e quintile	0.000 (0.000)	0.060 (0.010)	0.103 (0.010)	0.365 (0.022)
3 ^e quintile	0.000 (0.000)	0.101 (0.011)	0.166 (0.009)	0.475 (0.015)
4 ^e quintile	0.009 (0.002)	0.212 (0.026)	0.307 (0.024)	0.658 (0.026)
5 ^e quintile	0.445 (0.016)	0.606 (0.015)	0.699 (0.022)	0.877 (0.014)
<i>Niveau d'éducation</i>				
Pré-primaire/primaire	0.015 (0.002)	0.077 (0.009)	0.135 (0.009)	0.428 (0.012)
Secondaire/post-secondaire	0.070 (0.005)	0.184 (0.007)	0.244 (0.009)	0.499 (0.008)
Études supérieures	0.209 (0.013)	0.419 (0.021)	0.469 (0.018)	0.679 (0.026)
Nombre d'observations : entre 6 542 et 6 746 selon la simulation				

Note : les chiffres correspondent à la moyenne de la capacité (pondérée) à prendre en charge les dépenses obtenue sur dix simulations. Les écarts types des moyennes des dix simulations sont indiqués entre parenthèses. Personnes de 65 ans et plus en vague 5, sans conjoint au moment de leur perte d'autonomie.

Source : SHARE, résultats de microsimulation.

Des simulations prenant ces deux éléments en considération sont présentées dans le complément en ligne C5. Pour tenir compte de l'aide informelle, nous avons simplement supposé que les dépenses liées à la perte d'autonomie seraient 25 % ou 50 % plus basses lorsque celles-ci avaient des enfants en vague 5. La proportion de personnes dépendantes ayant des enfants et pouvant prendre en charge leurs dépenses liées à la perte d'autonomie passe de 49 % à 57 % (lorsque le coût de ces dépenses est réduit de 25 %) et à 68 % (lorsque le coût de ces dépenses est réduit de 50 %). Afin d'introduire un financement public, nous reproduisons un système simplifié, conditionné aux ressources, et supposons que 80 % des dépenses de perte d'autonomie sont financées par des fonds publics dans le quintile de revenu inférieur, 60 % dans le 2^e quintile, 40 % dans le 3^e quintile, 10 % dans le 4^e quintile et 5 % dans le 5^e quintile. Lorsqu'un financement public est disponible, 67 % des personnes dépendantes peuvent couvrir l'intégralité des dépenses liées à leur perte d'autonomie, contre 49 % dans le scénario de référence. Dans la mesure où nous avons supposé un montant de participation aux dépenses croissant avec le revenu, le financement public de la perte d'autonomie réduit les inégalités sociales. La capacité à prendre en charge la totalité des dépenses double dans le premier quintile de revenu, augmente de trois quarts dans le deuxième quintile et d'un tiers dans le troisième quintile. Comme l'on pouvait s'y attendre, l'effet dans les deux quintiles de revenu supérieurs est quasiment nul.

* *
*

Face aux pressions financières pesant sur les systèmes de protection sociale, les prêts viagers hypothécaires permettraient de transférer aux générations plus âgées une partie du financement des dépenses de perte d'autonomie, sans augmenter la contribution des générations futures. Toutefois, nos estimations révèlent que, dans un scénario sans prise en charge publique, ni aide informelle, la moitié des personnes n'auraient pas les moyens de couvrir l'intégralité de leurs dépenses de perte d'autonomie même si elles mobilisaient la totalité de leur revenu et de leur patrimoine. Un quart des personnes dépendantes pourraient financer moins de 10 % de leurs dépenses de perte d'autonomie.

Dans le quintile de revenu supérieur, les prêts viagers hypothécaires n'ont quasiment aucun effet

sur la capacité à couvrir ses propres dépenses de perte d'autonomie, sauf en Espagne et en Italie. Le revenu et le patrimoine financier suffisent à financer les épisodes de perte d'autonomie. Par contre, les prêts viagers hypothécaires jouent un rôle important pour les autres quintiles de revenu (les propriétaires sans liquidités importantes). Toutefois, la proportion capable de financer entièrement leurs dépenses de perte d'autonomie reste très faible pour ceux dont le revenu est faible.

L'ensemble de ces résultats soulignent la nécessité d'un régime d'assurance, qu'il soit public ou privé. Il convient d'analyser le lien entre les financements privés et publics de l'aide formelle et la fourniture d'aide informelle. En réduisant l'héritage que les enfants peuvent s'attendre à recevoir, les prêts viagers hypothécaires risquent de décourager l'aide informelle (Bernheim *et al.*, 1985). D'un autre côté, les parents peuvent menacer leurs enfants de liquider leur actif immobilier afin de les inciter à leur accorder une plus grande attention. Par ailleurs, les aides publiques au financement de la perte d'autonomie pourraient évincer les prêts viagers hypothécaires privés. De même, un régime d'assurance publique sous conditions de ressources pourrait affecter l'accumulation du patrimoine. Comparés aux pays du Nord, les pays méditerranéens comptent à la fois une proportion particulièrement élevée de propriétaires et un faible niveau de dépenses publiques consacrées à la prise en charge de la perte d'autonomie. Les personnes âgées doivent avoir recours à leur patrimoine et mettre leurs enfants à contribution. Le taux de propriétaires est plus faible dans les pays du Nord, où les régimes de prise en charge de la perte d'autonomie sont généreux. Ce constat suggère que les personnes tiennent compte du contexte de politique publique lorsqu'elles prennent des décisions d'ordre économique. Dans cette analyse, nous ne tenons pas compte de l'interaction entre les décisions individuelles d'épargne et le type d'État-providence et ne pouvons modéliser les réactions aux changements des politiques en vigueur, tels que l'introduction de prêts viagers hypothécaires dans les pays européens.

Les prêts viagers hypothécaires peuvent être perçus comme hostiles à la famille car les enfants pourraient être contraints de renoncer à la maison familiale (Assier-Andrieu & Gotman, 2009 ; Masson, 2015). Dillingh *et al.* (2013) démontrent que, aux Pays-Bas, la probabilité d'être intéressé par un prêt viager hypothécaire diminue quand on a des enfants. Toutefois, la proportion de logements transmis par héritage est faible et diminue au fil du temps (Angelini *et al.*, 2013). Dans de

nombreux pays, les droits de succession réduisent déjà le patrimoine immobilier.

D'un autre côté, les préférences des personnes dépendantes en matière de type d'aide pourraient également influencer la demande de prêts viagers hypothécaires. En effet, nombre de parents déclarent souhaiter ne pas être un fardeau pour leurs enfants. Les prêts viagers hypothécaires pourraient permettre aux personnes âgées dépendantes de se procurer une aide formelle à domicile et de préserver ainsi leur autonomie. Les enfants pourraient apporter un soutien émotionnel, aider pour certaines tâches domestiques, en complément de l'aide professionnelle. Par ailleurs, il se peut que les enfants préfèrent recevoir un héritage moins important plutôt que de devoir s'occuper

eux-mêmes de leurs parents, parfois aux dépens de leur propre santé et carrière. Une analyse plus approfondie de la relation entre imposition des héritages et obligations alimentaires au sein des familles serait nécessaire pour comprendre pleinement les décisions familiales.

En pratique, le marché des prêts viagers hypothécaires est très limité. L'explication la plus couramment avancée est que les frais et commissions sont trop élevés. Il semble aussi que ce produit soit compliqué et risqué tant pour les prêteurs que les emprunteurs. Il est probable que la demande de prêts viagers hypothécaires reste faible en Europe, à moins que des produits financiers plus intéressants sur le plan fiscal ne soient développés. □

Lien vers les compléments en ligne :

https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/4173154/507-508_Bonnet-Juin-Laferrere_complement.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Albrecht, G. L. & Devlieger, P. J. (1999).** The disability paradox: high quality of life against all odds. *Social Science Medicine*, 48(8), 977–988.
[https://doi.org/10.1016/S0277-9536\(98\)00411-0](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(98)00411-0)
- Angelini, V., Laferrère, A. & Weber, G. (2013).** Home-ownership in Europe: How did it happen? *Advances in Life Course Research*, 18(1), 83–90.
<https://doi.org/10.1016/j.alcr.2012.10.006>
- Assier-Andrieu, L. & Gotman, A. (2009).** Réversion du principe du logement humain - Chronique du prêt hypothécaire inversé. Rapport de recherche pour le Ministère de l'Ecologie, de l'Energie, du Développement Durable et de l'Aménagement du Territoire - Plan Urbanisme Construction Architecture (PUCA).
- Atella, V., Belotti, F., Carrino, L. & Piano Mortari, A. (2017).** The Future of Long Term Care in Europe. An Investigation Using a Dynamic Microsimulation Model. *CEIS Research Paper Series* N° 405.
<https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2964830>
- Benítez-Silva, H., Eren, S., Heiland, F. & Jiménez-Martín, S. (2015).** How well do individuals predict the selling prices of their homes? *Journal of Housing Economics*, 29, 12–25.
<https://doi.org/10.1016/j.jhe.2015.04.001>
- Bérardier, M. (2012).** Allocation personnalisée d'autonomie à domicile : quels restes à charge pour les bénéficiaires ? *Revue française des affaires sociales*, 194–217.
<https://www.cairn.info/revue-francaise-des-affaires-sociales-2012-2-page-194.htm>
- Bernheim, B. D., Shleifer, A. & Summers, L. H. (1985).** The Strategic Bequest Motive. *Journal of Political Economy*, 93(6), 1045–1076.
<https://www.jstor.org/stable/1833175>
- Bishop, T. B. & Shan, H. (2008).** Reverse Mortgages: A Closer Look at HECM Loans. National Bureau of Economic Research.
- Bockarjova, M., Polder, J. & Rouwendal, J. (2014).** Long Term Care, Wealth and Housing. *Netspar Discussion Paper* N° 01/2014-099.
<https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2706434>
- Borsch-Supan, A., Brandt, M., Hunkler, C., Kneip, T., Korbmacher, J., Malter, F., Schaan, B., Stuck, S. & Zuber, S., on behalf of the SHARE Central Coordination Team (2013).** Data Resource Profile: The Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE). *International Journal of Epidemiology*, 42(4), 992–1001.
<https://doi.org/10.1093/ije/dyt088>
- Brown, J. & Finkelstein, A. (2004).** The Interaction of Public and Private Insurance: Medicaid and the Long-Term Care Insurance Market. NBER *Working Paper* N° 10989.
<https://doi.org/10.3386/w10989>
- Brown, J. R. & Finkelstein, A. (2009).** The Private Market for Long-Term Care Insurance in the United States: A Review of the Evidence. *Journal of Risk and Insurance*, 76(1), 5–29.
<https://doi.org/10.1111/j.1539-6975.2009.01286.x>

- Brown, J. R. & Finkelstein, A. (2008).** The Interaction of Public and Private Insurance: Medicaid and the Long-Term Care Insurance Market. *American Economic Review*, 98(3), 1083–1102. <https://doi.org/10.1257/aer.98.3.1083>
- Brown, J. R. & Finkelstein, A. (2007).** Why is the market for long-term care insurance so small? *Journal of Public Economics*, 91(10), 1967–1991. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2007.02.010>
- Cambois, E. & Lièvre, A. (2007).** Les passages de l'autonomie à la dépendance. *Gérontologie et société*, 30(121), 85–102. <https://doi.org/10.3917/gs.121.0085>
- Cambois, E., Solé-Auró, A. & Robine, J.-M. (2016).** Economic Hardship and Educational Differentials in Disability in 26 European Countries. *Journal of Aging and Health*, 28(7), 1214–1238. <https://doi.org/10.1177/0898264316656503>
- Carrino, L. & Orso, C. E. (2014).** Eligibility and inclusiveness of Long-Term Care Institutional frameworks in Europe: a cross-country comparison. University Ca' Foscari of Venice, Department of Economics, *Working Paper* N° 28/WP/2014. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2541246>
- Coe, N. B. & Van Houtven, C. H. (2009).** Caring for mom and neglecting yourself? The health effects of caring for an elderly parent. *Health economics*, 18(9), 991–1010. <https://doi.org/10.1002/hec.1512>
- Colombo, F., Llana-Nozal, A., Mercier, J. & Frits, T. (2011).** Private Long-term Care Insurance. In: *Help Wanted? Providing and Paying for Long-Term Care*, pp. 247–262. OECD Health Policy Studies.
- Commission européenne (2015a).** *The 2015 ageing report economic and budgetary projections for the 28 EU Member States (2013-2060)*. Luxembourg: Publications Office.
- Commission européenne (2015b).** *The 2015 pension adequacy report: current and future income adequacy in old age in the EU*. Vol. I. Luxembourg: Publications Office.
- Consumer Financial Protection Bureau (2012).** *Reverse mortgages. Report to Congress*. <https://www.consumerfinance.gov/data-research/research-reports/reverse-mortgages-report/>
- Costa-Font, J. (2008).** Housing assets and the socio-economic determinants of health and disability in old age. *Health & Place*, 14(3), 478–491. <https://doi.org/10.1016/j.healthplace.2007.09.005>
- Costa-Font, J., Gil, J. & Mascarilla, O. (2010).** Housing Wealth and Housing Decisions in Old Age: Sale and Reversion. *Housing Studies*, 25(3), 375–395. <https://doi.org/10.1080/02673031003711014>
- Costa-Font, J. & Rovira-Forns, J. (2008).** Who is willing to pay for long-term care insurance in Catalonia? *Health Policy*, 86(1), 72–84. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2007.09.011>
- Crimmins, E. M., Hayward, M. D., Hagedorn, A., Saito, Y. & Nicolas, B. (2009).** Change in Disability-Free Life Expectancy for Americans 70 Years Old and Older. *Demography*, 46(3), 627–646. <https://doi.org/10.1353/dem.0.0070>
- Davidoff, T. (2010).** Home equity commitment and long-term care insurance demand. *Journal of Public Economics*, 94(1-2), 44–49. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2009.09.006>
- Davidoff, T. (2009).** Housing, Health, and Annuities. *Journal of Risk and Insurance*, 76(1), 31–52. <https://doi.org/10.1111/j.1539-6975.2009.01287.x>
- Dillingh, R., Prast, H., Rossi, M. & Urzi Brancati, C. (2017).** Who wants to have their home and eat it too? Interest in reverse mortgages in the Netherlands. *Journal of Housing Economics*, 38, 25–37. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2017.09.002>
- Dillingh, R., Prast, H., Urzi Brancati, M. C. & Rossi, M. (2013).** The psychology and economics of reverse mortgage attitudes: evidence from the Netherlands. CeRP, *Working Papers* N° 135. <https://ideas.repec.org/p/crp/wpaper/135.html>
- Duée, M. & Rebillard, C. (2006).** La dépendance des personnes âgées: une projection en 2040. *Insee, Données sociales : La société française*. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1371933?sommaire=1372045>
- Fänge, A. & Iwarsson, S., (2005).** Changes in ADL dependence and aspects of usability following housing adaptation--a longitudinal perspective. *American Journal Occupational Therapy*, 59(3), 296–304. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/15969277>
- Fong, J. H., Shao, A. W. & Sherris, M. (2013).** Multistate Actuarial Models of Functional Disability. Australian School of Business, *Research Paper* N° 2013ACTL14.
- Fontaine, R., Plisson, M. & Zerrar, N. (2014).** Dans quelle mesure les préférences individuelles contraignent-elles le développement du marché de l'assurance dépendance ? *Economie et Statistique*, 474, 35–68. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377628?sommaire=1377636>

- Fontaine, R. & Zerrar, N. (2013).** Comment expliquer la faible disposition des individus à se couvrir face au risque dépendance ? Une revue de la littérature. *Questions d'économie de la Santé* N° 188. <https://www.irdes.fr/Publications/Qes2013/Qes188.pdf>
- Forder, J. & Fernández, J.-L. (2009).** Analysing the costs and benefits of social care funding arrangements in England: technical report. PSSRU *Discussion Paper* N° 2644.
- Fornero, E., Rossi, M. & Urzì Brancati, M. C. (2016).** Explaining why, right or wrong, (Italian) households do not like reverse mortgages. *Journal of Pension Economics and Finance*, 15(2), 180–202. <https://doi.org/10.1017/S1474747215000013>
- Friedberg, L., Hou, W., Sun, W., Webb, A. & Zhenyu, L. (2014).** New Evidence on the Risk of Requiring Long-Term Care. CRR *Working Papers* N° 2014-12. <https://crr.bc.edu/working-papers/new-evidence-on-the-risk-of-requiring-long-term-care/>
- Hancock, R., (1998).** Can Housing Wealth Alleviate Poverty among Britain's Older Population? *Fiscal Studies*, 19(3), 249–272. <https://doi.org/10.1111/j.1475-5890.1998.tb00287.x>
- HCFEA (2017).** *La prise en charge des aides à l'autonomie et son incidence sur la qualité de vie des personnes âgées et de leurs proches aidants*. Rapport du Conseil de l'Âge.
- Hussem, A., van Ewijk, C., ter Rele, H. & Wong, A. (2016).** The ability to pay for long-term care in the Netherlands: a life-cycle perspective. CPB *Discussion Paper* N° 321. <https://ideas.repec.org/p/cpb/discus/321.html>
- Kemper, P., Komisar, H. L. & Alexih, L. (2005).** Long-term care over an uncertain future: what can current retirees expect? *Inquiry: The Journal of Health Care Organization, Provision and Financing*, 42(4), 335–350. https://doi.org/10.5034/2Finquiryjrml_42.4.335
- Laferrère, A. (2012).** Housing Wealth as Self-insurance for Long-Term Care. In: Costa-Font, J. & Courbage, C. (Eds.), *Financing Long-Term Care in Europe: Institutions, Markets and Models*, pp. 73–90. London: Palgrave Macmillan
- Lilly, M. B., Laporte, A. & Coyte, P.C. (2007).** Labor market work and home care's unpaid caregivers: a systematic review of labor force participation rates, predictors of labor market withdrawal, and hours of work. *The Milbank Quarterly*, 85(4), 641–690. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0009.2007.00504.x>
- Mackenbach, J. P. (2012).** The persistence of health inequalities in modern welfare states: The explanation of a paradox. *Social Science & Medicine*, 75(4), 761–769. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2012.02.031>
- Marbot, C. & Roy, D. (2015).** Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie. *Economie et Statistique* 481-482, 185–209. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1305201?sommaire=1305205>
- Masson, A. (2015).** L'épargnant propriétaire face à ses vieux jours. *Revue française d'économie*, XXX(2), 129–177. <https://doi.org/10.3917/rfe.152.0129>
- Mayhew, L., Karlsson, M. & Rickayzen, B. (2010).** The Role of Private Finance in Paying for Long Term Care. *The Economic Journal*, 120(548), F478–F504. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2010.02388.x>
- Moscarola, F. C., d'Addio, A. C., Fornero, E. & Rossi, M. (2015).** Reverse mortgage: a tool to reduce old age poverty without sacrificing social inclusion. In: Börsch-Supan, A., Kneip, T., Litwin, H., Myck, M. & Weber, G. (Eds.), *Ageing in Europe - Supporting Policies for an Inclusive Society*, pp. 235–244. Berlin, München, Boston: De Gruyter. <https://www.degruyter.com/view/product/462442>
- Muir, T. (2017).** Measuring social protection for long-term care. OECD *Health Working Papers* N° 93. <https://doi.org/10.1787/a411500a-en>
- Ogg, J. (2012).** Le prêt viager hypothécaire. *Retraite et société*, 62, 167–173. <https://www.cairn.info/revue-retraite-et-societe1-2012-1-page-167.htm>
- Ong, R. (2008).** Unlocking Housing Equity Through Reverse Mortgages: The Case of Elderly Homeowners in Australia. *European Journal of Housing Policy*, 8(1), 61–79. <https://doi.org/10.1080/14616710701817166>
- Oswald, A. J., Powdthavee, N. (2008).** Does happiness adapt? A longitudinal study of disability with implications for economists and judges. *Journal of Public Economics*, 92(5-6), 1061–1077. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2008.01.002>
- Pagán-Rodríguez, R. (2010).** Onset of disability and life satisfaction: evidence from the German Socio-Economic Panel. *The European Journal of Health Economics*, 11(5), 471–485. <https://doi.org/10.1007/s10198-009-0184-z>

- Pampalon, R., Colvez, A. & Bucquet, D. (1991).** Établissement d'une table de passage de la dépendance des personnes âgées au besoin d'aide à domicile. *Revue d'épidémiologie et de santé publique*, 39, 263–273.
- Pérès, K., Verret, C., Alioum, A. & Barberger-Gateau, P. (2005).** The disablement process: Factors associated with progression of disability and recovery in French elderly people. *Disability and Rehabilitation*, 27(5), 263–276.
<https://doi.org/10.1080/09638280400006515>
- Petite, S. & Weber, A. (2006).** Les effets de l'Allocation personnalisée d'autonomie sur l'aide dispensée aux personnes âgées. *Études et Résultats*, 459.
<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/etudes-et-statistiques/publications/etudes-et-resultats/article/les-effets-de-l-allocation-personnalisee-d-autonomie-sur-l-aide-dispensee-aux>
- Rickayzen, B. D. & Walsh, D. E. P. (2002).** A Multi-State Model of Disability for the United Kingdom: Implications for Future Need for Long-Term Care for the Elderly. *British Actuarial Journal*, 8(2), 341–393.
<https://doi.org/10.1017/S1357321700003755>
- Rouwendal, J. & Thomese, F. (2013).** Homeownership and Long-Term Care. *Housing Studies*, 28(5), 746–763.
<https://doi.org/10.1080/02673037.2013.759179>
- Shan, H. (2011).** Reversing the Trend: The Recent Expansion of the Reverse Mortgage Market: The Recent Expansion of the Reverse Mortgage Market. *Real Estate Economics*, 39(4), 743–768.
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6229.2011.00310.x>
- Sinai, T. & Souleles, N. (2007).** Net Worth and Housing Equity in Retirement. NBER *Working Papers*, N° 13693.
<https://www.nber.org/papers/w13693>
- Stucki, B. R. (2006).** Using Reverse Mortgages to Manage the Financial Risk of Long-Term Care. *North American Actuarial Journal*, 10(4), 90–102.
<https://doi.org/10.1080/10920277.2006.10597415>
- Stucki, B. R. (2005).** Use Your Home to Stay at Home. Expanding the Use of Reverse Mortgages for Long-Term Care: A Blueprint for Action. Report from the National Council of Aging.
- Van der Crujisen, C., Jansen, D.-J. & van Rooij, M. (2014).** The rose-colored glasses of homeowners. DNB *Working Paper*.
<https://econpapers.repec.org/RePEc:dnb:dnbwpp:421>
- Venti, S. F. & Wise, D. A. (2001).** Aging and Housing Equity: Another Look. NBER *Working Papers*, N° 8608.
<https://www.nber.org/papers/w8608>
- Venti, S. F. & Wise, D. A. (1991).** Aging and the income value of housing wealth. *Journal of Public Economics*, 44(3), 371–397.
[https://doi.org/10.1016/0047-2727\(91\)90020-3](https://doi.org/10.1016/0047-2727(91)90020-3)
- Wu, S. (2001).** Adapting to heart conditions: a test of the hedonic treadmill. *Journal of Health Economics*, 20(4), 495–508.
<https://ssrn.com/abstract=1673948>

Commentaire

L'auto-assurance du risque dépendance est-elle une solution ?

Comment – Is Self-Insurance for Long-Term Care Risk a Solution?

Jérôme Wittwer*

Résumé – Le risque financier associé à la dépendance est partiellement couvert en France et dans l'ensemble des pays européens, partout sensiblement moins bien que le risque sanitaire. La couverture publique varie sensiblement d'un pays à l'autre mais laisse la plupart du temps un reste-à-charge important aux ménages. Le risque dépendance survenant en fin de vie, la mobilisation du patrimoine financier et immobilier des ménages pour financer leur dépendance, autrement dit l'auto-assurance, peut apparaître comme une solution. L'article de Carole Bonnet, Sandrine Juin et Anne Laferrère propose, en mobilisant les données de l'enquête SHARE, de considérer frontalement cette question et d'évaluer dans quelle mesure l'auto-assurance peut répondre aux besoins de financement de la dépendance en Europe. Ce commentaire revient sur la démarche des auteures puis discute les implications de leur analyse.

Abstract – *The financial risk associated with long-term care is partially insured in France and in all European countries. However, the level of coverage across all countries is significantly lower compared to health risk. Public coverage varies widely from country to country, although in most cases households are left to bear a significant proportion of the cost burden. Since LTC risk occurs at the end of life, the use by households of their financial and housing assets to finance their LTC expenses – in other words, self-insurance – may appear as one solution. Using data from the SHARE survey, the study by Carole Bonnet, Sandrine Juin and Anne Laferrère aims to address this question head-on and to assess the extent to which self-insurance could meet the financing needs of long-term care in Europe. This comment considers the approach taken by the authors before discussing the implications of their analysis.*

Codes JEL / JEL Classification : J140, D140, I130, C530

Mots-clés : perte d'autonomie, logement, prêt viager hypothécaire, microsimulation

Keywords: long-term care, housing, reverse mortgage, microsimulation

Rappel :

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

* Université de Bordeaux, Bordeaux Population Health, équipe EMOS, Inserm U1219 (jerome.wittwer@u-bordeaux.fr)

Reçu le 10 juin 2019

Pour citer cet article : Wittwer, J. (2019). Is Self-Insurance for Long-Term Care Risk a Solution? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 507-508, 25-30. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2019.507d.1973>

Le risque financier associé au risque dépendance est partiellement couvert en France et dans l'ensemble des pays européens. Il est partout sensiblement moins bien couvert que le risque sanitaire. La générosité de la couverture publique varie sensiblement d'un pays à l'autre mais laisse la plupart du temps un reste-à-charge important aux ménages, en particulier quand la situation de dépendance exige une institutionnalisation. La couverture par une assurance privée tient par ailleurs une place marginale dans la couverture du risque. Le risque dépendance survenant en fin de vie, la mobilisation du patrimoine financier et immobilier des ménages pour financer leur dépendance a été avancée comme une solution possible (Bozio *et al.*, 2016). En d'autres termes, la question des capacités de l'auto-assurance à couvrir le risque dépendance est posée. L'article de Carole Bonnet, Sandrine Juin et Anne Laferrère se propose, en mobilisant les données de l'enquête SHARE, de considérer frontalement cette question et d'évaluer dans quelle mesure l'auto-assurance peut répondre aux besoins de financement de la dépendance en Europe.

Avant de discuter des implications de l'article, revenons dans un premier temps sur la démarche adoptée par les auteurs.

Évaluation des besoins : un parti-pris efficace

Le risque dépendance est caractérisé par l'incapacité à réaliser certains actes de la vie quotidienne. Pour compenser ces incapacités, la personne dépendante est aidée par des personnes de son entourage, appelées aidants informels, et/ou par des aidants professionnels rémunérés, que la prise en charge ait lieu au domicile ou en institution.

Le parti-pris adopté dans l'article est d'estimer le risque financier associé au risque dépendance par les heures d'aide nécessaires à la prise en charge de la personne dépendante, valorisées au prix de l'aide professionnelle. Cette évaluation est faite sans prendre en considération l'aide publique et l'aide informelle apportée par les proches. Ce parti pris est à notre sens particulièrement efficace. Il permet de considérer le risque brut, celui qui pèse sur les individus indépendamment de la mobilisation des aidants informels. Bien entendu, l'évaluation est délicate, la réalité des besoins des personnes dépendantes n'est pas aisée à appréhender. Le choix de normalisation adopté par les auteurs pourrait être discuté. Des analyses en scénarios mobilisant

d'autres sources pour l'évaluation des besoins auraient été profitables. Plus largement, la mesure des besoins aurait mérité une discussion plus approfondie, elle détermine l'ensemble des calculs et des résultats de l'article.

La question de l'institutionnalisation n'est en particulier pas abordée. Pourtant, les modes de prise en charge (à domicile, en établissement ou dans des résidences-services) déterminent très directement le coût de la prise en charge et le risque financier associé à la dépendance. Il n'est pas certain que la mesure des besoins retenue dans l'article rende compte du coût de la prise en charge en établissement même si les coûts annuels utilisés pour les simulations sont élevés. En tous les cas, l'évaluation des besoins retenue par les auteurs, exprimée en heures d'aide, ne serait pas suffisante pour la prise en charge à domicile de certaines personnes dépendantes, nous pensons en particulier aux personnes dépendantes souffrant de démence. En d'autres termes, le risque lourd nécessitant une institutionnalisation n'est pas explicitement considéré dans l'article. La démarche adoptée, qui repose sur l'évaluation d'un besoin normalisé et incompressible, est séduisante puisqu'elle permet de s'affranchir de l'organisation réelle adoptée par les ménages pour s'en tenir à un risque financier indépendant des choix de prise en charge des familles. Elle permet, en quelque sorte, de ne pas tenir compte des coûts de prise en charge qui relèveraient d'un choix dispendieux. L'exercice se prête cependant mal au cas de l'institutionnalisation qui n'est pas nécessairement le reflet d'un choix mais d'une nécessité. C'est aujourd'hui en France la situation de prise en charge qui laisse le reste-à-charge le plus élevé pour les ménages, reste-à-charge qui dépasse le plus souvent les revenus des personnes institutionnalisées en raison des coûts liés à l'hébergement (Fizzala, 2016). En quelque sorte, les auteurs font comme si les coûts à domicile et en institution étaient équivalents. Cette hypothèse mériterait d'être discutée plus avant.

Quoiqu'il en soit, la démarche poursuivie nous paraît efficace et informative. Bien entendu, l'évaluation du besoin adoptée par les auteurs n'est pas indépendante des hypothèses adoptées pour mesurer le risque.

Le risque dépendance : une dynamique très simplifiée

Compte tenu des données mobilisées, les auteurs sont conduits à simplifier la démarche

méthodologique et à opter pour des hypothèses simplificatrices importantes. La première d'entre elles est relative à la définition d'un risque binaire : perte d'autonomie ou non. Il serait certainement plus réaliste d'envisager une dynamique plus fine rendant compte de l'évolution progressive des stades d'incapacité (Edjolo *et al.*, 2016).

De la même façon les auteurs fondent la microsimulation sur des probabilités de transition tirées d'estimations logistiques d'une vague à l'autre de l'enquête SHARE. Il serait, là aussi, plus satisfaisant de fonder les simulations sur des estimations visant directement à rendre compte de la dynamique de la dépendance, en tenant mieux compte de la nature compétitive des risques dépendance et décès.

Il est entendu que les données mobilisées ne permettent pas de mettre en œuvre directement ce type d'approche. On pourrait cependant imaginer d'importer des modèles épidémiologiques pour les appliquer aux données mobilisées dans l'article. C'est en réalité très délicat en raison de la nature très différente des données de l'enquête SHARE et de celles utilisées dans les travaux épidémiologiques sur la dépendance, qui s'appuient généralement sur des données de cohortes avec un suivi sur longue durée. On ne peut donc réellement tenir grief aux auteurs d'adopter une démarche pragmatique en adaptant leur méthode aux données utilisées. Ceci d'autant plus qu'elles ont pour objectif de rendre compte de l'hétérogénéité du risque en fonction des caractéristiques socio-économiques des individus, ce qui n'est pas toujours possible de réaliser avec le même niveau de finesse sur des données de cohorte, encore moins quand on se place dans une perspective européenne.

Ces limites méthodologiques, inhérentes aux données mobilisées, ne remettent pas fondamentalement en question les principaux enseignements de l'article. Ce type de travaux profiterait néanmoins d'une modélisation plus fine de la dynamique de la dépendance qui permettrait, par voie de conséquence, une évaluation fine des besoins en fonction du stade de dépendance.

Auto-assurance et mutualisation du risque dépendance

L'article met clairement en évidence le fait que la dépendance est un risque, dans le sens où les individus seront affectés à des degrés très différents par la perte d'autonomie, que l'on

considère la réalisation du risque lui-même ou la durée d'exposition à une situation d'incapacité. En d'autres termes, la variabilité du risque est suffisante pour organiser sa mutualisation. Ce n'est pas nécessairement un message nouveau, mais la traduction du risque dépendance en besoin d'aide et finalement en risque financier, telle qu'elle est proposée par les auteures, est particulièrement pédagogique. Ce travail permet ainsi de souligner la réalité du risque et à quel point cette réalité est partagée dans l'ensemble de l'Europe, tout au moins dans les pays étudiés dans l'article.

En second lieu, et c'est un message important de la contribution, le risque est catastrophique pour une grande partie de la population dans le sens où il dépasse les capacités de financement des individus concernés même en prenant en compte leurs avoirs financiers et leurs biens immobiliers. De ce point de vue, le risque dépendance n'est guère différent du risque sanitaire. Ce point est un point central de la contribution. Le risque financier lié à la dépendance a parfois pu être minoré, soit parce que l'on considérait qu'il pouvait être pris en charge, au moins pour partie, par les proches, soit parce que l'on imaginait que le patrimoine immobilier constituait une source de financement suffisante pour couvrir une part importante du risque.

Les auteures prennent, dans un premier temps, le contre-pied du premier argument en traitant le risque financier indépendamment de l'aide informelle reçue considérant, à juste titre, que l'aide informelle constitue une ressource qu'il fait sens de valoriser monétairement au même titre que l'aide professionnelle. Les auteures montrent ensuite que le deuxième argument n'est que très partiellement valide puisque seules 49 % de la population européenne étudiée, et 58 % de la population française dépendante seraient en capacité d'autofinancer les coûts liés à la prise en charge de leur perte d'autonomie en mobilisant la totalité de leur patrimoine. Autrement dit, il n'y a pas d'échappatoire à une forme de mutualisation ou de socialisation du risque dépendance dès lors que l'on souhaite une prise en charge satisfaisante du risque d'être dans l'incapacité de réaliser les actes de la vie quotidienne. Ce message est pour nous le message central de l'article. Là encore, il n'est pas nécessairement nouveau mais il prend une force réelle, les auteures se confrontant systématiquement à l'alternative de l'autofinancement de la dépendance en considérant l'ensemble du patrimoine des personnes dépendantes. L'impossibilité de faire

face à ses dépenses n'est pas réduite à la partie la plus démunie de la population européenne mais à environ la moitié de cette population. Un filet de sécurité réservé aux personnes les plus démunies ne suffirait pas à couvrir de manière satisfaisante le risque dépendance.

On peut bien entendu tempérer ce constat en considérant cette fois que l'aide informelle est également une forme d'auto-assurance et qu'elle permet de réduire le coût de la prise en charge de la dépendance tel qu'il a été valorisé par les auteurs. Ces dernières montrent alors, dans ce cas, que 57 % de la population européenne étudiée (68 % en France) serait en capacité de financer sa prise en charge. Il faut bien entendu garder à l'esprit que les auteurs se placent dans un scénario radical qui laisse les personnes dépendantes avec des ressources pour vivre très faibles. Dans un scénario moins radical, la part des individus dans l'incapacité de financer leur dépendance serait sensiblement plus important même sous l'hypothèse que les personnes dépendantes sollicitent leurs capacités d'autofinancement en mobilisant aide informelle et patrimoine.

Les résultats de l'article sur les comparaisons européennes sont plus délicats à appréhender. L'hétérogénéité en Europe ne semble ne pas reposer uniquement sur le risque lui-même mais également sur le coût de la prise en charge et l'importance du patrimoine immobilier des ménages. Ainsi, les résultats sur la proportion des ménages en capacité d'autofinancer le coût de la dépendance dans les différents pays européens étudiés ne sont pas immédiatement interprétables. En tous les cas, on ne retrouve pas le gradient nord-sud qui guide souvent les comparaisons européennes et que l'on retrouve sur le risque dépendance lui-même. La raison tient au fait, premièrement, que les différences du coût de la prise en charge viennent en quelque sorte compenser les différences de revenus des ménages et, deuxièmement, que la proportion de propriétaires en capacité de mobiliser un patrimoine immobilier est plus importante dans les pays du sud. Bien entendu, comme les auteurs le mentionnent en fin d'article, on ne peut pas considérer que la structure du patrimoine immobilier est indépendante de l'organisation de la protection sociale, et en particulier des politiques publiques à destination des personnes dépendantes. Le scénario étudié par les auteurs, qui ne considèrent pas d'autres sources de financement que celles constituées par les ressources de la personne dépendante, apparaît ainsi quelque peu artificiel à la lecture

des comparaisons européennes. Cela n'enlève bien entendu pas l'intérêt de la démarche mais nous invite à la plus grande prudence dans l'interprétation des comparaisons proposées dans l'article.

Les prêts viagers hypothécaires comme vecteur de mobilisation du patrimoine immobilier

La question posée par l'article est celle de la capacité d'auto-assurance des personnes dépendantes devant faire face au coût de la prise en charge de la dépendance en cas de réalisation du risque. L'apport principal de l'article repose ici sur la prise en compte systématique du patrimoine immobilier comme source de financement pour les personnes dépendantes. C'est une façon très directe d'évaluer les capacités des ménages à autofinancer leur risque dépendance et qui démontre de manière convaincante que les ressources des personnes dépendantes, quand elles vivent sans conjoint, suffisent à peine pour la moitié des personnes subissant le risque dépendance à en couvrir l'intégralité.

Pour crédibiliser le scénario d'un recours au patrimoine immobilier pour financer la dépendance, les auteurs imaginent un recours à des prêts viagers hypothécaires (*reverse mortgage*) qui permettent de rendre liquide le patrimoine en faisant peser sur le financeur le risque de longévité en incapacité. Nous connaissons les difficultés d'un tel marché pour prendre une ampleur notable, en raison notamment des taux d'intérêt très élevés qui président sur ce marché et qui, à eux seuls, dissuadent les utilisateurs potentiels. Plus fondamentalement, on doit s'interroger sur la place que le financement de la dépendance par le patrimoine immobilier peut trouver dans les systèmes de prise en charge de la dépendance tels qu'ils peuvent exister dans les pays européens et en France en particulier.

Dans le cas français, la prise en charge publique est concentrée sur les plus pauvres, même si le financement de la perte d'autonomie par l'APA (Allocation Personnalisée d'Autonomie) est universel, dans le sens où le montant de l'aide décroît avec le revenu des ménages mais que tous sont éligibles. Il faut rappeler que l'APA n'est pas récupérable sur succession et que cette décision d'exonération de l'APA de récupération sur le patrimoine au moment du décès avait été adoptée pour éviter le non recours constaté avec la PSD (Prestation Spécifique Dépendance), le dispositif qui avait précédé

l'APA. L'objectif était d'éviter le risque d'une prise en charge insuffisante ou inadaptée des personnes dépendantes. Dit autrement, l'idée d'en appeler au patrimoine, et en particulier au patrimoine immobilier, des personnes dépendantes avait été écartée pour protéger ces dernières d'une prise en charge inadéquate.

De ce point de vue, l'idée de recourir à des prêts viagers hypothécaires pourrait apparaître comme en décalage avec ce que l'on sait du comportement patrimonial des familles en France, souvent particulièrement soucieuses de protéger la transmission du patrimoine, parfois au-delà du raisonnable, c'est-à-dire potentiellement au détriment du bien-être des personnes en perte d'autonomie.

Par ailleurs, en France toujours, pour les dépenses non prises en charge par l'APA et dépassant les capacités de financement de la personne dépendante ou de son ménage, le mécanisme de récupération sur succession, en particulier pour l'ASH (Aide Sociale à l'Hébergement) qui finance l'hébergement des personnes prises en charge en institution, est mis en œuvre par les départements pour couvrir leurs dépenses. Dans ce cas, le patrimoine immobilier est bien implicitement hypothéqué puisqu'il est amené à être mobilisé par le département au moment de la succession, à hauteur de ce que le département a engagé comme dépenses. En un sens, c'est le département en France qui joue le rôle d'émetteur d'hypothèques. Le mécanisme est cependant plus complexe puisque le département se retourne en premier lieu vers les obligés alimentaires de la personne dépendante avant de se retourner au moment du décès vers son patrimoine. Cette disposition rompt avec la logique d'une mobilisation différée du patrimoine, puisqu'aucun mécanisme d'encadrement des contributions des obligés alimentaires en fonction du patrimoine de la personne dépendante n'est mis en œuvre aujourd'hui. Une logique hypothécaire véritable devrait corriger cette anomalie, le plus simple étant de supprimer le principe de l'obligation alimentaire pour ne pas faire jouer le rôle d'émetteur hypothécaire (parfois sans biens à hypothéquer) aux obligés alimentaires, ce qui est certainement une solution très inefficace.

La situation française est certes spécifique et ne peut être généralisée à l'ensemble des pays européens étudiés dans l'article. Elle interroge néanmoins sur le rôle des prêts viagers hypothécaires dans la réalité de l'organisation du financement de la dépendance que l'on rencontre en

France et en Europe. Le marché des prêts viagers hypothécaires pourrait être imaginé comme un mécanisme alternatif à la récupération sur succession qui serait encadré et garanti par l'État (pour éviter des taux d'intérêt prohibitifs) et serait mobilisé pour compléter les financements publics dédiés ou financer des prestations déjà existantes (comme l'ASH en France).

Mobiliser le patrimoine ne veut pas nécessairement dire auto-assurance

On doit garder à l'esprit que la généralisation d'un recours aux prêts viagers hypothécaires n'est certainement pas souhaitable sans même considérer le risque d'une mobilisation insuffisante des familles au regard des besoins des personnes dépendantes. L'exercice proposé dans l'article, aussi intéressant soit-il, ne doit pas nous faire oublier les inconvénients de mobiliser le patrimoine des personnes dépendantes pour financer leur prise en charge. Premièrement, et c'est une évidence, ce mode de financement conduit à renoncer à mutualiser le risque. Or, l'article le montre très clairement, la dépendance est un risque qui pèse de manière très hétérogène dans la population. Renoncer à mutualiser ce risque conduit indiscutablement à une perte de bien-être *ex-ante*. D'autre part, du point de vue de la transmission patrimoniale, le prêt viager hypothécaire est particulièrement inéquitable puisqu'il conduit à faire peser le risque dépendance sur les enfants dont les parents ne sont pas en capacité d'assurer le financement de leur prise en charge. Compte tenu de la corrélation entre les revenus des parents et ceux de enfants (Gramain *et al.*, 2007), le financement par viager hypothécaire conduit à réduire l'héritage des plus modestes de manière plus sensible que celui des plus fortunés.

Les contraintes financières qui pèsent sur les budgets publics et la difficulté d'organiser un marché efficace du risque dépendance sont des réalités qui peuvent conduire à envisager le recours au prêt viager hypothécaire, mais il faut garder à l'esprit qu'il s'agit d'un pis-aller. Cela ne signifie pas cependant qu'il faille renoncer à mobiliser le patrimoine des ménages pour financer la dépendance. On peut imaginer d'autres moyens. Dans une contribution récente, Masson (2018) propose plusieurs scénarios qui visent à asseoir des prélèvements sur le patrimoine des ménages dans le but de mieux couvrir le risque dépendance. Ce type de solution a l'avantage de faire participer les ménages indépendamment de la réalisation du risque, et donc de mutualiser

le risque, ce qui est une condition d'efficacité évidente, nous l'avons dit. Par ailleurs, cela permet de garantir une équité verticale du financement, en mobilisant les patrimoines en fonction du montant des biens imposés dans une logique d'équité verticale.

Comme les auteures de l'article le démontrent, le financement privé du risque dépendance, ce qu'il est d'usage d'appeler l'auto-assurance, n'est pas en capacité dans les pays européens

de couvrir le risque pour toutes les personnes dépendantes, loin s'en faut. De ce point de vue la contribution est riche et particulièrement informative. Il est aussi important de rappeler que la solution de l'autofinancement est en elle-même constitutivement inefficace dans le sens où elle renonce à la mutualisation du risque, et inéquitable dans la mesure où les patrimoines sont mis à contribution en fonction des capacités des personnes dépendantes à couvrir le coût de la prise en charge grâce à leurs revenus. □

BIBLIOGRAPHIE

Bozio, A., Gramain, A. & Martin, C. (2016). Quelles politiques publiques pour la dépendance ? *Notes du conseil d'analyse économique*, 35(8), 1–12. <http://www.cae-eco.fr/Quelles-politiques-publiques-pour-la-dependance-366.html>

Edjolo, A., Proust-Lima, C., Delva, F., Dartigues, J.-F. & Pérès, K. (2016). Natural History of Dependency in the Elderly: A 24-Year Population-Based Study Using a Longitudinal Item Response Theory Model. *American Journal of Epidemiology*, 183(4), 277–285. <https://academic.oup.com/aje/article/183/4/277/2195702>

Fizzala, A. (2016). Dépendance des personnes âgées : qui paie quoi ? L'apport du modèle Autonomix. *Les dossiers de la Drees* N° 1. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/etudes-et-statistiques/publications/les-dossiers-de-la-drees/article/dependance-des-personnes-agees-qui-paie-qui-l-apport-du-modele-autonomix>

Gramain, A., Wittwer, J., Rebillard, C., Duée, M. & Rebillard, C. (2007). Les contributions privées au financement de la dépendance dans le cadre de l'obligation alimentaire : pratiques judiciaires et implications distributives. *Économie & prévision*, 177, 35–54. https://www.cairn.info/article.php?ID_ARTICLE=ECOP_177_0035

Masson, A. (2018). Les enjeux du patrimoine et de sa transmission dans nos sociétés vieillissantes. *Revue Française d'Économie*, 33(2), 179–234. <https://www.cairn.info/revue-francaise-d-economie-2018-2-page-179.htm>

L'impact distributif de la fiscalité locale sur les ménages en France

The Distributional Impact of Local Taxation on Households in France

Clément Carbonnier*

Résumé – Le profil distributif de la fiscalité locale sur les ménages résulte de trois principaux déterminants : l'assiette (la valeur locative des logements habités ou possédés), le barème (des exemptions ou réductions) et les différences entre les taux locaux. La contribution globale des taxes locales sur les ménages à la progressivité des prélèvements obligatoires en France est mesurée et décomposée entre ces déterminants à partir de l'enquête *Statistiques sur les ressources et les conditions de vie* (SRCV, Insee) et de bases de données exhaustives au niveau des collectivités locales. L'assiette a un effet régressif, partiellement compensé par le barème. Les taxes locales et les revenus moyens augmentent avec la taille des intercommunalités : l'hétérogénéité territoriale dessine donc des montants de taxes locales par habitant croissants avec le revenu par habitant. Toutefois, cette croissance est moins que proportionnelle à celle des revenus, générant un ratio taxes locales sur revenus décroissant avec le niveau des revenus moyens dans l'intercommunalité.

Abstract – *The distributive profile of local taxation on households results from three main determinants: the tax base (the rental value of occupied or owned properties), the schedule (of exemptions and reductions) and the differences between local rates. The overall contribution of local household taxes to the progressivity of compulsory levies in France is measured and broken down into the three determinants based on the Insee survey on income and living conditions (Statistiques sur les ressources et conditions de vie, or SRCV) at household level and comprehensive databases at the local authority level. The tax base has a regressive effect, partially offset by the schedule. Local taxes and average income increase with the size of inter-municipalities: territorial heterogeneity is thus characterised by levels of local tax per capita that tend to increase with per capita income. However, this increase is less than proportional to that of income, generating a ratio of local taxes to income that decreases with the level of average income in the inter-municipal area.*

Codes JEL / JEL Classification : H71, H73, H23

Mots-clés : taxe d'habitation, taxe foncière, redistribution

Keywords: housing tax, property tax, redistribution

Rappel :

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

* Université de Cergy-Pontoise, THEMA (clement.carbonnier@u-cergy.fr)

Reçu le 12 juillet 2017, accepté après révisions le 18 mars 2019

Pour citer cet article : 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>

Durant la campagne présidentielle française de 2017, le candidat élu a promis d'exonérer les 80 % des ménages les plus modestes de la taxe d'habitation, une taxe locale assise sur la valeur locative des logements occupés. L'argument avancé par l'équipe de campagne reposait sur la régressivité de cette taxe, supposée provenir de prélèvements plus importants dans les communes modestes que dans les communes aisées¹.

L'objet de cet article est de mesurer l'impact distributif des taxes locales – cette taxe d'habitation ainsi que la taxe foncière – sur les ménages en France et de comprendre les déterminants de cet impact distributif. L'impact distributif d'une taxe est mesuré par la distribution des taux d'efforts pour cette taxe – c'est-à-dire du montant payé rapporté aux revenus – le long de l'échelle des niveaux de vie : la taxe est progressive si le taux d'effort croît avec le niveau de vie et régressive si elle décroît. La redistribution doit être mesurée au niveau global du système de taxes et transferts, le profil distributif d'une taxe n'étant que sa contribution à la redistribution générale. En effet, il n'est pas nécessaire que chaque taxe prise individuellement soit redistributive et certaines peuvent avoir d'autres objectifs – autonomie financière des collectivités locales, fort pouvoir de prélèvement à faible coût économique – et leur aspect régressif être compensé par d'autres taxes ou par la redistribution générée par les dépenses publiques qu'elles permettent (Guillaud *et al.*, 2017).

Les déterminants de l'impact distributif d'une taxe locale peuvent être de trois ordres : l'assiette, le barème et l'hétérogénéité géographique des taux. Pour le cas français, l'assiette de l'imposition locale des ménages est la valeur locative des logements qu'ils occupent pour la taxe d'habitation et qu'ils possèdent pour la taxe foncière. La fiscalité locale sur l'immobilier possédé est une source de financement des collectivités locales internationalement répandue² et les résultats français sur l'impact distributif de ce type d'assiette pourront avoir une portée plus générale. Si le logement est typiquement un bien premier, dont la consommation croît moins vite que le revenu – ce qui devrait induire un impact régressif de l'assiette de la taxe d'habitation – l'impact de l'assiette de la taxe foncière est plus ambigu car il est gouverné par deux effets contraires : un taux de propriétaires occupants croissant avec le revenu, mais une valeur des logements possédés croissant moins vite que le revenu.

Le second déterminant est le barème. Les deux taxes sont essentiellement des taxes à taux unique, mais assorties d'exonérations et de réductions en fonction du revenu et de la composition des ménages. Leurs barèmes sont donc construits dans le but d'avoir un impact progressif. Le troisième déterminant est la disparité des taux à travers le territoire et sa corrélation avec la distribution géographique des revenus des ménages. Cette question dépasse également les frontières françaises et se pose pour tous les pays où des collectivités locales ont une autonomie fiscale (figure I) : on peut alors retrouver une corrélation entre les revenus locaux et les besoins de financement des collectivités locales, et donc un impact distributif de la géographie des taxes locales. Par exemple, Lewis (2001) et Zhao & Hou (2008) étudient le cas des taxes sur la consommation aux États-Unis et Zhao (2009) complète ces études par une comparaison entre les États-Unis et la Chine.

Pour mesurer l'impact distributif des taxes locales françaises et en décomposer les principaux déterminants, cette étude s'appuie sur trois bases de données. Tout d'abord, l'enquête *Statistiques sur les ressources et les conditions de vie* (SRCV) de l'Insee est mobilisée pour mesurer le profil distributif global. Cet échantillon de ménages permet également de déterminer l'impact des assiettes fiscales – valeur locative des logements occupés et taux de propriétaires occupants – ainsi que celui des exonérations et réductions liés à la composition familiale. En revanche, du fait du nombre d'observations, le découpage territorial doit rester à un niveau relativement agrégé. Cette enquête permet de mesurer les impacts globaux des deux taxes, légèrement régressifs, principalement du fait de faibles taux d'effort du décile supérieur de la distribution des niveaux de vie. C'est la résultante d'un impact régressif des assiettes fiscales, partiellement compensé par l'impact progressif des exonérations et réductions. À niveau de vie donné, le taux d'effort de taxe d'habitation est croissant avec la taille de l'unité urbaine, mais le taux d'effort de taxe foncière est plat. À niveau de vie et taille d'unité urbaine

1. « C'est donc un impôt régressif, qui renforce l'injustice fiscale. La taxe d'habitation renforce aussi les inégalités entre les territoires. On paye souvent beaucoup plus quand on vit dans une commune pauvre que dans une commune riche. » (En Marche, 2017). L'exonération a été rendue effective progressivement par la loi de finance pour 2018 n°2017-1837 du 30 décembre 2017 : tout d'abord une réduction de 30 % en 2018, puis de 65 % en 2019 et enfin une exonération complète à partir de 2020 pour les ménages des huit déciles du bas de la distribution des revenus [https://www.impots.gouv.fr/portail/particulier/questions/suis-je-concerne-par-la-reforme-de-la-taxe-dhabitation].

2. On trouve ce type de taxes notamment en Allemagne, au Royaume-Uni, en Suède et en Belgique.

donnés, les taux d'effort pour les deux taxes sont plus élevés pour les ménages sans enfant que pour les ménages avec enfants.

Pour déterminer plus précisément l'impact des disparités géographiques, deux bases exhaustives au niveau des collectivités locales sont utilisées. Ces deux bases produites par la Direction Générale des Finances Publiques (DGFIP) agrègent au niveau de chaque collectivité territoriale les informations issues des déclarations à l'impôt sur le revenu des ménages d'une part et les informations issues des budgets locaux d'autre part. L'analyse est effectuée au niveau des « blocs communaux », c'est-à-dire la consolidation budgétaire des municipalités et des intercommunalités. Il apparaît qu'aussi bien les dépenses publiques que les impôts locaux par habitant sont croissants avec la taille du bloc communal. Ils croissent aussi avec le revenu moyen des habitants, mais uniquement du fait de la corrélation positive entre revenus moyens et taille du bloc communal. Toutefois, cette croissance des impôts par habitant avec le revenu est relativement faible et le taux d'effort est quant à lui décroissant, ce qui dessine une contribution légèrement régressive des disparités d'imposition locale.

La suite de l'article est organisée comme suit. Une première partie présente les arguments théoriques permettant d'expliquer le profil distributif des taxes foncière et d'habitation. Ensuite, les bases de données utilisées sont

présentées. Une troisième section exploite les données d'enquête au niveau ménage pour mesurer le profil distributif global et déterminer la contribution de l'assiette et des exonérations et réductions. Une quatrième exploite les données au niveau des collectivités territoriales pour documenter l'impact des disparités géographiques. La dernière section conclue et discute les implications de ces résultats.

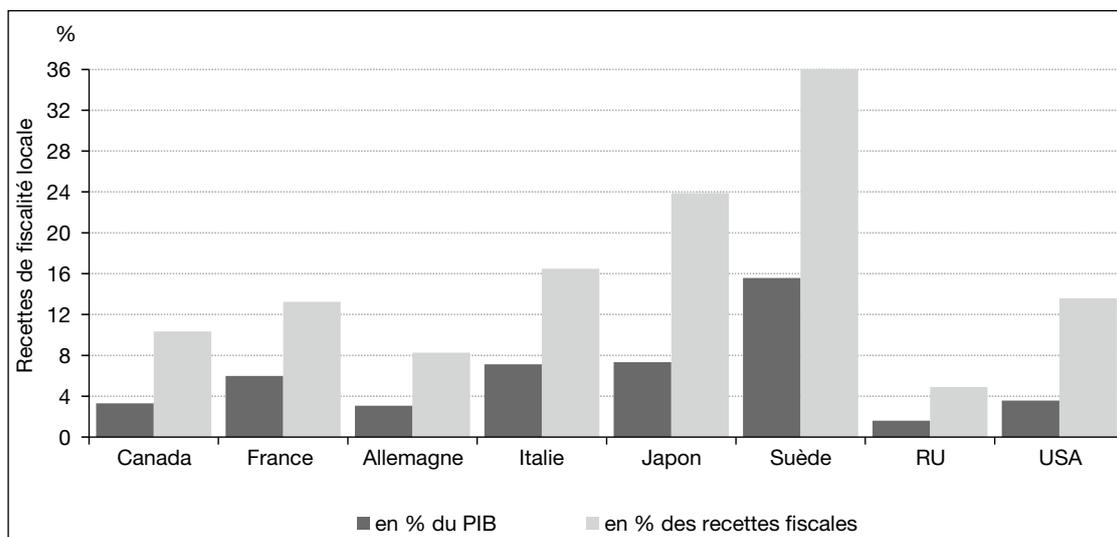
Arguments théoriques sur les profils distributifs des taxes locales

Le profil distributif des taxes locales dépend de trois principaux déterminants : 1) l'assiette fiscale ; 2) le barème ; 3) les disparités territoriales de pression fiscale.

L'assiette de la taxe foncière et de la taxe d'habitation

Lorsque l'assiette n'est pas directement le revenu des ménages – comme c'est le cas en Suisse – elle peut avoir un impact distributif selon la corrélation entre les distributions d'assiette et de niveau de vie. En France, comme dans nombre de pays, les taxes locales sur les ménages sont liées à l'immobilier, en l'occurrence à la valeur locative des logements, occupés pour la taxe d'habitation, possédés pour la taxe foncière.

Figure I
Prélèvements locaux dans les pays de l'OCDE, 2016



Champ : taxes prélevées pour le financement des municipalités, intercommunalités et comtés (et non les départements, régions, provinces ou États).
Source : OECD, Revenue Statistics - Comparative tables.

L'assiette de la taxe d'habitation croît avec le niveau de vie des contribuables, mais à un taux plus faible que la croissance des revenus. En effet, les ménages plus aisés habitent des logements plus coûteux, mais les différences de valeurs locatives sont plus faibles que les différences de revenus : l'élasticité revenu de la dépense de logement est positive mais inférieure à l'unité. Ainsi, le taux d'effort pour le logement – le ratio dépenses de logement sur revenu – décroît avec le niveau de vie (Pirus, 2011 et figure II-B), d'où l'impact régressif de l'assiette de la taxe d'habitation.

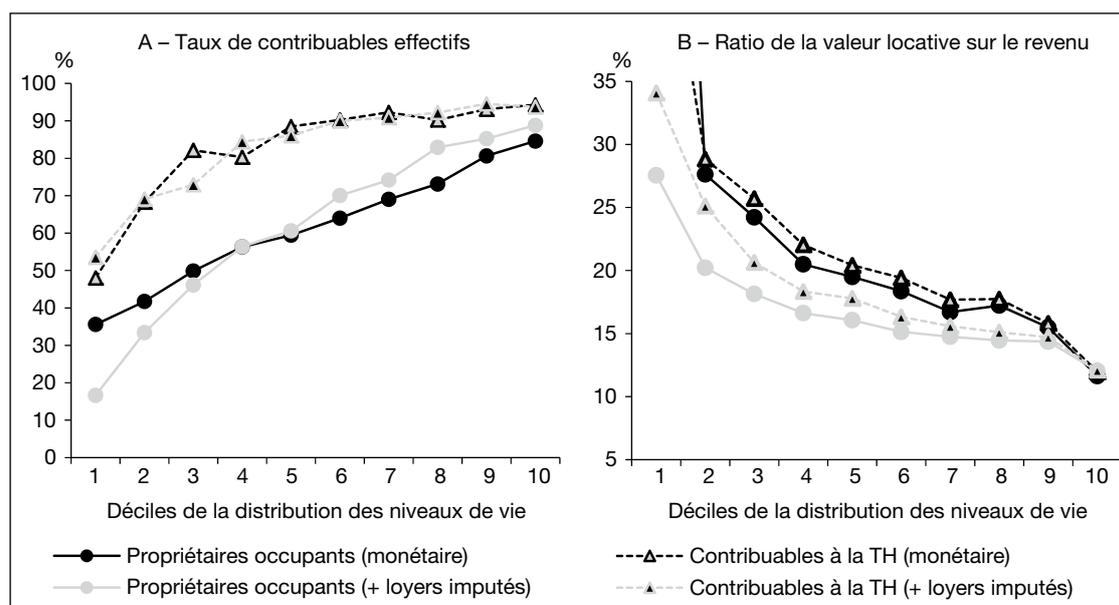
Le cas de la taxe foncière est sensiblement différent car l'assiette ne correspond pas à la valeur locative des logements occupés mais à celle des logements possédés. À la croissance de la valeur des logements avec le revenu s'ajoute la croissance de la part des ménages qui possèdent leur logement (figure II-A). Pour autant, le taux de propriétaires occupants n'est pas négligeable même en bas de la distribution des niveaux de vie : un tiers des ménages du décile du bas et plus de la moitié à partir du quatrième décile possèdent le logement qu'ils occupent. Ainsi, deux effets s'opposent : la baisse de la valeur des logements possédés en proportion du revenu (parmi les propriétaires occupants, figure II-B) et la hausse du taux de propriétaires occupants.

De plus, les taxes foncières concernent non seulement les résidences principales mais aussi les résidences secondaires et les logements loués. Toutefois, cet effet reste limité car pour les neuf déciles du bas de la distribution des niveaux de vie, 93 % de la valeur nette des logements possédés était en 2014 occupée par leur propriétaire et constituait plus des deux tiers de son patrimoine (Garbinti *et al.*, 2016). La situation diffère pour le décile supérieur, qui possède plus d'immobilier locatif mais pour qui l'immobilier constitue une bien plus faible part du patrimoine : un tiers pour le décile supérieur dans son ensemble, un cinquième pour le centile supérieur et 12 % pour le dixième supérieur du centile du haut. Les ménages les plus fortunés détiennent principalement du patrimoine mobilier. Cet article n'analyse donc pas l'imposition du patrimoine dans son ensemble puisqu'il se concentre sur la résidence principale.

Les barèmes des taxes foncière et d'habitation

Le second déterminant – le barème – consiste principalement en un taux unique décidé localement et des exemptions et réductions décidées nationalement. Pour la taxe d'habitation, jusqu'à la dernière réforme exonérant les ménages les

Figure II
Paramètres des assiettes des taxes locales en fonction du niveau de vie



Note : pour ne pas écraser les courbes de la figure II-B, les valeurs du ratio (sans loyers imputés) pour le décile 1 ne sont pas représentées pour les propriétaires occupants et les contribuables à la TH ; elles sont respectivement de 99 % et 53 %.
Champ : France métropolitaine.
Source : Insee, SRCV 2014.

plus modestes, une déduction était opérée sur l'assiette en fonction du nombre d'enfants à charge (10 % de la valeur locative moyenne dans la commune pour chacun des deux premiers et 15 % pour les suivants). Les personnes âgées ou handicapées étaient exonérées des taxes foncières et d'habitation si le revenu imposable de l'année précédente n'excédait pas un plafond (10 686 € pour un célibataire, 16 392 € pour un couple³). Les autres ménages pouvaient bénéficier d'un plafond de taxe d'habitation à 3.44 % du revenu imposable de l'année précédente s'il était inférieur à un plafond (25 130 € pour un célibataire et 36 872 € pour un couple plus 4 621 € par enfant à charge). Ces barèmes opéraient une redistribution des ménages à revenus moyens et élevés vers les ménages à bas revenus et les familles nombreuses. En 2014, 82.7 % des ménages étaient soumis à la taxe d'habitation et 56.9 % à la taxe foncière. Ce dernier chiffre est assez proche de la part de propriétaires occupants car peu de ménages en sont exonérés : même dans le décile inférieur de la distribution des niveaux de vie monétaires, l'exonération de taxe foncière ne concerne que 5.8 % des ménages (et seulement 2.0 % du décile inférieur de la distribution de niveaux de vie incluant les loyers imputés), ce qui correspond à 16.3 % des propriétaires occupants de ce décile (12.2 % en incluant les loyers imputés).

Disparités des taux de taxes locales

Le troisième déterminant provient de l'éventuelle corrélation territoriale entre les revenus des habitants et l'importance des impôts locaux. Une telle corrélation pourrait venir d'une volonté de redistribution à travers les dotations aux collectivités territoriales (principalement la dotation globale de fonctionnement, DGF), ou d'une corrélation entre les dépenses publiques locales et les revenus des habitants. Certaines intercommunalités opèrent également une péréquation entre leurs communes à travers la dotation de solidarité communautaire (DSC) mais les transferts locaux restent limités relativement au pouvoir de péréquation des dotations nationales (Frinault & Reigner, 2010 ; Reigner *et al.*, 2010)⁴.

Pour ce qui est de la corrélation éventuelle entre les dépenses publiques locales et les revenus des habitants, la littérature avance plusieurs explications. La première remonte à la contribution séminale de Tiebout (1956) sur le vote avec les pieds. Depuis, il a été montré que des différences de préférences pour les biens

publics locaux peuvent mener à une ségrégation économique si les taux marginaux de substitution entre biens publics et privés sont ordonnés selon les revenus (Westhoff, 1977 ; Gravel & Thoron, 2007). La ségrégation est accentuée lorsqu'on prend en compte les variations endogènes des prix du foncier, sans modifier les conditions (Rose-Ackerman, 1979 ; Calabrese *et al.*, 2006). Une telle ségrégation conduit à une variation des impôts locaux dépendant directement des revenus des habitants. Elle peut être positive ou négative selon le signe de la corrélation entre les revenus et le taux marginal de substitution entre les biens publics et privés : les ménages plus aisés peuvent avoir une plus forte disposition à payer pour les biens publics que les ménages plus modestes car ils peuvent acquérir suffisamment de biens privés et recherchent les aménités locales ; à l'opposé, ils peuvent avoir une disposition à payer inférieure car ils préfèrent les substituts privés aux biens publics locaux, mieux adaptés à leurs préférences individuelles.

Un lien direct entre les taxes locales et les revenus peut également provenir de la nécessité d'avoir des budgets sociaux importants dans les communes où réside une plus grande proportion de ménages pauvres. De plus, la cause de la ségrégation peut tenir plus aux caractéristiques socioprofessionnelles qu'aux préférences dans le cadre d'une distribution territoriale des activités productives (Berry & Glaeser, 2005 ; Wheeler, 2005) : si les entreprises bénéficient de gains de productivité liés à l'agglomération sectorielle, une ségrégation géographique peut s'opérer sur la base des profils de qualification de la main-d'œuvre demandés par les différentes industries. Ceci peut impacter non seulement les revenus moyens des ménages mais également les dépenses publiques locales car ces dernières sont à la fois des aménités pour les ménages et des facteurs publics pour la production privée. Ce type d'explication rejoint les résultats centraux de l'économie géographique : deux relations existent en parallèle, la première entre l'agglomération et la productivité (donc les revenus des habitants), la seconde entre l'agglomération et les besoins d'investissements publics locaux, notamment pour lutter contre les phénomènes de congestion (Ciccone, 2002 ; Martin *et al.*, 2011 ; Duranton & Puga, 2014).

3. Il s'agit des plafonds pour la taxe d'habitation 2014, voir <https://www.impots.gouv.fr/portail/questions/theme/taxe-habitation/87>.

4. L'analyse empirique se concentre sur les blocs communaux (la consolidation budgétaire des communes et des intercommunalités) et ainsi les DSC sont neutralisées : ne sont considérées que les dotations du gouvernement.

L'effet « zoo » (Oates, 1988) peut également expliquer la corrélation de manière indirecte. L'idée est que les collectivités territoriales plus grandes peuvent offrir à leurs administrés les mêmes biens publics que les collectivités plus petites, en plus grande quantité, mais qu'elles peuvent offrir aussi de nouveaux types de biens publics (par exemple un zoo) : la provision de biens publics augmente avec la taille dans les marges intensive et extensive. Ceci a d'abord été observé par Schmandt & Stephens (1960) dans le cas des municipalités du comté de Milwaukee, et plus récemment en France par Frère *et al.* (2011). De plus, la croissance de la dépense publique locale par habitant avec la population – qu'elle soit due à l'effet zoo ou à la congestion – peut en pratique être financée du fait de la décroissance des effets de la concurrence fiscale locale avec la taille de la collectivité territoriale (Carbonnier, 2013 ; Frère *et al.*, 2014 ; Breuillé *et al.*, 2018).

Les différentes explications théoriques présentées dans cette partie ont des impacts potentiels divergents en termes de profil distributif des taxes locales. Les analyses empiriques de la suite du présent article visent à documenter cette corrélation entre les taxes locales et les revenus

afin de tester les dominances des différentes explications théoriques dans le cas français.

Bases de données et statistiques descriptives

Pour mener à bien l'analyse empirique, deux types de bases de données sont exploitées. L'enquête SRCV documente les ressources et transferts pour un échantillon de ménages. Par ailleurs, des bases de données au niveau des collectivités locales (« Comptabilité des collectivités locales » et « Impôt sur le revenu des communes – IrCom ») sont exhaustives et précises d'un point de vue géographique, bien que les informations soient agrégées au niveau des communes et cachent les disparités infra-municipales. On analyse le millésime 2014 qui est le plus récent commun à toutes les bases.

L'enquête SRCV informe les revenus et les taxes locales payées par un échantillon de ménages, dont on connaît les caractéristiques en termes notamment de composition familiale, de propriété du logement et de localisation (encadré). Cette base contient également la valeur

ENCADRÉ – L'enquête SRCV

L'enquête SRCV est une enquête collectée en face à face par l'Insee auprès d'environ 11 000 ménages tous les ans. Elle collecte des informations sur les conditions de vie matérielles – taille du logement et dépenses associées, revenus et transferts – ainsi que sur les perceptions subjectives des ménages interrogés quant à leur niveau de vie. La plupart des variables concernant les revenus et les transferts sont appariés avec des sources administratives.

Une variable revenu disponible est ainsi construite qui consiste en l'ensemble des revenus déclarés, incluant les plus-values et les allocations, desquels sont déduits les impôts directs (incluant les cotisations sociales mais excluant les taxes sur la consommation). À partir de cette variable, appelée revenu disponible monétaire par la suite, est calculé le revenu disponible incluant les loyers imputés, qui mesurent le bénéfice tiré d'un logement en dessous du prix de marché. Ces loyers imputés sont calculés à partir de la valeur locative des logements occupés, estimée par l'Insee à partir de régressions hédoniques sur une source extérieure : l'enquête logement^(a). Pour les propriétaires de leur logement ou les ménages logés en dessous des prix de marché (principalement les logements sociaux), la différence entre les dépenses pour le logement et la valeur locative de celui-ci est ajoutée en tant que revenu en nature. Les dépenses considérées pour les

propriétaires occupants sont les intérêts des emprunts contractés pour acheter le logement mais pas le remboursement du principal. En effet, ce remboursement augmente la richesse nette du ménage, il ne s'agit donc pas d'une dépense mais d'une d'épargne.

Le principe de prendre en compte les loyers imputés est défendu de longue date dans la littérature, aussi bien pour la comptabilité nationale (Esiner, 1988) – ce qui est maintenant fait par la plupart des pays développés – que pour la mesure des distributions de revenu (Yates, 1994). En effet, la possession de son logement est très fortement liée aux inégalités de niveaux de vie (Bonnet *et al.*, 2018 ; Carbonnier, 2015, 2017, 2018). L'idée principale est que le revenu disponible d'un ménage est la somme de sa consommation et de l'accroissement de son patrimoine net. Ainsi, la consommation des services de son propre logement est du revenu en nature, duquel doivent être soustraits les coûts financiers. De même, la valeur locative des logements pour les ménages logés gratuitement (ou la différence avec le loyer pour les ménages bénéficiant de loyers modérés) doit être ajoutée au revenu pour bien mesurer le niveau de vie.

(a) <http://www.insee.fr/en/methodes/default.asp?page=definitions/enquete-logement.htm>

locative du logement, ce qui permet de calculer le revenu et le niveau de vie incluant les loyers imputés⁵.

Le revenu incluant les loyers imputés peut être calculé avec l'enquête SRCV mais pas avec les bases de données au niveau des collectivités territoriales. De ce fait, les analyses sur données de collectivités territoriales ne considèrent que les revenus monétaires et les analyses sur données de ménages comparent les résultats pour les revenus monétaires ou incluant les loyers imputés. Ces mesures des revenus (respectivement monétaire ou incluant les loyers imputés) sont utilisées pour calculer les taux d'effort pour les taxes locales, qui correspondent au paiement de taxe en proportion des revenus (respectivement monétaires ou incluant les loyers imputés).

Deux importantes clarifications doivent être apportées concernant les mesures de taxes locales utilisées dans l'analyse au niveau ménages. Premièrement, les montants sont tirés des données administratives pour la taxe d'habitation mais sont déclarés par les ménages interrogés pour la taxe foncière. Deuxièmement, ces montants concernent uniquement les taxes payées pour la résidence principale. Comme les résidences principales constituent la très grande majorité du stock de logements, les sommes pondérées des taxes mesurées dans l'enquête correspondent à 89.4 % des montants collectés de taxe d'habitation et 88.6 % des montants collectés de taxe foncière tels que mesurés dans les comptes nationaux.

Enfin, la taille de l'unité urbaine⁶ de résidence, est prise en compte à travers cinq catégories : commune rurale (moins de 2 000 habitants), petite unité (2 000 – 19 999 habitants), moyenne (20 000 – 99 999 habitants), grande (plus de 100 000 habitants à l'exclusion de Paris – la plus grande étant Lyon avec 1 620 331 habitants en 2014) et Paris (10 659 489 habitants en 2014).

Les données des collectivités territoriales

Deux bases de données administratives sont exploitées. La base « Comptabilité des collectivités locales » est la concaténation des budgets locaux déposés par la DGFIP sur un site internet dédié⁷. Pour chaque niveau de gouvernement local sont informées les valeurs agrégées des différentes catégories de dépenses (personnel, investissement, achats, coûts financiers, etc.) et de recettes (dotations et différentes

taxes locales), ainsi que les stocks et flux de dettes. La base « Impôt sur le revenu des communes » (IrCom) est construite par la DGFIP en agrégeant au niveau municipal les données de déclarations de revenus. On y trouve le nombre de foyers fiscaux et de ménages, ainsi que la décomposition de ces populations par segments de revenus déclarés. On y trouve aussi la somme des revenus déclarés par les ménages de la commune et leur décomposition en salaires, pensions, revenus du capital et transferts sociaux.

Comme les dépenses et les recettes des deux échelons les plus décentralisés sont étroitement liés, les budgets des communes et des intercommunalités sont consolidés ; le niveau territorial analysé ici est cette consolidation, appelée « bloc communal ». Les cinquante communes (dont Paris) qui n'appartenaient à aucune intercommunalité en 2014 sont considérées comme des blocs communaux à elles seules. Les deux bases de données administratives sont appariées au niveau de ces blocs communaux. Les taxes locales sont calculées en recettes par habitant mais également en proportion de la somme des revenus des ménages du bloc communal. Ce ratio taxes locales sur revenus est interprété comme un proxy de la moyenne locale des taux d'effort. Toutefois, il diffère des taux d'efforts effectivement calculés dans l'analyse au niveau des ménages. Pour la taxe d'habitation, les variables au niveau du bloc communal incluent les taxes sur les résidences secondaires (potentiellement payées par des ménages d'autres communes) et la part des réductions de taxes compensées par le budget national (de fait non payées par les ménages du bloc communal). Pour ces raisons, les données de taxe d'habitation issue de ces bases dépassent de 15.0 % les montants de comptabilité nationale. Pour la taxe foncière, la différence avec les comptes nationaux est bien plus faible : la somme des taxes foncières de la base correspond à 97.9 % des recettes.

5. L'échelle d'équivalence est celle utilisée à l'Insee, et recommandée par Eurostat, dite « OCDE-modifiée ». Elle donne un poids de 1 au premier adulte (plus de 14 ans) du ménage, de 0.5 aux autres adultes et de 0.3 aux enfants. <http://www.insee.fr/en/methodes/default.asp?page=definitions/unite-consommation.htm>

6. Les unités urbaines sont déterminées par l'Insee en fonction de la continuité du bâti : sont dans la même unité urbaine les logements distants de moins de 200 mètres. <http://www.insee.fr/en/methodes/default.asp?page=definitions/unite-urbaine.htm>

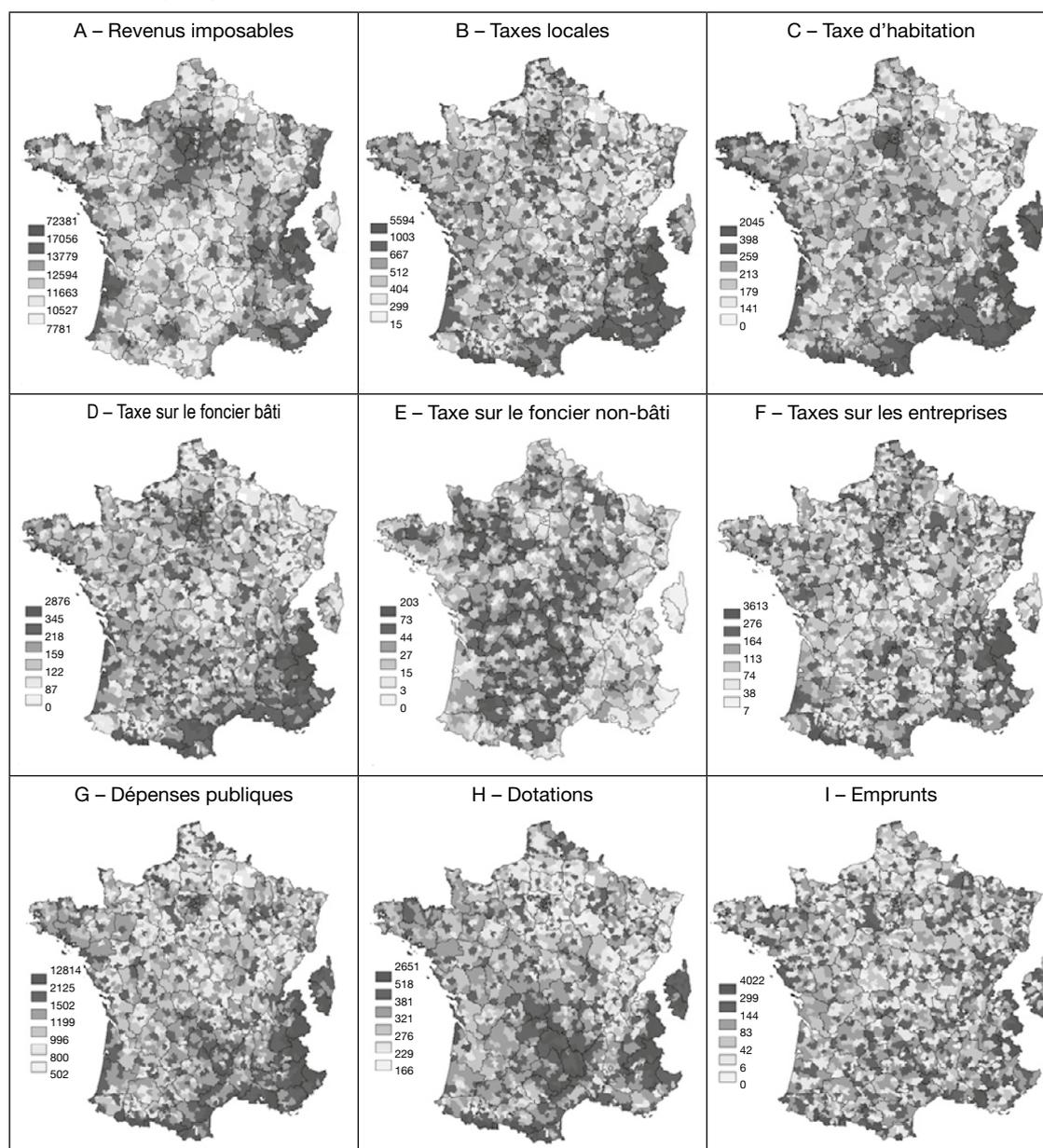
7. En 2014, quatre intercommunalités sont absentes de la base du fait de changements dans leur composition : CC du Pays Rethelois, CA de Charleville-Mézière-Sedan, CA de Colmar and CC de Vinça-Canigou. Elles représentent 0.4 % de la population française.

Malgré ces faiblesses, l'analyse au niveau bloc communal complète et explique les résultats au niveau ménage. Bien qu'une part des taxes mesurées soit payée par des ménages résidant hors du bloc communal, cette part reste très minoritaire. De plus, analyser les niveaux de taxes locales sur les caractéristiques socio-démographiques des blocs communaux – en termes de taille, de revenu par habitant, d'assiette des taxes locales sur les entreprises, de dotations – permet de documenter les effets

territoriaux qui apparaissent dans l'analyse ménage. Ils permettent également d'éclairer empiriquement les contributions respectives des déterminants théoriques présentés dans la partie précédente.

La figure III représente la répartition des revenus des ménages et des différentes caractéristiques des comptes locaux au niveau des blocs communaux. L'ouest de la région parisienne, la Côte-d'Azur et le sud de la côte Atlantique,

Figure III
Cartes des comptes publics des collectivités territoriales en 2014



Note : valeurs en euros par habitant. Les taxes sur les entreprises comprennent la contribution foncière des entreprises (CFE), la cotisation sur la valeur ajoutée des entreprises (CVAE) et l'imposition forfaitaire sur les entreprises de réseaux (IFER). Ces trois taxes assorties des taxes foncières et de la taxe d'habitation comptent pour 98,3 % des impôts locaux, le restant étant constitué d'un grand nombre de très petites taxes.
Champ : blocs communaux de France métropolitaine.
Source : DGFIP 2014.

ainsi que les frontières allemande et suisse, apparaissent comme les plus régions les plus aisées. Les grandes agglomérations urbaines ressortent également (le reste de l'agglomération parisienne, Caen, Rennes, Nantes, Bordeaux, Pau, Toulouse, Montpellier, Aix-en-Provence, Grenoble, Lyon, Clermont-Ferrand et Dijon). Les deux exceptions notables sont Marseille et Douai-Lens. À l'opposé, les zones rurales apparaissent comme plus modestes que le reste de la France.

La carte des taxes locales diffère de la carte des revenus : la partie de la région parisienne à haute fiscalité locale par habitant est plus concentrée vers le centre que la partie à hauts revenus ; les régions alpines et pyrénéennes prélèvent des taxes locales élevées, tout comme l'ensemble du pourtour méditerranéen – et non uniquement la Côte-d'Azur. Les distributions des taxes foncière et d'habitation sont très proches de celle de l'ensemble des taxes locales, mais diffèrent grandement de la distribution de la taxe sur le foncier non bâti, très concentrée dans les zones rurales.

Malgré des profils très différents pour les dotations, les cartes des taxes et des dépenses sont similaires. Les dotations sont élevées dans les montagnes mais n'y compensent pas le très haut niveau de dépenses publiques locales, et ces régions prélèvent d'importants montants de

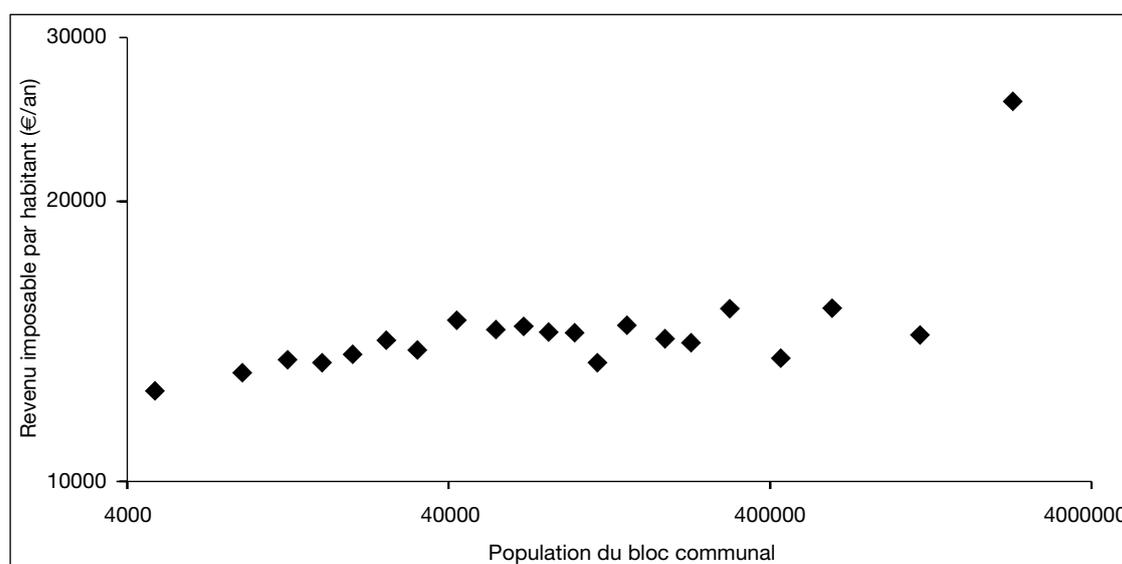
taxes locales par habitant⁸. Toutefois, l'impact des dotations est visible dans les grandes agglomérations aux ménages modestes : Lille et Marseille. Ces deux métropoles présentent des niveaux de dépenses publiques locales parmi les plus hauts mais des taxes locales relativement faibles.

Par ailleurs, il semble apparaître un lien entre la distribution des revenus et la densité urbaine. La figure IV illustre directement l'existence de ce lien. Les blocs communaux sont regroupés en 21 groupes : Paris est isolé et les autres sont ordonnés selon leur nombre d'habitants et rassemblés de telle sorte que chaque groupe comporte le même nombre d'habitants.

Cette figure confirme la corrélation en partie seulement. La relation entre taille des blocs communaux et revenus des habitants est clairement croissante pour les plus petits blocs communaux – jusqu'à 50 000 habitants – constituant 40 % de la population : le revenu imposable annuel par habitant passe de 12 500 € à 15 000 €. Les blocs communaux de taille supérieure – représentant 60 % de la population française – gardent un revenu par

8. Toutefois, le périmètre des hauts niveaux de taxes locales dans le Massif central est plus concentré autour du département du Cantal que le périmètre des fortes dépenses publiques locales et dotations.

Figure IV
Corrélation entre la population des blocs communaux et les revenus par habitant



Note : les valeurs sont les moyennes pour 21 groupes de blocs communaux : Paris à l'extrême droite et 20 groupes des blocs communaux restants ordonnés par leur taille, de telle manière à ce que la population totale soit identique dans chaque groupe.

Champ : blocs communaux de France métropolitaine.

Source : DGFIP 2014.

habitant de 15 000 € (à l'exclusion de Paris qui est à la fois bien plus peuplée et bien plus riche). Toutefois, bien que les plus grandes agglomérations présentent les revenus les plus élevés, c'est là qu'on trouve les inégalités les plus fortes (Garnier & Kaldi, 2017).

Mesures du profil distributif des taxes locales au niveau ménage

Dans cette section, on s'appuie sur l'enquête SRCV pour comprendre le profil distributif des taxes locales et le décomposer entre ses principaux déterminants. La section suivante documentera plus spécifiquement le déterminant géographique à partir des bases de données au niveau intercommunal.

Décomposition du profil distributif des taxes locales

La première étape consiste à tracer le taux d'effort moyen pour les taxes foncière et d'habitation pour chaque décile de niveau de vie. En pratique, le taux d'effort est régressé sur un jeu de variables indicatrices des déciles, avec le décile supérieur comme référence. Ce profil « brut » est représenté par la courbe « Tous ménages » sur la figure V. Pour chaque taxe, deux spécifications sont mises en œuvre selon la mesure, monétaire ou incluant les loyers imputés, du niveau de vie.

La taxe d'habitation apparaît globalement régressive : les paramètres de chaque décile sont positifs et significatifs, ce qui signifie que le décile supérieur présente un taux d'effort moyen plus faible que tout le reste de la distribution des niveaux de vie (figure V-A). Le taux d'effort est en revanche relativement stable entre les neuf autres déciles, très plat entre les déciles cinq et neuf et plus élevé pour les trois déciles inférieurs. Le profil régressif est atténué mais persiste lorsqu'on prend en compte les loyers imputés.

Pour tester l'impact distributif des exemptions de taxe d'habitation, une régression similaire est implémentée en se restreignant aux contribuables effectifs. Le profil régressif s'en trouve nettement amplifié, surtout en bas de la distribution : le taux d'effort des ménages non exemptés est très élevé et décroissant des déciles un à quatre, stable des déciles quatre à neuf avant de chuter pour le décile supérieur. Là encore le profil est robuste à la mesure des niveaux de

vie. Cette amplification de la régressivité lors de la restriction aux contribuables effectifs traduit l'impact progressif des exemptions de taxe d'habitation. À la suite, d'autres estimations sont effectuées en ajoutant successivement des contrôles pour la composition des ménages puis la taille de l'unité urbaine de résidence. Aucun de ces ajouts ne modifie substantiellement le profil des courbes, ce qui indique le faible impact de ces caractéristiques sur le profil distributif de la taxe d'habitation (cf. figure V-A). Enfin, un dernier jeu d'estimations ajoute un contrôle pour la valeur locative du logement en proportion du revenu du ménage⁹. Le profil distributif s'en trouve radicalement transformé pour les niveaux de vie monétaires mais pas pour les niveaux de vie avec les loyers imputés. Pour les revenus monétaires, le profil devient plat : la régressivité de la taxe d'habitation entre les contribuables effectifs est entièrement due aux différences de taux d'effort pour le logement.

Pour résumer ces résultats, le profil distributif de la taxe d'habitation relativement aux niveaux de vie monétaire est légèrement régressif du fait d'un impact très régressif de l'assiette – la valeur locative du logement – partiellement compensé par l'impact progressif des exemptions. Toutefois, l'inclusion des loyers imputés modifie le diagnostic. Le profil en général légèrement régressif se maintient, tout comme l'impact progressif des exemptions, mais ce dernier semble compenser non pas l'effet de l'assiette mais le profil distributif résiduel – potentiellement lié aux différences locales de taux. Une explication possible est que la majeure partie des ménages – et encore plus des contribuables effectifs – possèdent leur logement : pour eux, le taux d'effort pour le logement inclue la valeur locative à la fois au numérateur (valeur du logement) et au dénominateur (loyer imputé), ce qui réduit la corrélation avec le taux d'effort pour la taxe d'habitation. À l'opposé, les importantes différences de valeurs locatives et de taux de propriétaires occupants entre les territoires – et en conséquence les importantes disparités de niveaux de vie incluant les loyers imputés – peuvent contribuer à expliquer un profil résiduel régressif de la taxe d'habitation lié à la géographie.

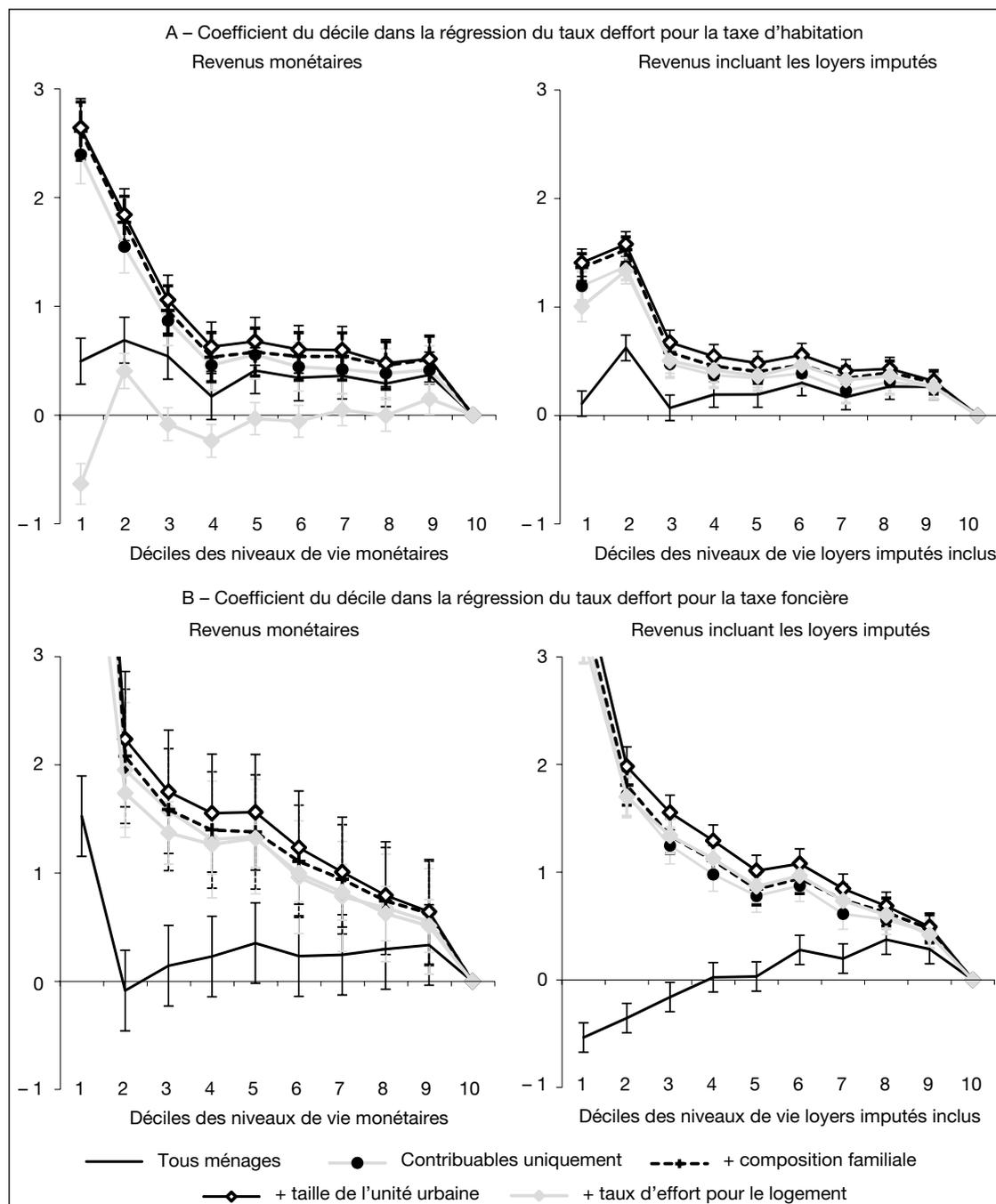
Le cas de la taxe foncière est différent. Le profil distributif global n'est plus indépendant de la mesure du niveau de vie (figure V-B). Les taux

9. Cette valeur locative est la valeur de leur loyer pour les locataires au prix de marché, le loyer imputé pour les propriétaires occupants et la somme du loyer effectif et du loyer imputé pour les locataires en dessous du prix de marché.

d'effort des déciles deux à neuf de la distribution des niveaux de vie monétaires ne sont pas significativement différents de celui du décile supérieur du fait d'écarts-types substantiels, alors que le taux d'effort est bien supérieur pour le décile

inférieur. À l'opposé, le taux d'effort s'élève significativement le long de la distribution des niveaux de vie incluant les loyers imputés des déciles un à huit, avant de décroître significativement pour les deux déciles supérieurs.

Figure V
Profil distributif des taxes foncière et d'habitation



Note : les graphiques présentent les coefficients de la régression du taux d'effort pour les taxes locales sur les indicatrices des déciles de la distribution des niveaux de vie (décile 10 comme référence). Les régressions portent sur l'ensemble des ménages sans contrôles, puis uniquement les contribuables sans contrôles, puis avec contrôles pour la composition familiale, puis la composition familiale et la taille de l'unité urbaine, et enfin la composition familiale, la taille de l'unité urbaine et le taux d'effort pour le logement. Pour présenter tous les résultats avec la même échelle sans écraser les courbes de la figure B, les valeurs des coefficients ne sont représentées que pour le décile 1 que pour l'ensemble des ménages et sans contrôles.

Champ : ménages de France métropolitaine.

Source : Insee, SRCV 2014.

Les résultats des estimations sur les contribuables effectifs¹⁰ sont indifférents à l'inclusion de contrôle et à la mesure des niveaux de vie, dessinant un profil très fortement régressif¹¹. Bien entendu, cela ne signifie pas que les montants de taxe foncière eux-mêmes diminuent avec le niveau de vie des propriétaires occupants, mais que la taxe foncière augmente moins vite que le revenu des contribuables, conduisant à une baisse du taux d'effort avec le niveau de vie des contribuables.

L'impact du statut d'occupation du logement

Le profil distributif de la taxe foncière est la résultante de ce profil régressif entre les contribuables effectifs et de la part des contribuables effectifs par décile. La part des contribuables effectifs – très proche de la part des propriétaires occupants¹² – est liée à la différence entre les niveaux vie monétaire et incluant les loyers imputés. Ceci explique la différence entre les deux profils distributifs de la taxe foncière et le fait qu'elle s'observe surtout en bas des distributions : comme le revenu monétaire y est faible, les potentiels loyers imputés peuvent constituer une part importante des revenus.

Comme cela apparaissait sur la figure II, le taux de propriétaires occupants est faible dans le décile inférieur de la distribution des niveaux de vie incluant les loyers imputés – un sixième – alors qu'il est loin d'être négligeable dans le décile inférieur de la distribution des niveaux de vie monétaires – un tiers. Ceci explique pourquoi le taux d'effort moyen pour la taxe foncière est si élevé pour le décile inférieur de la distribution des niveaux de vie monétaires, et pourquoi il est faible pour le décile inférieur de la distribution des niveaux de vie incluant les loyers imputés. Le statut d'occupation du logement pourrait également être important pour le profil distributif de la taxe d'habitation – même si les profils sans et avec loyers imputés sont similaires. Afin de tester un tel déterminant, la figure VI présente la comparaison directe des taux d'efforts pour la taxe d'habitation pour les locataires et les propriétaires occupants.

Les différences entre locataires et propriétaires sont faibles et non significatives. Les profils des courbes de la figure VI sont similaires à ceux de la figure V quel que soit le statut d'occupation du logement. En fait, une différence apparaît pour le décile inférieur de la distribution des

niveaux de vie monétaires. Comme cette différence apparaît aussi bien pour tous les ménages que pour les contribuables effectifs uniquement, cette différence ne provient pas d'un taux d'exemption différent entre locataires et propriétaires, mais probablement des différences de valeur locative des logements loués ou possédés par les ménages du décile inférieur. Pour autant, les résultats généraux présentés plus haut restent valides indépendamment du statut d'occupation du logement.

Les autres déterminants du taux d'effort pour les taxes locales

L'ajout des variables de contrôle dans les régressions précédemment présentées ne change pas les profils distributifs des taxes locales. Pour les taxes locales, cela ne signifie pas pour autant que ces caractéristiques des ménages n'ont pas d'impact sur leur taux d'effort, mais uniquement que cet impact est le même pour les ménages des différents déciles. La figure VII représente les coefficients estimés pour la composition familiale et la taille des unités urbaines dans les régressions du taux d'effort pour les taxes locales avec toutes les variables de contrôle. Ces coefficients mesurent donc l'impact de ces déterminant *ceteris paribus*, en particulier à niveau de vie donné.

Les résultats ne dépendent ni de l'inclusion des ménages exemptés ni de la prise en compte des loyers imputés, ce qui indique que ni la part des ménages exemptés de taxe d'habitation ni celle de propriétaires occupants n'influence substantiellement les différences de taux d'effort selon la composition familiale et la taille de l'unité urbaine. En revanche, les résultats diffèrent nettement entre les taxes foncière et d'habitation. Le taux d'effort pour la taxe d'habitation croît substantiellement et continûment avec la taille de l'unité urbaine alors que ce n'est pas le cas pour la taxe foncière.

Les profils selon la composition familiale sont similaires : pour les célibataires comme pour les couples, les taux d'efforts sont plus élevés

10. Est considérée ici uniquement la taxe foncière sur la résidence principale donc ces contribuables effectifs sont les propriétaires occupants non exonérés.

11. Pour pouvoir comparer les profils distributifs et voir clairement les variations entre les déciles deux à dix, l'axe des ordonnées est le même pour tous les graphiques, de -1 % à 3 % : les coefficients du taux d'effort pour la taxe foncière pour les contribuables effectifs ne sont pas représentés pour le décile inférieur car ils dépassent 3 % ; ils sont de 3.5 % en incluant les loyers imputés et de 7 % sinon.

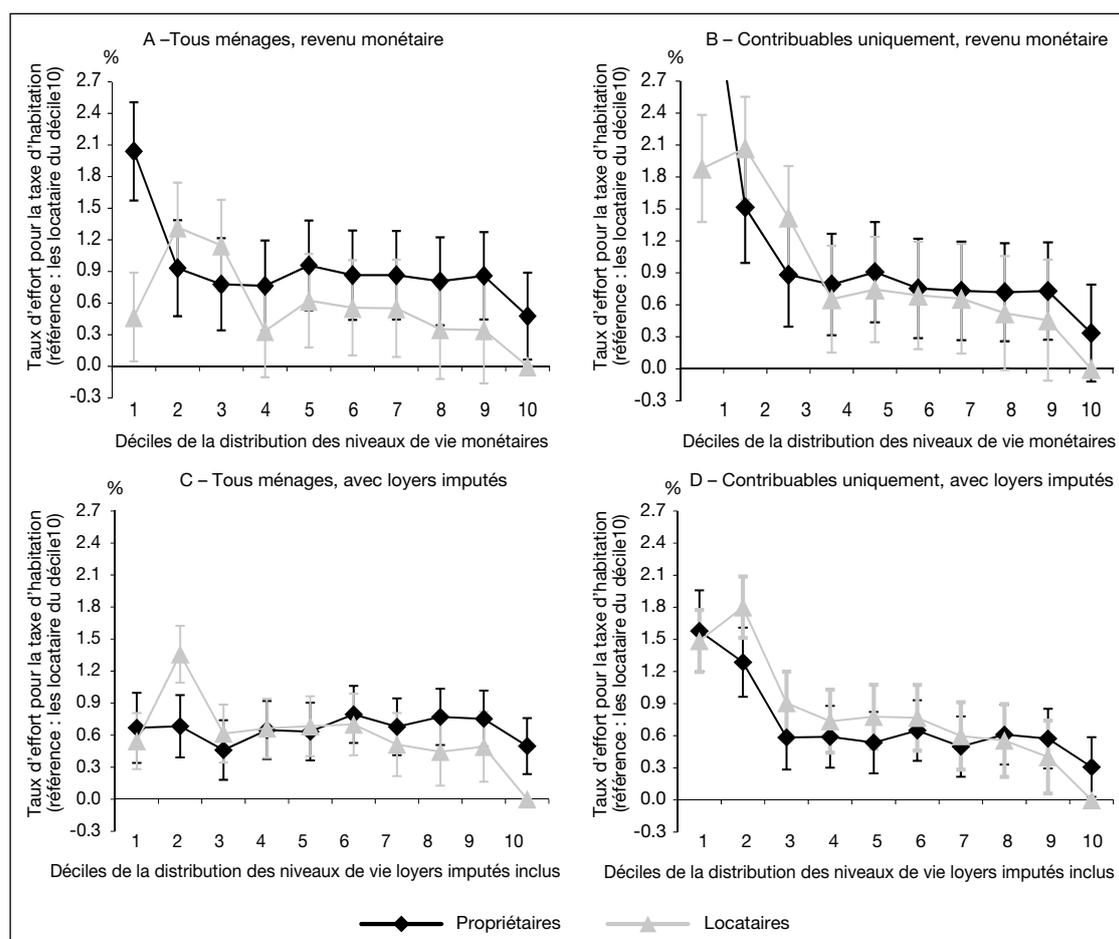
12. Des exonérations existent, mais uniquement pour les ménages très pauvres et les handicapés.

pour les familles sans enfant que celles avec. Ceci peut s'expliquer en partie par un effet de composition selon l'âge : les ménages plus âgés, vivant dans des logements plus grands, n'ont plus d'enfants à charge. Toutefois, les cas des célibataires et des couples ne sont pas identiques. Tout d'abord, à nombre d'enfants identique, les célibataires ont un taux d'effort plus élevé pour la taxe d'habitation mais plus faible pour la taxe foncière que les couples. De plus, s'il n'apparaît pas de différences entre les couples avec un ou deux enfants et ceux avec plus de trois enfants concernant la taxe foncière, les familles nombreuses semblent bénéficier d'un taux d'effort plus faible pour la taxe d'habitation. En effet, des réductions d'assiette par enfant à charge existent pour la taxe d'habitation et non pour la taxe foncière.

Disparités des taux et profil distributif des taxes locales

L'analyse menée jusqu'ici au niveau ménage n'indique pas d'impact distributif des disparités de taux entre localités en fonction du degré d'urbanisation. Cependant, la croissance du taux d'effort est nette pour la taxe d'habitation (mais pas pour la taxe foncière) avec la taille de l'unité urbaine de résidence. Or, la figure IV indique une corrélation positive entre la taille des blocs communaux et les revenus de leurs habitants. Plusieurs explications théoriques ont été discutées pouvant générer une corrélation territoriale entre les taxes locales et les revenus des habitants : des préférences pour les biens publics variant avec le revenu, ou une double corrélation de la taille des blocs communaux

Figure VI
Profil distributif de la taxe d'habitation selon le statut d'occupation du logement



Note : les graphiques présentent les coefficients de la régression du taux d'effort pour la taxe d'habitation sur le croisement des indicatrices des déciles de la distribution des niveaux de vie avec les indicatrices du statut d'occupation du logement (décile 10 des locataires comme référence), les barres d'erreurs indiquent les intervalles de confiance à 95 %. Pour ne pas écraser les courbes de la figure B, le taux d'effort du décile 1 (4.3 %) n'est pas représenté.

Champ : ménages de France métropolitaine.

Source : Insee, SRCV 2014.

avec d'une part les revenus des habitants et d'autre part les dépenses publiques locales (du fait de l'effet zoo ou pour lutter contre la congestion). Les volontés de péréquation à travers les dotations aux collectivités locales peuvent également avoir une influence.

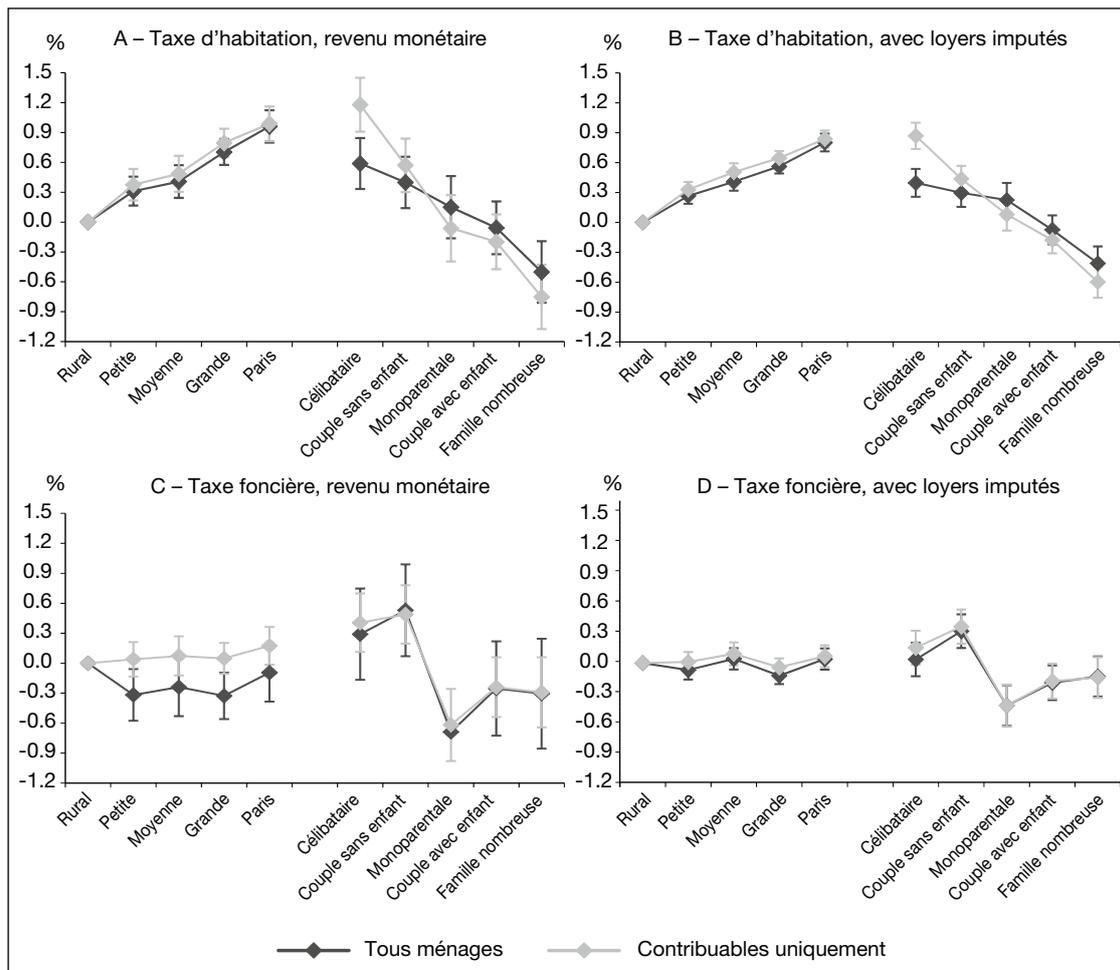
Afin de tester ces différentes hypothèses théoriques, on utilise maintenant des bases de données au niveau des blocs communaux pour confronter les revenus moyens avec les budgets des collectivités locales. Les données sur les taxes locales diffèrent légèrement de celles utilisées précédemment dans le sens où elles concernent toutes les recettes effectives et non uniquement les recettes liées aux résidences principales. Toutefois, il était montré plus haut que les taxes locales liées à la résidence

principale constituent la grande majorité des recettes effectives, ce qui signifie que la grande majorité des recettes des collectivités locales prélevées sur les ménages sont effectivement payées par les habitants de ces localités.

Composition des budgets des blocs communaux

Tout d'abord, quatre composantes des budgets des blocs communaux sont analysées, les dépenses d'une part et trois types de ressources de l'autre : les taxes locales, les dotations et les emprunts. La figure VIII présente ces valeurs moyennes en fonction des quantiles de population dans la figure VIII-A et en fonction des revenus des habitants dans la figure VIII-B.

Figure VII
Déterminants du taux d'effort pour les taxes foncières et d'habitation



Note : les graphiques présentent les coefficients de la régression du taux d'effort pour les taxes locales sur le croisement des indicatrices de taille d'unité urbaine et de composition familiale, avec contrôle pour le décile de revenu des déciles de la distribution des niveaux de vie, les barres d'erreurs indiquent les intervalles de confiance à 95 %.
Champ : ménages de France métropolitaine.
Source : Insee, SRCV 2014.

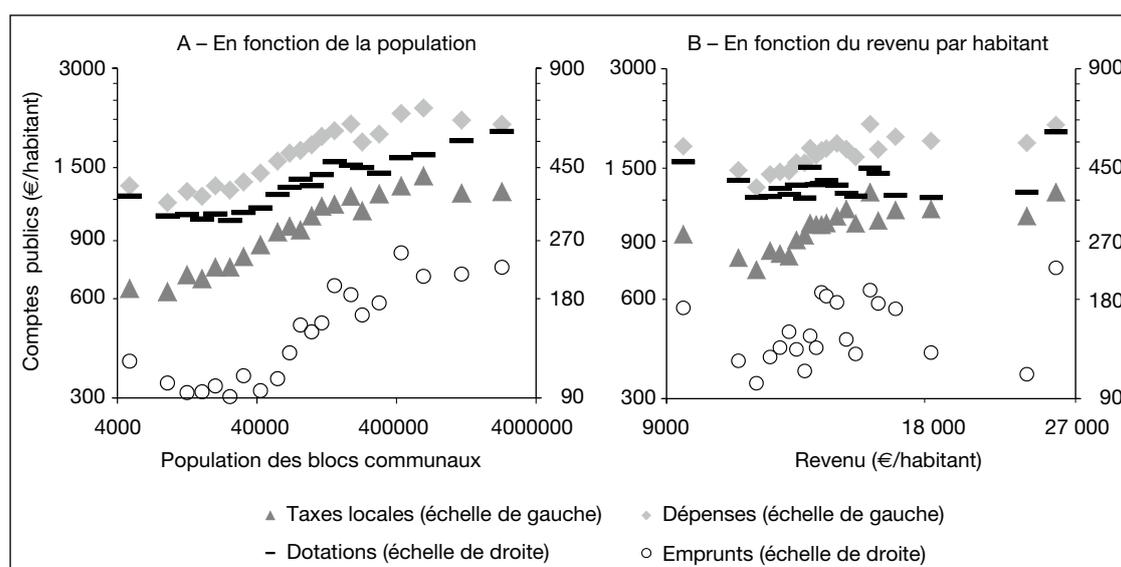
Les quatre composantes croissent avec la population du bloc communal, à l'exclusion des deux points extrêmes, le quantile des plus petits blocs communaux d'une part et Paris de l'autre. La relation avec le revenu des habitants est moins nette. Aucune tendance n'apparaît pour les emprunts ni les dotations. En revanche, le cœur de la distribution des revenus (hors les trois premiers et les cinq derniers quantiles) présente un profil croissant. Le haut de la distribution est constant. Le bas présente quant à lui un profil inversé : les blocs communaux les plus pauvres ont des dépenses, des taxes locales et des dotations plus élevées que les blocs communaux plus riches.

Des régressions permettent de tester la significativité de ces tendances et mesurer l'interaction des deux variables explicatives (tableau 1). Les régressions séparées sur les revenus par habitant et la population confirment les résultats de la figure VII : toutes les variables expliquées sont croissantes avec la population des blocs communaux et le revenu de leurs habitants. L'ampleur moyenne correspond à une croissance de 10 % des dépenses locales lorsque la population double et une croissance de 3 % quand le revenu moyen augmente de 10 %. Pour les taxes locales, on observe une croissance de 11 % quand la population double et de 6 % quand le revenu par habitant augmente de 10 %.

Toutefois, le lien avec le revenu est influencé par la corrélation avec la population : le coefficient du revenu s'annule (dépenses) voire devient négatif (dotations et emprunts) lorsqu'on contrôle pour la population. Le coefficient du revenu est divisé par deux mais reste significativement positif dans le cas des taxes locales. À l'opposé, les coefficients de la population sont pratiquement inchangés lorsqu'on contrôle pour le revenu des habitants. De plus, les parts de variances (R^2) expliquées par les régressions sont bien supérieures en régressant sur la population que sur le revenu, et quasiment identiques en régressant sur la population uniquement ou sur les deux variables.

Derrière ces tendances générales se cachent d'importantes disparités. La Cour des comptes (2016) analyse spécifiquement ces disparités en termes de dépenses et de dotations et montre qu'elles sont le résultat de l'histoire et de la compensation de ressources passées. Le tableau 2 présente les résultats de régressions similaires pour la décomposition des dépenses publiques entre les charges financières, les investissements, les achats et les dépenses de personnel (fonctionnaires et contractuels). Les mêmes relations que pour l'ensemble des dépenses apparaissent : les coefficients sont significativement positifs pour les régressions séparées, mais lorsqu'on régresse en même temps sur le revenu et la population, seul le

Figure VIII
Comptes des blocs communaux en 2014



Note : valeur par habitant des composants des comptes des blocs communaux par quantile (20 quantiles plus Paris) de population et de revenu par habitant.
Champ : blocs communaux (consolidation des communes et intercommunalités) de France métropolitaine.
Source : DGFIP 2014.

coefficient de la population reste positif (et de valeur inchangé). Le coefficient du revenu pour la régression des investissements reste positif lorsqu'on contrôle pour la population mais il

est divisé par cinq et significatif seulement au seuil de 10 %, il s'annule pour les achats et les charges de personnel et devient négatif pour les charges financières.

Tableau 1
Budget des blocs communaux en fonction de la population et des revenus en 2014

	Dépenses publiques			Dotations		
	sur les revenus	sur la population	sur les revenus et la population	sur les revenus	sur la population	sur les revenus et la population
Revenus	0.321*** (0.028)		0.018 (0.023)	0.072*** (0.025)		- 0.210*** (0.020)
Population		0.134*** (0.003)	0.134*** (0.003)		0.114*** (0.003)	0.125*** (0.003)
R ²	0.055	0.444	0.444	0.004	0.429	0.457
Observations	2191	2191	2191	2191	2191	2191
	Emprunts			Taxes locales		
	sur les revenus	sur la population	sur les revenus et la population	sur les revenus	sur la population	sur les revenus et la population
Revenus	0.409*** (0.088)		- 0.252*** (0.085)	0.608*** (0.032)		0.310*** (0.028)
Population		0.261*** (0.012)	0.274*** (0.012)		0.147*** (0.004)	0.131*** (0.004)
R ²	0.010	0.196	0.200	0.142	0.378	0.411
Observations	2073	2073	2073	2073	2073	2073

*** : coefficient significatif au seuil de 1 %.

Note : régressions MCO au niveau des blocs communaux ; toutes les variables sont en logarithme de la valeur par habitant sauf la population qui est le logarithme de la population du bloc communal.

Champ : blocs communaux (consolidation des communes et intercommunalités) de France métropolitaine.

Source : DGFIP 2014.

Tableau 2
Dépenses publiques des blocs communaux en fonction de la population et du revenu en 2014

	Charges financières			Investissement		
	sur les revenus	sur la population	sur les revenus et la population	sur les revenus	sur la population	sur les revenus et la population
Revenus	0.178*** (0.051)		- 0.162*** (0.050)	0.334*** (0.035)		0.065* (0.033)
Population		0.142*** (0.007)	0.150*** (0.007)		0.122*** (0.005)	0.119*** (0.005)
R ²	0.006	0.163	0.167	0.039	0.240	0.242
Observations	2191	2191	2191	2191	2191	2191
	Achats			Charges de personnel		
	sur les revenus	sur la population	sur les revenus et la population	sur les revenus	sur la population	sur les revenus et la population
Revenus	0.175*** (0.029)		- 0.024 (0.028)	0.387*** (0.038)		- 0.038 (0.030)
Population		0.087*** (0.004)	0.088*** (0.004)		0.186*** (0.004)	0.188*** (0.004)
R ²	0.017	0.187	0.187	0.045	0.475	0.476
Observations	2191	2191	2191	2191	2191	2191

*** : coefficient significatif au seuil de 1 %, * : au seuil de 10 %.

Note : régressions MCO au niveau des blocs communaux ; toutes les variables sont en logarithme de la valeur par habitant sauf la population qui est le logarithme de la population du bloc communal.

Champ : blocs communaux (consolidation des communes et intercommunalités) de France métropolitaine.

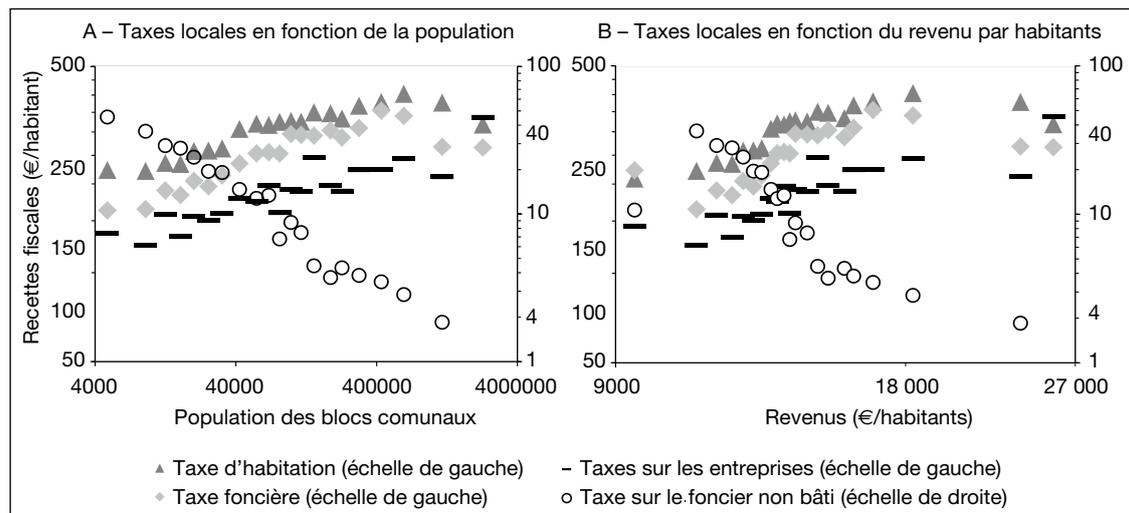
Source : DGFIP 2014.

Il semble ainsi que les composants du budget des blocs communaux soient directement liés à la taille des blocs communaux et que le lien avec le revenu des habitants ne soit qu'un effet indirect de la corrélation entre la population des blocs communaux et le revenu des habitants.

Composition des taxes locales finançant les blocs communaux

On peut décomposer les taxes locales entre les taxes sur le foncier bâti et non-bâti, la taxe d'habitation et les taxes locales sur les entreprises (figure IX et tableau 3).

Figure IX
Taxes finançant les blocs communaux en fonction de la population et du revenu en 2014



Note : recettes fiscales par habitant des blocs communaux par quantile (20 quantiles plus Paris) de population et de revenu par habitant.
Champ : blocs communaux (consolidation des communes et intercommunalités) de France métropolitaine.
Source : DGFIP 2014.

Tableau 3
Taxes finançant les blocs communaux en fonction de la population et du revenu en 2014

	Taxe d'habitation			Taxe sur le foncier bâti		
	sur les revenus	sur la population	sur les revenus et la population	sur les revenus	sur la population	sur les revenus et la population
Revenus	0.804*** (0.028)		0.607*** (0.027)	0.518*** (0.036)		0.208*** (0.033)
Population		0.117*** (0.004)	0.087*** (0.004)		0.147*** (0.005)	0.137*** (0.005)
R ²	0.274	0.265	0.403	0.086	0.319	0.332
Observations	2191	2191	2191	2190	2190	2190
	Taxes locales sur les entreprises			Taxe sur le foncier non-bâti		
	sur les revenus	sur la population	sur les revenus et la population	sur les revenus	sur la population	sur les revenus et la population
Revenus	0.914*** (0.050)		0.547*** (0.047)	- 2.241*** (0.106)		- 0.950*** (0.077)
Population		0.189*** (0.007)	0.162*** (0.007)		- 0.617*** (0.011)	- 0.570*** (0.011)
R ²	0.135	0.264	0.307	0.170	0.589	0.616
Observations	2 191	2 191	2 191	2 186	2 186	2 186

*** : coefficient significatif au seuil de 1 %.

Note : régressions MCO au niveau des blocs communaux ; toutes les variables sont en logarithme de la valeur par habitant sauf la population qui est le logarithme de la population du bloc communal.

Champ : blocs communaux (consolidation des communes et intercommunalités) de France métropolitaine.

Source : DGFIP 2014.

Trois des quatre taxes locales croissent à la fois avec la population et le revenu. La dernière – la taxe sur le foncier non-bâti – présente un profil fortement décroissant : la proportion de foncier non-bâti décroît fortement avec la taille du bloc communal, du fait que le foncier non-bâti est en grande partie des terres agricoles. De ce point de vue, la figure IX-B montre que les communes les plus pauvres ne sont pas rurales : en effet, le quantile inférieur de la distribution des revenus présente un niveau de taxe sur le foncier non-bâti particulièrement faible, il s'agit donc de communes dont le foncier non-bâti est rare. Ce quantile inférieur semble décalé par rapport à l'alignement des autres quantiles pour les autres taxes également. Il est composé de blocs communaux aux revenus très inférieurs aux autres et présente des niveaux particulièrement élevés de taxe foncière et de taxe sur les entreprises mais particulièrement faibles de taxe d'habitation.

Pour le reste de la distribution des revenus, les taxes sur les entreprises ne dévient pas de la tendance croissante, alors que les courbes sont non-monotones pour les taxes foncières et d'habitation : les deux quantiles supérieurs redescendent. En moyenne, les régressions log-linéaires indiquent que la taxe d'habitation par habitant croît de 8 % lorsque la population double ou le revenu par habitant croît de 10 % (quand régressé séparément) ; ces coefficients descendant à 6 % si on régresse sur les deux variables conjointement. Les valeurs correspondantes pour la taxe foncière sont une croissance

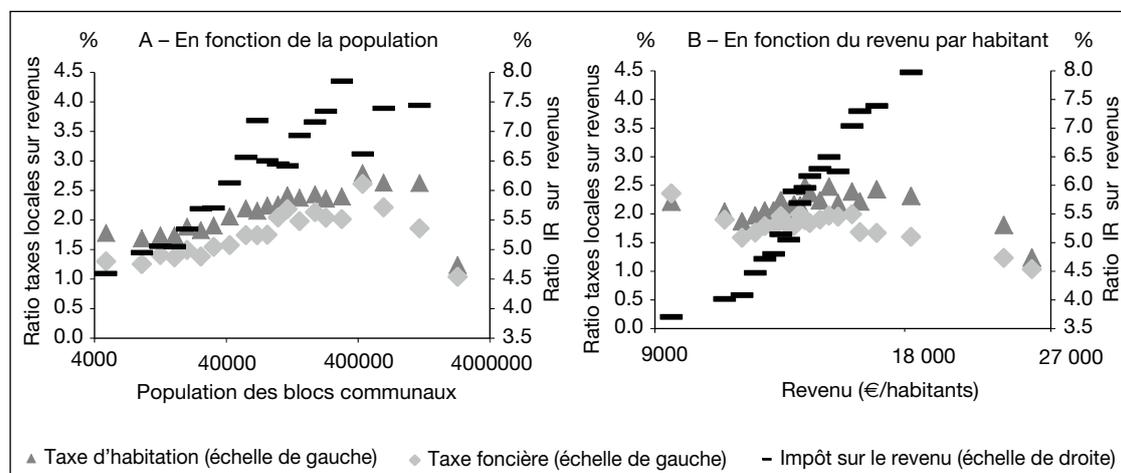
de 11 % quand la population double et de 5 % quand le revenu augmente de 10 % (quand régressé séparément), et des valeurs descendant respectivement à 10 % et 2 % si on régresse sur les deux variables conjointement.

Impact des disparités territoriales sur le profil distributif des taxes locales

Le profil distributif des taxes locales concerne le taux d'effort et non le montant par habitant. Pour le tester, on mesure les variations du ratio taxes locales sur revenus des habitants en fonction de la population et du revenu par habitant des blocs communaux (figure X et tableau 4).

Mis à part le quantile supérieur – Paris – le taux d'effort pour la taxe d'habitation croît avec la population des blocs communaux. Un profil similaire apparaît pour la taxe foncière à la différence que la décroissance en haut de la distribution des populations commence plus tôt. En revanche, le taux d'effort pour ces deux taxes est non monotone relativement au revenu par habitant des blocs communaux. La partie inférieure est d'abord décroissante, la partie médiane croissante avant une nouvelle baisse en haut de la distribution des revenus par habitant. Cela induit une relation moyenne globalement régressive confirmée par le tableau 4. Les coefficients du revenu par habitant sont négatifs pour les deux taux d'efforts, qu'on contrôle ou non par la population des blocs communaux. La corrélation avec la population est significativement positive pour

Figure X
Taux d'effort des blocs communaux en fonction de la population et du revenu en 2014



Note : ratio taxes locales sur revenus des blocs communaux par quantile (20 quantiles plus Paris) de population et de revenu par habitant.
Champ : blocs communaux (consolidation des communes et intercommunalités) de France métropolitaine.
Source : DGFIP 2014.

Tableau 4
Taux d'effort des blocs communaux en fonction de la population et du revenu en 2014

	Taxe d'habitation			Taxe foncière		
	sur les revenus	sur la population	sur les revenus et la population	sur les revenus	sur la population	sur les revenus et la population
Revenus	- 0.305*** (0.063)		- 0.691*** (0.062)	- 0.807*** (0.069)		- 0.967*** (0.077)
Population		0.136*** (0.009)	0.170*** (0.009)		- 0.000 (0.000)	0.000*** (0.000)
R ²	0.011	0.098	0.147	0.060	0.001	0.068
Observations	2191	2191	2191	2191	2191	2191

*** : coefficient significatif au seuil de 1 %.

Note : régressions MCO au niveau des blocs communaux ; le revenu par habitant et la population sont en logarithme, les taxes foncière et d'habitation sont en recette du bloc communal en proportion des revenus des habitants.

Champ : blocs communaux (consolidation des communes et intercommunalités) de France métropolitaine.

Source : DGFIP 2014.

le taux d'effort pour la taxe d'habitation (avec et sans contrôle pour le revenu) mais nulle pour le taux d'effort pour la taxe foncière (avec et sans contrôle pour le revenu).

Toutefois, la régressivité reste faible : elle correspond à une baisse de 0.03 point de pourcentage du taux d'effort pour la taxe d'habitation lorsque le revenu par habitant augmente de 10 % (0.21 point lorsque le revenu double) et 0.08 point pour la taxe foncière (0.56 point). En corrigeant par les différences de population des blocs communaux, le résultat est inchangé pour la taxe foncière mais celui de la taxe d'habitation est modifié : la baisse du taux d'effort avec une hausse de revenu par habitant de 10 % passe à 0.07 point de pourcentage (0.48 point quand le revenu double).

* *
*

Cet article a montré que, avant la réforme récente exonérant de taxe d'habitation les huit déciles inférieurs de la distribution des niveaux de vie monétaires, cet impôt était légèrement régressif. Ceci résultait d'un impact fortement régressif de l'assiette, d'un impact globalement régressif de la disparité des taux sur le territoire, et d'un impact progressif des réductions et exemptions. Dans ce sens, la décomposition post-réforme devrait être similaire, à la différence de la très large augmentation des exemptions. Elle devrait résulter – avant ajustement potentiel des taux locaux – en un profil globalement progressif : nul pour les huit déciles inférieurs et positif pour les deux déciles supérieurs.

Toutefois, le profil restera régressif à l'intérieur des deux déciles supérieurs. Prendre en compte les loyers imputés dans la mesure des revenus des ménages change peu le profil général et sa décomposition : l'assiette reste régressive et les réductions et exemptions progressives, mais la régressivité résultante ne se maintient qu'en haut de la distribution des niveaux de vie. La décomposition du profil de la taxe foncière est similaire : une assiette fortement régressive parmi les propriétaires occupants compensée par la croissance du taux de contribuables effectifs le long de la distribution des niveaux de vie (car les ménages plus aisés sont plus souvent propriétaires). Il en résulte un profil plat jusqu'au huitième décile de la distribution des niveaux de vie monétaires (le profil est progressif en fonction de la distribution des revenus avec loyers imputés) et régressif en haut de la distribution (pour les deux distributions).

Pour affiner l'analyse de l'impact des différences locales de taux des taxes entre les foyers, il faudrait disposer d'un échantillon plus large que celui de l'enquête SRCV : en effet, si l'enquête permet de localiser les ménages au niveau communal, le nombre d'observations à ce niveau n'est pas toujours suffisant pour permettre une analyse au niveau local. En revanche, l'exploitation de données agrégées au niveau des blocs communaux (la consolidation budgétaire des communes et des intercommunalités) permet de comprendre l'impact des disparités de taux : en moyenne progressif mais non monotone. Le ratio de montants collectés sur le revenu par habitant décroît avec le revenu par habitant aux deux extrémités de la distribution mais est croissant au cœur de cette distribution. Lorsqu'on contrôle avec la population des blocs communaux, l'impact régressif s'en

trouve augmenté – particulièrement pour la taxe d’habitation. De ce point de vue, une question importante, bien qu’en dehors du périmètre de cet article, est de savoir quelle approche (avec ou sans contrôle pour la taille des blocs communaux) donne le meilleur indicateur de l’impact distributif des taxes locales. Pour y répondre, il est nécessaire d’analyser de façon approfondie la raison de la croissance de la pression fiscale locale avec la taille des collectivités territoriales, qui suggère en première analyse que les ménages obtiennent des bénéfices spécifiques en échange de ces taxes.

L’explication par une ségrégation spatiale due à une corrélation entre les revenus des ménages et leurs préférences en matière de biens publics locaux – le vote avec les pieds – est contredite par le fait que la croissance des taxes par habitant en fonction du revenu disparaît totalement lorsque la population des blocs communaux est contrôlée. Cependant, plusieurs explications concurrentes restent plausibles. Il est par exemple possible que les ménages des blocs communaux plus peuplés – en moyenne plus aisés – paient des taxes locales plus élevées parce que leurs gouvernements locaux leur offrent une gamme élargie de biens publics (l’effet zoo). Dans ce cas, le véritable impact régressif doit être mesuré en contrôlant la taille des blocs communaux – et il est alors deux fois plus élevé que sans contrôle. La corrélation avec la population peut avoir une autre cause : les gouvernements des collectivités territoriales les plus peuplées sont soumis à une pression moins forte de la concurrence fiscale locale – un tel lien entre taille et concurrence fiscale

ressort des analyses de l’impact de la création d’intercommunalités sur les taux locaux (cf. Carbonnier, 2013 ; Frère *et al.*, 2014 ; Breuillé *et al.*, 2018). La bonne mesure de l’impact distributif dépend alors de l’utilisation de ces ressources publiques supplémentaires, des biens publics utiles – selon la littérature initiée par Zodrow & Mieszkowski (1986) montrant la provision sous-optimale de bien public du fait de la concurrence fiscale – ou à l’opposé du gaspillage de fonds publics selon le point de vue du gouvernant comme Leviathan fiscal (Brennan & Buchanan, 1977).

Une troisième explication potentielle est que les ménages des blocs communaux plus peuplés – en moyenne plus aisés – paient des taxes plus importantes du fait de dépenses publiques supplémentaires pour lutter contre la congestion. Toutefois, la distribution des conséquences de l’agglomération – en termes de productivité des activités économiques et de coûts de congestion – peut être ambiguë. Combes *et al.* (2012) montrent que la majeure partie des gains de productivité permis par l’agglomération passent dans le prix de l’immobilier. Ceci indique que les dépenses publiques supplémentaires permettant l’agglomération et les gains de productivité associés bénéficient *in fine* aux propriétaires des grandes métropoles. Cela pose la question de l’interaction des inégalités de revenu et de patrimoine et renvoie au récent débat sur le fait que la croissance de la valeur des patrimoines en proportion des revenus, diagnostiquée par Piketty & Zucman (2014) et Piketty (2014), est largement tirée par la forte croissance de la valeur de l’immobilier. □

BIBLIOGRAPHIE

Berry, C. R. & Glaeser, E. L. (2005). The divergence of human capital levels across cities. *Papers in Regional Science*, 84(3), 407–444.
<https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2005.00047.x>

Bonnet, C., Garbinti, B. & Grobon, S. (2018). Rising inequalities in access to home ownership among young households in France, 1973-2013. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 500-501-502, 117–138.
<https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.500t.1948>

Brennan, B., & Buchanan, J. (1977). Towards a tax constitution for Leviathan. *Journal of Public Economics*, 8(3), 255–273.
[https://doi.org/10.1016/0047-2727\(77\)90001-9](https://doi.org/10.1016/0047-2727(77)90001-9)

Breuillé, M.-L., Duran-Vigeneron, P. & Samson, A.-L. (2018). Inter-municipal cooperation and local taxation. *Journal of Urban Economics*, 107(C), 47–64.
<https://doi.org/10.1016/j.jue.2018.08.001>

Calabrese, S., Epple, D., Sieg, H., & Romer, T. (2006). Local public good provision: Voting, peer effects, and mobility. *Journal of Public Economics*, 90(6-7), 959–981.
<https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2005.08.010>

Carbonnier, C. (2013). Decentralization and Tax Competition between Asymmetrical Local Governments: Theoretical and Empirical Evidence. *Public Finance Review*, 41(4), 391–420.
<https://doi.org/10.1177/1091142113482352>

- Carbonnier, C. (2015).** L'impact des prix de l'immobilier sur les inégalités et leur mesure. *Revue Économique*, 66(6), 1029–1044. <https://doi.org/10.3917/reco.pr2.0052>
- Carbonnier, C. (2017).** Estimating local basic standard of living, impact on overall poverty and inequality measures. *mimeo*.
- Carbonnier, C. (2018).** Contribution du patrimoine à la formation des inégalités. *Revue d'économie financière*, 128(4), 181–195. <https://doi.org/10.3917/ecofi.128.0181>
- CGDD (2012).** La structure du parc de logements en 2011. *Chiffres et Statistiques* N° 341. <https://www.statistiques.developpement-durable.gouv.fr/la-structure-du-parc-de-logements-en-2011>
- Ciccone, A. (2002).** Agglomeration effects in Europe. *European Economic Review*, 46(2), 213–227. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(00\)00099-4](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(00)00099-4)
- Combes, P.-P., Duranton, G. & Gobillon, L. (2012).** The costs of agglomeration: Land prices in french cities. *IZA Discussion Papers* N° 7027. <http://ftp.iza.org/dp7027.pdf>
- Cour des Comptes (2016).** *Concours financiers de l'État et disparités de dépenses des communes et des leurs groupements*. Communication à la commission des finances, de l'économie générale et du contrôle budgétaire de l'Assemblée nationale. <https://www.ccomptes.fr/sites/default/files/EzPublish/20161129-rapport-concours-financiers-etat.pdf>
- Duranton, G. & Puga, X. (2014).** The growth of cities. In: S. Durlauf, S. & Aghion, P. (Eds), *Handbook of Economic Growth*, vol. 2, chapter 5, 781–853. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53540-5.00005-7>
- En Marche (2017).** Projet de réforme de la taxe d'habitation par Emmanuel Macron : précisions. Communiqué de presse. <https://en-marche.fr/articles/communiqués/communiqué-projet-de-reforme-de-la-taxe-d-habitation-par-emmanuel-macron>
- Eisner, R. (1988).** Extended accounts for national income and product. *Journal of Economic Literature*, 26(4), 1611–1684. <https://www.jstor.org/stable/2726857>
- Frinault, T. & Reigner, H. (2010).** Une solidarité “envers” et “entre” les communes. *Pouvoirs Locaux*, 85, 21–27. <http://gouvernancepublique.fr/site/produit/n85-urbain-rural-lorsque-la-ville-sebroue-dans-le-pre/>
- Frère, Q., Hammadou, H. & Paty, S. (2011).** The range of local public services and population size: Is there a “zoo effect” in French jurisdictions? *Recherches Économiques de Louvain*, 77(2), 87–104. <https://doi.org/10.3917/rel.772.0087>
- Frère, Q., Leprince, M. & Paty, S. (2014).** The Impact of Intermunicipal Cooperation on Local Public Spending. *Urban Studies*, 51(8), 1741–1760. <https://doi.org/10.1177/0042098013499080>
- Garbinti, B., Goupille-Lebret, R. & Piketty, T. (2016).** Accounting for Wealth Inequality Dynamics: Methods, Estimates and Simulations for France (1800-2014). *WID.world Working Paper Series* N° 2016/5. <https://wid.world/document/b-garbinti-j-goupille-and-t-piketty-wealth-concentration-in-france-1800-2014-methods-estimates-and-simulations-2016/>
- Garnier, M. & Kaldi, M. (2017).** Les inégalités de revenus. CGET, *Fiche d'analyse de l'observatoire des territoires*. <http://www.observatoire-des-territoires.gouv.fr/observatoire-des-territoires/fr/les-galit-s-de-revenus>
- Gravel, N. & Thoron, S. (2007).** Does endogenous formation of jurisdictions lead to wealth stratification? *Journal of Economic Theory*, 132(1), 569–583. <https://doi.org/10.1016/j.jet.2005.08.002>
- Guillaud, E., Olckers, M. & Zemmour, M. (2017).** Four levers of redistribution: The impact of tax and transfer systems on inequality reduction. *LIS Working Paper series* N° 695. <https://www.lisdatacenter.org/wp-content/uploads/s32.pdf>
- Lewis, P. G. (2001).** Retail Politics: Local Sales Taxes and the Fiscalization of Land Use. *Economic Development Quarterly*, 15, 21–35. <https://doi.org/10.1177/089124240101500102>
- Martin, P., Mayer, T. & Mayneris, F. (2011).** Spatial concentration and plant-level productivity in France. *Journal of Urban Economics*, 69(2), 182–195. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2010.09.002>
- Oates, W. E. (1988).** On the measurement of congestion in the provision of local public goods. *Journal of Urban Economics*, 24(1), 85–94. [https://doi.org/10.1016/0094-1190\(88\)90048-4](https://doi.org/10.1016/0094-1190(88)90048-4)
- Piketty, T. (2014).** *Capital in the 21st century*. Harvard University Press.
- Piketty, T. & Zucman, G. (2014).** Capital is Back: Wealth-Income Ratios in Rich Countries 1700-2010. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(3), 1255–1310. <https://doi.org/10.1093/qje/qju018>

- Pirus, C. (2011).** Le taux d'effort des ménages en matière de logement : élevé pour les ménages modestes et les locataires du secteur privé. *Insee référence – Les revenus et le patrimoine des ménages*, 41–58.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1373802?sommaire=1373809>
- Reigner, H., Frinault, T. & Guy, C. (2010).** Construire la solidarité intercommunale, les ressorts de l'intégration au prisme du partage de la dotation de solidarité communautaire. *Revue Politiques et Management Public*, 27(3), 3–30.
<http://journals.openedition.org/pmp/2975>
- Rose-Ackerman, S. (1979).** Market models of local government: Exit, voting and the land market. *Journal of Urban Economics*, 6(3), 319–337.
[https://doi.org/10.1016/0094-1190\(79\)90034-2](https://doi.org/10.1016/0094-1190(79)90034-2)
- Schmandt, H. & Stephens, G. (1960).** Measuring municipal output. *National Tax Journal*, 13(4), 369–375.
www.jstor.org/stable/41790822
- Tiebout, C. M. (1956).** A pure theory of local expenditure. *Journal of Political Economics*, 64(5), 416–424.
<https://doi.org/10.1086/257839>
- Westhoff, F. (1977).** Existence of equilibria in economies with a local public good. *Journal of Economic Theory*, 14(1), 84–102.
[https://doi.org/10.1016/0022-0531\(77\)90086-2](https://doi.org/10.1016/0022-0531(77)90086-2)
- Wheeler, C. H. (2005).** Cities, Skills and Inequality. *Growth and Change*, 36(3), 329–353.
<https://doi.org/10.1111/j.1468-2257.2005.00280.x>
- Yates, J. (1994).** Imputed rent and income distribution. *The Review of Income and Wealth*, 40(1), 43–66.
<https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.1994.tb00044.x>
- Zhao, Z. J. (2009).** Fiscal decentralization and provincial-level fiscal disparities in china: A sino-u.s. comparative perspective. *Public Administration Review*, 69(1), 67–74.
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6210.2009.02091.x>
- Zhao, Z. J. & Hou, Y. (2008).** Local option sales taxes and fiscal disparity: The case of georgia counties. *Public Budgeting and Finance*, 28(1), 39–57.
<https://doi.org/10.1111/j.1540-5850.2008.00896.x>
- Zodrow, G. R. & Mieszkowski, P. (1986).** Pigou, Tiebout, property taxation, and the underprovision of local public goods. *Journal of Urban Economics*, 19(3), 356–370.
[https://doi.org/10.1016/0094-1190\(86\)90048-3](https://doi.org/10.1016/0094-1190(86)90048-3)

Les allocations logement ne peuvent à elles seules empêcher les arriérés de loyer

Housing Allowances Alone Cannot Prevent Rent Arrears

Véronique Flambard*

Résumé – Cet article examine dans quelle mesure les allocations logement permettent d’assurer un accès continu à un logement abordable en France. Selon les données de l’enquête *Logement* de 2013 (Insee), la plus récente enquête nationale disponible sur le logement, un bénéficiaire d’aides au logement sur quatre a rencontré des difficultés financières au cours d’une période de vingt-quatre mois (contre un sur dix pour les non-bénéficiaires). Le rôle de filet de sécurité des allocations logement est étudié à travers leur effet en cas de perte d’emploi. L’analyse se base sur deux points de discontinuité en termes de revenu : le seuil d’éligibilité et le plafond pour le taux maximal d’allocations logement. Les résultats de régressions probit indiquent que les bénéficiaires d’allocations logement ne sont pas beaucoup mieux protégés. Les allocations logement ne permettent pas non plus de corriger les désavantages fondamentaux de certains ménages. En fait, le risque de difficultés de paiement du loyer apparaît lié à une combinaison de facteurs : un faible revenu, la survenue d’événements inattendus, certaines compositions du foyer et lieux de résidence amplifient ce risque.

Abstract – This article examines the extent to which housing allowances ensure continued access to affordable housing in France. According to data from the 2013 Housing Survey (Insee), the most recent national housing survey available, one in four recipients of housing allowances experienced financial difficulties during a 24-month period (compared to one in ten non-recipients). The safety net role of housing allowances is studied through their effect in the event of job loss. The analysis is based on two points of discontinuity in terms of income: the eligibility threshold and the ceiling for the maximum rate of allowance. Probit regression results show that recipients of housing allowances are not significantly better protected. Housing allowances also fail to correct inherent disadvantages across households. In fact, the risk of difficulties in paying rent appears to be linked to a combination of factors: low income, unexpected events, certain family composition and places of residence increases the risk.

Codes JEL / JEL Classification: H31, I38, R21

Mots-clés : allocations logement, accès à un logement abordable, arriérés de loyer, pauvreté, prix du logement

Keywords: housing allowances, housing affordability, rent arrears, poverty, housing prices

Rappel :

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

* FGES-Université Catholique de Lille et LEM (UMR CNRS 9221) (veronique.flambard@univ-catholille.fr)

L’auteure tient à remercier deux rapporteurs anonymes pour leurs précieux commentaires et leurs suggestions.

Reçu le 11 décembre 2017, accepté après révisions le 13 juin 2018
L’article en français est une traduction de la version originale en anglais

Les allocations logement font désormais partie des instruments privilégiés de politique du logement à travers les pays de l'OCDE (Kemp, 2007). Elles ont pour objectif principal de favoriser l'accès à des logements décents et abordables, souvent dans l'intention d'internaliser les externalités liées aux mauvaises conditions de logement (risque d'incendie, violence, exclusion sociale et instabilité sociale). Ces politiques peuvent en outre viser plus largement à lutter contre la pauvreté des ménages à faible revenu ou à redistribuer les revenus (Grigsby & Bourassa, 2003). Ces derniers temps, la question du recul de l'accès à un logement abordable a suscité de nombreuses recherches (Chen, 2010 ; Ben-Shahar, 2015 ; Lens, 2017 ; Dewilde, 2017 ; Wetzstein, 2017). Il semble exister un décalage entre la volonté affichée de garantir un logement abordable et la réalité de cette situation. Le défi consiste donc à identifier les causes des difficultés à se maintenir dans un logement abordable. Cet article propose de contribuer aux travaux en la matière en examinant les éventuelles faiblesses du système d'allocations logement et de sa mise en œuvre. Il vise également à analyser et vérifier si les allocations logement permettent aux ménages de faire face à des baisses brutales de revenu.

L'analyse porte sur la France, où les allocations logement (AL) constituent le principal outil de la politique du logement abordable : elles y représentent plus de trois quarts du budget d'aide au logement destiné aux ménages, soit un coût de 18 milliards d'euros en 2017, et quelque six millions et demi de ménages bénéficient d'allocations logement. Par ailleurs, en France, le droit au logement est inscrit dans la Constitution de 1946. Ce droit a été renforcé dans la loi du 5 mars 2007, laquelle institue le « droit au logement opposable ». La priorité stratégique attribuée au programme 109 dans la loi de finances française consiste à aider « les ménages les plus modestes à accéder au logement et à s'y maintenir ». Priorité majeure du programme, la question de l'accès à un logement abordable a matière à constituer une étude de cas intéressante. Celle-ci revêt de plus un intérêt plus international, dans la mesure où de nombreuses caractéristiques du système français d'allocations logement se retrouvent dans d'autres pays également. Ainsi, les causes à l'origine du manque d'accès à un logement abordable et les faiblesses du système français identifiées sont susceptibles d'être pertinentes également dans d'autres pays. Cette étude contribue aussi de manière plus générale

aux recherches sur l'optimisation d'un système d'allocations logement et sur sa mise en œuvre.

Le reste de l'article se présente comme suit. La partie suivante présente une analyse critique de l'impact des allocations logement s'appuyant sur les travaux déjà publiés. On utilise ensuite des régressions probit afin d'évaluer le rôle des facteurs socioéconomiques sur les difficultés financières en matière de logement ainsi que le rôle de « filet de sécurité » des allocations logement. La conclusion propose une discussion des implications de ces résultats en termes de politique.

Cadre analytique

Définition de l'accès à un logement abordable

Hancock (1993) soutient que « tout loyer est abordable si, une fois celui-ci payé, le niveau de consommation, en logement ou non, restant possible au consommateur est socialement acceptable ». Dans la pratique, un tel niveau est difficile à garantir dans la mesure où il n'existe aucune coordination quant au montant total des prestations reçues par un bénéficiaire d'aide sociale : l'aide au logement est généralement calculée indépendamment de toute autre aide éventuellement reçue, par exemple, pour le transport ou les repas scolaires.

D'autres mesures de l'accès à un logement abordable ont été suggérées (récemment Lux, 2007). Elles sont toutefois elles aussi difficiles à utiliser. Dans ces conditions, il n'est pas surprenant que les décideurs politiques aient, dans la plupart des cas, recours à des ratios ou des coefficients faciles à utiliser. Il est ainsi estimé que des dépenses de logement qui représenteraient plus de 30 % du budget familial risquent de compromettre la stabilité du logement (Heylen & Haffner, 2013). Toutefois, il n'existe pas de seuil clair au-dessus duquel le logement devient une charge excessive, dans la mesure où un rapport loyer/revenu élevé pourrait être acceptable pour les ménages à haut revenu mais insurmontable pour les ménages à bas revenu. Des chercheurs australiens utilisent le seuil de 30 % pour les seuls ménages dont le revenu se situe dans la tranche des 40 % des revenus les plus bas (Rowley *et al.*, 2015). Notre objectif principal consistant à déterminer si les ménages ont les moyens ou non de payer leur loyer, on se basera sur le rapport loyer/revenu (brut et net) et la probabilité de difficultés à payer le loyer.

Le contexte des pays de l'OCDE

L'aide directe au paiement du loyer réduit le coût effectif de la charge financière d'un ménage pour son logement. Son objectif est d'inciter davantage les ménages à se procurer un meilleur logement, et d'augmenter leur capacité à le faire. De nombreux pays prévoient un droit aux allocations logement, mais pas tous. Ainsi aux États-Unis les « bons logement » (*housing vouchers*) ne constituent pas un droit. Les politiques de logement peuvent être intégrées aux politiques sociales. En France ou au Royaume-Uni, elles sont toutefois une forme d'aide au logement spécifique aux ménages à bas revenu (Kemp & Kofner, 2010).

En 2015, les pays dans lesquels les dépenses publiques d'allocations logement étaient les plus élevées étaient le Royaume-Uni, où elles représentaient 1.4 % du PIB, puis la France (0.8 % du PIB)¹. Elles étaient de l'ordre de 0.5 % au Danemark, en Allemagne, aux Pays-Bas, en Nouvelle-Zélande ou en Suède. Elles étaient moins élevées (0.1 à 0.3 % du PIB) dans d'autres pays de l'OCDE comme l'Australie, l'Autriche, la Bulgarie, la Croatie, la République tchèque, l'Irlande, le Japon et les États-Unis. La France est le pays de l'OCDE dans lequel la part des ménages recevant une aide au logement est la plus élevée, avec une proportion de 25 %, tandis que l'Allemagne est celui où, à 2 %, elle est la plus faible (cf. Haffner, 2009). Toutefois, en France, les ménages du décile de revenu le plus bas reçoivent un montant d'allocations moins important que ceux qui en perçoivent dans les autres pays de l'OCDE (Salvi del Pero *et al.*, 2016). Le système français d'allocations logement a sans doute atteint sa limite. La Cour des comptes (2015) a mis en garde contre la hausse du coût résultant de l'augmentation du nombre de ménages éligibles (de quelque 1 million et demi de foyers en 1970 à six millions et demi aujourd'hui), une tendance imputable à la croissance du nombre de personnes vivant séparément (enfants quittant le domicile familial, divorces) et à la hausse du chômage (lequel a triplé depuis les années 1970). On cherchera ici à comprendre les faiblesses actuelles des allocations logement et les causes du manque d'accès à un logement abordable.

Effets attendus des allocations logement

Consommation de logement

Le fait d'utiliser les aides au logement plutôt que de mettre en place de simples mesures de

redistribution suggère que les gouvernements estiment que le logement est un bien tutélaire. Musgrave (1957) définit un bien tutélaire comme étant un produit ou service, tel que l'éducation ou la santé, qui, aux yeux de la société, mérite un financement public. Une façon de garantir un logement décent consiste à fixer des normes minimales pour les habitations subventionnées admissibles. Dans ce cas, les ménages sont obligés de consommer des quantités minimales de certains attributs de logement (taille, salle de bains, cuisine, normes de sécurité, système de chauffage, etc.). Certains ménages qui, sans l'aide au logement, n'auraient pas accès à un logement décent seront en mesure d'y accéder grâce aux allocations, mais ils seront contraints d'augmenter leur consommation. Dès lors, le rapport loyer/revenu ne s'en trouve pas forcément réduit. Pour les autres ménages, il n'y a pas forcément d'impact en termes de qualité du logement. Grislain-Letrémy & Trevien (2014) concluent que les aides au logement n'ont eu quasiment aucun effet sur la qualité du logement et aucun effet sur le nombre de logements locatifs disponibles en France. Afin de comprendre les raisons de ce phénomène, il est utile de revenir sur les effets économiques des allocations logement. Avec les AL, les contraintes budgétaires deviennent non linéaires : en-dessous d'un seuil plancher de dépenses de logement, le ménage n'a pas droit aux aides au logement, ce qui laisse les contraintes budgétaires inchangées. Au-delà du seuil plancher, lequel donne accès à un « logement décent », l'aide représente une réduction du montant du loyer si ce dernier est inférieur au plafond et un revenu complémentaire si tel n'est pas le cas. Si la consommation de logement est peu élastique aux variations de prix et de revenu, le rapport loyer/revenu baisse.

En fait, l'impact de l'aide dépend principalement de l'élasticité-prix et de l'élasticité-revenu de la demande de logement. Or, pour la plupart des ménages, l'élasticité-prix de la demande est faible (cf. Chauvin & Muellbauer, 2018, pour la France et, pour d'autres pays, Arrazola *et al.*, 2015). Par conséquent, même lorsque les logements sont subventionnés, les ménages n'augmentent pas leur consommation de logement dans une mesure proportionnelle à la diminution nette du prix relatif. L'élasticité-prix de la demande est de l'ordre de 0.5 (*id.*). Le second effet, l'effet revenu, est lui aussi généralement faible. Fallis (1990) a estimé à 0.17 la propension

1. <https://www.oecd.org/els/family/PH3-1-Public-spending-on-housing-allowances.pdf>

marginale à consacrer à la consommation de logement sur un dollar de revenu non gagné. Cornuel & Calcoen (2005) ont conclu que, pour les ménages en mesure d'accéder à un logement décent sans l'allocation, l'effet est de 0.15. Ils n'ont pas fourni d'estimations concernant les ménages les plus modestes pour lesquels la consommation de logement doit augmenter pour qu'ils puissent accéder à un logement décent.

Il se peut que la société considère qu'une situation dans laquelle les ménages consomment plus que la « juste » quantité et la « juste » qualité de logement relève d'une question d'aléa moral et produit un résultat inefficace. Malgré la faible élasticité de la demande, cette inquiétude est particulièrement vive si le système d'allocations protège totalement les ménages contre toute variation du niveau de loyer du logement qu'ils occupent. Dans ce cas, les ménages n'ont aucune raison de limiter leur consommation de logement. Ce phénomène est plutôt limité en France dans la mesure où les dépenses de logement sont plafonnées dans le barème d'allocations et où les plafonds de loyers sont peu élevés (*infra*). D'ailleurs, 87 % des ménages logés dans le secteur privé du logement et 52 % de ceux logés dans le secteur social paient un loyer supérieur au plafond imposé (Cour des comptes, 2015). Pour les ménages qui ne bénéficient pas d'une aide au revenu ou ceux dont le loyer dépasse le plafond de loyer, les allocations logement ne représentent plus une subvention en termes de prix (paiement correspondant à un pourcentage du loyer) mais plutôt une prestation sociale dépendant des revenus, de la composition du foyer et de la zone de logement (1, 2 ou 3). Les ménages doivent donc opérer un compromis entre les dépenses alimentaires ou destinées aux enfants par exemple, et les dépenses de logement. Certains d'entre eux risquent ainsi de rencontrer des difficultés financières s'ils ne consacrent pas assez d'argent aux dépenses en logement.

Niveau des loyers

Les propriétaires peuvent demander à recevoir directement les AL (en cas, par exemple, de loyer impayé) afin d'éviter les arriérés de loyer. C'est de plus en plus souvent le cas en France. Ils peuvent alors capturer au moins une partie des AL s'ils « gonflent » artificiellement les loyers. En France, on estime que cette part varie entre 70 et 100 %. Fack (2006) a montré que le versement d'un euro d'AL donnait lieu à une augmentation du loyer de 78 centimes. Grislain-Létrémy & Trevien (2014) ont montré que, pour un logement aux caractéristiques

similaires dans les zones 2 et 3, un euro d'AL était entièrement récupéré par le propriétaire. Des effets inflationnistes ont été observés dans plusieurs pays (Kangasharju, 2010 ; Gibbons, 2006 ; Susin, 2002). De ce fait, les bénéficiaires ne profitent que partiellement de leurs aides au logement, dans la mesure où une partie de celles-ci sont captées par les propriétaires par le biais d'augmentations des loyers. Cet effet semble particulièrement important en France, un pays caractérisé par une faible élasticité de l'offre (voir aussi Laferrère & Le Blanc, 2004). En effet, d'après Caldera Sánchez & Johansson (2011), l'élasticité-prix de l'offre est proche de 0.36 en France, un chiffre bien plus faible qu'aux États-Unis où elle s'élève à 2.01. Ce phénomène reflète la difficulté à trouver en France des terrains disponibles pour construire des logements, ainsi que les contraintes caractérisant le marché du logement. L'incidence des allocations logement sur les prix est d'autant plus importante en France que les propriétaires peuvent demander à recevoir directement les allocations logement et que la France compte, par comparaison aux autres pays, un nombre élevé de personnes ayant droit à une aide au logement. C'est d'ailleurs pourquoi la loi des finances de 2016 s'est faite moins généreuse en matière d'AL, l'objectif étant de réduire les dépenses publiques et de freiner les effets inflationnistes des aides au logement². À l'occasion de l'annonce de cette réforme, le gouvernement avait invité les propriétaires à réduire le montant des loyers. Le Royaume-Uni a introduit une réforme similaire en 2011-2012. Bien que dans des proportions différentes, la réduction des allocations logement y a principalement profité aux locataires, exception faite des habitants de la banlieue de Londres et de la région des Midlands de l'Est (Brewer *et al.*, 2014).

Difficultés financières

En-deçà d'un certain seuil de revenu, les ménages ne sont pas en mesure d'épargner. Il est également probable que leur accès au crédit soit limité. Or, les bénéficiaires d'AL ont généralement tendance à relever de cette catégorie dans la mesure où l'octroi d'allocations logement est fonction du niveau de revenu³.

Ils sont dès lors plus vulnérables à la volatilité du revenu ou des dépenses. Par ailleurs, la

2. La loi de finance pour 2018, postérieure à la période étudiée, va dans le même sens, avec la RLS et la baisse de l'APL.

3. En France, la plupart des bénéficiaires (75 %) font partie des trois déciles de revenu les plus bas. La majorité d'entre eux (60 % des ménages sans enfant) vivent en-dessous du seuil de pauvreté.

structure même du système d'allocations logement amplifie, pour les ménages à risque, l'effet de difficultés non anticipées : les ménages à faible revenu sont proches du plafond d'allocation, un plafond qui ne peut être relevé en cas de baisse du revenu. Ces ménages sont donc moins protégés contre une perte de revenu que les ménages plus aisés. Par ailleurs, il y a en France une pénurie de logements à loyer modéré, et les frais de déménagement sont élevés, ce qui limite les possibilités d'ajustement lorsque les circonstances changent. Enfin, le montant du revenu utilisé aux fins du calcul est le revenu disponible perçu deux ans plus tôt (*infra*). Si le ménage perd son revenu du travail, ses AL ne sont pas immédiatement modifiées, et il ne bénéficie dès lors pas immédiatement d'un filet de sécurité. Inversement, si le ménage bénéficie d'une hausse de revenu, il lui faudra rembourser les allocations logement plus tard, une fois les corrections effectuées. En résumé, les AL ne se traduisent pas nécessairement par une réduction automatique des difficultés financières liées au logement (du fait des compromis à trouver avec des postes de dépenses autres que le logement, d'une pénurie de logements à loyer modéré, des normes minimales relatives aux logements et des augmentations de loyer). Par ailleurs, les facteurs de risque concernent davantage les ménages à faible revenu (lesquels sont généralement les bénéficiaires des allocations) que les autres ménages. En outre, la structure même du système d'allocations logement amplifie l'effet des difficultés non anticipées pour les ménages à risque. Ces facteurs illustrent les difficultés liées à l'utilisation des seules allocations logement afin d'atteindre l'objectif d'abordabilité et du droit garanti au logement.

Ces difficultés ont été mises en évidence par diverses recherches. Par exemple pour les États-Unis, Berger *et al.* (2008) démontrent que les mères célibataires qui reçoivent des aides au logement ont tendance à avoir un peu plus de difficultés à payer leur loyer ou charges que celles qui n'y ont pas droit. Ils postulent que cela s'explique par une augmentation de la consommation de logement (que les ménages souhaitent des logements plus grands ou de meilleure qualité, ou qu'ils soient contraints d'opter pour des logements d'un niveau minimal de confort pour avoir droit à une aide au logement). Haffner & Boumeester (2014), pour les Pays-Bas, montrent qu'en pratique, malgré l'aide au logement, près de 37 % des locataires croulent sous le poids des dépenses de logement. Ils concluent même que 6 % des « locataires qui, en théorie, ont un revenu suffisant,

ne consomment pas excessivement, vivent dans un logement à loyer modéré appartenant à un propriétaire de logements sociaux, et reçoivent une allocation logement, ne peuvent toutefois pas faire face à leurs dépenses de logement ». (Haffner & Boumeester, 2014, p. 135). Stone *et al.* (2015) concluent que certains ménages australiens ont besoin d'une aide au logement supplémentaire afin de ne pas perdre leur toit bien qu'ils reçoivent déjà une aide au loyer. Les aléas de la vie et les périodes de transition sont plus fréquents et ont davantage de répercussions sur le logement pour les ménages à faible revenu que pour les ménages plus aisés.

Le logement non abordable : une analyse descriptive

Le système des allocations logement français

Pour comprendre les déterminants de l'accès (ou du manque d'accès) au logement abordable, il faut dans un premier temps examiner les critères d'éligibilité ainsi que le mode de calcul des allocations en France. Un ménage peut être éligible à l'un des deux principaux types de prestation suivants : l'aide au logement ou l'aide personnalisée au logement (APL), qui concerne les logements HLM (habitations à loyer modéré) ou subventionnés. Ces prestations sont versées à toutes les personnes éligibles qui en font la demande (il s'agit d'un droit)⁴.

Les allocations logement sont assorties de conditions de ressources basées sur le revenu net ajusté du foyer (ajusté en ce sens que les impôts et les autres prestations sociales reçues sont déduits du revenu imposable). Ce revenu imposable ajusté de l'année t est utilisé comme base de calcul des allocations à percevoir entre le mois de juillet de l'année $t + 1$ et le mois de juin de l'année $t + 2$. Le montant des allocations peut être ajusté de manière rétrospective en cas de changement de circonstances (montant du revenu, composition du foyer ou lieu de résidence). La composition du foyer ainsi que le montant du loyer sont examinés une fois par an.

Les AL constituent une aide progressive prévoyant que les ménages couvrent une part croissante de leurs dépenses de logement à mesure que leur revenu augmente (de 8.5 % à la

4. Les propriétaires sont également éligibles aux allocations logement. Ils ne sont cependant pas inclus dans la présente analyse, centrée sur la difficulté à payer le loyer (pour les locataires).

quasi-totalité du loyer). Le calcul tient compte du coût de la vie, lequel repose sur deux critères : le nombre de personnes au sein du foyer et la localisation du logement⁵. Le foyer ne bénéficie d'allocations logement que si le logement est jugé décent, une décision basée sur des critères de taille et de qualité.

Selon les critères décrits ci-dessus, le montant de l'aide au logement est calculé comme suit :

$$\begin{aligned} \text{aide} &= 0.915 * (\text{Min}\{R; \bar{R}\} + C) - T * (I - I_0) \text{ si } I \geq I_0 \\ \text{aide} &= 0.915 * (\text{Min}\{R; \bar{R}\} + C) \text{ si } I < I_0 \end{aligned} \quad (1)$$

où I est le revenu net ajusté, R est le loyer (hors charges), et \bar{R} est le plafond de dépenses de logement fixé par les pouvoirs publics (selon la taille du foyer et de la localisation). C est une somme forfaitaire fixée par les pouvoirs publics afin de tenir compte des charges locatives (sommés mensuelles facturées par les propriétaires correspondant aux services d'entretien, de ramassage des ordures et de sécurité). Cette somme forfaitaire dépend de la taille du foyer. T est un paramètre fixé par les autorités qui dépend de la taille du foyer ainsi que du montant du loyer, et augmente avec le revenu, I . Il s'ensuit que plus le revenu augmente, plus les allocations diminuent⁶. Autrement dit, la part de la contribution du ménage augmente si son revenu augmente ou si sa propre situation (type de foyer, localisation) change, quelle que soit la part de la dépense de logement dans le revenu. Contrairement à d'autres systèmes tels que le

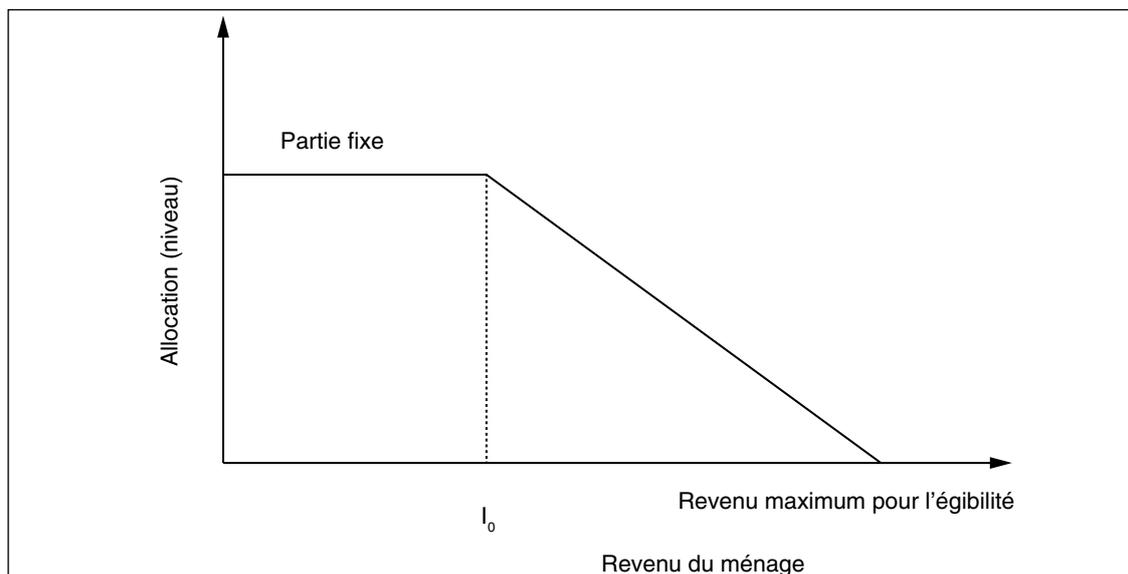
système américain (où l'aide représente 30 % de la dépense), le système français ne tient pas compte du rapport loyer/revenu.

La condition de ressources est vérifiée par la comparaison de I et de I_0 , qui est approximativement égal au revenu minimum garanti (revenu de solidarité active, RSA) minoré des allocations familiales et d'un loyer de base fixé par les pouvoirs publics.

Lorsque le montant du revenu est inférieur à I_0 , l'allocation est égale au taux forfaitaire maximal, lequel couvre 91.5 % du loyer R , majoré de la somme forfaitaire C . Le montant de l'aide diminue à mesure que le revenu augmente (schéma). Le calcul de l'allocation logement est compliqué dans la mesure où les paramètres dépendent des caractéristiques spatio-socio-économiques des ménages. Tous les ménages contribuent au loyer (à hauteur au moins de 34.53 euros ou de 8.5 % de R), contribution qui augmente en fonction de la hausse du revenu et diminue en fonction de la taille du foyer. Cette contribution

5. Trois zones sont définies aux fins du calcul des allocations logement. L'aire urbaine de Paris, une sous-région de la plus vaste Île-de-France (IDF), forme la zone 1. Les autres villes d'IDF et les agglomérations de plus de 100 000 habitants forment la zone 2. Toutes les communes qui ne font partie ni de la zone 1 ni de la zone 2 relèvent de la zone 3.
6. Ce mécanisme n'est pas observé dans tous les pays ; ainsi aux États-Unis, les bons logements couvrent les frais au-delà de trente pour cent des revenus (ajustés en fonction de la taille du foyer et à concurrence de la valeur locative marchande). Dans la pratique, les personnes qui bénéficient de cette aide ont une dépense nette de logement de trente pour cent de leur revenu. Elles sont donc prémunies face à un éventuel changement du montant du loyer ou du revenu de leur ménage (Carlson et al., 2011). Tel n'est pas le cas en France.

Schéma
Profil de l'allocation logement selon le revenu



limite les questions d'aléa moral. Par ailleurs, à proximité de I_0 , une augmentation du loyer d'un euro est presque entièrement compensée par les 0.915 centimes d'augmentation de l'AL si le loyer R est inférieur au plafond de loyer autorisé \bar{R} . Dans un tel cas de figure, les propriétaires sont fortement incités à augmenter le loyer jusqu'au plafond de loyer (Laferrère & le Blanc, 2002 ; Fack, 2005). Dans le secteur privé, seuls 13 % des locataires paient un loyer inférieur au plafond.

Données

L'enquête *Logement* menée par l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) porte sur un échantillon représentatif de tous les logements. Dans l'enquête de 2013 mobilisée ici⁷, 27 137 foyers d'habitation et 65 034 personnes ont été enquêtés entre juin 2013 et juin 2014. L'enquête fournit notamment des informations sur les logements et leurs caractéristiques, le profil des ménages, le statut d'occupation des logements, le coût du logement (montant des loyers ou prêts hypothécaires) et les allocations logement. Elle comporte également des questions rétrospectives sur le logement ou le ménage (relatives aux 12 derniers mois, 24 derniers mois, 4 dernières années). Nous utilisons une variable d'auto-évaluation des difficultés financières rencontrées par le ménage pour payer son loyer ou ses charges au cours des 24 derniers mois. Comme variables de contrôle, nous mobilisons notamment les informations relatives au type de foyer, au niveau de revenu, à la tranche d'âge du membre du foyer le plus éduqué, à la localisation du logement, au montant d'allocations logement reçu, aux dépenses

de logement restantes et à la nationalité de la personne de référence.

Profil des bénéficiaires et indicateur d'accès à un logement abordable

En France, un ménage sur cinq en moyenne bénéficie d'allocations logement. En 2013, 95 % d'entre eux sont des locataires, dont la moitié vivent dans des logements gérés par le secteur public. Les familles monoparentales et les ménages appartenant aux deux premiers quartiles de revenu sont surreprésentés au sein du groupe des bénéficiaires d'AL.

On se concentre ici sur les locataires dont le revenu est inférieur au revenu médian. Le loyer est jugé inabordable si la charge du logement représente plus de 30 % du revenu du ménage (mesuré comme la somme des revenus du travail et du capital plus prestations sociales). Le tableau 1 présente des mesures de charge brute et nette du logement et la proportion de ménages faisant état de difficultés de paiement de leur loyer parmi les ménages du champ étudié ; notons que pour près de 3 % des locataires, le rapport loyer/revenu dépasse 100 %, ce qui indique une situation critique (ces observations ont été exclues des statistiques présentées aux tableaux 1 et 2).

Les bénéficiaires d'allocations logement consacrent, grâce à celles-ci, 18 % seulement de leurs revenus au loyer (contre 49 % avant prise en compte des aides). Le tableau 1 montre que

7. C'est l'enquête la plus récente dont nous disposons au moment de cette recherche.

Tableau 1
Charge du logement et difficultés financières des locataires en pourcentage

	Charge du logement (loyer)	Charge nette du logement			Difficultés de paiement au cours des 24 derniers mois
		Loyer – AL	Loyer + charges – AL	Loyer + charges + taxes – AL	
Bénéficiaires de l'AL	58.5	22.5	39.6	40.4	23.4
Bénéficiaires d'APL	48.3	17.7	36.1	37.2	26.0
Tous les bénéficiaires	49.5	18.2	36.5	37.6	25.7
Non-bénéficiaires	23.7	23.7	31.5	33.0	11.5
Tous les locataires	34.3	21.5	33.6	34.9	17.4

Note : la charge du logement est le rapport du coût brut du logement au revenu du ménage. La charge nette du logement est le rapport du coût brut du logement, minoré des allocations logement, au revenu du ménage. Le revenu correspond au total des revenus annuels (basés sur la variable *mrtota2*, laquelle inclut tous les types de revenus perçus, y compris ceux issus d'investissements financiers ou de prestations sociales). Le calcul ne tient pas compte des observations concernant une charge nette supérieure à 100 % (soit 311 observations représentant 2.90 % des locataires qui, à la date de l'enquête, étaient manifestement dans une situation de loyer inabordable).

Champ : ménages locataires dont le revenu est inférieur au revenu médian.

Source : Insee, enquête *Logement* 2013.

la charge nette du logement des bénéficiaires des aides personnalisées au logement (destinées aux logements sociaux ou HLM) est inférieure à celle des bénéficiaires de l'allocation logement, celles-ci s'établissant respectivement à 18 et 23 %. Si les ménages qui reçoivent les allocations bénéficient de loyers plus bas dans le secteur social que les ménages logés dans le secteur privé, leur revenu est généralement inférieur à celui de ces derniers. Une fois les autres dépenses liées au logement (eau, électricité, chauffage, charges de copropriété et taxes d'habitation locales) ajoutées au loyer, la charge totale nette du logement est bien supérieure, soit de 38 % tous bénéficiaires confondus (cf. tableau 1). Ce coût inabordable du logement affecte les ménages, comme en atteste le fait qu'un ménage sur quatre avait été confronté à des difficultés financières au cours des deux années ayant précédé l'enquête.

La moyenne masque toutefois d'importants écarts d'un ménage à l'autre, selon la composition du

ménage, le niveau du revenu ou la localisation (tableau 2). La charge totale nette du logement des ménages appartenant aux trois déciles de revenu les plus bas s'élève à 48 %. Toutefois, la probabilité qu'ils rencontrent des difficultés financières diffère peu de la moyenne pour l'ensemble des bénéficiaires, laquelle s'établit à 24 %.

Deux catégories de ménages, les familles monoparentales et ceux habitant l'aire urbaine de Paris, font état de difficultés financières plus fréquemment que les autres (36 et 37 % respectivement, cf. tableau 2). Et on observe qu'avant la prise en compte des allocations logement, certains groupes de bénéficiaires consacrent bien plus de 30 % de leur revenu au loyer. Les AL réduisent considérablement la charge du logement, laquelle ne dépasse pas, en moyenne, 30 % pour les catégories de ménages décrites dans le tableau 2. Les types de ménages pour lesquels elles permettent le plus de réduire les dépenses de logement sont les familles monoparentales, les célibataires, les ménages à faible revenu, les

Tableau 2
Charge du logement et difficultés financières par type de foyer et niveau de revenu des bénéficiaires (AL et APL) en pourcentage

Type de ménage	Charge brute Loyer	Charge nette		Difficultés de paiement au cours des 24 derniers mois
		Loyer – AL	Loyer + charges + taxe – AL	
1. Célibataires	56.1	23.0	43.4	19.5
<i>Familles monoparentales</i>				
2. 1 ou 2 enfants	51.8	14.3	36.1	36.0
3. 3 enfants ou plus	62.9	10.6	37.8	37.6
<i>Couples</i>				
4. Sans enfant	38.7	17.8	32.1	25.4
5. 1 ou 2 enfants	39.1	14.0	31.2	28.8
6. 3 enfants ou plus	35.1	11.8	26.7	28.6
7. Autre dans un logement	46.2	20.9	39.2	21.6
8. Trois déciles de revenu les plus bas	68.3	21.7	48.02	23.9
9. Cinq déciles de revenu les plus bas	58.3	20.1	42.7	24.7
10. CNL = 0 et 5 déciles les plus bas	64.3	0	31.9	33.7
11. Zone 1 bis (Paris)	54.6	26.0	45.6	28.5
12. Zone 1	48.6	18.1	39.5	37.0
13. Zone 2	52.6	19.1	38.7	25.0
14. Zone 3	45.9	16.2	34.9	23.8
15. Secteur privé	55.5	24.6	40.8	23.1
2 + 8 + 15 + (11 ou 12)	75.3	30.5	49.4	32.3
Ensemble des locataires bénéficiaires d'AL	49.5	18.2	37.6	17.4
Ensemble de la population	17.9	12.8	25.9	17.2

Note : pour ces sous-catégories, le calcul de la charge moyenne du logement ne tient pas compte des observations concernant une charge nette supérieure à 100 %.

Champ : ménages locataires dont le revenu est inférieur au revenu médian.

Source : Insee, enquête *Logement* 2013.

locataires du secteur privé. Cela témoigne de l'objectif de redistribution en faveur des familles à faible revenu. Toutefois, les ménages recevant les aides les plus importantes (ceux dont la charge nette de logement est nulle, la catégorie 10 dans le tableau 2) restent parmi les catégories les plus fragiles. Un tiers de ces ménages avait d'ailleurs été confronté à des difficultés de paiement de leur loyer ou charges au cours des deux années ayant précédé l'enquête.

L'enquête nationale *Logement* permet de quantifier les conséquences des difficultés financières. Une proportion de 3 % des locataires-bénéficiaires risquent d'être contraints de déménager du fait de difficultés financières ou d'une décision judiciaire d'expulsion et 6 % d'entre eux se sont trouvés directement affectés suite à des retards de paiement (à savoir : ont souffert du froid suite à une coupure de leur approvisionnement en électricité, ont perdu le droit d'utiliser comme bon leur semble les aides, celles-ci étant directement versées au propriétaire, ou ont vu leurs allocations logement suspendues ou leur garantie locative remise en question). Le manque d'accès à un logement abordable peut conduire au sans-abrisme, un phénomène que l'enquête *Logement* ne permet pas de mesurer (seules les personnes vivant dans un logement sont interrogées dans le cadre de celle-ci). La Fondation Abbé Pierre (2017) estime en 2017 à 4 millions le nombre de personnes en France sans domicile ou sans domicile fixe et à 12.1 millions le nombre de personnes fragilisées par une charge de logement très élevée, la pauvreté énergétique, un risque d'expulsion ou le surpeuplement.

Analyse statistique de l'effet des allocations logement

Pour évaluer l'effet des allocations, l'idéal serait de comparer des ménages recevant l'aide à d'autres ménages ne la recevant pas mais identiques à tous autres égards. Or c'est impossible dans le contexte français où les allocations logement constituent un droit. Nous utiliserons donc plutôt les deux discontinuités du système d'allocations logement (cf. schéma). Nous comparerons dans un premier temps les bénéficiaires recevant le niveau maximal d'aide (au voisinage de I_0) à ceux qui reçoivent légèrement moins (ceux faisant partie du neuvième décile le plus élevé en termes d'allocations). Une autre régression sera alors effectuée sur le champ des ménages qui sont tout juste éligibles (faisant partie des trois déciles les plus bas en termes

d'allocations, soit au voisinage du revenu maximal admissible, cf. schéma) à ceux qui sont tout juste inéligibles. Cette stratégie repose sur l'hypothèse que de faibles différences peuvent avoir d'importantes conséquences pour les ménages à faible revenu.

Nous examinons également si les allocations logement permettent aux ménages de mieux faire face à une éventuelle perte d'emploi au voisinage de ces deux points de discontinuité. La perte d'emploi représente un quart des événements indésirables rencontrés par les ménages en 2013 et le chômage en France a triplé depuis la création des allocations logement.

La variable dépendante est une variable binaire égale à 1 si le ménage a déclaré avoir rencontré des difficultés financières au cours des deux années ayant précédé l'enquête. Les variables indépendantes sont le montant total net des dépenses de logement, le profil des ménages et si le bénéficiaire reçoit l'aide maximale « MaxAL » ou est tout juste éligible « JusteAL », la localisation du logement et une variable permettant de déterminer la perte d'emploi ou non. Un paramètre d'interaction correspondant à une personne bénéficiaire et ayant perdu son emploi (« Perte-Max » ou « Perte-Juste ») mesure l'impact des allocations logement sur le changement de la probabilité de rencontrer des difficultés financières suite à une perte d'emploi. La liste détaillée des variables de l'analyse est donnée dans l'annexe.

Principaux résultats

Les résultats des estimations (modèle probit) sont reportés dans le tableau 3. La régression est d'abord effectuée sur le sous-ensemble de bénéficiaires dont le revenu est proche du point de discontinuité I_0 , puis sur celui des bénéficiaires proches du niveau d'éligibilité aux AL.

La probabilité de difficultés financières est plus importante pour les personnes percevant de faibles allocations logement que pour leurs homologues qui ne sont pas éligibles (le coefficient « JusteAL » est positif et significatif au seuil de 0.5 %). Au voisinage de l'autre point de discontinuité, la situation des ménages qui perçoivent le taux maximal d'AL n'est ni meilleure ni pire que celle des ménages qui perçoivent un taux élevé d'aides (le coefficient « MaxAL » n'est significatif qu'à un seuil de 8 %). Ce résultat est logique puisque le montant des allocations logement baisse à mesure que le revenu augmente.

Tableau 3
Déterminants des difficultés à payer le loyer ou les charges au cours des deux années précédentes

	AL maximales contre AL élevées	AL faibles contre pas d'AL
PerteEmploi	0.56** (0.14)	0.53** (0.09)
MaxAL	0.25 (0.14)	
Perte-Max	- 0.22 (0.20)	
JusteAL		0.22** (0.08)
Perte-Juste		0.09 (0.16)
ChargeN/10 000	0.63* (0.31)	0.21 (0.12)
Âge_<30	0.24 (0.15)	- 0.00 (0.11)
Âge_3039	Réf.	Réf.
Âge_4049	- 0.13 (0.12)	- 0.04 (0.10)
Âge_5064	0.07 (0.16)	- 0.09 (0.10)
Âge_> 64	- 0.58* (0.26)	- 0.51** (0.12)
Aide_au_revenu	0.05 (0.10)	0.24 (0.13)
Éd_0	Réf.	Réf.
Éd_1	0.09 (0.19)	- 0.04 (0.13)
Éd_2	0.13 (0.12)	- 0.08 (0.08)
Éd_3	-0.04 (0.16)	- 0.18 (0.10)
Éd_4	- 0.27 (0.24)	- 0.33 (0.13)
Éd_5	- 0.44* (0.21)	- 0.17 (0.12)
Fam_couple	Réf.	Réf.
Fam_célibataire	0.35 (0.26)	0.03 (0.09)
Fam_mono12	0.49* (0.24)	0.34** (0.12)
Fam_mono3	0.59* (0.27)	- 0.12 (0.29)
Fam_enfant12	0.29 (0.25)	- 0.11 (0.10)
Fam_enfant3	0.23 (0.25)	- 0.03 (0.15)
Fam_autre	0.29 (0.30)	- 0.07 (0.14)
Français	Réf.	Réf.
Étranger	0.35** (0.12)	0.26** (0.09)
Est devenu français	- 0.01 (0.17)	- 0.01 (0.11)
Secteur social	0.04 (0.12)	0.11 (0.07)
Secteur privé	Réf.	Réf.
zone_1	Réf.	Réf.
zone_21	0.01 (0.12)	- 0.17* (0.07)
zone_22	- 0.07 (0.38)	- 0.30 (0.23)
zone_23	Omis ^(a)	- 0.25 (0.43)
zone_31	- 0.20 (0.18)	- 0.36** (0.11)
zone_32	0.17 (0.18)	- 0.34** (0.11)
zone_33	- 0.22 (0.19)	- 0.26* (0.11)
Arrivée_1	- 0.52** (0.17)	- 0.15 (0.10)
Arrivée_2	- 0.23 (0.14)	0.10 (0.09)
Arrivée_3	0.25 (0.15)	0.13 (0.09)
Arrivée_4	0.04** (0.16)	0.29** (0.11)
Arrivée_5	Réf.	Réf.
Constante	- 1.29** (0.33)	- 1.02** (0.18)
Paramètre d'interaction	Perte d'emploi × MaxAL	Perte d'emploi × JusteAL
Coefficient (min ; max)	(- 0.09 ; - 0.00)	(0.00 ; 0.06)
Erreur type (min ; max)	(0.01 ; 0.08)	(0.03 ; 0.06)
Z (min ; max)	(- 1.42 ; - 0.32)	(0.00 ; 1.36)
Nombre d'observations	1 503	4 398
Log-vraisemblance	- 66 6039	- 1 887 439
Pseudo R ²	0.0819	0.0852

^(a) Échec prévu, observations non prises en compte.

Note : ***p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05. Les écarts type robustes sont indiqués entre parenthèses. La définition des variables est donnée en annexe.
Note de lecture : pour une variable continue telle que la charge nette du logement, un coefficient positif peut être interprété comme indiquant une augmentation de la probabilité de difficultés à payer le loyer lorsque la valeur du régresseur s'élève, pour des valeurs données de toutes les autres covariables. Pour une variable catégorielle, il indique que la probabilité de difficultés financières pour cette catégorie donnée est supérieure à celle de la catégorie de référence ; par exemple, le coefficient positif pour Fam_mono3 signifie que les familles monoparentales de trois enfants sont davantage exposées à ce risque que la catégorie de référence, à savoir un couple sans enfant.

Champ : ménages locataires dont le revenu est inférieur au revenu médian.

Source : Insee, enquête *Logement* 2013.

Les personnes ayant récemment perdu leur emploi (« PerteEmploi » dans le tableau 4) apparaissent également plus vulnérables. La charge totale nette du logement (« ChargeN ») augmente la probabilité de difficultés financières pour les ménages bénéficiant d'un taux élevé d'AL (par définition, ceux dont le revenu est faible) mais n'a pas d'effet significatif sur les ménages bénéficiant d'un faible taux (le coefficient n'est significatif qu'à un seuil de 8 %).

Le risque de difficultés financières est plus élevé pour les familles monoparentales ayant 1 ou 2 enfants (« Fam_sf12 ») – qui ne peuvent disposer que d'un seul revenu du travail – et pour les ménages dont la personne de référence n'est pas française (« Étranger »). Les personnes de plus de 65 ans (« Âge_>64 ») rencontrent relativement moins de difficultés financières. Cela pourrait tenir à une source de revenus plus stable.

Le paramètre d'interaction⁸ entre la perte d'emploi et le statut en termes d'allocations logement (« Perte-Max » ou « Perte-Juste ») n'est pas statistiquement significatif dans les régressions à tous les niveaux de la probabilité de difficultés financières. En fait, il dépend de toutes les covariables du modèle tel que l'ont montré Ai & Norton (2003). Par conséquent, la perception d'AL (de différents niveaux) ne change pas de manière significative la probabilité de difficultés financières en cas de perte de l'emploi au voisinage des deux points de discontinuité. Dans la première régression, le montant des allocations des personnes bénéficiant des « MaxAL » ne peut plus augmenter (d'autres prestations sociales peuvent augmenter en conséquence mais d'un montant manifestement insuffisant pour empêcher un risque accru que le coût du logement devienne inabordable). Le coefficient « Perte-Max » n'est pas significatif, ce qui signifie que les bénéficiaires de « MaxAL » ne sont significativement ni plus ni moins protégés que les ménages bénéficiant d'un montant d'AL légèrement en dessous de ce plafond. Dans le second cas, les ménages qui reçoivent un faible montant d'AL devraient être protégés grâce à l'augmentation d'autres prestations suite à leur perte de revenu. Toutefois le coefficient de la variable « Perte-Juste » n'est pas significatif. La mise en œuvre des allocations logement joue là certainement un rôle. Il se peut que la protection soit insuffisante car le revenu utilisé comme base de calcul de la prestation est le revenu perçu au cours des deux années ayant précédé le calcul. Bien que le montant des allocations logement soit ajusté pour compenser les changements du revenu, le résultat des estimations suggère que

cela ne permet pas de réduire la probabilité de difficultés financières, à tout le moins au voisinage de ces deux points de discontinuité.

Il convient de noter, dans la deuxième régression, d'autres effets pour les ménages dont le revenu est proche du plafond d'éligibilité. Le risque de connaître des difficultés financières est ainsi moins élevé pour les ménages qui vivent hors de Paris et de ses environs (la zone 1), ce qui souligne l'incapacité des allocations logement à compenser le niveau plus élevé des loyers en région parisienne, en dépit de prestations plus généreuses. Ce résultat est conforme à l'observation de Wetzstein (2017) selon laquelle il existe une pénurie de logements abordables dans les villes.

Les tableaux 2 et 3 viennent confirmer la validité de la loi de Schwabe, comme l'ont également observé Haffner & Boumeester (2014) : plus le revenu est faible, plus la charge du logement est élevée. Cette loi empirique peut être étendue en ajoutant que plus le revenu est faible, plus le risque que le logement soit inabordable est élevé pour les personnes dont le taux d'AL est faible (coefficient « JusteAL »). Pour ces ménages au voisinage de l'éligibilité, les AL ne permettent ni de compenser le désavantage financier fondamental qu'ils rencontrent, ni de les mettre sur un pied d'égalité avec les autres en termes de risque. Les événements imprévus (en l'occurrence, la perte d'emploi) augmentent la probabilité de difficultés financières pour tous les ménages dont le revenu est inférieur au revenu médian (dans les deux régressions, le coefficient « PerteEmploi » est à la fois positif et significatif).

Le niveau de revenu médian⁹ par unité de consommation, les allocations logement et la charge nette du logement sont présentés dans le tableau 4 pour les quatre groupes de ménages étudiés dans les régressions (respectivement ceux qui sont au voisinage de l'éligibilité, ceux qui sont non éligibles, ceux qui bénéficient d'un taux d'AL élevé et ceux qui bénéficient du taux maximal). La médiane des AL mensuelles (colonne 2) est plus basse pour les ménages qui perçoivent le taux maximal d'AL que pour ceux qui perçoivent un taux élevé d'AL. Ces derniers paient des loyers mensuels supérieurs aux ménages qui perçoivent le niveau d'AL

8. Calculé avec la macro « inteff » de Stata.

9. Nous avons retenu les médianes car elles sont moins influencées par les valeurs extrêmes ; toutefois, les moyennes et les médianes ne sont en fait pas très différentes sur la population étudiée.

Tableau 4
Médiane des variables financières mensuelles pour différents niveaux de taux d'allocations logement

Allocation logement	Charge nette mensuelle du logement (en euros)	Allocations logement mensuelles (en euros)	Revenu total mensuel par unité de consommation (en euros)	Probabilité de difficultés à payer le loyer
Taux maximal	0	322	520	0.34
Taux élevé	147	377	610	0.33
Taux faible	273	100	1 010	0.21
Non éligible ^(a)	420	0	1 260	0.16

^(a) Ménages dont le revenu est inférieur au revenu médian.

Note : le nombre d'unités de consommation est calculé avec l'échelle d'équivalence OCDE-modifiée.

Source : Insee, enquête *Logement* 2013 ; calculs de l'auteur.

maximal¹⁰. La dernière colonne du tableau 4 fait ressortir que la probabilité de difficultés financières est nettement plus élevée pour les ménages percevant un niveau élevé d'allocations logement que pour celles percevant un faible niveau d'allocations (0.33 contre 0.21).

Robustesse des résultats

Afin de vérifier la robustesse des résultats, nous avons estimé les impacts des allocations logement sur les difficultés à payer le loyer grâce à un appariement des scores de propension¹¹. Cette méthode, développée à partir de Rosebaum & Rubin (1983), va permettre d'estimer l'effet de la perception d'allocations logement en tenant compte des caractéristiques des ménages. La différence entre les deux groupes (les ménages bénéficiant d'allocations logement et ceux n'en bénéficiant pas) en termes de difficultés financières dépend non seulement des caractéristiques ayant affecté leur éligibilité aux AL mais aussi des bénéfices à proprement parler de la politique. L'effet du « traitement » est estimé en appariant chaque observation qui tire un bénéfice de la politique à une autre pour laquelle cela n'est pas le cas et qui est comparable au niveau de toutes les covariables associées. L'effet moyen du traitement (*average treatment effect*, ATE) est calculé en prenant la moyenne de la différence entre les résultats observés et potentiels pour chaque observation. L'effet moyen du traitement sur les traités (*average treatment effect on the treated*, ATT) est le même indicateur mais calculé à partir du groupe de bénéficiaires des AL. Nous avons estimé les effets du traitement pour tous les foyers dont le revenu est inférieur au revenu médian. Les mesures (ATE et ATT) ne sont pas significativement différentes de zéro. Nous avons également procédé à cette estimation d'une part pour les ménages qui ont perdu leur emploi et, d'autre

part, pour le sous-échantillon des ménages des trois déciles de revenu les plus bas. Les conclusions demeurent inchangées. L'effet moyen du traitement et l'effet moyen du traitement sur les traités (ATE et ATT) sur les difficultés financières ne sont toujours pas significativement différents de zéro.

En résumé, les facteurs de risque du manque d'accès à un logement abordable sont un faible revenu (« JusteAL »), une charge élevée du logement pour les foyers à faible revenu (« ChargeN »), le fait d'habiter dans une ville tout en ayant un faible taux d'AL (zone 1 par rapport à zone 3, pour les ménages de la seconde régression) et le fait d'habiter depuis moins longtemps dans le logement (par rapport à la référence, « Arrivée_5 »). Le fait que la personne de référence du ménage soit en âge de travailler (par rapport à « Âge_>64 »), étrangère, ou que le ménage soit une famille monoparentale (« Fam_mono12 », « Fam_mono3 ») contribue également à augmenter le risque de difficultés à payer le loyer. Les ménages à faible revenu sans emploi ne sont pas mieux protégés que ceux qui ont un emploi (paramètres d'interaction « Perte-Max » et « Perte-Juste » non significatifs). Ainsi, en cas de perte d'emploi, les allocations logement ne protègent pas les foyers à faibles revenus contre les difficultés financières. En somme, les allocations logement améliorent l'accès au logement abordable (cf. tableau 2) sans pour autant que ceux qui en bénéficient soient mieux protégés des difficultés financières, comme le montrent les résultats des régressions probits ainsi que ceux de l'appariement des scores de propension.

10. Le loyer médian mensuel est de 364 euros pour les AL élevées et de 307 euros pour les AL maximales. La proportion de personnes vivant dans des logements subventionnés (dont le loyer est généralement inférieur) est supérieure pour les AL maximales que pour les AL élevées.

11. Commande *teffects psmatch* de Stata.

Implications pour la politique publique

Dans une optique de politique publique, la question du logement (in)abordable peut s'analyser dans trois perspectives : celle de la pauvreté, celle de la consommation, celle de la protection face aux aléas.

Lorsque la question est analysée comme une question de pauvreté (un revenu trop faible), les politiques de redistribution sont la réponse la plus directe. Bien qu'elles se voient de plus en plus attribuer le rôle d'instrument de redistribution (Griggs & Kemp, 2012), les allocations logement ne constituent probablement pas un moyen économiquement efficace d'atteindre cet objectif. En France, les allocations logement ne sont pas même intégrées aux politiques sociales et, de ce fait, le revenu issu de différentes sources est traité différemment dans le calcul du montant total des prestations (ce qui pénalise par exemple les ménages de travailleurs pauvres, qui peuvent recevoir une combinaison de revenus du travail et de prestations sociales). Des économistes français appellent ainsi depuis quelques années à une meilleure coordination des politiques sociales afin d'en améliorer l'efficacité (Bozio *et al.*, 2015).

La réponse au problème serait différente dans une perspective de consommation (avec un revenu suffisant pour couvrir les besoins fondamentaux). Si la consommation de biens et services autres que le logement est supérieure au niveau « normal » socialement accepté, aux dépens du paiement du loyer, une solution possible est de payer directement les allocations logement aux propriétaires. Les ménages perdent alors le pouvoir discrétionnaire leur permettant de choisir entre différentes consommations essentielles. Par contre, si la quantité minimale de logement jugée désirable par la société (pour un logement dit « décent ») est intenable pour les ménages à faible revenu, il convient alors de revoir soit la définition de ce qui constitue un logement décent soit le niveau d'aide attribué.

Notons que l'on peut interroger le calibrage des paramètres de l'aide au logement plutôt que la façon dont la politique de logement est conçue. Les plafonds de loyers ou montants forfaitaires pour les charges versés aux ménages peuvent être trop bas par rapport aux coûts réels, en particulier dans les immeubles collectifs. En effet, en France au moins, les pouvoirs publics ont tendance à des pratiques de sous-indexation afin de réduire les dépenses publiques. Il est évident

qu'il est impossible d'atteindre simultanément deux objectifs contradictoires (celui de l'accès au logement abordable, d'une part, et celui de la réduction des dépenses publiques de l'autre). Le manque d'accès au logement abordable peut également être le résultat d'une surconsommation de logement (logement sous-occupé ou bénéficiant d'équipements d'un niveau supérieur à la moyenne). Si une telle situation relève d'un choix personnel, il ne s'agit pas d'une question de politique. Par contre, si le ménage est contraint de louer un tel logement du fait d'une pénurie de logements adaptés et abordables, on est en présence d'un dysfonctionnement du marché. Lorsque l'élasticité de l'offre est faible, il est peu probable que les allocations logement résolvent à elles seules ce dernier problème. Un subventionnement de l'offre (à condition de ne pas évincer l'investissement privé) serait une réponse plus efficace. Diverses analyses ont également imputé le recul de l'accès au logement abordable à l'effet inflationniste des allocations logement sur les loyers (un effet sur les prix plutôt qu'un simple effet sur la consommation). En ce qui concerne la France, cet effet est particulièrement marqué du fait de la proportion importante de la population percevant des allocations logement, de la possibilité pour les propriétaires de demander à les percevoir directement et de la faible élasticité de l'offre. Une réforme pourrait viser à encourager une plus forte élasticité de l'offre en réduisant les contraintes structurelles du marché immobilier (concernant les terrains et les constructions). Une plus grande proportion de la population bénéficie de cette forme d'aide que dans les autres pays européens, une situation qu'il faudrait peut-être réévaluer. Les politiques sociales viennent s'inscrire en complément. Comme l'ont montré Griggs & Kemp (2012) pour l'Angleterre, les allocations logement sont très généreuses mais, étant donné que les autres prestations ne le sont pas, le revenu disponible des bénéficiaires est peu élevé par rapport aux autres pays européens. Revoir les allocations logement implique assurément d'envisager de nouvelles bases pour diverses politiques sociales. Par exemple, des politiques de redistribution pourraient compenser une réduction des allocations logement. Une baisse du nombre de bénéficiaires pourrait alors réduire l'effet inflationniste pesant actuellement sur les loyers.

Enfin, le caractère non abordable du logement peut être lié à un aléa. Le rôle potentiel des allocations logement comme amortisseur de choc en cas de perte d'emploi a été évoqué. L'assurance-chômage devrait couvrir une partie de la perte de revenu mais tous les chômeurs n'en

bénéficient pas nécessairement (par exemple ceux qui ont quitté leur emploi ou n'ont pas, au préalable, cotisé assez longtemps à l'assurance-chômage). Il convient ici de s'interroger sur la façon dont des politiques spécifiques devraient traiter de tels événements. Des aides temporaires d'urgence pourraient être mises en place. Pour autant, une question importante et loin d'être évidente subsiste : quand et comment ajuster les allocations logement. On pourrait soutenir que le calcul des allocations logement devrait être basé sur une moyenne lissée des niveaux de revenu antérieurs afin d'éviter d'attacher trop d'importance au revenu perçu à une date donnée. Il s'agirait là d'une source de revenu permanente et les foyers pourraient compter sur un montant relativement constant. Tout changement de la consommation de logement (taille, qualité, localisation, etc.) est onéreux compte tenu du coût élevé d'un déménagement. De ce fait, le logement exige un engagement à long terme. Au demeurant, les résultats des estimations et la discussion ci-dessus révèlent un autre aspect du problème. Lorsque le revenu baisse, il se peut que le logement devienne inabordable, suscitant ainsi des difficultés financières et d'autres conséquences indésirables. Si la société attache de l'importance à l'accès au logement et à sa stabilité, des politiques efficaces doivent dès lors s'accompagner de mécanismes permettant de compenser (au moins en partie) la perte de revenu du travail. Il est possible d'atteindre cet objectif en ajustant rapidement les allocations logement (et non pas rétrospectivement avec un retard considérable), en mettant en place un impôt négatif sur le revenu ou en coordonnant les différentes politiques sociales. Les recherches futures devront analyser quelles restructurations des systèmes d'allocations logement (ou leur coordination avec d'autres politiques) permettraient d'améliorer leur efficacité en termes de droit au logement.

* *
*

On a examiné dans cet article si les allocations logement permettent d'assurer un accès continu à un logement abordable. Le rôle de filet de sécurité des AL est étudié à travers leur effet en cas de perte d'emploi : réduisent-elles la probabilité de rencontrer des difficultés de paiement du loyer ? Pour répondre à cette question, un paramètre d'interaction entre les allocations logement (leur niveau) et la perte d'emploi dans une régression probit permet d'évaluer le rôle des allocations

logement sur le fait de rencontrer des difficultés financières pour payer le loyer. Celui-ci n'est pas significatif lorsque les autres caractéristiques des ménages sont contrôlées. Dès lors, les allocations logement n'aident pas à réduire les difficultés financières des ménages ayant connu une perte d'emploi. Ferey (2018) montre que les aides au logement n'incitent pas non plus à la reprise d'emploi, du fait de la substituabilité des allocations chômage et prestations sous conditions de ressource. Elles introduisent enfin des disparités fortes entre des ménages aux revenus similaires. Ainsi les ménages avec les taux de prélèvements les plus faibles, à revenu égaux, sont ceux qui ne touchent pas les allocations logements ni le RSA.

En fait, faire en sorte que les allocations logement garantissent à elles seules le droit à un logement stable et décent est une véritable gageure. Assurer un logement abordable à long terme nécessite des politiques de redistribution (ou des politiques sociales bien intégrées) qui s'attaquent à la question de la pauvreté. Des politiques sociales souples ou des aides temporaires d'urgence devraient permettre de faire face aux fluctuations soudaines du revenu lorsque l'assurance ou l'épargne ne suffisent pas. La disponibilité de logements à loyer modéré nécessite également le bon fonctionnement du marché du logement de sorte que l'offre de logement réponde à la demande. Là non plus, les allocations logement ne peuvent à elles seules résoudre ce problème, d'autant moins qu'elles s'accompagnent d'un effet inflationniste des loyers.

Dans le cas de la France, un certain nombre de réserves ont été soulignées. La couverture des allocations logement y est vaste comparée aux autres pays de l'OCDE, et les ménages du décile de revenu le plus bas ne bénéficient que d'un faible niveau relatif de protection. Combinée aux contraintes propres au marché du logement, l'ampleur de la couverture a alimenté les augmentations de loyer. Le coût des allocations logement ne cesse d'augmenter. Pour le limiter, les plafonds de loyer, les montants forfaitaires pour les charges et d'autres paramètres n'ont pas été entièrement indexés sur l'inflation, ce qui pénalise l'accès au logement abordable. Il ressort également des résultats économétriques que les allocations logement ne permettent de rétablir ni l'équité horizontale ni l'équité verticale. Une solution pourrait être de revoir les paramètres (et montants forfaitaires des charges) pour les familles monoparentales, les ménages aux revenus les plus modestes et ceux vivant dans l'aire urbaine de Paris. Toutefois,

pour les deux premières catégories de ménages, l'analyse ne permet pas de déterminer avec certitude si ce sont les allocations logement ou les autres politiques sociales (y compris de redistribution à proprement parler) qui ne sont pas bien adaptées. La perte d'emploi augmente le risque de difficultés financières et aucune solution permettant de faire face à la volatilité du revenu ne ressort clairement. Un compromis reste ainsi à trouver entre une aide stable favorisant le logement à long terme et une aide souple qui s'ajuste aux besoins du ménage. En France, les allocations logement ne relèvent pas des politiques sociales, ce qui vient compliquer la possibilité de coordination rapide et efficace des politiques sociales lorsque la situation du ménage change. Dans ce contexte, il n'est pas surprenant que les foyers à faible revenu ne soient pas bien protégés contre les fluctuations de revenu.

Il existe en France un « droit au logement abordable » : tout ménage doit avoir accès à un

logement décent et pouvoir y rester. C'est toutefois difficile à réaliser en pratique, en particulier dans un contexte de fortes contraintes budgétaires, de chômage élevé et de pénurie de logements abordables. Une chose est claire cependant : les allocations logement seules n'empêchent pas les difficultés de paiement des loyers et une approche plus globale du problème de l'accès au logement abordable s'impose. Si cet article a contribué aux recherches sur ce sujet, d'importantes questions restent en suspens. En particulier, il est très difficile de dissocier les diverses causes du logement inabordable qui ont été évoquées au fil de l'analyse. Il faudrait pour cela corriger le seuil de pauvreté des caractéristiques spatio-socio-économiques des ménages, disposer d'informations sur la consommation d'autres produits et services par les ménages, estimer si les ménages sont contraints de surconsommer du logement du fait des dysfonctionnements du marché, etc., ce qui dépasse la portée de cette étude. □

BIBLIOGRAPHIE

- Ai, C. & Norton, E. C. (2003).** Interaction terms in logit and probit models. *Economics Letters*, 80(1), 123–129.
[https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(03\)00032-6](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(03)00032-6)
- Arrazola, M., de Hevia, J., Romero-Jordán, D. & Sanz-Sanz, J. F. (2015).** Long-run Supply and Demand Elasticities in the Spanish Housing Market. *Journal of Real Estate Research*, 37(3), 371–404.
<https://aresjournals.org/doi/abs/10.5555/0896-5803.37.3.371>
- Ben-Shahar, D. & Warszawski, J. (2015).** Inequality in housing affordability: Measurement and estimation. *Urban Studies*, 53(6), 1178–1202.
<https://doi.org/10.1177/0042098015572529>
- Berger, L. M., Heintze, T., Naidich, W. B. & Meyers, M. K. (2008).** Subsidized Housing and Household Hardship Among Low-Income Single-Mother Households. *Journal of Marriage and Family*, 70(4), 934–949.
<https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2008.00537.x>
- Bozio, A., Fack, G., Grenet, J., Guillot, M., Monnet, M. & Romanello, L. (2015).** Reforming French Housing Benefits: Why Not Merging Benefits? IPP, Note N° 18, 1–4.
<https://www.ipp.eu/wp-content/uploads/2015/06/n18-notesIPP-june2015.pdf>
- Brewer, M., Emmerson, C., Hood, A. & Joyce, R. (2014).** Econometric analysis of the impacts of local housing allowance reforms on existing claimants. DWP *Research Report* N° 871A.
<https://www.ifs.org.uk/publications/7277>
- Calcoen, F. & Cornuel, D. (2005).** Effets économiques des aides personnelles au logement. *Économie et prévision*, 169-171, 211–226.
<https://doi.org/10.3406/ecop.2005.7020>
- Caldera-Sánchez, A. & Johansson, A. (2011).** The price responsiveness of housing supply in OECD countries. OECD Economics Department *Working Papers* N° 837.
<https://doi.org/10.1787/18151973>
- Carlson, D., Haveman, R., Kaplan, T. & Wolfe, B. (2011).** The Benefits and Costs of the Section 8 Housing Subsidy Program: A Framework and Estimates of First-Year Effects. *Journal of Policy Analysis and Management*, 30(2), 233–255.
<https://doi.org/10.1002/pam.20561>
- Chauvin, V. & Muellbauer, J. (2018).** Consumption, household portfolios and the housing market in France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 500-501-502, 157–178.
<https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.500t.1950>

- Chen, J., Hao, Q. & Stephens, M. (2010).** Assessing Housing Affordability in Post-Reform China: A Case Study of Shanghai. *Housing Studies*, 25(6), 877–901.
<https://doi.org/10.1080/02673037.2010.511153>
- Dewilde, C. (2018).** Explaining the declined affordability of housing for low-income private renters across Western Europe. *Urban Studies*, 55(12) 2618–2639.
<https://doi.org/10.1177/0042098017729077>
- Fack, G. (2005).** Pourquoi les ménages pauvres paient-ils des loyers de plus en plus élevés ? *Economie et Statistique*, 381-382, 17–40.
<https://doi.org/10.3406/estat.2005.7207>
- Fack, G. (2006).** Are housing benefits an effective way to redistribute income? Evidence from a natural experiment in France. *Labour Economics*, 13(6), 747–771.
<https://doi.org/10.1016/j.labeco.2006.01.001>
- Fallis, G. (1990).** The optimal design of housing allowances. *Journal of Urban Economics*, 27(3), 381–397.
[https://doi.org/10.1016/0094-1190\(90\)90008-B](https://doi.org/10.1016/0094-1190(90)90008-B)
- Cour des comptes (2015).** Les aides personnelles au logement. Communication à la commission des finances du Sénat.
<https://www.ccomptes.fr/sites/default/files/EzPublish/20150916-rapport-APL.pdf>
- Ferey, A. (2018).** Housing Benefits and Monetary Incentives to Work: Simulations for France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 503-504, 37–59.
<https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.503d.1956>
- Fondation Abbé Pierre (2017).** L'état du mal logement en France. *Rapport annuel* N° 22.
<http://www.fondation-abbé-pierre.fr/nos-publications/etat-du-mal-logement/les-rapports-annuels/22e-rapport-sur-letat-du-mal-logement-en-france-2017>
- Gibbons, S. & Manning, A. (2006).** The incidence of UK housing benefit: Evidence from the 1990's reforms. *Journal of Public Economics*, 90(4-5), 799–822.
<https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2005.01.002>
- Griggs, J. & Kemp, P. A. (2012).** Housing Allowances as Income Support: Comparing European Welfare Regimes. *International Journal of Housing Policy*, 12(4), 391–412.
<https://doi.org/10.1080/14616718.2012.711987>
- Grigsby, W. G. & Bourassa, S. C. (2003).** Trying to Understand Low-income Housing Subsidies: Lessons from the United States. *Urban Studies*, 40(5-6), 973–992.
<https://doi.org/10.1080/0042098032000074272>
- Grislain-Letremy, C. & Trevien, C. (2014).** The Impact of Housing Subsidies on the Rental Sector: The French Example. Insee, *Working Paper* N° G2014/08.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1381152>
- Haffner, M. E. A. (2009).** Housing Allowances in Comparative Perspective. *Journal of Housing and the Built Environment*, 24(1), 85–87.
<https://doi.org/10.1007/s10901-008-9133-x>
- Haffner, M. E. A. & Heylen, K. (2011).** User costs and housing expenses. Toward a more comprehensive approach of affordability. *Housing Studies*, 26(4), 593–614.
<https://doi.org/10.1080/02673037.2011.559754>
- Haffner, M. & Boumeester, H. (2014).** Is renting unaffordable in the Netherlands? *International Journal of Housing Policy*, 14(2), 117–140.
<https://doi.org/10.1080/14616718.2014.908570>
- Hancock, K. E. (1993).** Can Pay? Won't pay? Or economic principles of affordability? *Urban Studies*, 30(1), 127–145.
<https://doi.org/10.1080/00420989320080081>
- Kangasharju, A. (2010).** Housing Allowance and the Rent of Low-Income Households. *Scandinavian Journal of Economics*, 112(3), 595–617.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-9442.2010.01615.x>
- Kemp, P. A. (2007).** *Housing allowances in comparative perspective*. Bristol: Policy Press.
<https://doi.org/10.2307/j.ctt9qgn9n>
- Kemp, P. A. & Kofner, S. (2010).** Contrasting varieties of private renting: England and Germany. *International Journal of Housing Policy*, 10(4), 379–398.
<https://doi.org/10.1080/14616718.2010.526401>
- Laferrère, A. & Le Blanc, D. (2002).** Comment les aides au logement affectent-elles les loyers ? *Economie et Statistique*, 351, 3–30.
<https://doi.org/10.3406/estat.2002.7403>
- Laferrère, A. & Le Blanc, D. (2004).** How do housing allowances affect rents? An empirical analysis of the French case. *Journal of Housing Economics*, 13(1), 36–67.
<https://doi.org/10.1016/j.jhe.2004.02.001>
- Lens, M. C. (2017).** Extremely low-income households, housing affordability and the Great Recession. *Urban Studies*, 55(8), 1615–1635.
<https://doi.org/10.1177/0042098016686511>
- Lux, M. (2007).** The Quasi-Normative Approach to Housing Affordability: The Case of Czech Republic. *Urban Studies*, 44(5-6), 1109–1124.
<https://doi.org/10.1080/00420980701255981>

- Musgrave, R. (1957).** A Multiple Theory of Budget Determination; *FinanzArchiv*, 25, 33–43.
<http://www.jstor.org/stable/40909134>
- Nichèle, V. (1989).** Effets redistributifs et gains d'efficacité de l'allocation de logement en France : une analyse micro-économique. *Économie et prévision*, 91, 19–34.
<https://doi.org/10.3406/ecop.1989.5136>
- 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.
<https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>
- Rowley, S., Ong, R. & Haffner, M. (2015).** Bridging the Gap between Housing Stress and Financial Stress: The Case of Australia. *Housing Studies*, 30(3), 473–490.
<https://doi.org/10.1080/02673037.2014.977851>
- Salvi del Pero, A., Adema, W., Ferraro, V. & Frey, V. (2016).** Policies to promote access to good-quality affordable housing in OECD countries. OECD *Social, Employment and Migration Working Papers* N° 176.
<https://doi.org/10.1787/5jm3p5gl4djd-en>
- Stone, W., Sharam, A., Wiesel, I., Ralston, L., Markkanen, S. & James, A. (2015).** Accessing and sustaining private rental tenancies: critical life events, housing shocks and insurances. AHURI *Final Report* N° 259.
<https://www.ahuri.edu.au/research/final-reports/259>
- Susin, S. (2002).** Rent Vouchers and the Price of Low-Income Housing. *Journal of Public Economics*, 83(1), 109–152.
[https://doi.org/10.1016/S0047-2727\(01\)00081-0](https://doi.org/10.1016/S0047-2727(01)00081-0)
- Wetzstein, S. (2017).** The global urban housing affordability crisis, critical commentary. *Urban Studies*, 54(14), 1–19.
<https://doi.org/10.1177/0042098017711649>
-

Variables de contrôle de l'analyse économétrique

Nom de la variable	Description
PerteEmploi	Perte d'emploi au cours des quatre dernières années
MaxAL	L'AL ramène à 0 la charge nette du logement
Perte-Max	Paramètre d'interaction (perte d'emploi et AL ramenant à 0 la charge nette du logement)
JusteAL	Tout juste bénéficiaire de l'AL
Perte-Juste	Paramètre d'interaction (perte d'emploi et tout juste bénéficiaire de l'AL)
ChargeN	Charge nette du logement (loyer, charges et taxes d'habitation)
Âge	Âge du membre du couple le plus éduqué par tranches d'âge
Aide_au_revenu	Aide au revenu minimum garanti (« Revenu Solidarité Active »)
Éd_0	Aucun diplôme ni ancien certificat d'études primaires (référence)
Éd_1	BEPC ou BE
Éd_2	CAP ou BEP
Éd_3	Baccalauréat
Éd_4	Deux années d'études postsecondaires
Éd_5	Plus de deux années d'études postsecondaires
Fam_couple	Couple sans enfant
Fam_célibataire	Célibataire
Fam_mono12	Famille monoparentale avec 1 ou 2 enfants
Fam_mono3	Famille monoparentale avec 3 enfants ou plus
Fam_enfant12	Couple avec 1 ou 2 enfants
Fam_enfant3	Couple avec 3 enfants ou plus
Fam_autre	Autre type de famille
Étranger	N'a pas la nationalité française
Devenu français	A acquis la nationalité française
L social	Ménage vivant dans un logement subventionné (secteur social)
zone_21	En zone 2 dans une unité urbaine de [100 000; 1 999 999[habitants
zone_22	En zone 2 dans une unité urbaine de [10 000; 99 999[habitants
zone_23	En zone 2 dans une unité urbaine de moins de 10 000 habitants
zone_32	En zone 3 dans une unité urbaine de [10 000; 99 999[habitants
zone_33	En zone 3 dans une unité urbaine de moins de 10 000 habitants
Arrivée_1	Moins d'un an dans le logement
Arrivée_2	De 1 à 4 ans dans le logement
Arrivée_3	De 4 à 8 ans dans le logement
Arrivée_4	De 8 à 12 ans dans le logement
Arrivée_5	Plus de 12 ans dans le logement (référence)
Éducation formelle	Indicatrices du niveau d'éducation formelle
Type de ménage	Indicatrices: célibataire, famille monoparentale, couple avec enfants, autre type (de foyer)
Zone	Indicatrices des zones de résidence combinées à la taille de la population
Arrivée	Indicatrices de la date d'arrivée dans l'unité d'habitation
Zone 1	Agglomération de Paris, dans la région Ile-de-France (IDF)
Zone 2	Autres villes d'IDF et les agglomérations de plus de 100 000 habitants.
Zone 3	Les communes qui ne font partie ni de la zone 1 ni de la zone 2

Le sentiment d'insécurité de l'emploi en France : entre déterminants individuels et pratiques managériales

The Perception of Job Insecurity in France: Between Individual Determinants and Managerial Practices

Stéphanie Moullet* et Zinaïda Salibekyan**

Résumé – Dans quelle mesure la perception du risque de perte d'un emploi depuis la crise est-elle affectée par la nature de l'environnement professionnel, la politique de gestion des ressources humaines de l'établissement employeur, sa situation économique – ou ce que les salariés en connaissent ou en perçoivent ? Comprendre ce qui détermine le sentiment d'insécurité de l'emploi est encore peu souvent l'objet de recherches en économie du travail, alors que ce ressenti a des effets avérés notamment sur le comportement sur le marché du travail et la santé des salariés. L'analyse est menée pour la France, en mobilisant les données couplées salariés-employeurs de l'enquête *REPONSE* 2011. On estime un modèle multiniveau à constante aléatoire, après avoir transformé la variable de risque déclaré de perte d'emploi en une variable « pseudo » continue d'insécurité perçue. On montre que les pratiques managériales basées sur la communication, favorisant les échanges entre salariés et directions, tout comme la participation aux bénéfices ou l'intéressement des salariés, apparaissent atténuer le sentiment d'insécurité de l'emploi.

Abstract – *Since the crisis, to what extent is the perception of the risk of job loss affected by the nature of the work environment, the employer's human resources management policy and its economic situation – or what employees know or perceive about it? Understanding what determines the perception of job insecurity is still rarely the subject of research in labour economics, even though this perception has proven effects, particularly on labour market behaviour and employee health. The analysis is conducted for France, using linked employee-employer data from the REPONSE 2011 survey. A multilevel random constant model is estimated after transforming the reported risk of job loss variable into a “pseudo” continuous variable of perceived insecurity. We show that managerial practices based on communication, promoting exchanges between employees and management, as well as employee profit-sharing or incentive schemes, appear to reduce the perception of job insecurity.*

Codes JEL / JEL Classification : J81, J28, O15

Mots-clés : Sentiment d'insécurité de l'emploi, pratiques managériales, établissement, modèle de probabilité linéaire, approches multiniveaux

Keywords: *perceived job insecurity among employees, managerial practices, workplace, linear probability model, multi-level approach*

Rappel :

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

* Aix Marseille Université et CNRS, LEST (stephanie.moullet@univ-amu.fr)

** CEET-CNAM au moment de la rédaction de cette étude (zinaida.salibekyan@travail.gouv.fr)

Reçu le 29 mars 2017, accepté après révisions le 22 mai 2018

Depuis le milieu des années 1970, on observe en France une hausse globale de l'insécurité de l'emploi, entendue comme des alternances fréquentes entre situation d'emploi et de non-emploi. Cette hausse reflète la flexibilisation du marché du travail et le développement des formes particulières d'emploi (Cahuc & Postel-Vinay, 2002), et la crise économique de 2008 a encore renforcé le risque de perte d'emploi et l'incertitude globale des salariés sur l'avenir de leur emploi ; le taux de chômage est en effet un déterminant majeur de la perception de l'insécurité de l'emploi. Erlinghagen (2008) montre pour un ensemble de pays européens que le taux de chômage de longue durée renforce cette perception, indépendamment de la situation des salariés sur le marché du travail.

La première contribution traitant du sentiment d'insécurité de l'emploi, celle de Greenhalgh & Rosenblatt (1984), le définit comme « l'impuissance ressentie à préserver la continuité souhaitée dans une situation de menace sur l'emploi ». Les salariés peuvent alors se sentir menacés même quand leur contrat de travail, à durée indéterminée par exemple, est réputé stable. Ainsi en France, le sentiment d'une insécurité croissante de l'emploi, déjà répandu avant la survenue de la crise, s'est notablement renforcé depuis parmi les salariés du secteur privé en contrat à durée indéterminée : 16 % craignaient de perdre leur emploi en 2005, et 24 % en 2013 (Algava, 2015). Même s'ils constituent la forme « normale »¹ de la relation de travail, plus d'un tiers des CDI sont rompus avant un an pour sur la période 2007-2011 (Paraire, 2015). Plus globalement, le sentiment d'insécurité et la rigueur de la protection de l'emploi, pourtant importante en France (Deloffre & Rioux, 2005), s'avèrent être sans lien une fois contrôlées les caractéristiques des salariés et celles de leur emploi – voire négativement liées (Postel-Vinay & Saint-Martin, 2004). Dans le contexte français de chômage de masse, les salariés sont à la fois très protégés et très anxieux (Maurin, 2009). Leur perception du risque, compte tenu de l'ampleur de la perte possible, nourrirait leur peur : la peur de perte d'emploi (du déclassement pour Maurin) est une notion psychologique et sociale distincte de la réalité du chômage proprement dit. Dit autrement, même quand le risque de perte d'emploi est objectivement faible pour certains, ils perdent pour autant en espérance dans une société où retrouver un emploi est difficile ; le risque découle de l'ampleur de la perte plutôt que de sa probabilité. Par ailleurs, le risque perçu peut être plus ou moins important, de très élevé à nul en passant

par une situation intermédiaire où le risque ne peut être évalué comme élevé ou comme faible, autrement dit il est inconnu ou incertain².

Jusqu'ici, les travaux en économie du travail ont été peu nombreux à s'intéresser à la dimension subjective de l'insécurité de l'emploi. Comme toute variable de ressenti, ses déterminants sont multidimensionnels, et relèvent aussi d'autres champs disciplinaires comme celui de la psychologie (Fernandez-Ballesteros, 2002). On en sait finalement très peu sur les déterminants de la perception par les salariés de leur insécurité d'emploi alors même que la perception d'un risque de perte de l'emploi a des conséquences aussi importantes sur les comportements que la perte d'emploi elle-même. Il est ainsi tout à fait important de comprendre ce qui gouverne la formation du ressenti (Postel-Vinay & Saint-Martin, 2004). Dès 2005, le Conseil de l'emploi, des revenus et de la cohésion sociale recommandait que la perception de l'insécurité de l'emploi fasse l'objet de nombreuses études, soulignant que « la perception du risque a des conséquences sur le bien-être et les comportements des agents qui la rendent aussi intéressante que le risque réel » (Conseil de l'emploi, des revenus et de la cohésion sociale, 2005, p. 129). On sait en effet que le sentiment d'insécurité de l'emploi des salariés nuit à leurs performances professionnelles et leur vie familiale (Bohle *et al.*, 2001 ; Böckerman, 2004 ; Sverke *et al.*, 2002) et qu'il conditionne les mobilités volontaires sur le marché du travail. Examiner le sentiment d'insécurité fait donc particulièrement sens d'un point de vue de politique publique. Divers travaux ont également souligné les implications de ce ressenti en termes de bien être en général, à travers ses effets sur la santé physique et mentale des individus (Burgal *et al.*, 2009 ; Ferrie *et al.*, 2005 ; Näswall & De Witte, 2003). Par exemple, pour les pays européens au milieu des années 2000, Burchell (2009) montre qu'à l'accroissement de l'insécurité de l'emploi correspondent l'augmentation des symptômes d'anxiété et de dépression et la baisse de qualité du sommeil. En France en 2013, la moitié des salariés dont la santé est altérée craignent de perdre leur emploi, contre 20 % parmi ceux qui sont en bonne santé (Algava, 2015). Récemment établi par Caroli & Godard (2016), l'effet proprement causal du sentiment d'insécurité de l'emploi sur la santé (une fois traité le caractère potentiellement

1. Selon l'article L1221-2 du code du travail, le contrat de travail à durée indéterminée est la forme normale et générale de la relation de travail.

2. L'incertitude se définit comme l'incapacité pour les salariés de prévoir les conséquences des choix et des décisions (Miliken, 1987). Cette incapacité provient du manque d'information.

endogène de ce sentiment d'insécurité) porte essentiellement sur le stress.

À côté du rôle du contexte du marché du travail et des attributs propres des salariés, le sentiment d'insécurité de l'emploi peut également être atténué ou renforcé par des facteurs de nature organisationnelle, tels que le type d'environnement professionnel, le niveau d'insécurité ressentie par les autres salariés du même établissement, le climat social dans ce dernier, sa politique de gestion des ressources humaines et ce que les salariés en connaissent ou perçoivent, et la situation économique propre de l'établissement employeur. Les facteurs de niveau individuel du sentiment d'insécurité sont ainsi imbriqués dans des contextes organisationnels constitués par les différents établissements employeurs. Prendre en considération ce contexte spécifique, au niveau des établissements, permet de faire un pas de plus dans la compréhension de l'insécurité ressentie, encore plus dans la mesure où les déterminants individuels et contextuels pour partie inobservés du sentiment d'insécurité influencent ce qui se produit sur le marché du travail (voir par exemple Abowd *et al.*, 1999), ainsi que la satisfaction professionnelle (Haile, 2015) ou encore la perception du bonheur (Ferrer-i-Carbonnell & Frijters, 2004). L'auto-évaluation de l'insécurité de l'emploi par les salariés ne s'analyse correctement qu'en prenant en compte simultanément les facteurs contextuels au niveau macro (par exemple le taux de chômage), les ressources individuelles des acteurs (par exemple le niveau d'éducation) au niveau micro (Erlinghagen, 2008 ; Esser & Olsen, 2012) et l'établissement employeur au niveau méso. À notre connaissance, les liens entre les déterminants associés au lieu de travail et l'insécurité perçue par les salariés n'ont pas été investigués empiriquement pour la France, à l'exception de Amossé *et al.* (2016) : dans une étude comparative sur l'insécurité d'emploi perçue par les salariés en France et en Grande-Bretagne, ils montrent qu'en contrôlant les caractéristiques des individus et des établissements, il n'y a pas eu de changement significatif dans l'insécurité ressentie depuis la survenue de la crise³.

Dans cet article, on s'attache à examiner l'insécurité de l'emploi ressentie par les salariés en investiguant ses déterminants individuels mais surtout ceux associés à l'établissement employeur. Notre objectif est donc de caractériser le contexte dans lequel les salariés expriment leurs craintes et de mesurer l'effet de celui-ci en mobilisant un ensemble de variables,

dont des variables caractérisant les politiques managériales, pour évaluer le rôle spécifique de chacune sur le ressenti des salariés. Pour cela, nous mobilisons les données de l'enquête nationale couplée salariés-employeurs *REPONSE* 2011 (Dares), qui permet de mener de concert l'analyse des pratiques de gestion des ressources humaines des employeurs et la situation des salariés. L'intérêt de l'enquête est aussi de fournir une mesure graduée du risque de perte d'emploi perçu, qui permet de prendre en compte une intensité de l'insécurité ressentie, en distinguant l'insécurité de la sécurité et d'une situation intermédiaire où le risque est inconnu. L'analyse empirique porte précisément sur les salariés de plus de 15 mois d'ancienneté dans les établissements de 11 salariés ou plus du secteur marchand non agricole.

Le reste de l'article est organisé comme suit. La première partie apporte des éléments de la littérature portant sur l'insécurité d'emploi perçue et l'insécurité dite objective. Elle est suivie de la présentation des données et des variables retenues pour l'analyse. Puis l'approche méthodologique mobilisée est exposée. Enfin, les résultats obtenus sont discutés dans une partie finale.

Perception de l'insécurité de l'emploi et insécurité objective

La dimension subjective de l'insécurité de l'emploi à laquelle on s'intéresse a fait l'objet de nombreux travaux qui défendent l'idée selon laquelle l'insécurité ne peut correspondre à un état objectif dans la mesure où elle résulte de ce que les individus ressentent et vivent : une situation économique peut être considérée comme correspondant à un état d'insécurité ou non selon à la fois la perception qu'en ont des individus différents et leurs propres capacités à faire face à l'insécurité. Ceci est en lien avec leurs expériences individuelles et leurs pratiques antérieures dont la composante subjective ou psychologique – le sentiment d'anxiété ou de sureté – est prédominante. Ainsi, dans sa dimension subjective, l'insécurité de l'emploi dépend éminemment de l'individu et peut être ressentie de manière différente par deux salariés différents alors même que leur situation objective d'emploi est identique. Selon Van Vuuren

3. Les données utilisées sont celles de l'enquête *REPONSE* et de l'enquête britannique *WERS* (Workplace Employment Relations Survey) 2004/2005 et 2010/2011.

(1990), l'insécurité de l'emploi comprend aussi une dimension relative à l'incertitude de l'avenir. Ne pas savoir si l'emploi occupé aujourd'hui le sera durablement est une composante centrale de l'insécurité perçue.

Pour Anderson & Pontusson (2007), l'insécurité d'emploi subjective relève d'un aspect cognitif, à savoir le risque perçu par les salariés de perdre leur emploi dans un futur proche. Dans cet article, on adopte précisément cette définition qui se base sur l'appréciation par les salariés eux-mêmes du risque de perdre leur emploi (RPE) dans l'année qui vient. Gallie *et al.* (2016) distinguent l'inquiétude de perdre son emploi (*job tenure insecurity*) de l'inquiétude de perdre certaines caractéristiques de l'emploi importantes pour le salarié (*job status insecurity*). Chung & van Oorschot (2011) abordent aussi l'insécurité de l'emploi (*employment insecurity*) comme la combinaison de l'insécurité de l'emploi perçue par le salarié (les individus pensent qu'ils vont perdre leur emploi dans l'année à venir) et l'insécurité du marché du travail, à savoir le risque de ne pas retrouver un emploi rapidement.

Du côté de l'insécurité de l'emploi dite objective, on trouve également dans la littérature plusieurs définitions. C'est en se basant sur la perte possible de l'emploi plutôt que sur les perspectives d'embauche qu'est appréhendée l'insécurité sur le marché du travail (Dixon *et al.*, 2013). Des travaux définissent la sécurité, et « en creux » son contraire, comme multidimensionnelles (Wilthagen & Tros, 2004) : la sécurité de l'emploi (*job security*) correspond à la possibilité de conserver un emploi donné chez un employeur donné. La sécurité d'emploi et d'employabilité (*employment and employability security*), moins restrictive, est la possibilité de détenir un emploi et donc de ne pas être en recherche d'emploi. La sécurité du revenu (*income security*), plus large encore, correspond au fait de pouvoir disposer d'un revenu tout au long de sa vie, en particulier en l'absence d'emploi. Enfin, la sécurité de conciliation (*combination security*) correspond à la possibilité de concilier tout au long de la vie activité rémunérée et non rémunérée.

L'essentiel des travaux sur l'insécurité d'emploi subjective a été conduit sur la base de données individuelles pour les pays d'Europe de l'Ouest (voir par exemple Rugulies *et al.*, 2006), le Canada (McDonough, 2000), et Taiwan (Cheng *et al.*, 2005). De nombreux travaux montrent que cette insécurité perçue dépend pour partie

seulement du risque objectif d'exposition au risque. Ces travaux portent globalement sur l'insécurité générée par la globalisation, le changement technologique et de compétences, et la dualisation du marché du travail (Chung & van Oorschot, 2011 ; Clark & Postel-Vinay, 2009 ; Erlinghagen, 2008 ; Näswell & De Witte, 2003). Par exemple, dans un contexte de croissance de l'emploi atypique, le contrat de travail à durée limitée est associé à davantage d'insécurité ressentie que lorsque sa durée est illimitée (Chung & van Oorschot, 2011, entre autres). Mais la relation entre ancienneté dans l'emploi et insécurité subjective n'est quant à elle pas clairement établie. On peut s'attendre à ce que l'ancienneté, en permettant l'accumulation de capital humain spécifique à l'entreprise (Becker, 1964) et le développement dans le temps de la confiance mutuelle entre salariés et employeurs (Rosen, 1985), protège les salariés du risque de licenciement. Dans le contexte du régime dual du marché du travail français, les salariés protégés aux anciennetés élevées s'opposent à un volant de main-d'œuvre précaire, largement exclue de la formation en entreprise et plus exposée à la mobilité contrainte (Le Barbanchon & Malherbert, 2013). Dans ce cadre, il est aussi possible de penser que nombre de salariés envisagent ces mobilités comme « normales », les pertes d'emploi apparaissant alors moins comme des risques que comme des transitions à gérer.

Par ailleurs, d'autres travaux mettent en lumière des différences de genre en matière d'insécurité perçue, plus élevée chez les femmes et ce en lien avec leur situation globalement plus précaire sur le marché du travail (Green, 2009). Le sentiment d'insécurité est aussi lié à l'âge des salariés (Erlinghagen, 2008 ; Green, 2009), de même qu'à leur niveau d'éducation, proxy des niveaux individuels de capital humain (Green, 2009 ; Postel-Vinay & Turon, 2007). Enfin, des expériences antérieures de chômage accentuent l'insécurité ressentie de l'emploi, dans la mesure où ces interruptions rendent les reprises d'activité plus difficiles (Erlinghagen, 2008 ; Esser & Olsen, 2012). Le recours au chômage partiel, accru depuis la crise de 2008 (Calavrezo & Lodin, 2012), permet aux entreprises de réduire leur volant de main-d'œuvre (les salariés travaillant moins que le temps de travail légal) pour éviter les licenciements. Ce dispositif a sans aucun doute comme effet d'augmenter chez les salariés leur incertitude vis-à-vis de l'avenir et pour certains leur sentiment d'insécurité. *A contrario*, la formation en emploi, possible support de mobilité ascendante, réduit la perception de l'insécurité de l'emploi (Goux

& Maurin, 1997). L'accès à la formation des salariés peut en effet leur permettre d'accroître leur niveau de compétences, d'être plus informés sur les compétences à acquérir et donc de se sentir mieux armés face à des aléas. Pour l'employeur, la formation et le développement des compétences qu'elle permet peuvent être un outil de fidélisation des salariés, dès que ces compétences sont valorisées sur son marché du travail interne. Forth *et al.* (2016) montrent qu'il y a un lien positif entre le fait pour un salarié d'appartenir au marché interne d'un établissement et celui de bénéficier d'une formation formelle⁴. On peut donc s'attendre à ce que la participation à la formation professionnelle accroisse le sentiment de sécurité de l'emploi des salariés et diminue la perception d'incertitude car elle peut être considérée comme un signe pour les salariés de leur appartenance au marché interne de l'établissement.

Par ailleurs, les pratiques managériales ayant pour objet d'améliorer la performance des salariés, telles que les pratiques d'incitation ou la régularité d'entretiens individuels avec les supérieurs hiérarchiques, peuvent avoir un effet sur la perception de l'insécurité de l'emploi (Gallie *et al.*, 2016⁵). Si ces types de pratiques peuvent accroître le RPE dans le cas de sous-performance, elles peuvent aussi réduire l'insécurité perçue. En effet, en cherchant à augmenter la productivité, elles impliquent des investissements plus élevés dans les compétences des salariés et incitent par-là les employeurs à garder leurs salariés (Gallie *et al.*, 2016).

Les travaux empiriques examinés ici ont principalement mis en avant les déterminants de niveau individuel du sentiment d'insécurité de l'emploi, qu'il s'agisse des attributs des salariés ou des emplois qu'ils occupent. Ils témoignent aussi de la difficulté à définir et saisir le sentiment d'insécurité, qui, s'il s'oppose

à celui de sécurité, est pour partie un sentiment d'incertitude. Notre contribution ici consiste à relier les politiques d'entreprise, les pratiques de gestion des ressources humaines et la perception de l'insécurité de l'emploi avec une mesure distinguant l'insécurité ressentie de l'incertitude.

Le sentiment d'insécurité de l'emploi des salariés : premier regard descriptif

Dans l'enquête *REPONSE* (encadré 1), les salariés sont précisément interrogés sur leur évaluation des risques de perdre leur emploi au cours des 12 prochains mois ; les réponses possibles vont de « nuls » à « très élevés », en incluant une modalité « ne sait pas » (tableau 1). En 2011, près de 13 % des salariés estiment ces risques élevés (8.6 %) ou très élevés (4.1 %), et plus de 67 % les estiment faibles (37.5 %) ou nuls (29.9 %). Près de 20 % déclarent ne pas savoir : cette incertitude sur la durée de l'emploi ou la situation peut être considérée comme une dimension majeure du sentiment d'insécurité de l'emploi, voire d'un sentiment d'impuissance (Dekker & Schaufeli, 1995). Dans cette première approche descriptive, le degré d'insécurité perçue est appréhendé à partir de trois modalités que l'on peut ordonner : élevée, inconnue et faible.

Le niveau d'insécurité ressenti varie selon les caractéristiques des salariés. Les statistiques descriptives font surtout apparaître, sans grande surprise, que le sentiment d'insécurité est le plus répandu d'abord parmi les salariés qui ont

4. Seule la participation à la formation formelle est une information disponible dans l'enquête *REPONSE*.

5. Gallie *et al.* (2016) examinent les liens entre l'insécurité subjective des salariés - leur risque de perte d'emploi - et les contextes organisationnels à partir des données British Skills and Employment Survey de 2012. Parce qu'individuelles, ces données ne permettent pas de prendre en compte l'hétérogénéité des établissements.

Tableau 1

L'évaluation par les salariés des risques de perdre leur emploi (RPE) - Réponses à la question « Selon vous quels sont les risques de perdre votre emploi au cours des 12 prochains mois ? »

(En %)

Très élevés	4.1	RPE élevé ou insécurité	12.7
Élevés	8.6		
Ne sait pas	19.9	RPE inconnu	19.9
Faibles	37.5	RPE faible ou sécurité	67.4
Nuls	29.9		

Note de lecture : en 2011, 29.9 % des salariés considéraient que les risques de perdre leur emploi dans le 12 prochains mois étaient nuls. Champ : établissements du secteur privé de plus de 11 salariés, ayant au moins 15 ans d'ancienneté. Données pondérées. Source : Dares, enquête *REPONSE* 2011.

connu du chômage au cours des trois années précédentes, puis parmi ceux qui sont en CDD (tableau 2). À l'autre extrême, c'est parmi les salariés les plus diplômés que le sentiment de sécurité est le plus élevé, augmentant d'ailleurs régulièrement avec le niveau du diplôme ; la proportion de ceux qui déclarent ne pas savoir si le risque est élevé ou faible varie en sens inverse. Si on retient l'idée que ce risque est inconnu quand les individus n'ont pas suffisamment d'information et/ou qu'ils sont incapables de faire la distinction entre les informations pertinentes et non-pertinentes (Giffort *et al.*, 1979), alors les plus diplômés, davantage que les autres, sont à même d'évaluer leur situation d'emploi. *A contrario*, les moins diplômés sont en proportion plus élevée que la moyenne à déclarer ne pas « savoir » leur RPE. Les tendances du ressenti pour les autres caractéristiques des salariés sont moins directement interprétables étant donné la corrélation entre diverses caractéristiques. Il est cependant intéressant de noter que les niveaux de RPE déclarés par les femmes et par les hommes sont tout à fait similaires.

Le sentiment d'insécurité des salariés varie également selon la situation économique et la gestion des ressources humaines de l'établissement employeur (tableau 3). Ainsi, les salariés des établissements dont le volume d'activité a baissé ou qui ont ajusté à la baisse les effectifs au cours des trois dernières années déclarent plus souvent un sentiment d'insécurité de l'emploi et, en toute logique, moins souvent un sentiment de sécurité. Le sentiment d'insécurité apparaît également variable selon le climat social : un climat social tendu est associé à une plus forte proportion de salariés exprimant un sentiment d'insécurité élevé ou d'incertitude. Une conflictualité élevée – mesurée par la fréquence de grèves de courte durée (moins de deux journées) au cours des trois dernières années – semble en revanche associée à de plus faibles proportions de salariés déclarant un RPE élevé ; une explication possible serait que le niveau de conflictualité manifeste un contexte dans lequel les salariés ont la capacité de se mobiliser *vs* un contexte de forte précarité ou de découragement. Une autre explication serait que, sachant que conflictualité

ENCADRÉ 1 – L'enquête *REPONSE*

Les données utilisées pour analyser la perception individuelle de l'insécurité de l'emploi sont issues de l'enquête *Relations Professionnelles et Négociations d'Entreprises (REPONSE)* 2011 menées par la Dares. Depuis 1993, la Dares interroge, tous les six ans, à travers cette enquête, les acteurs des relations sociales dans les établissements. L'enquête de 2011 fournit ainsi pour la 3^e fois une photographie des relations sociales dans les entreprises en France.

L'enquête a pour ambition de comprendre la dynamique des relations professionnelles au sein des établissements entre les directions, les institutions représentatives du personnel et les salariés. Cet objectif justifie la multiplicité des acteurs enquêtés. Les établissements enquêtés, échantillonnés aléatoirement, le sont au travers d'un entretien en face à face avec un représentant de la direction. Ces établissements appartiennent aux secteurs privé et semi-public (hors administration et agriculture) représentatifs en termes de taille et de secteur d'activité et ils comptent au moins 11 salariés. Les salariés sont interrogés, par voie postale, à la condition d'avoir au moins 15 mois d'ancienneté dans l'établissement ; ils représentent 87 % des salariés employés dans le secteur marchand non agricole des établissements de 11 salariés et plus. Ce seuil d'ancienneté conduit à surreprésenter dans l'enquête les salariés en contrat à durée indéterminée dont l'insécurité d'emploi objective et probablement l'insécurité ressentie est moindre que pour les autres salariés – avec cette ancienneté minimale, plus de 90 % sont en CDI.

L'enquête permet ainsi de croiser les points de vue des acteurs en interrogeant d'une part un représentant de la

direction (volet Direction – plus environ 4 000 entretiens), d'autre part un représentant du personnel (lorsqu'il y en a un – près de 2 400 entretiens) et par ailleurs un échantillon de salariés (plus de 18 000 enquêtés). Dans la mesure où les déterminants de l'insécurité de l'emploi sont des variables relevant à la fois du niveau des salariés et du niveau de l'établissement (ce niveau plutôt que celui de l'entreprise permet davantage l'analyse des pratiques organisationnelles – Askenazy & Grenet, 2009), on recourt ici aux données couplées des volets « Salariés » et « Directions ».

Une fois supprimées les non réponses relatives à la perception de l'insécurité de l'emploi ainsi que les observations présentant des informations manquantes pour les variables individuelles, on dispose d'un échantillon de 10 033 observations individuelles (salariés) appartenant à 3 506 établissements.

Notons que les salariés qui ne répondent pas à la question sur le risque de perdre leur emploi ont des caractéristiques individuelles plutôt plus proches de ceux qui se disent en insécurité que des autres salariés, hormis leur ancienneté dans l'établissement qui est plus élevée (la part des anciennetés de moins de 5 ans est de 20 % *vs* 28 et 32 % pour les salariés se disant respectivement en sécurité et en insécurité).

Par ailleurs, pour prendre en compte les contextes économiques locaux sur la perception individuelle de l'insécurité de l'emploi, les taux de chômage départementaux en 2011 (Insee) sont imputés aux observations individuelles.

Tableau 2
Insécurité de l'emploi subjective et caractéristiques des salariés

(En %)

	RPE faible Sécurité	RPE inconnu	RPE élevé Insécurité
<i>Type de contrat de travail</i>			
CDI	67.8	19.6	12.6
Intérimaire	73.0	20.6	6.4
CDD	59.8	23.4	16.8
<i>Ancienneté dans l'établissement</i>			
Moins de 5 ans	68.7	18.0	13.3
De 5 à 10 ans	69.5	19.5	11.0
Plus de 10 ans	65.8	21.2	13.0
<i>Chômage partiel au cours des 3 dernières années</i>			
Absence de chômage partiel	54.7	23.6	21.7
<i>Formation financée par l'employeur au cours des 3 dernières années</i>			
Absence de formation	69.1	19.1	11.8
<i>Formation financée par l'employeur au cours des 3 dernières années</i>			
Formation financée par l'employeur au cours des 3 dernières années	73.4	15.5	11.1
Absence de formation	62.3	23.6	14.1
<i>Sexe</i>			
Homme	67.5	19.3	13.2
Femme	67.2	20.5	13.3
<i>Classe d'âge en 2011</i>			
16-29 ans	74.2	15.0	10.8
30-49 ans	66.0	20.7	13.3
50 et plus	60.4	30.0	9.6
<i>Niveau d'éducation</i>			
Sans diplôme	49.2	39.9	10.8
BEPC	61.2	23.3	15.5
CAP-BEP et Bac.	65.8	21.5	12.7
Bac + 2	74.5	12.6	12.9
Bac + 3/4	76.9	9.1	14.0
Bac + 5 et plus	79.9	7.2	12.9
Ensemble	67.4	19.9	12.7

Note de lecture : en 2011, parmi les salariés en CDI, 67.8 % ont un sentiment de sécurité d'emploi (ou estiment leur RPE faible) alors que ce n'est le cas que de 59.8 % des salariés en CDD.

Champ : établissements du secteur privé de plus de 11 salariés, ayant au moins 15 moins d'ancienneté. Données pondérées.

Source : Dares, enquête REPONSE 2011.

et ampleur des négociations vont de pair dans les établissements (Béroud *et al.*, 2008), la présence de représentants du personnel pour négocier et leur capacité à le faire contribueraient au sentiment d'une certaine sécurité pour les salariés. On observe également quelques différences associées à des changements de l'organisation du travail : ainsi, la part du sentiment de sécurité est plus faible quand il y a eu des suppressions de fonctions dans le passé proche, et à l'inverse plus forte parmi les salariés des établissements qui ont mis en place ou modifié un référentiel de compétences au cours des trois dernières années.

D'autres caractéristiques des pratiques managériales semblent favoriser un sentiment de sécurité de l'emploi. C'est le cas de la communication régulière entre les salariés et leur hiérarchie (existence d'entretiens périodiques), et de la qualité du dialogue social évaluée par l'existence de consultations des salariés et de

leurs représentants plutôt que de décisions prises unilatéralement par les directions en cas de difficultés. Le management de l'établissement est caractérisé plus avant par deux indicateurs : l'un porte sur la fixation aux salariés d'objectifs précis et quantifiés ; l'autre sur les pratiques d'incitation (encadré 2). Si aucun lien ne se dégage clairement entre le sentiment d'insécurité et l'existence d'objectifs, les salariés qui bénéficient de pratiques plus incitatives (primes par exemple) expriment moins souvent un sentiment d'insécurité ou d'incertitude et plus souvent un sentiment de sécurité (encadré 2, tableau A).

Après ces premiers constats, il s'agit désormais d'identifier les déterminants de l'insécurité perçue et leurs effets respectifs, en dissociant ceux qui relèvent du salarié lui-même de ceux qui tiennent au contexte professionnel et organisationnel dans l'établissement.

Tableau 3
Insécurité de l'emploi subjective et contexte organisationnel et managérial de l'établissement

(En %)

	RPE faible Sécurité	RPE inconnu	RPE élevé Insécurité
<i>Évolution des effectifs salariés au cours des 3 dernières années</i>			
Augmentation	73.0	18.7	8.3
Maintien	67.0	21.2	11.8
Réduction	59.8	19.9	20.5
<i>Volume de l'activité au cours des 3 dernières années</i>			
Augmentation	74.0	17.3	8.7
Stabilité	66.7	21.9	11.4
Diminution	57.8	21.5	20.7
<i>Référentiel de compétences</i>			
Mise en place ou modification au cours des 3 dernières années	70.7	17.1	12.2
Sans changement	65.6	21.4	13
<i>Suppression de fonctions au cours des 3 dernières années</i>			
Pas de suppression	63.6	17.6	18.3
	68.5	20.6	10.9
<i>Diffusion à l'ensemble des salariés d'informations sur les perspectives d'évolution de l'emploi</i>			
Régulièrement	69.0	18.6	12.4
Occasionnellement	64.7	22	13.3
Jamais	66.0	21.5	12.5
<i>Entretiens périodiques entre salariés et leurs supérieurs</i>			
Pour tous les salariés	69.8	18.0	12.2
Pas d'entretien ou seulement certains salariés	62.7	23.7	13.6
<i>Climat social de l'établissement</i>			
Calme	68.3	20.4	11.3
Tendu	61.1	16.8	22.1
<i>Fréquences des grèves de moins de 2 jours (au cours des 3 années passées)</i>			
Plus de 5	39.8	44.5	15.7
3 à 5	39.4	43.2	17.4
1 à 2	35.9	44.7	19.4
Aucune	33.4	42.6	24.0
<i>Réaction de la direction en cas de difficulté</i>			
Absence de difficulté	43.9	26.4	29.7
Pas d'initiative particulière	28.4	51.3	20.3
Décisions unilatérales	29.5	46.6	23.9
Consultation des salariés et des RP pour trouver des solutions communes	39.1	41.2	19.7

Note de lecture : en 2011, parmi salariés dans les établissements où l'effectif des salariés a augmenté, 73 % perçoivent une sécurité de l'emploi.
 Champ : établissements du secteur privé de plus de 11 salariés, ayant au moins 15 moins d'ancienneté. Données pondérées.
 Source : Dares, enquête REPONSE 2011.

Quels déterminants de l'insécurité de l'emploi perçue par les salariés ?

Dans la mesure où l'on cherche à comprendre ce qui contribue à la formation du ressenti d'insécurité d'emploi des salariés, tenir compte, au-delà des attributs propres de ces derniers, des éléments du contexte de l'emploi est central. Pour ce faire, l'approche multiniveau (Goldstein, 2003 ; Bryk & Raudenbush, 2002) s'avère appropriée étant donné la structure hiérarchisée des données, où chaque salarié est situé dans un établissement particulier. La variable dépendante, traduisant la perception de l'insécurité de

l'emploi, est ainsi mesurée au premier niveau de la hiérarchie et les variables explicatives sont mesurées au niveau individuel et au niveau de l'établissement. Ne pas prendre en compte cette double source d'hétérogénéité conduirait à des biais d'estimation (Haile, 2015).

Stratégie d'estimation

Pour traiter du rôle du contexte de l'emploi, un modèle à effets fixes (modèle 1) est retenu en première approche : il consiste à considérer les effets contextuels non observés spécifiques à

chaque établissement employeur comme autant de paramètres à estimer. Ces derniers cependant absorbent ceux des différentes variables observables relatives aux établissements. Pour isoler alors les effets de chacune de ces variables d'établissement, on recourt en deuxième temps à un modèle multiniveau à constante aléatoire (modèles 2 et 3). Il permet une mesure des associations entre variables caractérisant les pratiques d'établissement notamment et insécurité d'emploi déclarée par les salariés. Il ne s'agit pas tant de contrôler une hétérogénéité du contexte de l'emploi pour limiter les biais d'estimation des effets propres des attributs individuels que de mettre en évidence l'effet des pratiques organisationnelles et RH des établissements sur l'insécurité perçue par les salariés. Par ailleurs, si cette approche permet de considérer la variance du contexte comme

une source d'information potentielle, elle suppose la validation d'une hypothèse forte selon laquelle les effets établissements non expliqués (c'est-à-dire au-delà des caractéristiques observables décrivant le contexte) sont indépendants des variables explicatives individuelles. Rappelons que les modèles à effets fixes ne reposent pas sur une telle hypothèse. En revanche, si cette dernière est vérifiée et si l'objectif de l'analyse est avant tout de mettre en évidence des effets de contexte, comme cela est le cas ici, alors le modèle à constante aléatoire est préférable (Givord & Guillerm, 2016).

La variable de perception de l'insécurité d'emploi – l'appréciation par les salariés du risque plus ou moins élevé de perdre leur emploi dans l'année qui vient – repose sur des modalités de réponse ordonnées : risque très élevé, élevé,

ENCADRÉ 2 – Construction des indicateurs de management par objectifs et de pratiques d'incitation

Pour construire l'indicateur relatif au management par objectifs, nous nous sommes basées sur la littérature sur les pratiques managériales (Bloom & Van Reeven, 2010) et sur le travail d'Askenazy & Forth (2016). L'indicateur est construit à partir des réponses positives à la question suivante :

« Dans chacun des domaines suivants, des objectifs précis et quantifiés ont-ils été fixés ? » [oui/non] : la qualité ; le respect du budget ; le gain de part de marché ; la rentabilité.

L'indicateur vaut 1 si des objectifs sont fixés pour ces 4 domaines, 0.75 s'ils ne sont fixés que pour 3 domaines, 0.5 s'ils sont établis pour 2 domaines, 0.25 pour 1 domaine et 0 s'il n'y a pas d'objectifs fixés explicitement.

L'indicateur de pratiques d'incitation est construit sur le même principe en combinant 4 caractéristiques : la détention par les salariés d'une part du capital de l'entreprise (par exemple en bénéficiant de stock-options), l'existence de primes liées à la performance collective, liées à la performance individuelle et enfin l'existence de lien entre les résultats de l'évaluation périodique des salariés et leurs salaires ou leurs primes. Comme pour l'indicateur ci-dessus, la valeur de l'indicateur va de 0 à 1 selon le nombre de modes d'incitation mis en œuvre.

Le tableau A montre la proportion de salariés par niveau de RPE ressenti pour les différentes valeurs de ces indicateurs.

Tableau A
Management, pratiques d'incitation et RPE

	RPE faible Sécurité	RPE inconnu	RPE élevé Insécurité
<i>Indicateur de management par objectifs</i>			
0	64.1	22.7	13.2
0.25	67.6	19.4	13.0
0.50	68.4	19.6	12.0
0.75	67.7	20.9	11.4
1	67.3	19.5	13.2
<i>Indicateur de pratiques d'incitation</i>			
0	53.2	28.4	18.4
0.25	65.4	22.5	12.2
0.50	67.3	18.4	14.3
0.75	67.9	20.3	11.9
1	71.4	16.9	11.8

Champ : établissements du secteur privé de plus de 11 salariés, ayant au moins 15 ans d'ancienneté. Données pondérées. Source : Dares, REPONSE 2011.

inconnu, faible ou nul. En « cardinalisant » cette variable à expliquer, il est possible de recourir à des modèles de probabilité linéaire (voir en annexe le détail de cette transformation) : les coefficients estimés à partir d'un modèle linéaire à constante aléatoire où la variable dépendante est désormais « pseudo » continue sont équivalents à ceux issus du modèle multinomial ordonné (Origo & Pagani, 2009 ; Van Praag & Ferrer-i-Carbonell, 2006 ; ou encore Van Praag *et al.*, 2004). Il est alors possible d'interpréter les coefficients du modèle linéarisé ainsi obtenus comme des effets marginaux⁶.

L'estimation du modèle à effets fixes en première approche (modèle 1) suggère que la prise en compte d'effets d'établissements comme des effets fixes est préférable à une estimation linéaire standard. Le modèle multiniveau à constante aléatoire permet un pas de plus puisqu'il comporte à la fois des variables individuelles et d'établissement et qu'il contrôle l'hétérogénéité non observée à ces deux niveaux. Cette modélisation s'avère être une approche préférable à la simple régression linéaire⁷ et l'intégration des variables individuelles (modèle 2) puis des variables caractérisant les établissements (modèle 3) montre que les unes comme les autres figurent au titre des déterminants de la perception de l'insécurité de l'emploi. La part de la variance des perceptions individuelles qui reste alors attribuable à des différences entre établissements est de 14 % (tableau 4). Chaque établissement est à ce stade caractérisé par les variables relatives à sa politique managériale, aux changements organisationnels et au climat social et à la présence syndicale (les variables figurant dans le tableau 3, ainsi qu'une indicatrice de présence syndicale) mais aussi par le secteur d'activité, la taille et l'ancienneté de son existence.

Dans quelle mesure la part du contexte restant inexplicée est-elle corrélée avec des variables individuelles ? On peut penser que la part des salariés en contrat à durée limitée d'un établissement, contrat plus fréquemment proposé aux jeunes et aux peu diplômés, est en lien avec les variables d'âge et de diplôme. Cette variable s'est avérée sans effet significatif sur l'insécurité de l'emploi perçue. De même, la proportion de cadres, qui peut jouer sur le recrutement et la stabilité d'emploi des plus diplômés, n'a pas non plus d'effet significatif sur le ressenti des salariés. De plus, les coefficients estimés et leur significativité dans les modèles à effets fixes apparaissent très peu différents de ceux obtenus par le modèle à constante aléatoire,

ce qui contribue à montrer la robustesse des résultats⁸. Ainsi, la modélisation multiniveau à constante aléatoire apparaît comme étant la plus pertinente.

Nous commentons successivement dans ce qui suit le rôle des caractéristiques des salariés puis celui de leur environnement, l'établissement d'abord et le contexte économique local ensuite. Les résultats sont tirés des estimations des modèles à constante aléatoire, celui où la variable dépendante est « cardinalisée » (modèle 3, tableau 4).

Les salariés récemment embauchés, en contrat à durée déterminée ou ayant connu du chômage expriment plus souvent un sentiment d'insécurité

En premier lieu, l'estimation confirme l'absence de différenciation du sentiment d'insécurité d'emploi selon leur sexe. L'insécurité d'emploi perçue varie en revanche avec l'âge. En effet, pour les plus jeunes (les moins de 30 ans), l'insécurité perçue est plus faible que pour la classe d'âge intermédiaire. C'est aux âges qui correspondent au moment de la construction de carrière et au cœur de la vie active que les salariés expriment plus souvent se sentir en insécurité. À cette période de la vie, la responsabilité d'enfants, encore au foyer ou en études, contribuent certainement à envisager la perte éventuelle d'emploi plus négativement qu'en l'absence d'enfant à charge (De Witte, 1999). Pour Gallie *et al.* (2016), du fait des responsabilités familiales et de l'obsolescence des compétences, les salariés ayant plus de 35 ans sont significativement plus inquiets d'une possible perte d'emploi. Avoir moins de 30 ans (plutôt qu'entre 30 et 50 ans) réduit de près de 20 %

6. Si la rapidité et flexibilité des estimations du modèle linéaire permettent de mettre en évidence de possibles effets d'interaction entre variables individuelles et variables contextuelles, nous ne poursuivons pas cette voie dans cette contribution.

7. L'estimation préalable d'un modèle sans variable explicative permet d'identifier la part dans la variance des perceptions individuelles qui est attribuable à des différences entre établissements. Le coefficient de corrélation intra-classe (ICC) est alors de 22 % : les différences de ressentis individuels tiendraient pour cette part à l'hétérogénéité des établissements employeurs ou dit autrement, 22 % de la variabilité des ressentis correspond à de la variabilité entre les établissements. L'ampleur de ce coefficient, la significativité de la variance des constantes dans ce modèle vide et le test du ratio de vraisemblance confirment la pertinence de la modélisation multiniveau et l'existence d'un effet établissement sur le ressenti individuel (Bressoux, 2010).

8. Une manière de tester l'indépendance des effets établissements et des variables individuelles consiste à ajouter, selon Mundlak (1978) les moyennes par établissement de chacune de ces variables et la significativité statistique des estimateurs obtenus pour ces variables constitue alors un test de l'hypothèse d'indépendance. Nos résultats montrent que seule la variable relative au chômage partiel est significative. Cette estimation non rapportée ici est disponible auprès des auteurs.

Tableau 4
Modèle linéaire - Estimation du niveau d'insécurité perçue

	Modèle 1 Effets Fixes	Modèle 2 Constante aléatoire	Modèle 3 Constante aléatoire
<i>Variables individuelles</i>			
Femmes (réf. Hommes)	0.01 (0.02)	- 0.02 (0.02)	0.00 (0.02)
Tranche d'âge (réf. 30-49 ans)			
16-29 ans	- 0.19*** (0.03)	- 0.23*** (0.03)	- 0.24*** (0.03)
50 ans et plus	- 0.07 (0.09)	- 0.13 (0.08)	- 0.12 (0.08)
Niveau d'éducation (réf. CAP-BEP et Bac)			
sans diplôme	0.03 (0.03)	0.06** (0.03)	0.08*** (0.07)
BEPC	0.13*** (0.05)	0.12*** (0.04)	0.13*** (0.10)
Bac + 2	- 0.07** (0.03)	- 0.05** (0.03)	- 0.06** (0.06)
Bac + 3/4	- 0.03 (0.04)	- 0.02 (0.03)	- 0.02 (0.08)
Bac + 5 et plus	- 0.08** (0.04)	- 0.08** (0.03)	- 0.07** (0.07)
Type de contrat (réf. CDI)			
CDD	0.21*** (0.06)	0.17*** (0.05)	0.23*** (0.05)
Contrat d'intérim	- 0.68*** (0.20)	- 0.35*** (0.11)	- 0.26*** (0.11)
Ancienneté dans l'établissement (réf. Plus de 10 ans)			
Moins de 5 ans	0.03 (0.03)	0.04 (0.02)	0.08*** (0.03)
5 à 10 ans	0.02 (0.03)	0.02 (0.02)	0.04* (0.02)
A connu un chômage partiel	0.31*** (0.05)	0.31*** (0.03)	0.21*** (0.03)
N'a pas bénéficié d'une formation continue	0.10*** (0.02)	0.14*** (0.02)	0.10*** (0.02)
<i>Variables d'établissement</i>			
L'établissement n'est pas à Paris			0.11*** (0.03)
Volume de l'activité (réf. Augmentation)			
Stable			0.09*** (0.03)
En diminution			0.22*** (0.03)
Effectif salariés au cours des 3 dernières années (réf. Augmentation)			
Stable			0.04 (0.03)
En diminution			0.16*** (0.08)
Entretiens systématiques avec les salariés cadres et non cadres			- 0.05* (0.03)
Mise en place ou modification d'un référentiel de compétences			- 0.05** (0.02)
Suppression de fonctions au cours des 3 dernières années			0.17*** (0.03)
Diffusion régulière d'information sur les perspectives d'évolution de l'emploi			- 0.04*** (0.02)
Index d'objectifs précis et quantifiés			0.09*** (0.04)

→

Tableau 4 (suite)

	Modèle 1 Effets Fixes	Modèle 2 Constante aléatoire	Modèle 3 Constante aléatoire
Index de pratiques d'incitation			- 0.10** (0.05)
Présence syndicale			0.10*** (0.03)
Fréquence des grèves de moins de 2 jours au cours des 3 années passées (réf. Aucune)			
Plus de 5			- 0.18*** (0.05)
De 3 à 5			- 0.15*** (0.05)
1 à 2			- 0.01 (0.04)
Réactions de la direction (réf. Consultation des salariés et RP pour solutions communes)			
Décisions unilatérales			0.25*** (0.02)
Pas d'initiative particulière			0.27*** (0.03)
Jamais de difficulté			- 0.04 (0.04)
Climat social tendu (réf. Calme)			0.21*** (0.03)
Taux de chômage du département de l'établissement			0.04*** (0.02)
Constante	- 0.07*** (0.02)	- 0.07*** (0.02)	- 0.28*** (0.1)
Variance (établissement)		0.17 (0.01)	0.11 (0.01)
Variance (individu)		0.67 (0.01)	0.65 (0.01)
ICC		0.21 (0.01)	0.14 (0.01)
ICC modèle vide		0.22 (0.01)	0.22 (0.01)
R ² ajusté	0.24		
F(14.6513)	10.89		
Prob. > F	0.00		
Log Likelihood		- 13 193.80	- 11 977.36
Wald Chi2		304.49	1 002.18
Prob. > Chi2		0.00	0.00
F(3505. 6513)	1.77		
Prob. > F	0.00		
LR test versus régression linéaire Chi2 (01)		447.10	210.5
Prob > Chi2		0.00	0.00
Nombre de salariés	10 033	10 033	9 396
Nombre d'établissements	3 506	3 506	3 281

*** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1 ; les écarts-type sont indiqués entre parenthèses.

Note : les modèles 2 et 3 incluent des variables de contrôle pour les secteurs d'activité en 11 modalités, la taille en 6 modalités (moins de 20, de 20 à 49, 50 à 99, 100 à 249, de 250 à 499, plus de 500), l'ancienneté d'existence de l'établissement en 4 modalités (moins de 5 ans, de 5 à 9, de 9 à 19, de 20 à 49, 50 et plus).

Source : Dares, enquête *REPONSE* 2011.

le niveau d'insécurité perçue. Les plus jeunes, plus sensibles aux variations conjoncturelles que les autres salariés, sont objectivement plus soumis, pour un certain nombre d'entre eux en début de vie active, à des trajectoires professionnelles chahutées, donc à un avenir de leur emploi actuel plus incertain, mais aussi, manifestement, à un plus grand risque objectif de perdre leur emploi (Beduwé & Dupray, 2018).

En termes de niveau de diplôme détenu, globalement plus ce niveau est élevé et plus le sentiment d'insécurité se réduit. Les plus diplômés (de niveau bac + 5) sont ceux pour qui la perte prochaine de leur emploi est perçue comme la moins probable. Cette population a une meilleure idée de son avenir professionnel et elle est aussi celle pour qui les mobilités externes, quand elles ont lieu, sont davantage choisies. L'insécurité est également plus faible pour les détenteurs de diplômes de niveau bac + 2 que pour les salariés moins diplômés.

Le type de contrat de travail est à considérer avec précaution dans la mesure où le CDI est surreprésenté dans l'enquête. On montre cependant que le fait d'avoir un CDD plutôt qu'un CDI « prédispose » à un plus fort sentiment d'insécurité vis-à-vis du futur⁹. *A contrario*, le sentiment d'insécurité est plus faible avec un contrat d'intérim qu'avec un CDI. La perception que les salariés ont du risque de perdre leur emploi dépend des conséquences en termes de chômage (de sa durée) et de la perte de revenus associée. Si ces salariés, les plus stables du point de vue de leur contrat de travail, se sentent plus souvent en insécurité que ceux en intérim, cela peut témoigner d'une incertitude plus forte sur l'éventualité d'un licenciement¹⁰ – les entreprises d'intérim licencient très rarement – mais aussi du fait qu'ils auraient davantage à perdre d'un éventuel licenciement dans un contexte de crise : la perception du risque de perte de l'emploi est influencée par la durée possible du chômage et par la perte de revenus associée (Gautié, 2009).

On observe aussi que les salariés dont l'ancienneté dans l'établissement est faible ont une probabilité plus importante de se sentir en insécurité. Ce constat est en correspondance avec le rôle globalement protecteur de l'ancienneté sur le marché du travail français (Behagel, 2003)¹¹.

La formation professionnelle semble jouer un rôle spécifique. En effet, la probabilité de déclarer un sentiment d'insécurité est réduite parmi les salariés qui ont bénéficié d'une formation professionnelle durant les trois dernières

années. Autrement dit, pour les salariés, l'accès à la formation améliorerait le niveau de sécurité ressentie : d'un côté, l'investissement en formation serait un gage de maintien durable dans l'emploi, l'employeur attendant un retour sur investissement, et de l'autre un gage d'employabilité pour le salarié en cas de licenciement.

Enfin, l'expérience de chômage partiel au cours des trois dernières années a l'effet attendu sur le ressenti des salariés, conformément à d'autres travaux (Heckman & Borjas, 1980). L'expérience antérieure du chômage est un facteur favorisant la crainte d'une nouvelle perte d'emploi (Clark, 2001 ; Gallie *et al.*, 2016), et contribue aussi à rendre les salariés moins confiants dans l'avenir et plus « sensibles » au risque de chômage. Le surcroît d'insécurité ressentie dépasse même celui lié à la détention d'un CDD plutôt qu'un CDI.

La situation de l'établissement et les pratiques managériales influencent le sentiment d'insécurité de l'emploi

Qu'en est-il du rôle des pratiques de management des ressources humaines sur la perception de l'insécurité de l'emploi, une fois contrôlé le rôle des caractéristiques des salariés ? Pour répondre à cette question, on contrôle également le secteur d'activité et la taille de l'établissement ainsi que l'ancienneté de son existence, ces caractéristiques étant susceptibles d'influencer les pratiques de gestion des ressources humaines.

La transformation des emplois et la baisse des effectifs salariés, sources logiques de sentiment d'insécurité

Les variations à la baisse du volume de la main-d'œuvre d'un établissement sont un facteur attendu parmi les déterminants du sentiment d'insécurité de l'emploi (Gallie *et al.*, 2016 ; Reichert & Tauchmann, 2017). On montre ici que, logiquement, la diminution des effectifs est associée à plus d'insécurité exprimée que

9. Cela peut s'expliquer par le faible taux de conversion des CDD en CDI (OCDE, 2016).

10. Duhautois & Petit (2015) montrent d'ailleurs que le niveau de licenciement pour motif économique est plutôt élevé en France, ce qui suggère que les contraintes légales imposées aux employeurs ne sont pas aussi strictes qu'on le pense souvent.

11. Néanmoins, en début de vie active, l'inquiétude des jeunes vis-à-vis de leur avenir professionnel augmente avec l'ancienneté dans l'entreprise. Cela peut être expliqué par la crainte de perdre une situation relativement privilégiée (Beduwé & Dupray, 2018).

leur hausse ou leur stabilité. Mais l'effet de la diminution du volume d'activité est plus important encore (le niveau d'insécurité ressentie augmentant respectivement de 22 % et 16 %)¹². De façon attendue, les transformations touchant les emplois, telles que la suppression de certaines fonctions dans l'établissement dans un passé récent (au cours des trois dernières années), accroissent le niveau d'insécurité perçue (de 17 %). Concernant la gestion des effectifs employés, Greenhalgh & Rosenblatt (1984) soutiennent que le risque subjectif de perte d'emploi dépend notamment du déclin de l'organisation qui conduit à des ajustements susceptibles d'affecter la continuité de la situation professionnelle des salariés¹³.

Les incitations financières réduisent l'insécurité perçue, le management par objectifs la renforce

En ce qui concerne l'effet des pratiques d'incitation (mesurées avec l'indicateur décrite dans l'encadré 2), on montre que leur mise en œuvre dans l'établissement est associée au sentiment de sécurité d'emploi¹⁴. Autrement dit, ces modes d'implication semblent contribuer à réduire le risque de perte de leur emploi perçu par les salariés. Ce résultat rejoint celui de Bryson *et al.* (2016), qui montrent que les pratiques d'incitation ont un effet positif et significatif sur la qualité de l'emploi en France.

D'autres pratiques managériales peuvent jouer un rôle important sur la réduction de l'inquiétude : par exemple, des entretiens réguliers avec leur supérieur hiérarchique peuvent informer les salariés sur leurs compétences, sur leurs perspectives d'emploi ou de carrière, et aussi leur apporter de l'information plus générale (et par là, réduire potentiellement l'incertitude et l'insécurité subjective) sur les changements organisationnels et les possibles mobilités ascendantes (Milkovich *et al.*, 1976). Le sentiment d'insécurité de l'emploi est dépendant du sentiment d'impuissance qui peut naître du déficit d'information sur le niveau de performance à atteindre. On montre ici que le fait d'avoir périodiquement des entretiens avec leur supérieur hiérarchique contribue à une forme de sécurisation : le niveau d'insécurité de l'emploi s'en trouve diminué, même si cela n'est que faiblement, toutes choses égales par ailleurs. Ces pratiques peuvent aussi traduire des formes d'engagement des employeurs vis-à-vis de leurs salariés (Renwick, 2003 ; Herriot *et al.*, 1997). Ce résultat est à rapprocher de celui qui apparaît pour

le dialogue social de l'établissement. En effet, quand, plutôt que de consulter les salariés et leurs représentants en période de difficulté pour élaborer des solutions communes, les directions prennent des décisions unilatéralement ou encore n'ont pas d'initiative particulière, l'insécurité perçue s'accroît, et ce relativement fortement. Gage de qualité du dialogue social, le fait que les salariés (ou leurs représentants) soient consultés ou puissent influencer les décisions des directions contribue à un plus faible niveau d'insécurité ressentie¹⁵.

Quant aux pratiques managériales basées sur la fixation d'objectifs précis et quantifiés, elles semblent au contraire « insécuriser » les salariés. On montre en effet que l'existence de tels objectifs fixés aux salariés contribue à élever leur perception du RPE : ce risque est alors ressenti d'autant plus fortement que ces objectifs sont présents et nombreux (au sens où ils portent sur plusieurs dimensions).

Enfin, en matière de communication de la direction auprès de l'ensemble des salariés, la diffusion d'information sur les perspectives d'évolution de l'emploi, quand elle est régulière, diminue l'insécurité ressentie. Au niveau des postes de travail, la mise à jour ou la mise en place d'un référentiel de compétences (au cours des trois dernières années) est aussi un facteur associé de manière significative à davantage de sécurité ressentie. L'existence de référentiels de compétences des emplois de l'établissement peut être utilisé comme outil de développement de compétences, positivement lié à la perception par les salariés de leur employabilité (par exemple Wittekind *et al.*, 2010). On peut penser que ces outils de gestion aident les employés à avoir une vision plus objective de leur niveau de compétences et ainsi contribuent à diminuer leur sentiment d'insécurité de l'emploi (ou leur incertitude). La diffusion d'information par les directions tout comme l'existence de référentiel de compétences ne jouent cependant que faiblement sur le niveau d'insécurité ressentie par les salariés.

12. Après appariement des données avec les DMMO 2010, les variables de taux de turnover ou de taux de licenciement économique dans les différents établissements en 2010 se sont révélées sans effet significatif sur le RPE ressenti (résultats non rapportés ici).

13. En matière d'organisation du travail encore, l'indicateur d'un mode de production de type just in time s'est avéré, quant à lui, sans effet significatif sur le RPE.

14. Le fait que l'établissement relève d'une entreprise familiale est sans effet sur le sentiment d'insécurité contrairement à ce que montrent Bassanini *et al.* (2013) pour qui la sécurité de l'emploi est plus élevée dans ce type d'entreprise. Ils montrent que le taux de licenciement est plus faible dans les entreprises familiales que dans les entreprises non familiales.

15. Gallie *et al.* (2016) montrent en particulier que l'insécurité d'emploi est moindre quand les salariés peuvent influencer les décisions portant sur la réorganisation du travail.

Un contexte économique ou social local dégradé élève l'insécurité perçue

De façon peu surprenante, on observe également que plus le taux de chômage est élevé dans le département de localisation de l'établissement, et plus le niveau d'insécurité ressentie est élevé ; on retrouve ici le résultat de Green (2009) qui montrait le lien entre les taux de chômage régionaux et la perception de l'insécurité de l'emploi. Dans la même ligne, on observe un lien négatif et significatif entre le niveau d'insécurité perçue et la localisation de l'établissement dans la région parisienne) : les opportunités locales d'emploi et la part d'emplois qualifiés bien plus élevées qu'ailleurs contribuent certainement ce moindre sentiment d'insécurité des salariés.

Enfin, le sentiment d'insécurité de l'emploi apparaît associé au climat social dans l'établissement (évalué dans l'enquête par les représentants des directions) : un climat tendu va avec un risque de perte d'emploi ressenti plus élevé. Cet effet est aussi important que celui d'une baisse du volume d'activité. Mais l'impact d'un climat social tendu sur le ressenti d'insécurité des salariés pourra être plus que contrebalancé par les pratiques d'échange entre salariés et managers (entretiens périodiques), et la consultation des salariés dans l'élaboration de solutions aux difficultés de l'établissement. Il est toutefois délicat d'interpréter davantage ces associations : en effet, si le sentiment d'insécurité est plus fort quand le climat social est tendu, ce ressenti lui-même peut contribuer à un climat tendu. Une telle limite à l'interprétation affecte également les résultats obtenus sur le lien entre insécurité ressentie et présence syndicale ou grèves dans l'établissement. On observe en effet que la présence syndicale dans l'établissement accentue le sentiment d'insécurité d'emploi des salariés. On peut penser ici à une causalité inverse : si le sentiment d'insécurité de l'emploi encourage la syndicalisation, la présence syndicale serait plus fréquente là où l'insécurité perçue est répandue. Bryson & Freeman (2013) ont en effet montré que des conditions de travail dégradées renforcent le désir de représentation syndicale et par conséquent, il n'est pas surprenant selon eux de trouver une association négative entre l'adhésion syndicale et la perception de l'insécurité de l'emploi¹⁶. Amossé *et al.* (2016) montrent, quant à eux, que ni la présence syndicale dans l'établissement ni le taux de syndicalisation n'agissent sur la sécurité d'emploi perçue. Le résultat obtenu ici selon lequel la présence syndicale est associée à davantage d'insécurité ressentie chez les salariés est confirmé

lorsqu'on contrôle la conflictualité dans l'établissement. Quant à la fréquence des grèves de courte durée, elle est négativement associée à l'insécurité perçue¹⁷ : plus leur nombre a été important au cours des trois dernières années et plus le niveau d'insécurité perçue est faible. Cela pourrait témoigner d'un effet « rassurant » de l'existence d'un rapport de force (dont les grèves sont la manifestation) ou encore d'une issue favorable de ces grèves si elles ont infléchi certaines pratiques ou influencé des décisions – mais nos données ne permettent pas d'aller plus avant.

* *
*

Sur la base des données couplées établissements et salariés de l'enquête *REPONSE* 2011, qui permet de prendre en compte l'hétérogénéité au niveau de l'établissement d'appartenance, nous avons pu montrer que le sentiment d'insécurité de l'emploi dépend des caractéristiques de l'établissement dans lequel le salarié est employé. Les résultats obtenus suggèrent que la perception du risque de perte d'emploi par les salariés est liée à la situation économique de leur établissement et à celle du marché local du travail : une baisse du volume d'activité, du volume de main-d'œuvre, un climat tendu dans l'établissement, un chômage local élevé sont autant de facteurs qui, fort logiquement, entretiennent l'inquiétude des salariés sur leur emploi.

Les pratiques managériales peuvent influencer la perception des risques. Celles qui contribuent à l'implication des salariés, que ce soit en termes financiers, à travers des primes ou des systèmes d'intéressement ou de participation aux bénéfices, ou par le mode de relations avec les salariés (échanges réguliers entre les salariés et leur hiérarchie, consultations, etc.), sont associés à un sentiment d'insécurité ou une incertitude moindres. Ces résultats complètent ceux d'Amossé *et al.* (2016), qui s'intéressaient aussi au lien entre caractéristiques des établissements et perception de l'insécurité de l'emploi par les salariés, mais ne traitaient pas de l'impact des différentes pratiques managériales sur cette perception. Gallie *et al.* (2016) exploraient pour leur part ce dernier aspect, mais en revanche ils

16. Même si à titre individuel, être syndiqué apparaît réduire le sentiment d'insécurité (Bryson *et al.*, 2011).

17. Les autres manifestations de la conflictualité comme les grèves du zèle, débrayage sont sans effet significatif.

ne pouvaient prendre en compte l'hétérogénéité non observée entre les différents établissements dans une approche multiniveau, faute de disposer de données couplées telles que celles mobilisées dans cet article.

Nos résultats restent cependant limités, du fait de possibles biais de variables omises, inhérents à toute analyse descriptive du type de celle menée ici. D'autres caractéristiques des établissements qui ne sont pas observables avec les données de l'enquête, pourraient contribuer aux effets obtenus pour les pratiques managériales. S'il est ici possible

d'interpréter l'insécurité d'emploi ressentie en la reliant à un contexte (conjoncture du marché du travail local, situation économique et sociale de l'établissement, politique de gestion des ressources humaines et de management), il reste que la question de l'affectation, qui est non aléatoire, des salariés à des environnements professionnels différents du point de vue de la sécurité d'emploi qu'ils offrent n'est pas considérée. Enfin, pour aller plus loin, il s'agirait de prendre en compte d'éventuels effets d'interaction entre des variables individuelles et des caractéristiques d'établissement susceptibles d'enrichir encore l'analyse. □

BIBLIOGRAPHIE

- Abowd, J., Kramarz, F. & Margolis, D. (1999).** High Wage Workers and High Wage Firms. *Econometrica. Journal of the Econometric Society*, 67(2), 251–333.
<https://doi.org/10.1111/1468-0262.00020>
- Algava, E. (2015).** Insécurité de l'emploi et exercice des droits dans le travail. *DARES analyses* N° 092.
<https://dares.travail-emploi.gouv.fr/IMG/pdf/2015-092.pdf>
- Amossé, T., Bryson, A. & Petit, H. (2016).** How did workplaces respond to recession? In: Amossé, T., Bryson, A., Forth, J. & Petit, H. (Eds.), *Comparative Workplace Employment Relations: An Analysis of Practice in Britain and France*. London: Palgrave Macmillan.
- Anderson, C. & Pontusson, J. (2007).** Workers, worries and welfare states: Social protection and employment insecurity in 15 OECD countries. *European Journal of Political Research*, 46(2), 211–235.
<https://doi.org/10.1111/j.1475-6765.2007.00692.x>
- Askenazy, P. & Forth, J. (2016).** Work Organisation and Human Resource Management: Does Context Matter? In: Amossé, T., Bryson, A., Forth, J. & Petit, H. (Eds.), *Comparative Workplace Employment Relations: An Analysis of Practice in Britain and France*, pp. 141–278. London: Palgrave Macmillan.
- Askenazy, P. & Grenet, J. (2009).** Les managers connaissent-ils leurs entreprises ? Les leçons de l'enquête REPONSE. *Économie et Statistique*, 421, 53–82.
<https://doi.org/10.3406/estat.2009.7737>
- Bassanini, A., Breda, T., Caroli, E. & Reberrioux, A. (2013).** Working in Family Firms: Less Paid but More Secure? Evidence from French Matched Employer-Employee Data. *Industrial and Labor Relations Review*, 66(2), 433–466.
<https://doi.org/10.1177%2F001979391306600206>
- Becker, G. S. (1964).** *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. Chicago: University of Chicago Press.
- Beduwé, C. & Dupray, A. (2018).** D'une génération à l'autre : l'inquiétude des jeunes en question. Céreq, *Bref* N° 361.
<http://www.cereq.fr/publications/Cereq-Bref/D-une-Generation-a-l-autre-l-inquietude-des-jeunes-en-question>
- Behagel, L. (2003).** Insécurité de l'emploi : le rôle protecteur de l'ancienneté a-t-il baissé en France ? *Économie et Statistique*, 366, 3–29.
<https://doi.org/10.3406/estat.2003.7312>
- Béroud, S., Denis, J.-M., Guillaume Desage, G., Giraud, B. & Pélisse, J. (2008).** *La lutte continue ? Les conflits du travail dans la France contemporaine*. Bellecombe-en-Bauges : Éditions du Croquant.
- Bloom, N. & Van Reenen, J. (2010).** Why Do Management Practices Differ Across Firms and Countries? *Journal of Economic Perspectives*, 24(1), 203–224.
<https://doi.org/10.1257/jep.24.1.203>
- Böckerman, P. (2004).** Perception of Job Instability in Europe. *Social Indicators Research*, 67(3), 283–314.
- Bohle, P., Quinlan, M., & Mayhew, C. (2001).** The Health and Safety Effects of Job Insecurity: An Evaluation of the Evidence. *Economic and Labour Relations Review*, 12(1), 32–60.
<https://doi.org/10.1177/103530460101200104>

- Bressoux, P. (2010).** *Modélisation statistique appliquée aux sciences sociales*. Louvain-la-Neuve, Belgique: De Boeck Supérieur.
- Bryk, A. & Raudenbush, S. W. (2002).** *Hierarchical Linear Models, Applications and Data Analysis Methods*, 2nd Edition. Thousand Oaks, CA: SAGE Publications.
- Bryson, A., Forth, J., & Laroche, P. (2011).** Evolution or revolution? The impact of unions on workplace performance in Britain and France. *European Journal of Industrial Relations*, 17(2), 171–87. <https://doi.org/10.1177/0959680111400907>
- Bryson, A., & Freeman, R. B. (2013).** Employee Perceptions of Working Conditions and the Desire for Worker Representation in Britain and the US. *Journal of Labor Research*, 34(1), 1–29. <http://link.springer.com/article/10.1007%2Fs12122-012-9152-y>
- Bryson, A., Erhel, C. & Salibekyan, Z. (2016).** Job quality. In Amossé, T., Bryson, A., Forth, J. & Petit, H. (Eds.), *Comparative Workplace Employment Relations: An Analysis of Practice in Britain and France*, pp. 179–210. London: Palgrave Macmillan.
- Bruchell, B. (2009).** Flexicurity as a moderator of the relationship between job insecurity and psychological well-being. *Cambridge Journal of Regions Economy and Society*, 2(3), 365–378. <https://doi.org/10.1093/cjres/rsp021>
- Burgard, S. A., Brand, J. E. & House, J. S. (2009).** Perceived job insecurity and worker health in the United States. *Social Science & Medicine*, 69(5), 777–785. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2009.06.029>
- Cahuc, P. & Postel-Vinay, F. (2002).** Temporary jobs, employment protection and labor market performance. *Labour Economics*, 9(1), 63–91. [http://dx.doi.org/10.1016/S0927-5371\(01\)00051-3](http://dx.doi.org/10.1016/S0927-5371(01)00051-3)
- Calavrezo, O. & Lodin, F. (2012).** Les recours au chômage partiel entre 2007 et 2010 : forte augmentation de la fin 2008 à l'automne 2009, diminution ensuite, *Dares Analyses* N° 4. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/dares-etudes-et-statistiques/etudes-et-syntheses/dares-analyses-daes-indicateurs-daes-resultats/article/le-recours-au-chomage-partiel-entre-2007-et-2010-forte-augmentation-de-la-fin>
- Caroli, E., & Godard, M. (2016).** Does job insecurity deteriorate health? *Health Economics*, 25(2), 131–147. <https://doi.org/10.1002/hec.3122>
- Conseil de l'emploi, des revenus et de la cohésion sociale (2005).** La sécurité de l'emploi. Face aux défis des transformations économiques. *Rapport* N° 5. Paris: La documentation Française.
- Cheng, Y., Chen, C.-W., & Chiang, T.-L. (2005).** Job Insecurity and its association with health among employees in the Taiwanese general population. *Social Science & Medicine*, 61(1), 41–52. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2004.11.039>
- Chung, H. & van Oorschot, W. (2011).** Institutions versus market forces: Explaining the employment insecurity of European individuals during (the beginning of) the financial crisis. *Journal of European Social Policy*, 21(4), 287–30. <https://doi.org/10.1177/0958928711412224>
- Clark, A. E. (2001).** What Really Matters in a Job? Hedonic Measurement Using Quit Data. *Labour Economics*, 8(2), 223–242. [https://doi.org/10.1016/S0927-5371\(01\)00031-8](https://doi.org/10.1016/S0927-5371(01)00031-8)
- Clark, A. & Postel-Vinay, F. (2009).** Job security and job protection, *Oxford Economic Papers*, 61(2), 207–239. <https://doi.org/10.1093/oeq/gpn017>
- Dekker, S. & Schaufeli, W. (1995).** The effects of job insecurity on psychological health and withdrawal: A longitudinal study. *Australian Psychologist*, 30(1), 57–63. <https://doi.org/10.1080/00050069508259607>
- Deloffre, A. & Rioux, L. (2005).** Les travailleurs évaluent-ils correctement le degré de sécurité de leur emploi ? Une comparaison européenne. Conseil de l'emploi, des revenus et de la cohésion sociale, *Document de travail* N° 2.
- De Witte, H. (1999).** Job Insecurity and Psychological Well-Being », Review of the Literature and Exploration of Some Unresolved Issues. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 8(2), 155–177. <https://doi.org/10.1080/135943299398302>
- Dixon, J. C., Fullerton, A. S. & Robertson, D. L. (2013).** Cross-National Differences in Workers' Perceived Job, Labour Market, and Employment Insecurity in Europe: Empirical Tests and Theoretical Extensions. *European Sociological Review*, 29(5), 1053–1067. <https://doi.org/10.1093/esr/jcs084>
- Duhautois, R. & Petit, H. (2015).** Are worker flows in France and the US so different? Revisiting French empirical evidence. *Economics Letters*, 130, 60–62. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2015.02.032>
- Erlinghagen, M. (2008).** Self-perceived Job Insecurity and Social Context: A Multi-level Analysis of 17 European Countries. *European Sociological Review*, 24(2), 183–197. <https://doi.org/10.1093/esr/jcm042>
- Esser, I. & Olsen, K. M. (2012).** Perceived Job Quality: Autonomy and Job Security within a Multi-

- Level Framework. *European Sociological Review*, 28(4), 443–454.
<https://doi.org/10.1093/esr/jcr009>
- Fernandez-Ballesteros, R. (2002).** Challenges of Applied Psychology for the Third Millennium: Introduction to the Special Issue. *Applied Psychology*, 51(1), 1–4.
<https://doi.org/10.1111/1464-0597.0075z>
- Ferrer-i-Carbonnell, A. & Frijters, P. (2004).** How Important is Methodology for the Estimates of the Determinants of Happiness. *The Economic Journal*, 114(497), 641–659.
<https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2004.00235.x>
- Ferrie, J. E., Shipley, M. J., Newman, K., Stansfeld, S. A. & Marmot, M. (2005).** Self-reported job insecurity and health in the Whitehall II study: Potential explanations of the relationship. *Social Science & Medicine*, 60(7), 593–602.
<https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2004.08.006>
- Forth J., Petit, H. & Salibekyan, Z. (2016).** Tenure, Skill Development and Pay – The Role of Internal Labour Markets. In: Amossé, T. Bryson, A., Forth, J. & Petit, H. (Eds.), *Comparative Workplace Employment Relations: An Analysis of Practice in Britain and France*. London: Palgrave Macmillan.
- Gallie, D., Felstead, A., Green, F. & Inanc, H. (2016).** The hidden face of job insecurity. *Work, Employment and Society*, 31(1), 36–53.
<https://doi.org/10.1177/0950017015624399>
- Gautié, J. (2009).** De la sécurité de l’emploi à la flexicurité. In: Conter, B., Lemistre, P. & Reynes, B. (Eds.), *L’ancienneté professionnelle à l’épreuve de la flexicurité*. Toulouse : Presses Universitaires de l’université des sciences sociales.
- Gifford, W. E., Bobbitt, H. R. & Slocum, J. W. (1979).** Message Characteristics and Perceptions of Uncertainty by Organizational Decision Makers. *Academy of Management Journal*, 22(3), 458–481.
<https://doi.org/10.5465/255738>
- Givord, P. & Guillermin, M. (2016).** Les modèles multiniveaux. Insee, *Document de travail série Méthodologie statistique* N° M2016/05.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/2022152>
- Green, F. (2009).** Job Insecurity, Employability, Unemployment and Well-being. University of Kent, *Discussion Paper* N° 09, 18.
<http://hdl.handle.net/10419/50570>
- Greenhalgh, L., & Rosenblatt, Z. (1984).** Job Insecurity: Toward Conceptual Clarity. *Academy of Management Review*, 9(3), 438–448
- Goldstein, H. (2003).** *Multilevel statistical models*, 3rd edition. London: Institute of Education.
<http://www.bristol.ac.uk/cmm/team/hg/msm-3rd-ed/>
- Goux, D. & Maurin, E. (1997).** Determinants and Outcomes of Participation in Firm Provided Training. *Communication présentée à l’Association Internationale de Sociologie*, Tel-Aviv, mai.
- Haile, G. A. (2015).** Workplace Job Satisfaction in Britain: Evidence from Linked Employer–Employee Data, *Labour*, 29(3), 225–242.
<http://hdl.handle.net/10419/35757>
- Heckman, J. J. & Borjas, G. J. (1980).** Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence. *Economica*, 47(18), 247–283.
<https://doi.org/10.2307/2553150>
- Herriot, P., Manning, W. E. G. & Kidd, J. M. (1997).** The Content of the Psychological Contract. *British Academy of Management*, 8(2), 151–162.
<https://doi.org/10.1111/1467-8551.0047>
- Le Barbanchon, T. & Malherbet, F. (2013).** An anatomy of the French labour market: country case studies on labour market segmentation. *ILO Working Papers* N° 142.
https://www.ilo.org/employment/Whatwedo/Publications/working-papers/WCMS_218969/lang--en/index.htm
- Milkovich, G. T., Anderson, J.-C., & Greenhalgh, L. (1976).** *Careers in organizations: Individual planning and organizational development*. Ithaca, N. Y.: N.Y. State School of Industrial & Labor Relations, Cornell University.
- McDonough, P. (2000).** Job Insecurity and Health. *International Journal of Health Services*, 30(3), 453–476.
<https://doi.org/10.2190/BPFG-X3ME-LHTA-6RPV>
- Maurin, E. (2009).** *La peur du déclassement. Une sociologie des récessions*. Paris : Seuil.
- Milliken, F. J. (1987).** Three Types of Perceived Uncertainty About the Environment: State, Effect, and Response Uncertainty. *Academy of Management Review*, 12(1), 133–143.
<https://doi.org/10.2307/257999>
- Mundlak, Y. (1978).** On the Pooling of Time Series and Cross Section Data, *Econometrica*, 46(1), 69–85.
<https://doi.org/10.2307/1913646>
- Näswall, K. & De Witte, H. (2003).** Who Feels Insecure in Europe? Predicting Job Insecurity from Background Variables. *Economic and Industrial Democracy*, 24(2), 189–215.
<https://doi.org/10.1177/0143831X03024002003>

- OCDE (2016).** *Perspectives de l'emploi de l'OCDE 2016*. Paris : Éditions OCDE.
<http://dx.doi.org/10.1787/6cdd380d-fr>
- Origo, F. & Pagani, L. (2009).** Flexicurity and Job Satisfaction in Europe: The Importance of Perceived and Actual Job Stability for Wellbeing at Work. *Labour Economics* 16, 547–555.
<https://doi.org/10.1016/j.labeco.2009.02.003>
- Postel-Vinay, F. & Saint-Martin, A. (2004).** Comment les salariés perçoivent ils la protection de l'emploi ? *Économie et Statistique*, 372, 41–59.
<https://doi.org/10.3406/estat.2004.7266>
- Paraire, X. (2015).** Plus d'un tiers des CDI sont rompus avant un an. *Dares Analyses* N° 005.
<https://dares.travail-emploi.gouv.fr/IMG/pdf/2015-005.pdf>
- Postel-Vinay, F. & Turon, H. (2007).** The Public Pay Gap in Britain: Small Differences that (Don't?) Matter. *The Economics Journal*, 117(523), 1460–1503.
<https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2007.02091.x>
- Reichert, A. R. & Tauchmann, H. (2017).** Workforce reduction, subjective job insecurity, and mental health. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 133, 187–212.
<https://doi.org/10.1016/j.jebo.2016.10.018>
- Renwick, D. (2003).** HR managers: Guardians of employee wellbeing? *Personnel Review*, 32(3), 341–359.
<https://doi.org/10.1108/00483480310467651>
- Rosen, S. (1985).** Implicit Contracts: A Survey. *Journal of Economic Literature*, 23(3), 1144–1175.
<https://econpapers.repec.org/RePEc:aea:jeclit:v:23:y:1985:i:3:p:1144-75>
- Rugulies, R., Bultman, U., Aust, B. & Burr, H. (2006).** Psychosocial Work Environment and incidence of severe depressive symptoms: prospective findings from a 5-year follow-up of the Danish work environment cohort study. *American Journal of Epidemiology*, 163, 877–887.
<https://doi.org/10.1093/aje/kwj119>
- Sverke, M., Hellgren, J. & Näswall, K. (2002).** No security: A meta-analysis and review of job insecurity and its consequences. *Journal of Occupational Health Psychology*, 7(3), 242–264.
<https://doi.org/10.1037//1076-8998.7.3.242>
- Van Praag, B., Frijter, P. & Ferrer-Carbonell, A. (2004).** *Happiness Quantified: A Satisfaction Calculus Approach*. Oxford: Oxford University Press.
- Van Praag, B. M. S. & Ferrer-i-Carbonell, A. (2006).** An almost integration-free approach to ordered response models. Tinbergen Institute *Discussion Paper* N° 2006-047/3.
<http://hdl.handle.net/10419/86506>
- Van Vuuren, T. (1990).** Met ontslag bedreigd. Werknemers in onzekerheid over hun arbeidsplaats bij veranderingen in de organisatie. Amsterdam: VU Uitgeverij.
- Wittekind, A., Raeder, S. & Grote, G. (2010).** A longitudinal study of determinants of perceived employability. *Journal of Organizational Behavior*, 31(4), 566–586.
<https://doi.org/10.1002/job.646>
- Wilthagen, T. & Tros, F. (2004).** The concept of “Flexicurity”: A new approach to regulating employment and labour markets. Transfer: *European Review of Labour and Research*, 10, 166–186.
<https://doi.org/10.1177/102425890401000204>

MODÈLE DE PROBABILITÉ LINÉAIRE – PROBIT ADAPTED OLS (POLS)

La méthode proposée par Van Praag & Ferrer-i-Carbonel (2006) consiste à « cardinaliser » une variable ordinale. Il s'agit d'un changement d'échelle de la variable dépendante catégorielle en dérivant les valeurs Z de la distribution normale standard qui correspondent aux fréquences cumulées de la variable ordinale initiale. Pour une valeur donnée de cette variable d'origine, la valeur de la variable dépendante « cardinalisée » est l'espérance d'une variable standard normalement distribuée à la condition qu'elle soit dans l'intervalle entre ces deux valeurs Z qui correspondent à classe de la valeur de la variable d'origine.

Z est donc une variable catégorielle ordonnée reliée à la variable non observée continue Z^* de la sorte :

$$Z = j \text{ si } \mu_{j-1} < Z^* < \mu_j \text{ pour } j = 1, 2, \dots, k.$$

Cette variable latente est partitionnée en k intervalles de sorte que si la modalité j est observée alors Z^* se trouve dans l'intervalle entre μ_{j-1} et μ_j .

Même sans connaître les valeurs exactes de la variable latente, on peut calculer son espérance conditionnelle en utilisant les propriétés de la distribution normale. Le calcul de la variable cardinalisée Y_C est alors :

$$Y_C = E(Z^* / \mu_{j-1} < Z^* < \mu_j) = [\phi(\mu_{j-1}) - \phi(\mu_j)] / [\Phi(\mu_j) - \Phi(\mu_{j-1})]$$

où ϕ est la fonction de densité de probabilité normale standard et Φ est la fonction de densité cumulative normale standard. Un des avantages de cette transformation est que le temps de calcul est considérablement réduit, notamment dans le cas de la modélisation multiniveau, le modèle estimé étant désormais linéaire (Van Praag & Ferrer-i-Carbonell, 2006).

L'impact du dispositif Scellier sur les prix des terrains à bâtir

The Impact of the 'Scellier' Income Tax Relief on Building Land Prices in France

Pierre-Henri Bono* et Alain Trannoy**

Résumé – Nous proposons une évaluation d'impact du dispositif dit « Scellier » d'aide à l'investissement locatif privé en vigueur de 2009 à 2012 sur l'évolution semestrielle du prix des terrains à bâtir. Nous mettons en œuvre une estimation par double différence en mobilisant des données extraites de la base BNDP entre 2004 et 2010. Notre définition des groupes de contrôle et de traitement s'appuie sur la frontière entre les zones éligibles au dispositif et celles qui ne le sont pas. Les résultats de nos estimations suggèrent un effet inflationniste du dispositif et indiquent une capitalisation dans le prix du terrain, avec une hausse des prix du mètre carré de l'ordre de 7 euros la première année et de 8 à 9 euros sur 2009 et 2010, sans amplification notable du phénomène la seconde année, soit une hausse de 8 % la première année et de 9 à 10 % à l'issue de deux ans. Ce sont les régions les plus tendues qui ont vu leurs prix progresser le plus rapidement et en particulier, le pourtour méditerranéen.

Abstract – This study assesses the impact of a tax incentive scheme to boost private rental investment in force in France from 2009 to 2012, called the “Scellier scheme” after the name of the minister who promoted it, on changes in the price of building land. A difference-in-differences estimation is implemented, drawing on data from the BNDP database covering the period 2004-2010. The definition of the control and treatment groups is based on the boundary between municipalities which are eligible for the Scellier scheme and municipalities which are not. The estimation results suggest that the scheme had an inflationary effect and point to land price capitalisation, with an increase in the price per square metre of around 7 euros in the first year and of 8 to 9 euros over 2009 and 2010, without a significant rise of the phenomenon in the second year, i.e. an increase of 8% in the first year and of 9 to 10% after two years. The regions where the market was the tightest saw the most rapid price increase, particularly the Mediterranean region.

Codes JEL / JEL Classification: R28, R32, H31

Mots-clés : prix foncier, investissement locatif privé, dispositif Scellier, déduction fiscale

Keywords: land price, income tax deduction, private rental investment, Scellier scheme

Rappel :

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

* Sciences Po / CEVIPOF (pierrehenri.bono@sciencespo.fr)

** Aix-Marseille Université, (AMSE) CNRS-EHESS-ECM (alain.trannoy@univ-amu.fr)

Nous remercions Pierre Gaudin, inspecteur des finances, pour sa collaboration dans la mise à disposition de la base BNDP et, d'une manière plus générale l'inspection des finances, ainsi que l'ANR Echoppe qui a financé cette recherche. Il était nécessaire de laisser passer un certain temps pour publier cette étude réalisée en 2013 pour lui retirer tout aspect polémique. Nous remercions également deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires stimulants. Nous restons seuls responsables de possibles déficiences de cet article.

Reçu le 6 juin 2017, accepté après révisions le 24 avril 2018

Pour citer cet article : Bono, P.-H. & Trannoy, A. (2019). The Impact of the 'Scellier' Income Tax Relief on Building Land Prices in France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 507-508, 91-114. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2019.507d.1976>

L'incitation fiscale est un moyen privilégié des pouvoirs publics pour susciter un investissement dans le secteur privé. Le déficit chronique de construction de logements locatifs en France, au moins dans certaines zones, a poussé les pouvoirs publics à faire de l'augmentation du parc de logements un enjeu majeur. Entre autres mesures pour appuyer cette volonté, l'État a, depuis 1984, décidé de mettre en place des dispositifs d'incitations fiscales pour favoriser la construction de logements dans le parc locatif privé. De 1984 à 2017, 8 dispositifs fiscaux d'incitation à l'investissement locatif dans la construction neuve se sont succédé : le dispositif Méhaignerie (1984-1997) ; le dispositif Périssol (1996-1999) ; le dispositif Besson (1999-2002) ; le dispositif Robien (2003-2006) ; les dispositifs Robien recentré et Borloo populaire (2006-2009) ; le dispositif Scellier (2009-2012) ; les dispositifs Duflot (2013-2014) ; le dispositif Pinel (2014-).

Initialement, ces dispositifs accordaient une réduction d'impôt plafonnée (dispositifs Méhaignerie et Quilès-Méhaignerie) permettant aux investisseurs/personnes physiques ou aux sociétés non soumises à l'impôt sur les sociétés de soustraire de leur impôt une fraction de leur investissement. Depuis 1996 et le dispositif Périssol, une logique d'amortissement du bien a été retenue : l'amortissement constitue une charge qui permet d'obtenir un déficit foncier plafonné et ainsi de réduire la base d'imposition de l'investisseur.

On s'intéresse ici au dispositif dit « Scellier », créé par l'article 31 de la loi de finances rectificative pour 2008 du 30 décembre 2008 en vigueur de 2008 à 2012. La fréquence très rapide à laquelle tous ces dispositifs se sont succédé et leur chevauchement ont rendu très difficiles leurs évaluations, alors que les finances publiques ont été mises à contribution d'une manière importante. Selon le rapport parlementaire du député Gilles Carrez (Carrez, 2011) le coût total du dispositif pour les investissements effectués entre le premier janvier 2009 et le 31 décembre 2012 s'élève à 11 milliards d'euros et se fera sentir jusqu'en 2028. Néanmoins, quelques études ponctuelles très localisées existent. L'Agence départementale pour l'information sur le logement (ADIL), en partenariat avec l'Agence de Développement et d'urbanisme du pays de Brest (ADEUPa-Brest, 2008), a tenté d'évaluer l'impact de l'investissement locatif neuf sur le marché locatif et sur le nombre de transactions dans le Finistère. Cette étude, basée sur une enquête à dires d'experts réalisée

au 1^{er} semestre 2008, se concentre uniquement sur le dispositif Robien et ne propose que des états descriptifs. Selon les auteurs, 14 % de la production de logements neufs proviennent de l'investissement locatif. Comme cela est souvent le cas dans des études à dire d'expert, il est impossible de mesurer l'impact local agrégé du dispositif. Une autre étude tente d'analyser l'impact du dispositif Robien sur le marché immobilier en région Rhône-Alpes (Rigaud *et al.*, 2008). Dans ce travail, mené sous l'égide de la Direction Régionale de l'Équipement Rhône-Alpes, les auteurs estiment qu'entre 11 et 17 % de la production neuve totale de la région bénéficient du dispositif.

On peut regretter que le législateur n'ait pas prévu la production d'une base de données qui pourrait permettre une évaluation statistique robuste des différents dispositifs. Cependant, quelques statistiques gouvernementales existent. Selon les rapports officiels (Carrez, 2011), on estime à près de 800 000 le nombre de logements construits ou acquis dans le cadre de ces dispositifs entre 1995 et 2009, ce qui représente 20 % de l'ensemble de la construction neuve, plus de 50 % de la construction neuve destinée à la location, et près de 80 % de la construction de logements loués dans le parc privé. Cependant, ces statistiques ne répondent pas à la question contrefactuelle la plus importante : combien de logements auraient quand même été produits sans ces avantages fiscaux ?

Le but de cet article est limité : contrairement à une étude récente de Chapelle *et al.* (2018) qui cherche à cerner l'impact du dispositif sur plusieurs dimensions pertinentes (prix, type d'acquéreurs, production de logements), on s'intéresse ici spécifiquement à l'impact du dispositif Scellier sur le prix des terrains à bâtir. Cette focalisation dérive directement d'une analyse élémentaire d'incidence fiscale. Il est connu que tout dispositif qui vise à subventionner la demande risque d'être capté en partie par les offreurs. Le degré de captation des offreurs va dépendre de l'élasticité respective de la demande et de l'offre. Nous avons choisi les prix des terrains, car ils capitalisent plus rapidement les changements structurels du marché immobilier que les logements. Les prix des logements demandent souvent un temps plus long pour s'ajuster à une nouvelle législation. De plus, les mécanismes d'aide à l'investissement locatif impliquent, dans la plupart des cas, l'achat de terrains à construire. Ces mécanismes, sur un plan théorique, peuvent s'analyser comme une hausse de la demande de

terrains en vue de construire du résidentiel. Sur le marché des terrains, si la courbe d'offre de terrains reste inchangée, en raison par exemple des plans d'urbanisme, cela doit se traduire par une hausse du prix des terrains. Cette hausse doit être plus importante à court terme qu'à long terme. En effet, à court terme, le nombre des terrains disponibles est donné, tandis qu'à à moyen terme, des terrains qui étaient réservés à d'autres usages (agricole, commercial ou industriel) peuvent être transformés en terrains destinés à construire du résidentiel. La hausse des prix de ces terrains rend ce changement de destination du terrain plus rentable pour le propriétaire à condition que le plan d'occupation des sols, et plus récemment le plan local d'urbanisme, le permette évidemment.

Il est donc raisonnable de penser qu'une partie du financement de ces dispositifs d'aide au logement locatif se soit dissipée dans une hausse du prix des terrains à bâtir. Le but de cet article est de contribuer à quantifier l'impact causal du dispositif Scellier sur les prix des terrains à bâtir. Notre estimation est une estimation que l'on peut qualifier de locale et utilise une disposition spécifique du dispositif Scellier par rapport aux dispositifs précédents (Robien, Borloo, etc.) : le dispositif Scellier prévoit en effet un zonage qui exclut de son application une partie du territoire métropolitain. Ce découpage, en zone éligible ou non, nous permet de mettre en œuvre une procédure de comparaison des prix fonciers grâce à une estimation dite de double différence. Cette estimation de part et d'autre d'une frontière a été mise en œuvre pour la première fois par Black (1999) aux États-Unis. En France, Fack & Grenet (2010) effectuent un appariement (*spatial matching*) : chaque transaction se voit attribuer individuellement un contrefactuel de l'autre côté de la frontière pour évaluer l'impact de la carte scolaire sur les prix immobiliers.

Pour mettre en œuvre notre estimation des coefficients de la double différence, nous mobilisons ses données extraites de la Base Nationale des Données Patrimoniales (BNDP) entre 2004 et 2010. Nous développons une stratégie pour les groupes de contrôle et de traitement qui utilise les données de part et d'autre de la frontière entre les zones soumises et non soumises au dispositif. Au total, il semble bien que nous puissions conclure qu'à l'échelle nationale la mise en place de la loi Scellier a entraîné une hausse des prix du prix du mètre carré de l'ordre de 7 euros la première année et de 8 à 9 euros sur 2009 et 2010. Si l'on raisonne en

termes de taux de croissance, cela représente une hausse des prix de 8 % la première année et de 9 à 10 % sans accélération notable la seconde année d'application, 2010. Ce sont les régions où le marché était le plus tendu qui ont vu leurs prix progresser le plus rapidement et, en particulier, la grande région Méditerranée où la loi Scellier semble avoir représenté une véritable aubaine pour les propriétaires de terrains constructibles, avec une hausse de l'ordre de 25 % sur deux ans. Ces estimations, avec les remarques d'usage, valent de part et d'autre de la frontière d'application du dispositif Scellier. Elles ne peuvent pas être étendues au-delà sans précaution. C'est une limite bien connue de ces méthodes d'évaluation d'impact dont nous ne saurions ici trop sous-estimer la portée.

La suite de l'article est organisée de la façon suivante. Nous commençons par rappeler les principales dispositions du dispositif Scellier et son périmètre géographique d'application. Nous présentons ensuite la stratégie d'estimation et la base de données (BNDP). La présentation des résultats et leurs commentaires viennent à la suite. Des tests de robustesse précèdent une courte conclusion.

Le dispositif Scellier

De 2009 jusqu'au 31 décembre 2012, le dispositif Scellier retient la réduction d'impôt sur le revenu comme dispositif d'aide à l'investissement locatif, conditionné au respect d'un plafond de loyer et à un engagement de location de 9 ans. L'encadré 1 en donne la description tel qu'il a été présenté dans le *Bulletin officiel des impôts*.

L'une des principales différences entre le dispositif Scellier et les dispositifs précédents est qu'il ne concerne qu'une partie du territoire métropolitain¹. La France est ainsi découpée en 4 zones ; alors que pour le dispositif Robien, les 4 zones étaient concernées, 3 seulement sont éligibles au dispositif Scellier. En plus d'exclure une partie du territoire de son application, le zonage permet de faire varier les plafonds de loyers en fonction du marché immobilier local.

Le découpage des différentes zones pour la loi Scellier à partir du 4 mai 2009 est présenté dans la figure I. Les communes éligibles au dispositif

1. Nous excluons de notre étude les quatre départements d'outre-mer, concernés par un dispositif spécifique, le Scellier outre-mer.

ENCADRÉ 1 – Le dispositif Scellier d'aide à l'investissement locatif^(a)

Cette réduction d'impôt sur le revenu s'applique, à compter du 1^{er} janvier 2009, aux contribuables domiciliés en France qui acquièrent ou font construire des logements neufs dans certaines zones du territoire se caractérisant par un déséquilibre entre l'offre et la demande de logements, dès lors qu'ils s'engagent à donner en location nue à usage d'habitation principale pour une durée minimale de neuf ans. Au titre d'une même année d'imposition, un seul logement peut ouvrir droit à la nouvelle réduction d'impôt. L'acquisition du logement, ou le dépôt de la demande de permis de construire dans le cas d'un logement que le contribuable fait construire, doit intervenir au plus tard le 31 décembre 2012.

La réduction d'impôt s'applique également aux contribuables qui souscrivent, entre le 1^{er} janvier 2009 et le 31 décembre 2012, des parts de sociétés civiles de placement immobilier (SCPI) réalisant ces mêmes investissements. La réduction d'impôt est calculée sur le prix de revient du logement ou le montant des souscriptions, dans la limite annuelle de 300 000 €. Son taux est fixé à 25 % pour les investissements réalisés en 2009 et 2010

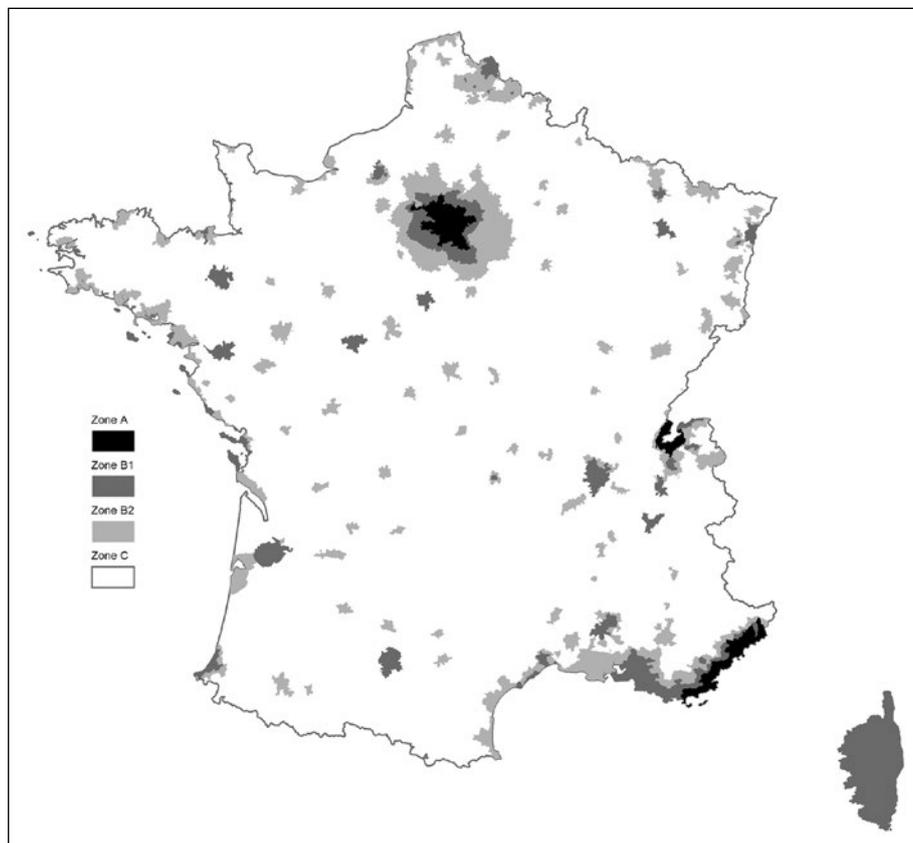
et à 20 % pour ceux réalisés en 2011 et 2012. Elle est répartie sur neuf années, à raison d'un neuvième de son montant chaque année.

Lorsque la location est consentie dans le secteur intermédiaire, le contribuable bénéficie, en plus de la réduction d'impôt, d'une déduction spécifique fixée à 30 % des revenus bruts tirés de la location du logement. Lorsque le logement reste loué dans le secteur intermédiaire après la période d'engagement de location, le contribuable bénéficie, par période de trois ans et dans la limite de six ans, d'un complément de réduction d'impôt égal à 2 % par an du prix de revient du logement.

Pour les investissements réalisés en 2009, le contribuable peut choisir entre les dispositifs dits « Robien » et « Borloo » et la nouvelle réduction d'impôt, sans toutefois pouvoir cumuler ces avantages au titre d'un même investissement.

(a) Bulletin officiel des impôts (n° 52 du 15 mai 2009, 5 B-17-09).

Figure I
Zonage Scellier



Note : à chaque nuance de gris correspond une zone soumise au dispositif. Les communes des zones en blanc ne sont pas soumises au dispositif.
Source : zonage Scellier officiel.

sont les communes des zones A, B1 et B2. Les communes en zone A sont les communes où le marché immobilier est le plus tendu, viennent ensuite les communes en zone B1 et enfin les communes en zone B2. Les communes en zone C ne sont pas éligibles. Une petite complication supplémentaire provient du fait que, du 1^{er} janvier 2009 au 3 mai 2009, les zones éligibles sont celles du zonage Robien. Nous négligeons cette complication dans cette étude et nous considérons que lors de la mise en place de la loi, seul le zonage Scellier a existé. Les différences entre les zonages Robien et Scellier sont du reste assez limitées. Il y a en tout 1 068 communes qui ont changé de zones avec la répartition suivante : 18 changements de A à B1 ; 255 changements de B1 à B2 ; 16 changements de B1 à A ; 23 changements B2 à B1 ; 36 changements de C à B1 ; 720 changements de C à B2. Précision utile, aucune commune n'est sortie du dispositif en mai 2009 (passage d'une zone A, B1, B2 à C).

Le tableau 1 présente un aperçu de la répartition de la population par zone. 40 % de la population métropolitaine se trouve en zone C sur la base du recensement 2007 de l'Insee. Sur les 60 % de la population habitant dans une zone éligible, 16 % de la population se situent en zone A et les zones B1 et B2 comprennent chacune 22 % de la population.

Méthodologie d'évaluation

Notre variable de résultat est le prix semestriel au mètre carré des ventes de terrains à bâtir. Le paramètre d'intérêt est l'impact du dispositif Scellier sur la formation de ce prix. Notre méthodologie s'appuie sur la comparaison

de l'évolution du prix moyen au mètre carré des ventes de terrains à bâtir appartenant à un groupe de communes éligibles au dispositif et des ventes appartenant à un groupe de communes non éligibles. À partir de ces deux groupes, nous estimons par double différence (Ashenfelter & Card, 1985) l'évolution du prix moyen au mètre carré avant et après la mise en œuvre du dispositif Scellier.

Nous détaillons ci-après la construction des groupes de contrôle et des groupes de traitement puis la source de données utilisée pour construire une série statistique sur l'évolution semestrielle du prix de terrain à bâtir par commune. Enfin, nous présentons la méthode d'estimation.

La construction des groupes de communes

La construction des deux groupes de communes est une étape cruciale pour obtenir une estimation par double différence efficace. Pour contrôler au maximum les effets structurels, nous utilisons des effets de bord. Nous ne gardons dans notre groupe de traitement que les communes qui sont à la frontière de la zone éligible et, pour le groupe de contrôle, nous sélectionnons uniquement les communes de la zone C, non éligibles, adjacentes² à une commune du groupe de traitement. Sur cette base, nous construisons deux couples « groupe de contrôle / groupe de traitement », détaillés ci-après.

2. La notion de commune adjacente est purement géographique. On considérera deux communes comme étant adjacentes si elles partagent au moins une frontière commune.

Tableau 1
Répartition de la population par zone

Zone	Nombre de communes		Population communale moyenne	Population dans la zone (% du total)
A	590	Population sans doubles comptes 1999	15 162	8 945 692 (15.86 %)
		Population municipale 2007	16 220	9 569 783 (16.06 %)
B1	1 636	Population sans doubles comptes 1999	7 481	12 239 225 (21.71 %)
		Population municipale 2007	7 899	12 922 146 (21.68 %)
B2	3 191	Population sans doubles comptes 1999	4 081	13 022 346 (23.09 %)
		Population municipale 2007	4 207	13 423 831 (22.52 %)
C	31 139	Population sans doubles comptes 1999	712	22 180 644 (39.34 %)
		Population municipale 2007	760	23 680 632 (39.74 %)

Source : Insee, recensement permanent de la population en 2007.

Groupes avec communes adjacentes toutes zones

La première paire de groupes est construite avec, pour le groupe de traitement, toutes les communes éligibles au dispositif Scellier (zones A, B1 et B2) adjacentes à une commune non éligible. Pour le groupe de contrôle, nous ne gardons que les communes de la zone C adjacentes à une commune éligible des zones A, B1 et B2. Cette première construction a pour avantage de considérer un grand nombre de communes pour chacun des groupes. Cependant, elle a pour inconvénient de garder dans le groupe de traitement des communes de toutes les zones éligibles comportant des caractéristiques structurelles communales fortement disparates, en particulier entre les communes de la zone A et B2. Nous appellerons cette paire : groupes avec communes adjacentes toutes zones.

En moyenne, les communes du groupe de traitement sont plus peuplées, plus denses et possèdent un potentiel fiscal « quatre taxes »³ par habitant plus élevé que les communes du groupe

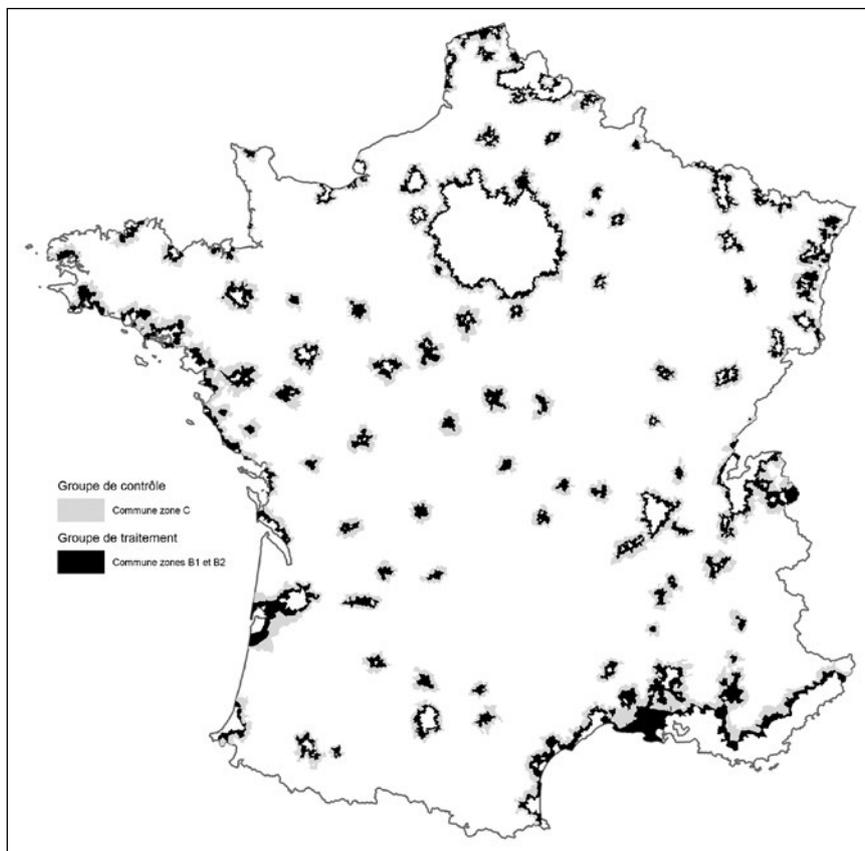
de contrôle (tableau A1 de l'annexe 1). Même si ces différences en niveau n'invalident pas l'hypothèse de la double différence, qui porte sur une tendance commune entre les groupes, elle nous incite cependant à être vigilants et à introduire des variables de contrôle. La carte de la figure II présente un aperçu de la localisation géographique des deux groupes.

Groupes avec communes adjacentes B2 uniquement

Pour diminuer les différences structurelles entre les communes, nous modifions la paire constituée d'un groupe de traitement et d'un groupe de contrôle. Le groupe de traitement est maintenant composé des communes éligibles de la zone B2 uniquement, adjacentes à une commune non éligible. Le groupe de contrôle est, lui, composé des communes de la zone C adjacentes à

3. La taxe d'habitation, la taxe sur le foncier bâti, la taxe sur le foncier non bâti, et la contribution économique territoriale, acquittée par les entreprises, qui s'est substituée à la taxe professionnelle depuis 2010.

Figure II
Groupes avec communes adjacentes toutes zones



Note : la carte ci-dessus présente les deux définitions des groupes de contrôle et de traitement. Les communes des zones en noir appartiennent au groupe de traitement et celles en gris au groupe de contrôle.
Source : traitement des auteurs à partir des définitions du zonage Scellier.

une commune de la zone B2 uniquement. En ne considérant que les communes de la zone B2 dans cette paire de groupes, nous réduisons les différences structurelles pouvant influencer sur le prix des terrains en gardant des communes du groupe de traitement beaucoup plus homogène. Nous appellerons cette paire : groupes avec communes adjacentes B2 uniquement (figure III).

De la base BNDP à la base de travail

Cette étude a été rendue possible grâce à l'utilisation d'une extraction issue de la Banque Nationale de Données Patrimoniales (BNDP), sur les ventes de terrains à bâtir en France entre 2004 et 2010. Cet outil de consultation des données patrimoniales de la DGFIP a été déployé en 2005 et est alimenté par les systèmes MAJIC⁴ et FIDJI⁵ notamment. L'application BNDP assure l'appariement des données d'origine FIDJI et d'origine MAJIC. Ce rapprochement est effectué au moyen d'un identifiant commun : les références cadastrales du bien. Les informations

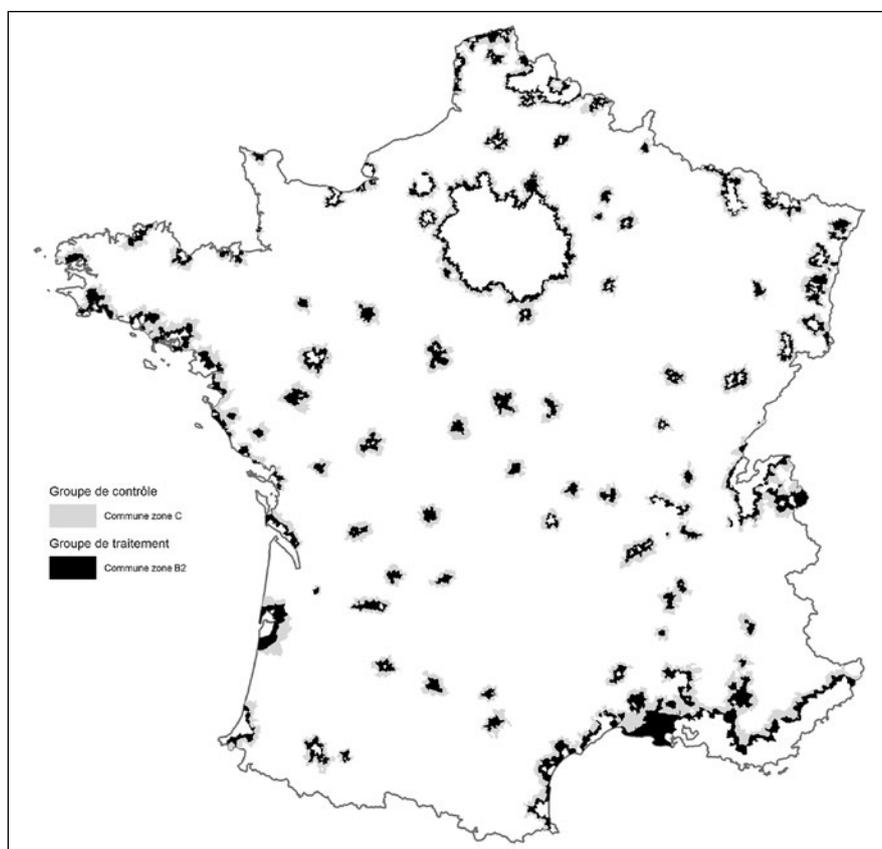
remontées via la BNDP correspondent à l'état du bien tel qu'il figure dans la base de données du cadastre au jour de la transaction à l'exception des ventes en l'état futur d'achèvement (VEFA) qui peuvent être actualisées postérieurement pour faire apparaître le local qui sera construit.

À notre connaissance, la présente étude est la première étude académique menée à partir d'une extraction de l'outil BNDP. Le faible nombre d'informations à notre disposition sur la structure de la base BNDP et sur les différentes tables qui la composent ainsi que leurs articulations ont rendu très difficile l'analyse statistique. Il n'y a pas lieu de s'en étonner : en effet, la base BNDP, outil de consultation pour l'administration fiscale, n'a pas été conçue pour cela au départ. Nous présentons maintenant le

4. MAJIC : Mise À Jour des Informations Cadastreales. Ce fichier concerne la gestion du cadastre et le fichier des propriétaires, en concordance avec le fichier immobilier.

5. FIDJI : Fichier Informatisé des Données Juridiques Immobilières. Ce fichier assure la tenue du fichier immobilier, destiné à la publicité des droits réels immobiliers, ainsi que la perception des taxes relatives à la mutation.

Figure III
Groupes avec communes adjacentes B2



Note : la carte ci-dessus présente les deux définitions des groupes de contrôle et de traitement. Les communes en noir appartiennent aux groupes de traitement et celles en gris aux groupes de contrôle.

Source : traitement des auteurs à partir des définitions du zonage Scellier.

traitement effectué pour obtenir la base de travail, c'est-à-dire une base de données qui puisse être statistiquement exploitable.

La première opération a consisté à extraire des données à partir de BNDP. BNDP est un outil fiscal, l'unité de base qui correspond à une ligne de la base est un acte fiscal. Pour une mutation (vente, don, héritage, etc.), il existe donc autant de lignes que d'actes fiscaux correspondant au changement de statut du bien. Si par exemple un terrain est acheté à plusieurs, il y aura autant de

lignes ou de groupes de lignes que d'acheteurs. La difficulté est alors de reconstruire le prix de vente total du terrain en fonction des différents actes fiscaux. Nous avons choisi de baser notre analyse sur les terrains à bâtir ; l'extraction porte donc sur tous les actes fiscaux concernant des terrains dont la fiscalité est compatible avec une construction entre 2004 et 2010. Nous avons ainsi obtenu 1.7 million d'actes. Partant de cette extraction, plusieurs traitements ont été nécessaires pour construire la base de travail ; ils sont décrits dans l'encadré 2. La base construite,

ENCADRÉ 2 – Construction de la base de travail

Les étapes importantes des traitements

- Suppression de toutes les lignes strictement en double, c'est-à-dire les lignes ayant exactement la même valeur pour chaque variable. La base comporte un nombre important de lignes strictement en double.
- Suppression des observations qui correspondent à des mutations dans les départements d'outre-mer.
- Création d'un identifiant parcelle unique de la manière suivante :

Année de la vente || Mois de la vente || code commune
|| Préfixe section || code section || numéro de plan

Une mutation peut correspondre à plusieurs parcelles.

- Nous créons un identifiant de mutation : code sages C. H. || référence de publication
- Le code Sages est la référence d'enregistrement. Tous les actes qui ont le même code de mutation forment la même transaction.
- Nous calculons le prix de vente en sommant tous les prix distincts pour chaque mutation identifiée par l'identifiant parcelle unique.
- Nous supprimons toutes les lignes ayant un identifiant parcelle en double. En d'autres mots nous ne gardons qu'une ligne par parcelle vendue.
- Nous calculons la surface de la vente en sommant toutes les surfaces des parcelles différentes d'une même mutation.

- Nous supprimons toutes les lignes ayant un identifiant de mutation en double.
- Nous sommes donc en présence d'une base ayant une ligne par vente avec comme prix de vente la somme des prix de vente distincts et comme surface la somme des surfaces des différentes parcelles. Nous calculons le prix au mètre carré.
- Pour chaque mutation, nous associons le code de la zone Scellier.
- Nous supprimons les observations ayant un prix au mètre carré supérieur à deux écarts-types pour un même semestre et pour une même zone.

La volumétrie en détail

Le tableau ci-dessous liste le nombre de lignes et de références par année pour la base brute (c'est-à-dire sans aucune transformation). La volumétrie indique que pour un total de 1.7 million de lignes, 552 066 lignes sont strictement identiques (pour toutes les valeurs de chacune des variables) et que l'on peut les supprimer puisqu'elles ne comportent aucune information supplémentaire, soit un total de 1.2 million de lignes différentes. Sur ces 1.2 million de lignes différentes, il existe seulement 470 321 mutations différentes, c'est-à-dire ayant un identifiant unique tel que nous l'avons défini.

Tableau A
Volumétrie base brute et base travail

	Nombre de lignes	Sans lignes doubles	Nombre d'identifiants uniques	Base de travail
2004	113 151	71 151	33 260	31 921
2005	196 895	125 989	55 705	55 023
2006	258 122	175 416	74 821	73 536
2007	313 965	214 723	87 657	85 859
2008	325 168	220 711	87 390	85 097
2009	249 556	175 432	64 949	62 888
2010	250 549	171 918	67 139	60 597
Total	1 707 406	1 155 340	470 321	454 921

Source : base BNDP/DGFIP ; calculs des auteurs.

statistiquement exploitable, comporte 454 921 observations comprenant le prix de vente, la surface du terrain et la commune du bien.

Comparaison des informations fournies par BNDP et PERVAL

La base PERVAL⁶ des notaires de France (hors Île-de-France) est la base sur laquelle la plupart des estimations de l'impact des politiques publiques sur les prix sont réalisées. Il était dès lors utile et instructif de comparer les informations disponibles dans les deux bases. L'appariement entre la base PERVAL et l'extraction BNDP nous a permis de mieux comprendre à quoi correspondaient exactement les prix de vente de la base BNDP. En comparant avec les données PERVAL, nous observons qu'un grand nombre de mutations se font sans payer de taxes, le prix hors-taxa étant alors égal au prix TTC. Dans la base BNDP, le seul prix que l'on possède est le prix TTC et il n'est pas possible de reconstruire un prix hors taxe. Néanmoins, nous ne pensons pas que le fait d'utiliser un prix TTC puisse biaiser nos résultats. Cette comparaison nous a en outre permis d'identifier une autre différence entre les bases BNDP et PERVAL. Elle

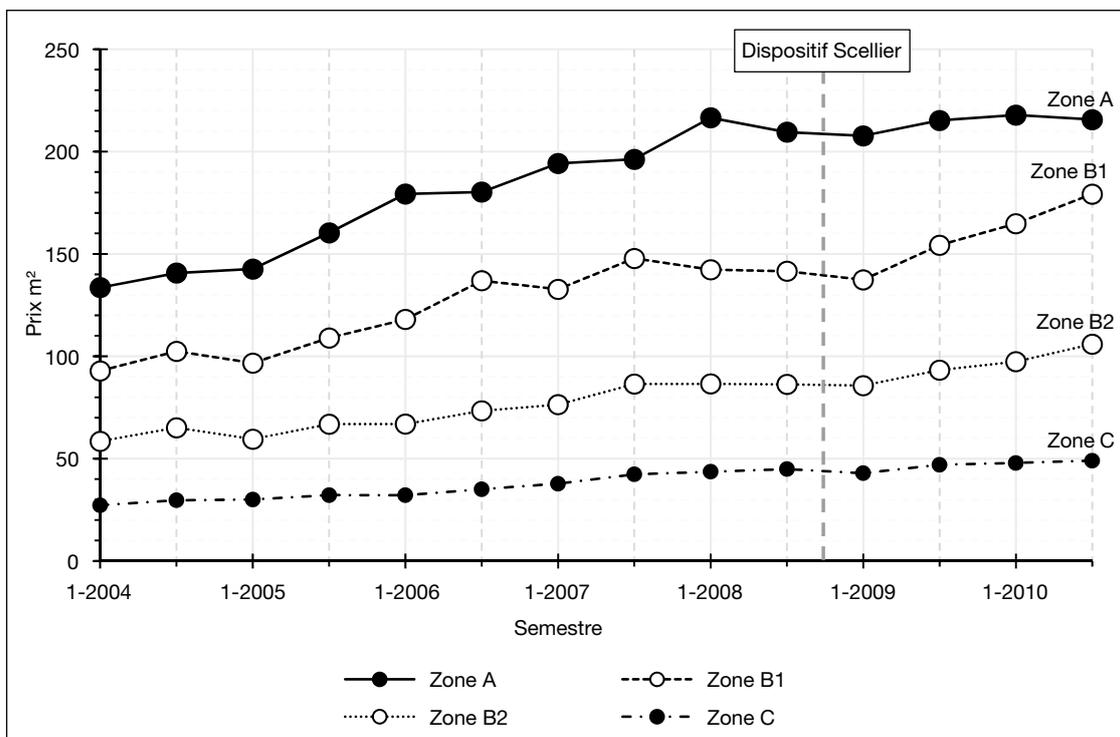
concerne la prise en compte de la surface des biens. La base PERVAL comporte une ligne par mutation et donc pour les mutations avec plusieurs parcelles, il n'y a qu'une ligne. À contrario, dans BNDP, pour une mutation il y a une ligne par parcelle et aussi une ligne pour les servitudes ou tous autres actes avec un changement de propriété. Ces structures différentes entraînent une prise en compte de la surface de manière différente dans l'une et l'autre base. Ainsi dans BNDP la surface est en général plus élevée que dans PERVAL. Nous détaillons ces différences avec un exemple dans l'annexe 2. Le prix moyen au mètre carré entre les groupes de contrôle et de traitement variait entre 12 et 18 euros pour le semestre juste avant la mise en place du dispositif Scellier. Deux ans après la différence était entre 27 et 33 euros (figure IV et annexe 1, tableau).

Méthode d'estimation

La méthodologie que nous mettons en œuvre se situe dans le cadre simple de deux groupes, les ventes du groupe de contrôle et les ventes du

6. <https://www.perval.fr/>

Figure IV
Évolution semestrielle du prix moyen au mètre carré par zone



Note : les courbes représentent l'évolution du prix au mètre carré moyen par semestre pour chacune des zones.
Source : BBase BNDP/DGFIP ; calculs des auteurs.

groupe de traitement et deux périodes, avant et après la mise en place du dispositif Scellier. Les paramètres de la double différence sont estimés en utilisant un modèle de régression linéaire.

Soit P_i le prix moyen d'une vente de terrain à bâtir, le modèle général de régression que nous estimons par moindres carrés ordinaires est :

$$P_i = \beta_0 + \beta_1 T_i + \beta_2 D_i + \beta_3 (B_i \times D_i) + \sum_{k=1}^K \delta_k X_{ki} + \sum_{l=1}^L \gamma_l Z_{li} + \epsilon_i$$

T_i est une variable indicatrice qui vaut 1 si la vente a lieu lors de la seconde période, D_i est une variable indicatrice qui vaut 1 si la vente appartient au groupe de traitement. X_{ki} est une variable de contrôle mesurée au niveau de la commune. Z_{li} est une indicatrice de localisation. Le paramètre d'intérêt est β_3 et est équivalent à la double différence. ϵ_i est le terme d'erreur.

Au total, nous mettons en œuvre 4 spécifications, sans contrôles, avec contrôles, avec contrôles et indicatrices de zone d'emploi, et enfin sans contrôle et avec uniquement des indicatrices de commune. Les variables de contrôle sont au nombre de cinq et sont toutes mesurées au niveau communal. La population municipale, utile à la prise en compte des effets de taille, et la densité de population, qui permet de tenir compte de la disponibilité du foncier ; plus une ville est dense, moins il y a de foncier disponible et plus le prix est élevé. Deux variables mesurent la richesse de la population communale du lieu de la vente. Le potentiel fiscal « quatre taxes » par habitant mesure la capacité financière de la commune à lever des impôts locaux et est un indicateur de la densité de son capital économique. À moyen terme, cet indicateur pourrait être endogène au dispositif Scellier car des logements et des habitants supplémentaires entraînent un supplément de base de taxe d'habitation et de taxe foncière. Toutefois, pour que cet effet se fasse sentir, il faut encore que le programme soit achevé et deux ans après le démarrage du dispositif nous semble un délai suffisamment court pour que cela risque de se rencontrer en pratique. Le pourcentage de foyers fiscaux imposables mesure la richesse des habitants de la commune. Pour caractériser le type de commune, nous utilisons le découpage ZAUER (zonages en aires urbaines et en aires d'emploi de l'espace rural de 1999 de l'Insee⁷). Ce découpage caractérise le type de commune, urbaine, rurale, etc. Cette variable

est dichotomisée en 5 variables indicatrices qui valent 1 si la vente se trouve sur une commune de la catégorie ZAUER et 0 sinon. La modalité commune urbaine est prise comme référence.

Pour la mise en œuvre des doubles différences, notre période de référence est le second semestre 2008. Travailler sur des périodes semestrielles nous permet de prendre en compte une évolution plus fine des prix et d'analyser une certaine inertie quant à la réaction des prix à la création du dispositif. Les écarts-types estimés (pour toutes les estimations) tiennent compte des effets de grappe au niveau des zones d'emploi. Nous avons choisi les zones d'emploi à la fois comme variable indicatrice pour la localisation et pour la prise compte des effets de grappe dans la construction des écarts-types estimés, car c'est à notre sens le découpage le plus pertinent. À un niveau plus fin, comme la commune ou les EPCI, nous avons trop de communes ou d'EPCI avec un trop faible nombre de mutations, ce qui peut biaiser les estimations de nos écarts-types⁸.

Résultats

Nos estimations prennent comme paramètre le prix moyen au mètre carré des terrains pour des périodes de 6 mois. Les figures V et VI illustrent l'évolution semestrielle moyenne par zone pour nos deux définitions des groupes de contrôle et de traitement. Nous constatons qu'avant la mise en place du dispositif, l'évolution des groupes de contrôle et de traitement sont fortement similaires depuis le second semestre 2005. Au pire, nous pouvons constater un léger rattrapage du groupe de contrôle sur le groupe de traitement. Cette évolution similaire est partagée, quelle que soit notre définition du groupe de contrôle et de traitement.

Pour le groupe de traitement toute zone, la hausse des prix entre le second semestre 2008 et le second semestre 2010 atteint 22.30 euros alors qu'elle atteint 6.40 euros pour le groupe de contrôle ; pour le second groupe de traitement, zone B2 uniquement, les chiffres correspondants sont respectivement 20.40 euros et 5.40 euros.

Nous comparons les doubles différences avant et après la mise en place du dispositif avec l'espoir

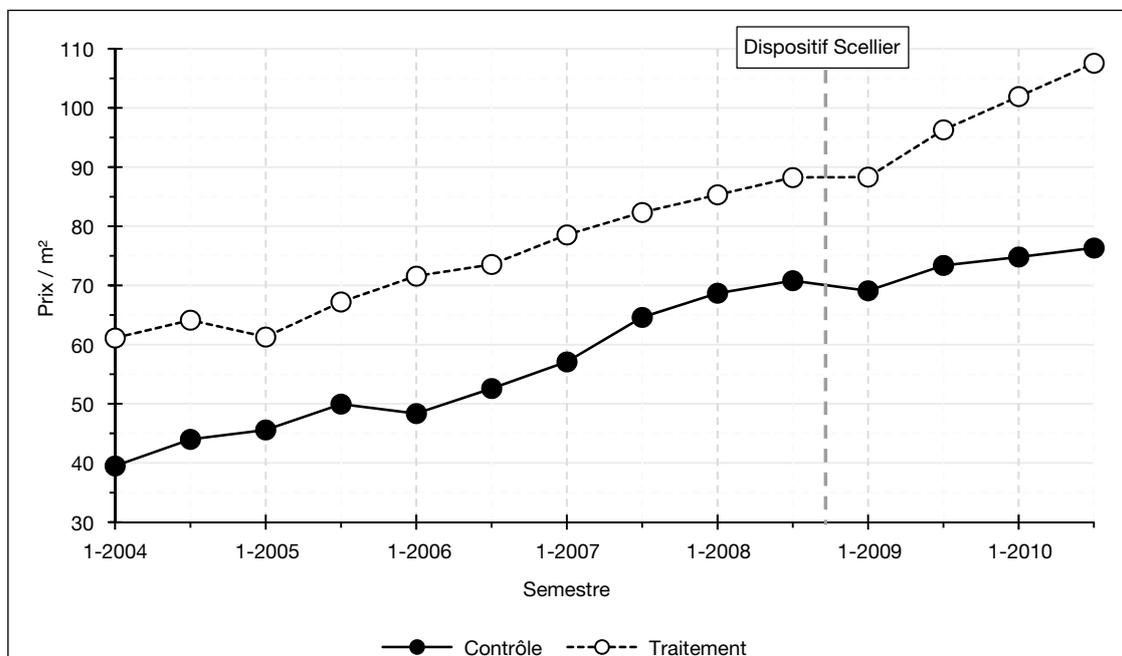
7. Il permet notamment de prendre en compte le phénomène de périurbanisation en s'appuyant sur l'attractivité en termes d'emploi.

8. Les tests que nous avons effectués avec les EPCI (établissements publics de coopération intercommunale) donnent des résultats similaires à ceux obtenus avec les zones d'emploi.

d'avoir des estimations non significatives avant la mise en place de la loi Scellier. Ainsi nous avons une profondeur temporelle de 54 mois

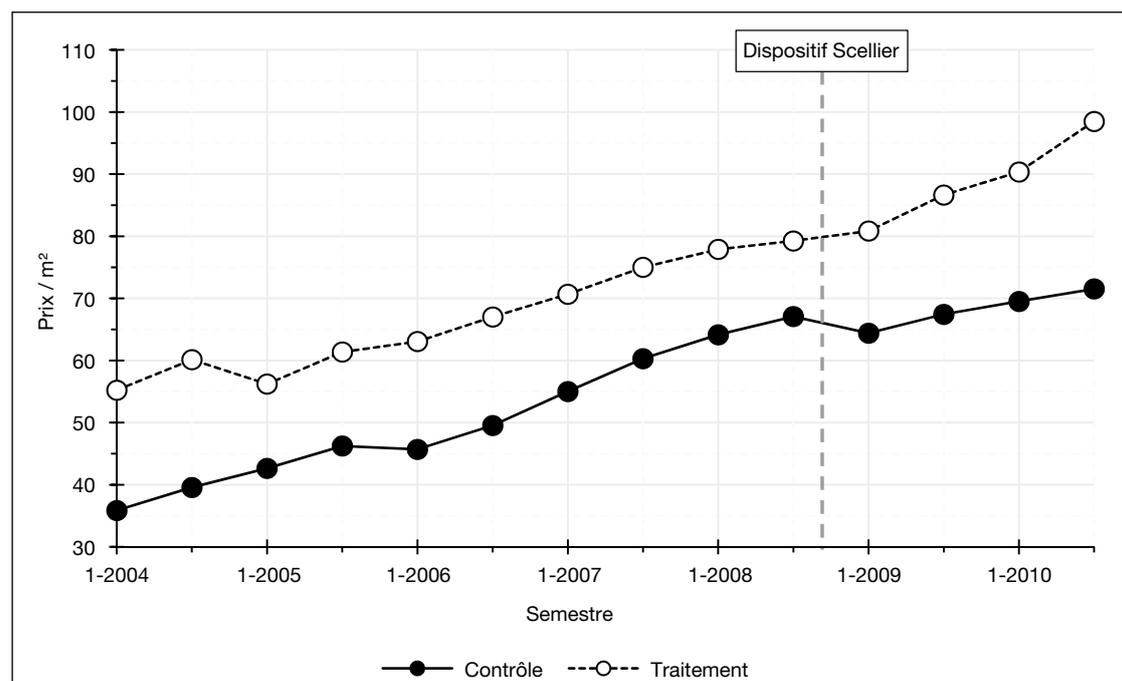
avant (à partir du premier semestre 2004), soit 4 semestres, et une profondeur temporelle de 24 mois (jusqu'au second semestre 2010) après

Figure V
Évolution semestrielle des prix au mètre carré pour les groupes de contrôle et de traitement toutes zones



Note : les courbes représentent l'évolution du prix au mètre carré moyen par semestre pour les groupes de contrôle et de traitement.
Source : Base BNDP/DGFIP ; calculs des auteurs.

Figure VI
Évolution semestrielle des prix au mètre carré pour les groupes de contrôle et de traitement, zone B2 uniquement



Note : les courbes représentent l'évolution du prix au mètre carré moyen par semestre pour les groupes de contrôle et de traitement.
Source : base BNDP/DGFIP ; calculs des auteurs.

le dispositif, soit 7 semestres. Le tableau 2 présente l'ensemble des résultats pour nos deux choix de groupes de contrôle et de traitement, et nos trois spécifications avec ou sans variables de contrôle. Seul le coefficient associé à l'impact de la politique publique et son écart-type sont reportés. Pour les périodes postérieures à la mise en place de la loi, ces coefficients s'interprètent directement comme l'impact en euros de l'effet inflationniste du dispositif. Pour les périodes antérieures, on s'attend à ce qu'ils ne soient pas significatifs.

L'analyse des résultats est totalement compatible avec un effet inflationniste du dispositif

Scellier sur la zone où il est concerné. Avant la mise en place du dispositif, les estimations par doubles différences ne sont pas significatives et les coefficients souvent proches de zéro, soutenant ainsi l'hypothèse de tendance commune entre groupe de contrôle et groupe de traitement. Après la mise en place du dispositif, les estimations sont positives et significatives sauf pour le premier semestre 2009. Deux raisons de cette absence d'effet sur ce premier semestre post-réforme peuvent être avancées. Soit on assiste à une prolongation dans le temps des effets de l'ancien dispositif au-delà de sa date d'abrogation, dispositif qui, rappelons-le, concerne tout le territoire. Soit on peut penser

Tableau 2
Résultats double différence prix au mètre carré (référence second semestre 2008)

	Sans contrôles		Avec contrôles		Avec contrôles et indicatrices zone d'emploi		Avec indicatrices pour la commune	
	Toutes zones	Zone B2 uniquement	Toutes zones	Zone B2 uniquement	Toutes zones	Zone B2 uniquement	Toutes zones	Zone B2 uniquement
- 54 mois (Sem. 1- 2004)	- 4.20 (3.96)	- 7.20* (4.30)	- 5.08 (3.92)	- 5.52 (4.26)	- 0.17 (2.71)	- 1.30 (2.89)	3.67 (2.96)	4.61 (3.25)
- 48 mois (Sem. 2- 2004)	- 2.71 (3.14)	- 8.40** (3.66)	- 3.54 (2.92)	- 5.96* (3.44)	1.07 (2.35)	- 1.54 (2.53)	2.25 (2.27)	2.02 (2.45)
- 42 mois (Sem. 1- 2005)	1.73 (3.27)	- 1.40 (2.90)	1.15 (3.18)	0.03 (2.96)	1.48 (2.19)	0.02 (2.26)	2.61 (2.26)	3.52 (2.35)
- 36 mois (Sem. 2- 2005)	0.18 (2.87)	- 2.97 (2.66)	- 0.71 (2.87)	- 2.46 (2.77)	- 0.24 (2.22)	- 2.30 (2.04)	- 1.54 (2.00)	- 1.63 (2.14)
- 30 mois (Sem. 1- 2006)	- 5.80* (3.47)	- 5.19** (2.54)	- 5.36* (2.96)	- 4.35* (2.39)	- 2.06 (2.29)	- 1.63 (2.04)	0.30 (1.99)	0.79 (2.13)
- 24 mois (Sem. 2- 2006)	- 3.52 (2.81)	- 5.30** (2.63)	- 2.56 (2.59)	- 3.76 (2.54)	- 1.46 (2.08)	- 2.96 (1.95)	- 1.16 (1.75)	- 0.88 (1.92)
- 18 mois (Sem. 1- 2007)	- 4.02 (2.59)	- 3.49 (2.81)	- 3.81 (2.55)	- 2.91 (2.77)	- 2.79 (2.10)	- 2.03 (2.04)	1.19 (1.74)	1.78 (1.93)
- 12 mois (Sem. 2- 2007)	- 0.28 (4.49)	- 2.53 (4.07)	- 0.84 (4.13)	- 2.99 (3.65)	- 0.58 (2.25)	- 1.87 (2.42)	- 2.14 (1.93)	- 2.71 (2.15)
- 6 mois (Sem. 1- 2008)	0.82 (4.48)	- 1.59 (3.54)	- 0.34 (4.16)	- 1.40 (3.13)	1.27 (2.18)	0.66 (1.88)	- 1.08 (1.69)	- 2.02 (1.59)
Semestre de référence (2 ^e semestre 2008)								
+ 6 mois (Sem. 1- 2009)	1.77 (2.31)	4.27 (2.70)	1.44 (2.37)	3.65 (2.74)	- 0.46 (1.79)	0.63 (2.15)	1.06 (1.52)	1.66 (1.77)
+ 12 mois (Sem. 2- 2009)	5.47** (2.50)	7.04** (3.05)	4.93* (2.62)	7.13** (2.95)	5.37*** (1.96)	6.88*** (2.22)	6.25*** (1.73)	7.45*** (2.06)
+18 mois (Sem. 1- 2010)	9.67*** (2.30)	8.67*** (2.66)	9.31*** (2.23)	8.19*** (2.51)	7.88*** (1.87)	6.83*** (2.00)	7.53*** (1.74)	6.47*** (1.95)
+ 24 mois (Sem. 2- 2010)	13.79*** (4.03)	14.79*** (4.56)	12.88*** (3.66)	13.73*** (4.09)	9.37*** (2.30)	9.13*** (2.65)	9.28*** (2.17)	7.80*** (2.50)

*** significatif < 1 %, ** significatif à 5 %, * significatif à 10 %.

Note : estimation des écarts-types prenant en compte les grappes au niveau des zones d'emplois.

qu'il faut un certain temps pour que le dispositif se mette en place et que des investisseurs se manifestent. Selon nos estimations, l'effet d'inertie est d'une demi-année. Les deux explications ne sont d'ailleurs pas forcément contradictoires. À partir de 18 mois, les estimations sont toutes significatives au seuil de 1 %.

Nos résultats sont robustes à l'ajout de variables de contrôle et d'indicatrices de localisation au niveau des zones d'emploi. Les estimations avec variables de contrôle sont légèrement plus faibles pour les groupes adjacents toutes zones et légèrement plus élevées avec les groupes adjacents B2 uniquement. Cependant les résultats restent dans la fourchette à 95 % des résultats sans variables de contrôle. C'est avec les variables de localisation que les résultats sont les plus différents et systématiquement plus faibles sans pour autant remettre en question l'effet inflationniste.

Si nous privilégions les résultats avec la zone adjacente B2, et avec contrôles, qui présentent le plus de garantie, nous obtenons un ordre de grandeur de l'ordre de 7 euros au bout de 12 mois qui ne varie pas selon les spécifications. À un horizon de 24 mois, les résultats présentent plus de variabilité et fluctuent dans une fourchette de 8 à 15 euros. Nous retenons comme valeur centrale une valeur de 8 à 9 euros, qui restent dans l'intervalle de confiance de l'impact à un an et traduit donc le fait que la hausse ne s'est pas amplifiée la seconde année. Si on rapporte ces chiffres d'augmentation au prix de la zone B2 au cours du second semestre 2008, soit 89.71 euros le m², on obtient une croissance du prix de de 8 % la première année et de 9 à 10 % au cours des deux années suivantes après la mise en place du dispositif.

Tests de robustesse

Dans cette partie nous modifions notre protocole de recherche pour évaluer la robustesse de nos résultats en fonction des choix que nous avons effectués.

Le premier test de robustesse consiste à changer la période référence du second semestre 2008 au premier. Les résultats sont présentés dans le tableau A3-1 de l'annexe 3. Ce changement de période de référence ne change pas le sens de nos résultats obtenus précédemment ni leur ordre de grandeur. L'effet inflationniste varie entre 10 et 14 euros selon la spécification choisie.

Notre second test de robustesse consiste à faire des estimations par double différence entre la zone B2 et la partie de la zone B2 adjacente à la zone C, à savoir notre second groupe de traitement avec comme période pivot toujours le second semestre 2008. Ce test de type placebo nous permet d'analyser si le groupe de traitement dans la zone « adjacente B2 » se comporte de manière différente dans l'ensemble de la zone B2. Comme toute la zone B2 est traitée, l'hypothèse testée est qu'il n'existe aucune différence, en particulier après traitement⁹. Nous constatons qu'il n'existe pas de tendance longue de divergence des prix entre les deux zones (cf. annexe 3, tableau A3-2). Cependant nous pouvons noter quelques chocs pour des périodes données, par exemple lors du second semestre des années 2004 et 2005 et aussi d'une manière moins systématique (par exemple, non significatif avec contrôle et zone d'emploi) au cours du premier semestre 2009. Nous explorons maintenant la possibilité que les deux premiers chocs soient liés à l'évolution d'un autre dispositif, utilisant le même zonage que le zonage Scellier : le prêt à taux zéro ou PTZ.

Et si nos résultats étaient perturbés par la montée en charge du PTZ ?

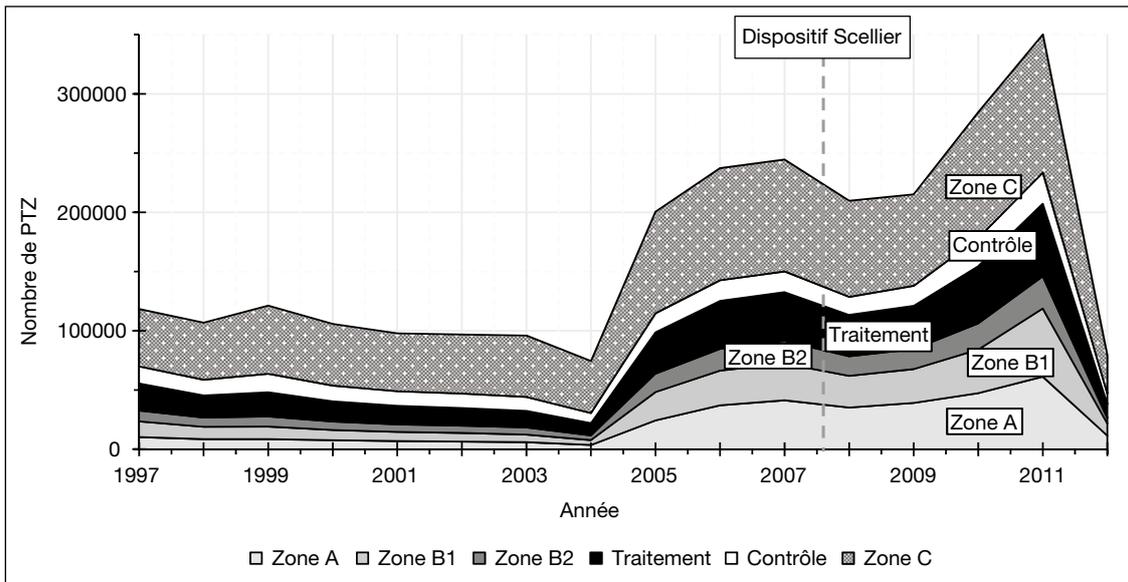
Mis en place en 1995 par l'État pour favoriser l'accession à la propriété des ménages aux ressources modestes et moyennes, le PTZ permet de diminuer le taux d'effort de l'emprunteur et ainsi de solvabiliser la demande du bénéficiaire. L'intérêt du prêt à 0 % s'est accru par la possibilité ouverte en 2005 d'en bénéficier pour financer l'acquisition d'un logement ancien sans obligation de travaux. Entre janvier 2009 et juin 2010, le montant du PTZ a été doublé pour les acquisitions de logements neufs dans la cadre du plan de relance de l'économie. Cette particularité du PTZ pourrait être source de biais de nos estimations. Cependant, et contrairement au dispositif Scellier, la zone C est concernée par le PTZ, le zonage sert seulement à modifier les plafonds du prêt. Le PTZ existant avant le dispositif Scellier, son éligibilité étant inchangé durant la période, nous vérifions s'il ne biaise pas nos estimations en analysant la volumétrie des prêts et son évolution dans le temps, en particulier durant notre période d'analyse, pour les différents groupes de contrôle et de traitement.

9. Un autre test placebo aurait pu être mis en place entre la zone C adjacente de la zone B2 et une partie de la zone C qui aurait été adjacente à cette zone. Le manque de ventes dans la seconde nous y a fait renoncer.

La figure VII présente l'évolution du nombre de prêts par zone, pour les groupes de contrôle et de traitement toutes zones, en se basant sur les données issues de l'outil statistique du Commissariat général au développement

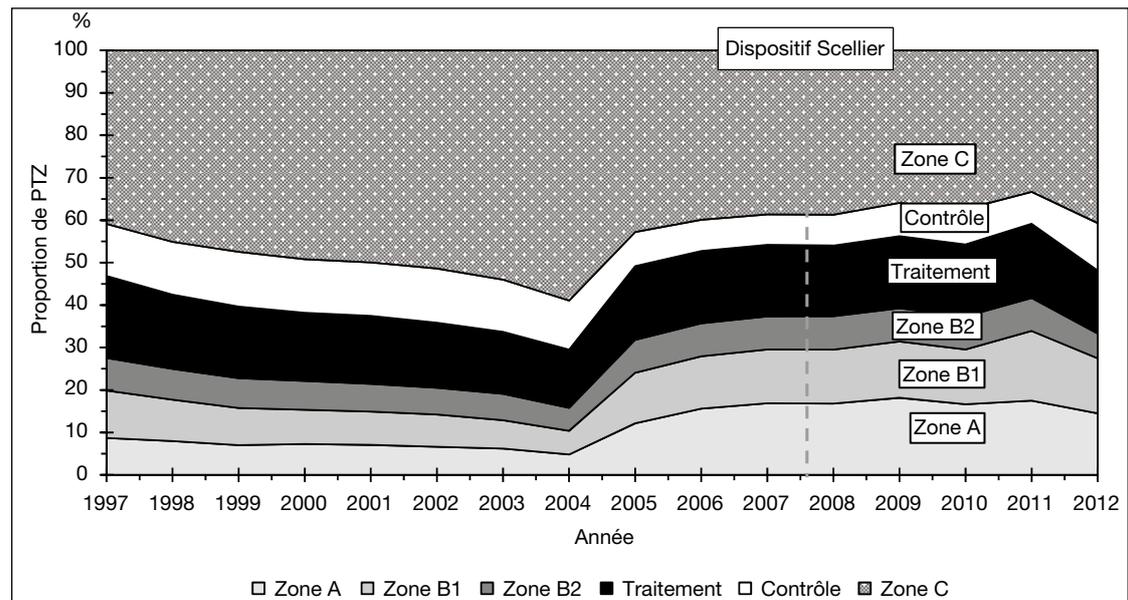
durable (CGDD) qui recense l'ensemble des PTZ par commune et par année. Nous constatons une augmentation du volume de prêts avant et après la mise en place du dispositif Scellier. Cependant, cette augmentation est

Figure VII
Volumétrie des PTZ par zone (groupes adjacents toutes zones)



Note : chaque aire représente le volume de PTZ par zone. La zone C s'entend sans les PTZ qui se trouvent dans la zone du groupe de contrôle et la zone B2, B1 et A s'entendent sans les PTZ dans la zone de du groupe de traitement. Nous n'observons pas de choc sur le volume de prêts avant et après la mise en place du dispositif Scellier.
Source : CGDD ; calculs des auteurs.

Figure VIII
Répartition des PTZ par zone (groupes adjacents toutes zones)



Note : chaque aire représente le pourcentage de PTZ par zone. La zone C s'entend sans les PTZ qui se trouvent dans la zone du groupe de contrôle et la zone B2, B1 et A s'entendent sans les PTZ dans la zone de du groupe de traitement. Nous n'observons pas de choc sur la répartition des prêts dans les groupes avant et après la mise en place du dispositif Scellier.
Source : CGDD ; calculs des auteurs.

observée dans l'ensemble des zones. La figure VIII montre l'analyse de la répartition en pourcentage. C'est dans le reste de la zone C, hors groupe de contrôle, que le nombre de prêts relativement à l'ensemble des prêts diminue.

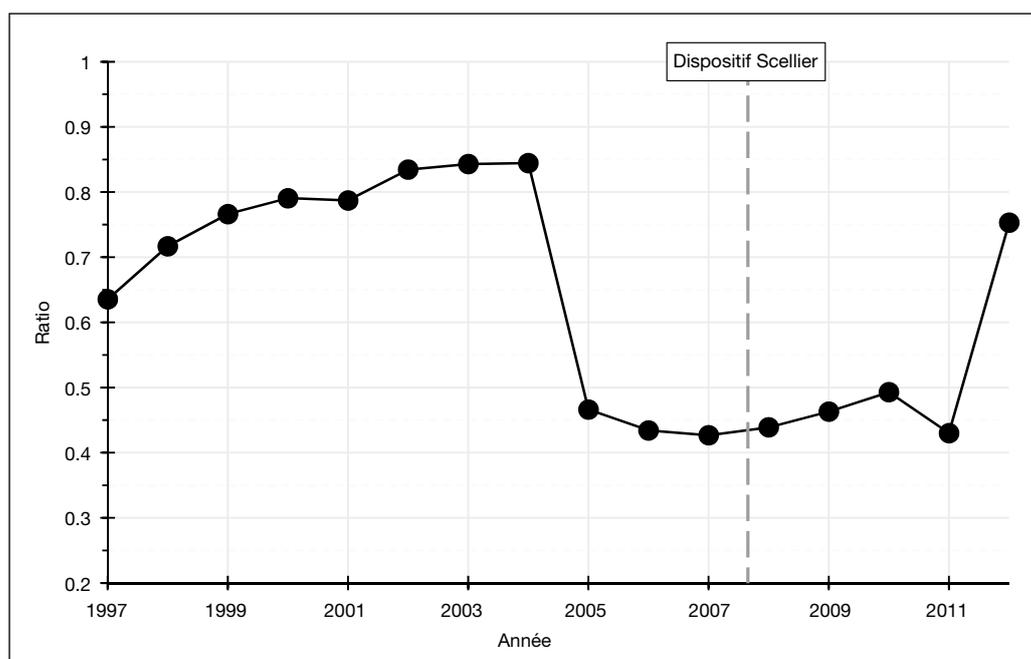
Cependant, la répartition du volume des prêts entre groupe de contrôle et groupe de traitement ne semble pas changer. En effet, lorsque l'on trace le ratio du nombre de prêts de la zone de contrôle sur la zone de traitement (figure IX) nous constatons que, durant la période d'analyse, ce ratio est en légère augmentation, ce qui signifie que le nombre de prêts dans la zone de contrôle augmente relativement à la zone de traitement. La pression foncière induite par le PTZ est donc reportée sur le groupe de contrôle plutôt que le groupe de traitement. Ce phénomène suggère que si le PTZ a un impact sur nos estimations, c'est celui de biaiser vers le bas et diminuer l'impact du dispositif Scellier plutôt que le renforcer. Le constat pour les groupes de contrôle et traitement toute zone se vérifie aussi sur la définition avec les communes adjacentes B2 uniquement. Les graphiques correspondants sont en annexe 4.

Hétérogénéité spatiale de l'impact du dispositif Scellier

Dans cette dernière sous partie, nous nous intéressons à l'hétérogénéité spatiale de l'effet. Nous découpons l'espace métropolitain en différentes grandes régions à partir de regroupement des anciennes régions administratives et inspirées des ZEAT sauf pour la région parisienne où nous utilisons un redécoupage ad hoc pour incorporer le zonage Scellier autour de la ZEAT de cette région. La carte de la figure X présente les différentes grandes régions, le zonage Scellier et les groupes de contrôle et de traitement toutes zones.

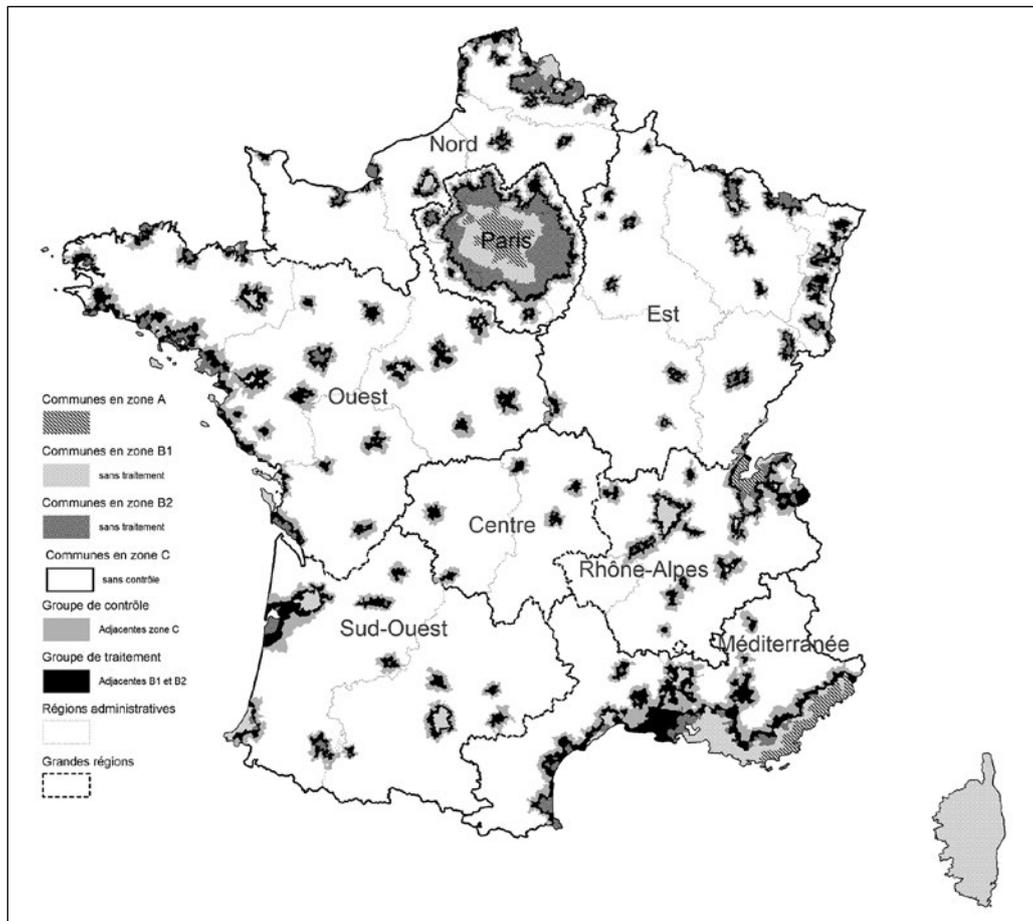
Deux grandes régions sont particulièrement tendues, ce sont la région de Paris et la région bordant la Méditerranée. Elles sont les seules à posséder une zone A conséquente (cf. figure I), à l'exception de communes du pourtour du lac Léman qui font partie de la région Rhône-Alpes. Combes *et al.* (2016, voir leur figure I, panel b) documentent que les zones urbaines où le prix du terrain est le plus élevé se trouvent toutes dans ces 3 régions. Cela nous incite donc à tenter une estimation régionale,

Figure IX
Ratio du volume de prêts groupe de contrôle sur groupe de traitement (groupes adjacents toutes zones)



Note : évolution annuelle du ratio du nombre de PTZ du groupe de contrôle sur le groupe de traitement. Nous ne notons pas de changement notable avant et après la mise en place du dispositif Scellier qui pourrait biaiser nos résultats.
Source : CGDD ; calculs des auteurs.

Figure X
Découpage en grandes régions - groupe de contrôle et de traitement toutes zones



Note : le découpage en grandes régions est basé sur les régions administratives sauf pour celui de Paris qui tient compte de l'étalement des différents groupes en dehors des régions administratives.
 Source : traitement des auteurs à partir de la définition des groupes de contrôle et de traitement.

toujours en doubles différences, spécifique sur ces trois grandes régions. Les résultats sont présentés dans le tableau 3 (seule la spécification avec les indicatrices communes est reportée). Nous constatons que sans les régions méditerranéenne et parisienne les estimations des coefficients de la double différence restent significatifs et positifs 6 mois après la mise en place du dispositif, et non significatifs et proches de zéro avant la mise place. Les résultats sont donc compatibles avec l'hypothèse de tendance constante. Nous remarquons cependant que l'effet inflationniste est plus faible que pour l'ensemble de la France. Cette diminution est d'environ 2 euros par m² de terrain par rapport à l'ensemble de la France. Pour les estimations par grande région, les résultats sont plus contrastés. L'impact pour la région méditerranéenne est significatif et très

important, d'environ 30 euros par mètre carré par an comparé aux 7 euros pour l'ensemble de la France.

Pour la région de Paris et la région Rhône-Alpes, le constat est beaucoup plus mitigé. Les résultats sont positifs, mais ils ne sont pas significatifs pour l'ensemble des estimations. Si les résultats sont identiques pour nos deux définitions des groupes de contrôle et traitement pour la région de Paris, c'est parce que dans cette région, les deux définitions coïncident. Pour la région Rhône-Alpes, un effet à 24 mois est significatif au moins au seuil de 5 % et l'ampleur est impressionnante, aux alentours de 17 euros. Mais évidemment, du fait d'un nombre de données plus faible, ces résultats manquent de puissance et donc restent fragiles.

Tableau 3
Résultats pour les grandes régions avec indicatrices communes comme contrôle

	Sans Paris et Méditerranée		Méditerranée		Région parisienne		Rhône- Alpes	
	Toutes zones	Zone B2 uniquement	Toutes zones	Zone B2 uniquement	Toutes zones	Zone B2 uniquement	Toutes zones	Zone B2 uniquement
- 54 mois	5.93**	6.09*	- 30.19**	- 24.03*	- 24.11*	- 24.11*	15.04	8.41
(Sem. 1- 2004)	(2.94)	(3.43)	(11.53)	(12.03)	(12.65)	(12.65)	(9.70)	(7.46)
- 48 mois	3.44	3.66	- 19.75*	- 16.76	- 9.32	- 9.32	- 3.57	- 8.37*
(Sem. 2- 2004)	(2.27)	(2.52)	(9.77)	(11.04)	(11.35)	(11.35)	(5.58)	(4.32)
- 42 mois	2.29	3.53	- 12.44	- 11.86	- 1.78	- 1.78	4.19	1.30
(Sem. 1- 2005)	(2.35)	(2.43)	(10.04)	(10.35)	(11.70)	(11.70)	(6.75)	(6.25)
- 36 mois	- 0.51	0.25	- 33.38**	- 30.45**	- 4.77	- 4.77	- 5.40	- 8.33
(Sem. 2- 2005)	(1.77)	(1.84)	(12.58)	(13.74)	(13.07)	(13.07)	(6.83)	(5.24)
- 30 mois	0.35	0.85	- 10.95	- 5.71	- 16.06	- 16.06	- 6.18	- 7.51
(Sem. 1- 2006)	(1.66)	(1.83)	(10.84)	(10.88)	(16.49)	(16.49)	(7.68)	(7.15)
- 24 mois	0.03	0.41	- 28.54***	- 21.96**	- 7.39	- 7.39	- 5.45	- 5.90
(Sem. 2- 2006)	(1.69)	(1.81)	(7.99)	(7.99)	(6.36)	(6.36)	(5.64)	(5.59)
- 18 mois	0.69	1.78	- 1.42	1.70	2.27	2.27	0.97	2.02
(Sem. 1- 2007)	(1.79)	(1.86)	(11.44)	(12.78)	(6.36)	(6.36)	(5.09)	(7.17)
- 12 mois	- 2.71	- 3.23 *	1.34	- 0.04	- 0.05	- 0.05	- 8.92*	- 6.12
(Sem. 2- 2007)	(1.75)	(1.84)	(7.06)	(8.56)	(9.55)	(9.55)	(5.17)	(5.09)
- 6 mois	- 1.57	- 2.39	0.04	- 0.69	- 0.44	- 0.44	6.86	1.12
(Sem. 1- 2008)	(1.74)	(1.60)	(7.42)	(7.61)	(5.16)	(5.16)	(4.83)	(4.68)
Semestre de référence (2 ^e semestre 2008)								
+ 6 mois	0.05	0.01	9.03	9.73	9.73*	9.73*	8.49	12.15**
(Sem. 1- 2009)	(1.42)	(1.63)	(7.60)	(8.31)	(5.51)	(5.51)	(5.86)	(5.74)
+ 12 mois	3.97***	4.79***	32.19***	31.63***	7.67	7.67	8.44	7.88
(Sem. 2- 2009)	(1.52)	(1.80)	(6.05)	(7.10)	(5.44)	(5.44)	(5.03)	(5.59)
+18 mois	5.3***	3.67**	30.78***	31.33***	12.21*	12.21*	8.25	3.53
(Sem. 1- 2010)	(1.66)	(1.69)	(8.87)	(10.06)	(5.81)	(5.81)	(5.15)	(6.81)
+24 mois	6.59***	5.72**	29.09**	23.89*	23.91	23.91	17.20***	17.14**
(Sem. 2- 2010)	(1.97)	(2.19)	(12.11)	(13.69)	(20.24)	(20.24)	(5.97)	(7.44)

*** significatif < 1 %, ** significatif à 5 %, * significatif à 10 %.

Note : estimation des écarts-types prenant en compte les grappes au niveau des zones d'emplois.

* *
*

Il n'est pas très étonnant qu'un dispositif qui solvabilise la demande de terrains constructibles en vue d'augmenter la construction de logements locatifs aboutisse à court terme à une hausse du prix des terrains. Ce résultat est en ligne à la fois avec le raisonnement théorique et les résultats de Chapelle *et al.* (2018) utilisant la base FILOCOM. Ces résultats peuvent être qualifiés d'impacts causaux. Néanmoins la faiblesse bien connue de ce type d'approche est qu'elle n'autorise pas à extrapoler ces résultats

en dehors des zones frontières étudiées. Pour éviter un tel résultat, il aurait fallu au préalable desserrer la contrainte de terrains constructibles. Il est d'ailleurs intéressant de constater que cet effet collatéral peu désirable de la politique est surtout prégnant dans les zones denses et en particulier dans le pourtour méditerranéen qui cumule les obstacles pour une politique foncière active. Au fait que la zone urbanisée qui ourle le littoral est en général contrainte vers l'intérieur par des reliefs, s'ajoute la présence de terres viticoles, dont le prix à l'hectare est parmi les plus élevés pour les terres agricoles, et celle de résidences secondaires,

dont la faible densité rend plus difficile pour la politique publique de desserrer aisément l'offre foncière. Notre conclusion principale est donc que la politique de règlement d'urbanisme doit accompagner, voire précéder, tout dispositif

incitatif à la construction de logements locatifs. D'une certaine façon, les dispositifs des politiques publiques avaient plutôt mis la charrue avant les bœufs et il n'est pas sûr que des progrès soient manifestes depuis. □

BIBLIOGRAPHIE

ADEUPa-Brest (2008). *Impact de l'investissement locatif neuf sur le marché locatif et les transactions dans le Finistère.* ANIL-DIL ADEUPa.

Ashenfelter, O. & Card, D. (1985). Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs. *The Review of Economics and Statistics*, 67(4), 648–60.

<https://econpapers.repec.org/RePEc:tpr:restat:v:67:y:1985:i:4:p:648-60>

Black, S. E. (1999). Do Better Schools Matter? Parental Valuation of Elementary Education. *The Quarterly Journal of Economics*, 114(2), 577–99.
<https://www.jstor.org/stable/2587017>

Carrez, G. (2011). L'application des mesures fiscales contenues dans les lois de finances. Assemblée Nationale, *Rapport D'information* N° 3631.
<http://www.assemblee-nationale.fr/13/rap-info/i3631.asp>

Chapelle, G., Vignolles, B. & Wolf, C. (2018). Impact of a Housing Tax Credit on Local Housing Markets: Evidence from France. *The annals of economics and statistics*, 130, 101–131.

<https://doi.org/10.15609/annaeconstat2009.130.0101>

Fack, G. & Grenet, J. (2010). When Do Better Schools Raise Housing Prices? Evidence from Paris Public and Private Schools. *Journal of public Economics*, 94(1-2), 59–77.

<https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2009.10.009>

Rigaud, M., Gay, B. & Barthélemy, J. R. (2008). *L'investissement locatif et le dispositif « de Robien » en Rhône-Alpes.* DRE Rhône-Alpes.

ANNEXE 1

STATISTIQUES DESCRIPTIVES

	Ensemble de la France						Communes présentes dans l'extraction BNDP					
	Communes adjacentes toutes zones			Communes adjacentes toutes zones			Communes adjacentes toutes zones			Communes adjacentes B2 uniquement		
	Groupe de contrôle	Groupe de traitement	t stat (p-value)	Groupe de contrôle	Groupe de traitement	t stat (p-value)	Groupe de contrôle	Groupe de traitement	t stat (p-value)	Groupe de contrôle	Groupe de traitement	t stat (p-value)
Nombre de communes concernées	2795	2027	-13,93 (0,00)	1880	1472	-12,58 (0,00)	1646	1212	-11,43 (0,00)			
Population communale moyenne en 1999 (Insee)	1283,69 (1579,33)	5180,69 (14674,63)	-13,98 (0,00)	1453,45 (1710,08)	6406,98 (16958,50)	-12,63 (0,00)	1380,22 (1629,53)	5770,74 (15466,60)	-11,54 (0,00)			
Population communale moyenne en 2007 (Insee)	1425,73 (1722,14)	5385,80 (14834,30)	-23,38 (0,00)	1624,53 (1881,64)	6657,09 (17140,75)	-20,58 (0,00)	1531,16 (1771,95)	5970,06 (15470,63)	-18,25 (0,00)			
Densité de population moyenne en 2007 (habitants par hectare)	1,08 (1,06)	3,27 (4,79)	-4,39 (0,00)	1,16 (1,06)	3,72 (5,26)	-2,35 (0,02)	1,13 (1,04)	3,27 (4,60)	-1,07 (0,29)			
Moyenne % de foyers fiscaux imposables en 2007 (Insee /DGFiP)	59,90 (8,98)	61,06 (9,19)	-12,28 (0,00)	60,08 (8,91)	60,82 (9,17)	-43,23 (0,00)	59,35 (8,86)	59,71 (9,13)	-8,34 (0,00)			
Moyenne potentiel fiscal 4 taxes par habitant 2008 (DGCL)	488,92 (356,73)	633,68 (461,47)	-48,28 (0,00)	496,83 (379,66)	650,38 (452,62)	17,79 (0,00)	499,02 (385,97)	630,88 (457,09)	-35,28 (0,00)			
Communes d'un pôle urbain (Insee /ZAUER99)	0,02 (0,12)	0,49 (0,50)	18,71 (0,00)	0,02 (0,13)	0,54 (0,50)	11,62 (0,00)	0,02 (0,13)	0,47 (0,50)	11,63 (0,00)			
Communes monopolitisées (Insee /ZAUER99)	0,66 (0,47)	0,40 (0,49)	13,00 (0,00)	0,65 (0,48)	0,36 (0,46)	-0,62 (0,54)	0,61 (0,49)	0,40 (0,49)	8,86 (0,00)			
Communes multipolarisées (Insee /ZAUER99)	0,20 (0,40)	0,07 (0,25)	-1,12 (0,26)	0,20 (0,40)	0,06 (0,24)	9,42 (0,00)	0,22 (0,42)	0,07 (0,26)	10,90 (0,00)			
Communes d'un pôle d'emploi de l'espace rural (Insee/ZAUER99)	0,02 (0,12)	0,02 (0,14)	10,85 (0,00)	0,02 (0,13)	0,02 (0,14)	-13,36 (0,00)	0,02 (0,14)	0,03 (0,16)	-12,35 (0,00)			
Communes de la couronne d'un pôle d'emploi rural (Insee/ZAUER99)	0,11 (0,32)	0,03 (0,17)	81,41 (64,11)	0,11 (0,31)	0,03 (0,16)	-16,75 (0,00)	0,12 (0,33)	0,03 (0,17)	-13,63 (0,00)			
Prix moyen de la zone second semestre 2008 (BNDP)			83,07 (67,38)	81,41 (64,11)	99,28 (80,28)	78,16 (64,40)	89,71 (73,38)	88,56 (69,37)				
Prix moyen de la zone second semestre 2009 (BNDP)			87,80 (68,36)	83,07 (67,38)	108,72 (85,08)	78,33 (67,85)	98,55 (79,29)	110,11 (82,26)				
Prix moyen de la zone second semestre 2010 (BNDP)				87,80 (68,36)	121,57 (91,10)	-17,91 (0,00)	83,56 (69,37)					

Note : les p-values des tests t sont les p-values pour un test bilatéral. Les écarts-type sont indiqués entre parenthèses.

BNDP VS PERVAL

Nous disposons des données PERVAL pour les années 2000, 2002, 2004, 2006 et 2008. Nous avons donc 3 années en commun avec la base BNDP (2004, 2006 et 2008). Afin de bien comprendre comment fonctionne la base BNDP, nous avons identifié les mutations PERVAL dans la base BNDP et inversement. Pour cela, nous avons créé pour chaque base une clé de la manière suivante :

année de la vente || mois de la vente || code commune || préfixe section || code section || numéro de plan

Toutes ces variables étant présentes dans les deux bases et identifiant une seule mutation, nous avons pu appairer les deux bases. Il y a bien sûr quelques erreurs de saisie ou quelques différences techniques entre les deux bases, mais en général cette méthode fonctionne. Nous avons constaté que des mutations existaient dans l'extraction BNDP et non dans la base PERVAL, mais qu'il existait aussi un grand nombre de mutations dans la base PERVAL non présentes dans la base BNDP.

Tableau A2
Comparaison des bases BNDP et PERVAL

Fréquence Pourcentage en colonne	2004	2006	2008
Mutations répertoriées dans PERVAL et non présentes dans l'extraction de la base BNDP	49 687 82.08 %	39 507 62.12 %	25 653 47.79 %
Mutations présentes dans PERVAL et dans l'extraction de la base BNDP	10 850 17.92 %	24 089 37.88 %	28 023 52.21 %
Total	60 537	63 596	53 676

Source : base BNDP et PERVAL ; traitement des auteurs.

82 % des mutations enregistrées dans PERVAL en 2004, 38 % en 2006 et 52 % en 2008 n'ont pas leur correspondant dans notre extraction BNDP. Ce qui veut dire que pour 2004 et 2006 et dans une moindre mesure pour 2008, notre extraction est loin d'être exhaustive.

La surface en question

PERVAL et BNDP ne comptabilisent pas la surface de la même manière. Notons dans un premier temps que les structures mêmes des bases entraînent des différences. En effet, dans BNDP il existe une ligne (ou plus) par parcelle vendue. Pour connaître la surface de la vente (qui peut être effectuée sur plusieurs parcelles), il faut sommer l'ensemble des surfaces des parcelles distinctes qui sont incluses dans une vente. Nous définissons une vente dans la base BNDP par un identifiant unique qui est la concaténation du « code sages C. H. » et de la « référence de publication ». Dans la base PERVAL, constituée d'une seule ligne par vente, il n'existe qu'une

seule parcelle cadastrale dans la base même si la vente porte sur plusieurs parcelles.

Par exemple, nous identifions une vente à la fois dans PERVAL et BNDP. Elle porte sur les parcelles 1504 et 1507 de la carte suivante (figure A2). Dans PERVAL, seule la parcelle 1504 est renseignée. La surface du terrain correspond à la somme des superficies des parcelles 1504 et 1507. Dans la base BNDP, il existe une ligne pour la parcelle 1504, une pour la parcelle 1507, mais également une ligne pour la parcelle 1508 (pour le droit de passage jusqu'à la maison). Pour chacune des lignes apparaissent le prix global de vente et la surface de chaque parcelle. Ainsi, la surface totale correspondant à la vente est la somme des surfaces enregistrées sur trois lignes. Cette somme pour la BNDP est différente de la surface dans PERVAL où manque la surface de la parcelle 1508. La difficulté est qu'il nous est impossible de déterminer de manière systématique les parcelles qui correspondent à un droit de passage. Ces différences entre les bases ont pour conséquence de fournir un prix moyen au mètre carré plus faible pour BNDP que pour PERVAL.

Figure A2
Cadastré correspondant aux parcelles 1504 et 1507 et photographie aérienne



Source : cadastre (<https://cadastre.gouv.fr/scpc/accueil.do>) pour le plan et Google Map pour la photo.

ANNEXE 3

CHANGEMENT DE PÉRIODE DE RÉFÉRENCE ET TEST PLACEBO

Tableau A3-1

Résultats double différence prix au mètre carré (référence premier semestre 2008)

	Sans contrôles		Avec contrôles		Avec contrôles et indicatrices zone d'emploi		Avec indicatrices pour la commune	
	Toutes zones	Zone B2 uniquement	Toutes zones	Zone B2 uniquement	Toutes zones	Zone B2 uniquement	Toutes zones	Zone B2 uniquement
- 54 mois	- 5.02	- 5.61	- 4.92	- 4.65	- 4.02	- 3.77	2.26	1.81
(Sem. 1- 2004)	(4.91)	(4.90)	(4.93)	(5.06)	(3.10)	(3.24)	(4.30)	(4.43)
- 48 mois	- 3.52	- 6.81*	- 3.40	- 5.00	- 2.55	- 4.00	1.22	0.30
(Sem. 2- 2004)	(4.59)	(3.84)	(4.49)	(3.95)	(2.82)	(2.78)	(3.12)	(3.08)
- 42 mois	0.91	0.19	1.36	1.20	- 0.98	- 1.14	3.34	4.15
(Sem. 1- 2005)	(3.90)	(3.72)	(3.91)	(3.82)	(2.33)	(2.24)	(2.62)	(2.53)
- 36 mois	- 0.64	- 1.38	- 0.32	- 1.05	- 1.34	- 1.91	3.80	3.15
(Sem. 2- 2005)	(4.05)	(3.40)	(4.00)	(3.52)	(2.35)	(2.32)	(2.61)	(2.73)
- 30 mois	- 6.61	- 3.60	- 4.66	- 2.63	- 3.89	- 2.26	3.20	3.52
(Sem. 1- 2006)	(4.38)	(4.09)	(3.98)	(3.85)	(2.61)	(2.77)	(2.89)	(3.17)
- 24 mois	- 4.34	- 3.71	- 2.22	- 2.27	- 2.62	- 3.16	0.46	0.34
(Sem. 2- 2006)	(4.01)	(3.68)	(3.93)	(3.50)	(2.36)	(2.28)	(2.30)	(2.42)
- 18 mois	- 4.84	- 1.90	- 3.44	- 1.32	- 4.47*	- 2.59	2.32	3.82*
(Sem. 1- 2007)	(4.45)	(3.70)	(4.28)	(3.70)	(2.70)	(2.17)	(2.55)	(2.26)
- 12 mois	- 1.10	- 0.94	- 0.34	- 1.39	- 1.56	- 2.16	- 0.82	- 1.03
(Sem. 2- 2007)	(2.97)	(3.17)	(3.02)	(3.31)	(2.04)	(2.17)	(1.79)	(1.92)
Semestre de référence (1 ^{er} semestre 2008)								
+ 6 mois	0.82	- 1.59	- 0.34	- 1.40	1.27	0.66	- 1.08	- 2.02
(Sem. 2- 2008)	(4.48)	(3.54)	(4.16)	(3.13)	(2.18)	(1.88)	(1.69)	(1.59)
+ 12 mois	2.59	2.68	1.47	2.54	1.99	2.36	2.91	2.87
(Sem. 1- 2009)	(4.02)	(3.30)	(3.79)	(3.05)	(2.25)	(2.10)	(2.26)	(2.35)
+ 18 mois	6.29	5.45	4.76	5.94*	7.99***	8.64***	7.07***	8.51***
(Sem. 2- 2009)	(4.16)	(3.61)	(3.94)	(3.44)	(2.15)	(2.07)	(2.52)	(2.75)
+ 24 mois	10.49**	7.08**	9.11 *	7.01**	10.09***	8.70***	7.94 ***	8.75***
(Sem. 1- 2010)	(4.98)	(3.38)	(4.63)	(3.12)	(2.50)	(2.31)	(2.46)	(2.64)
+ 30 mois	14.60**	13.20**	12.6**	12.56**	12.80***	12.16***	10.00***	10.59***
(Sem. 2- 2010)	(6.15)	(5.48)	(5.70)	(5.09)	(3.30)	(3.41)	(3.39)	(3.80)

Note : estimation des écarts-types prenant en compte les grappes au niveau des zones d'emplois.

*** significatif < 1 %, ** significatif à 5 %, * significatif à 10 %.

Tableau A3-2

Résultats de l'estimation en double différence, prix au mètre carré (effet placebo)

	Sans contrôles		Avec contrôles		Avec contrôles et indicatrices zone d'emploi		Avec indicatrices commune	
	Toutes zones	Zone B2 uniquement	Toutes zones	Zone B2 uniquement	Toutes zones	Zone B2 uniquement	Toutes zones	Zone B2 uniquement
- 54 mois (Sem. 1- 2004)	- 8.87 (6.37)	- 11.96* (6.23)	- 9.51 (6.28)	- 11.47* (6.19)	- 7.06 (4.56)	- 8.18* (4.51)	- 3.61 (5.11)	- 4.30 (5.23)
- 48 mois (Sem. 2- 2004)	- 3.01 (7.78)	- 8.00 (7.57)	- 4.19 (6.95)	- 6.88 (6.71)	- 9.22** (4.59)	- 11.20** (4.46)	- 9.35 (5.83)	- 10.45* (5.87)
- 42 mois (Sem. 1- 2005)	- 8.95** (4.17)	- 12.86*** (3.80)	- 8.73** (3.99)	- 11.19*** (3.73)	- 9.85*** (3.60)	- 10.87*** (3.55)	- 5.69* (3.20)	- 6.05* (3.24)
- 36 mois (Sem. 2- 2005)	- 2.99 (3.95)	- 6.15* (3.62)	- 4.05 (3.81)	- 6.59* (3.61)	- 6.57** (3.03)	- 7.58** (2.91)	- 7.14*** (2.72)	- 7.31*** (2.73)
- 30 mois (Sem. 1- 2006)	- 11.07*** (4.18)	- 11.53*** (3.05)	- 11.00*** (4.09)	- 11.23*** (3.39)	- 10.49*** (3.64)	- 9.94*** (3.69)	- 8.80*** (2.78)	- 8.55*** (2.84)
- 24 mois (Sem. 2- 2006)	0.57 (4.40)	- 1.89 (3.61)	0.32 (4.06)	- 1.90 (3.44)	- 3.00 (3.19)	- 3.67 (3.18)	- 2.79 (2.81)	- 2.91 (2.86)
- 18 mois (Sem. 1- 2007)	- 2.45 (4.78)	- 3.57 (4.50)	- 1.33 (4.72)	- 2.23 (4.61)	- 0.51 (4.39)	- 1.56 (4.35)	2.69 (4.08)	2.30 (4.22)
- 12 mois (Sem. 2- 2007)	2.55 (5.12)	0.90 (4.43)	1.26 (4.79)	- 1.25 (3.94)	- 3.44 (3.52)	- 4.30 (3.61)	- 0.23 (2.90)	- 0.61 (2.95)
- 6 mois (Sem. 1- 2008)	2.09 (5.28)	0.52 (4.62)	- 0.57 (4.87)	- 1.60 (4.11)	- 1.63 (3.65)	- 1.48 (3.64)	- 1.92 (2.86)	- 2.36 (2.86)
Semestre de référence (2 ^e semestre 2008)								
+ 6 mois (Sem. 1- 2009)	6.47** (2.81)	7.99*** (3.00)	5.47* (2.96)	6.78** (3.29)	2.52 (2.56)	3.23 (2.60)	4.87** (2.46)	5.12** (2.56)
+ 12 mois (Sem. 2- 2009)	2.17 (4.82)	1.52 (4.94)	2.07 (5.09)	1.92 (4.93)	1.35 (3.88)	1.38 (3.79)	2.62 (3.21)	2.33 (3.23)
+ 18 mois (Sem. 1- 2010)	3.36 (3.98)	0.79 (3.86)	3.44 (4.08)	0.42 (3.77)	- 1.03 (3.68)	- 2.43 (3.52)	- 0.67 (3.37)	- 2.37 (3.29)
+ 24 mois (Sem. 2- 2010)	0.71 (6.86)	0.64 (6.77)	- 0.28 (7.15)	- 0.52 (6.94)	- 1.30 (5.01)	- 2.93 (4.87)	0.37 (5.77)	- 2.14 (5.61)

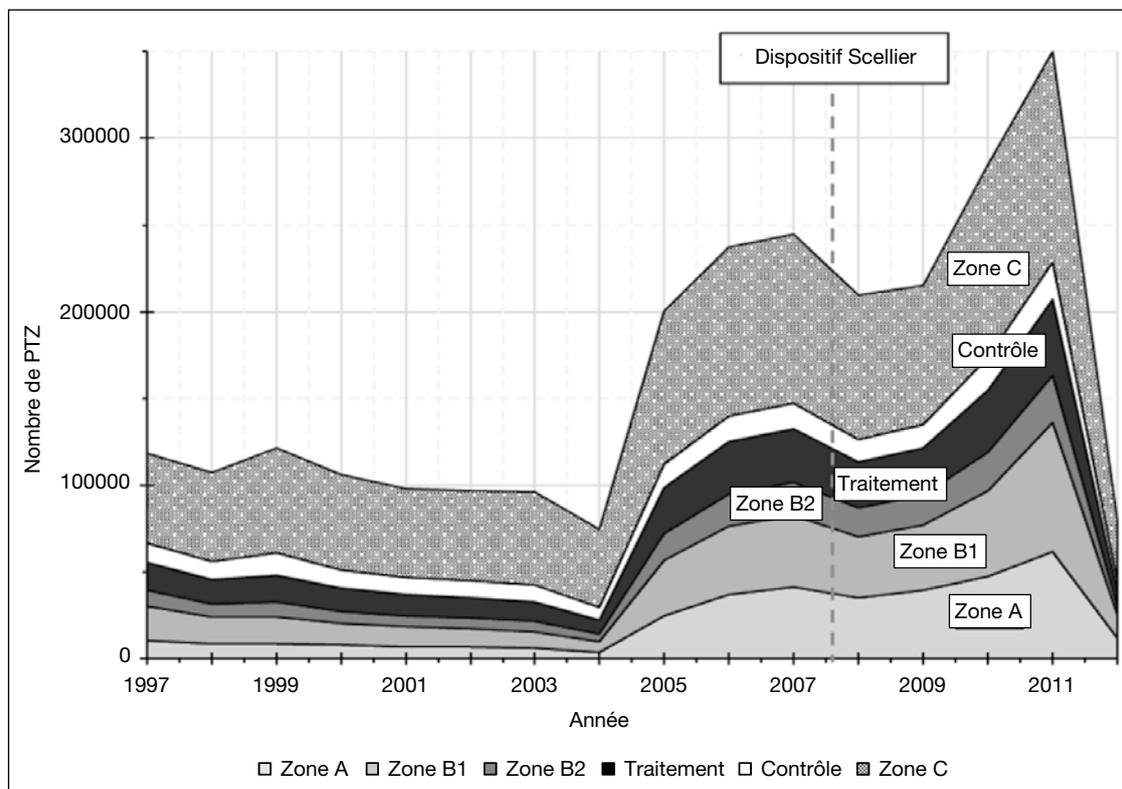
Note : estimation des écarts-types prenant en compte les grappes au niveau des zones d'emplois.

*** significatif < 1 %, ** significatif à 5 %, * significatif à 10 %.

ANNEXE 4

PTZ ZONE B2 UNIQUEMENT

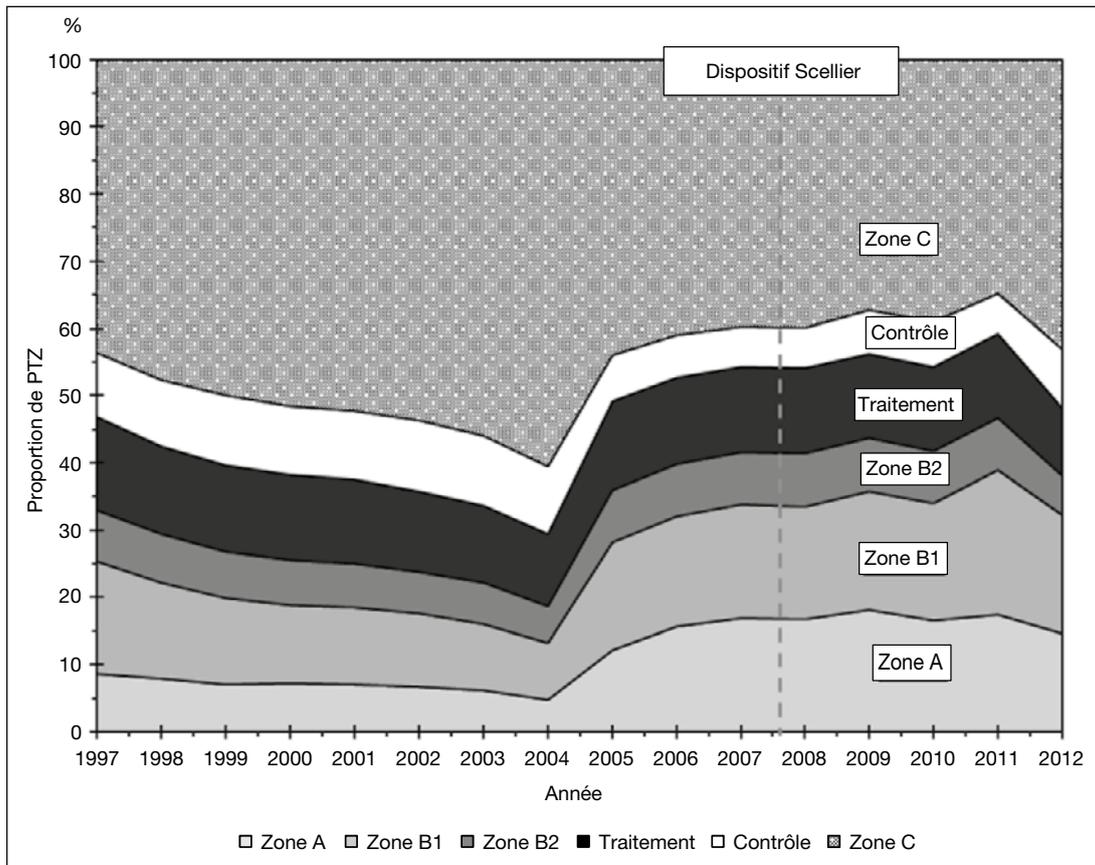
Figure A4-I
Volumétrie des PTZ par zone (groupes adjacents B2 uniquement)



Note : la zone C s'entend sans les PTZ qui se trouvent dans la zone du groupe de contrôle et la zone B2, B1 et A s'entendent sans les PTZ dans la zone de du groupe de traitement. Nous n'observons pas de choc sur le volume ni sur la répartition des prêts avant et après la mise en place du dispositif Scellier.

Source : CGDD ; calculs des auteurs.

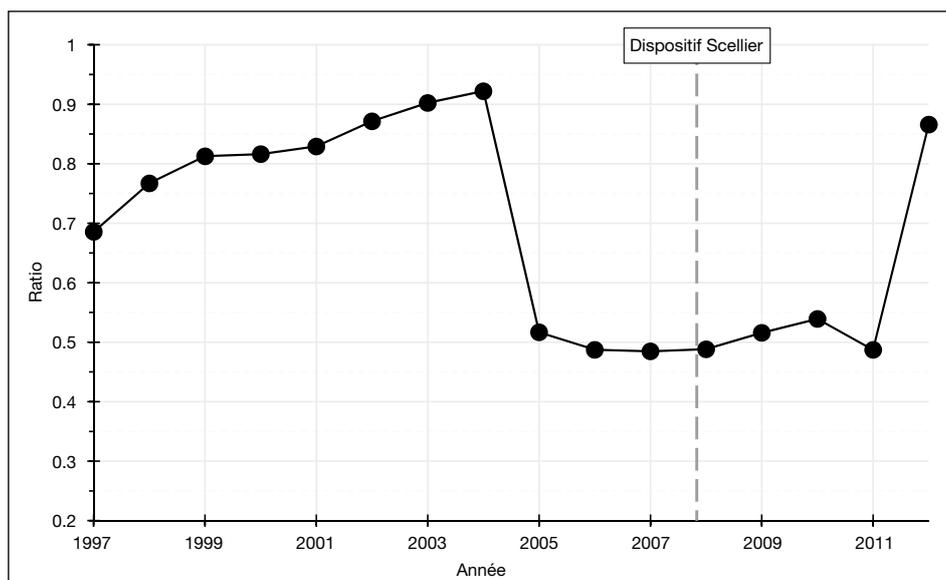
Figure A4-II
Répartition des PTZ par zone (groupes adjacents B2 uniquement)



Note : la zone C s'entend sans les PTZ qui se trouvent dans la zone du groupe de contrôle et la zone B2, B1 et A s'entendent sans les PTZ dans la zone de du groupe de traitement. Nous n'observons pas de choc sur le volume ni sur la répartition des prêts avant et après la mise en place du dispositif Scellier.

Source : CGDD ; calculs des auteurs.

Figure A4-III
Ratio du volume de prêts groupe de contrôle sur groupe de traitement (groupes adjacents B2 uniquement)



Note : évolution annuelle du ratio du nombre de PTZ du groupe de contrôle sur le nombre de PTZ du groupe de traitement. Nous ne notons pas de changement notable avant et après la mise en place du dispositif Scellier qui pourrait biaiser nos résultats.

Source : CGDD ; calculs des auteurs.

Croissance de la productivité et réallocation des ressources en France : le processus de destruction création

Productivity Growth and Resource Reallocation in France: The Process of Creative Destruction

Haithem Ben Hassine*

Résumé – Sur la base d’un large échantillon d’entreprises françaises nous étudions la contribution de la réallocation des ressources et celle de l’effet d’apprentissage à l’évolution de la productivité totale des facteurs (PTF) avant (2000-2007) et après (2008/2009-2012) la crise de 2008. Nous montrons dans un premier temps que la croissance de la PTF est très faible avant la crise et qu’un fléchissement est observé entre 2008 et 2012. Ensuite, nous montrons que l’évolution de la PTF est fortement dépendante de l’effet d’apprentissage, mesuré ici par les performances internes propres aux entreprises. Sa contribution négative après la crise témoigne des difficultés rencontrées par les entreprises en France pour ajuster rapidement et efficacement leur échelle de production. Cet effet a toutefois été atténué par 1) un processus de réallocation des ressources vers les entreprises pérennes les plus productives qui ne s’est manifesté de manière robuste qu’à partir de 2009 et 2) un processus schumpétérien de destruction-crétion (*cleansing effect*), plus précoce, apparu dès 2008.

Abstract – Based on a large sample of French firms, this article examines the contribution of resource reallocation and of the learning effect to changes in total factor productivity (TFP) before (2000-2007) and after (2008/2009-2012) the 2008 crisis. First, we show that there was very little TFP growth before the crisis and that a fall occurred between 2008 and 2012. Second, we show that the evolution of TFP is highly dependent on the learning effect, as measured here by internal firm performance. Its negative contribution after the crisis is indicative of the difficulties experienced by firms in France in adjusting their production scale rapidly and effectively. However, this effect was reduced by 1) a process of resource reallocation towards the most productive continuing firms, which only really took hold from 2009 onwards, and 2) an earlier Schumpeterian process of creative destruction (*cleansing effect*), the first signs of which appeared in 2008.

Codes JEL / JEL Classification : L2, L25, O4, C10

Mots-clés : productivité totale des facteurs, réallocation des ressources, apprentissage, processus de destruction-crétion, Schumpeter

Keywords: total factor productivity, resource reallocation, learning, process of creative destruction, Schumpeter

Rappel :

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

* France Stratégie (haithem.ben-hassine@strategie.gouv.fr)

Je tiens à remercier les participants au CompNet 7th Annual Conference pour leurs remarques et suggestions sur une version préliminaire de ce travail. Celui-ci a également bénéficié des commentaires éclairés de Vincent Aussilloux, Jean Pisani-Ferry, Catherine Fuss, Claire Lelarge, Fabrice Lenglar, Claude Mathieu, Jean-Paul Nicolai, Corinne Prost, Fabienne Rosenwald et de trois rapporteurs anonymes de la revue *Économie et Statistique*. Cette recherche a bénéficié d’une aide de l’État gérée par l’Agence nationale de la recherche au titre du Programme d’investissements d’avenir, portant la référence ANR-10-EQPX-17 (Centre d’accès sécurisé aux données – CASD).

Reçu le 24 novembre 2017, accepté après révisions le 31 janvier 2019

En 2009, le nombre d'entreprises créées en France, en dehors du régime « auto-entrepreneur »¹, a baissé de près de 21.5 % par rapport à l'année précédente (Hagège & Clotilde, 2012). Dans le même temps, 8 033 défaillances supplémentaires ont été enregistrées, soit une augmentation de 14.5 % par rapport à l'année 2008. Les entreprises défaillantes qui sortent du marché, mais aussi les entreprises pérennes les moins productives, libèrent des ressources au profit des plus performantes. Ce transfert de ressources vers les entreprises les plus productives, appelé « réallocation des ressources » dans la littérature, n'est pas sans conséquence sur l'évolution agrégée de la productivité et par voie de conséquence sur l'emploi et la création de richesse.

Pour analyser l'évolution de la productivité agrégée, la littérature met en avant le rôle de la réallocation des ressources et des performances internes, propres aux entreprises (effets d'apprentissage). En période de crise les effets peuvent être ambigus sur leurs contributions. D'un côté, la baisse de la demande entraîne une baisse de la production et, de ce fait, une dégradation des performances productives des entreprises. D'un autre côté, la crise va « assainir » les différents secteurs en évinçant les entreprises les moins performantes, en réduisant éventuellement les barrières à l'entrée pour les entrants potentiels et en permettant aux survivants de se restructurer pour retrouver leur niveau de croissance d'avant crise. Dans ce contexte, il n'est pas impossible que la crise financière de 2008 ait joué un rôle prépondérant dans le processus de destruction-crédation *via* les flux nets de création d'entreprises en France. En effet, ce renouvellement des entreprises qui favorise le processus de réallocation des ressources peut être à l'origine de gains de productivité, comme le suggère l'étude de Foster *et al.* (2006) par exemple dans le secteur du commerce de détail durant les années 1990 aux États-Unis.

Dans cet article, nous analysons la dynamique de la réallocation des ressources entre les entreprises françaises et sa contribution à la croissance de la productivité sectorielle et nationale avant (2000-2007) et après la crise de 2008 (2008-2012 et 2009-2012) avec le double objectif 1) de différencier la part dans l'évolution de la productivité sectorielle due à l'apprentissage et celle due à la réallocation des ressources pour tenter de comprendre les mécanismes qui sous-tendent le ralentissement de la productivité à partir du début des années 2000 et 2) d'étudier l'évolution de ces mécanismes suite à la crise de 2008 afin d'appréhender un éventuel processus schumpétérien de destruction-crédation (*cleansing effect*)².

Nous mettons en œuvre pour cela plusieurs méthodes de décomposition de la productivité totale (Griliches & Regev, 1995 ; Foster *et al.*, 2015 ; Melitz & Polanec, 2015).

La réallocation des ressources est mesurée ici, comme dans Carreira & Teixeira (2016) et Martin & Scarpetta (2012), entre autres, au travers de l'évolution des parts de marché. Nous cherchons également à évaluer la capacité d'apprentissage des entreprises et ses effets sur la croissance de la productivité agrégée. La capacité d'apprentissage est mesurée par l'évolution de la PTF des entreprises pérennes. La PTF est estimée par secteur avec la méthode de Levinsohn & Petrin (2003) – LP dans la suite de l'article – à partir d'un panel d'entreprises qui couvre la période 2000-2012. Les données sont issues du Fichier complet unifié de SUSE³ (FICUS⁴) de l'Insee avant 2008 et du Fichier approché des résultats ESANE⁵ (FARE⁶) de l'Insee à partir de 2008.

Pour apprécier l'effet de la crise de 2008 sur l'apprentissage ainsi que sur les mécanismes de réallocation des ressources en France, nous comparons les résultats obtenus avec plusieurs décompositions. Les résultats obtenus montrent que la productivité agrégée a progressé de 0.66 % par an en moyenne entre 2000 et 2007. Ils font également apparaître clairement les effets de la crise de 2008, qui a fortement affecté la productivité de tous les secteurs avec une baisse de 0.32 % par an en moyenne entre 2008 et 2012. Cependant, un léger rebond de la productivité est observé dès 2009 avec une croissance de 0.36 % en moyenne par an entre 2009 et 2012. Avant la crise de 2008 et selon la méthode de décomposition retenue, l'effet d'apprentissage et l'effet réallocation des ressources contribuent chacun à hauteur d'un tiers à deux tiers à l'évolution de la productivité agrégée en France. Durant la période post-crise, les résultats obtenus mettent en évidence un effet d'apprentissage qui représente le principal facteur de la baisse de la productivité en France avec une contribution qui varie entre 280 % et 138 %, selon la méthode retenue. Cependant, deux mécanismes ont joué un rôle prépondérant dans

1. Pour plus de précisions sur le régime auto-entrepreneur voir : <https://www.insee.fr/fr/metadonnees/definition/c2066>.

2. Le processus schumpétérien de destruction-crédation fait référence ici à une entrée sur un marché (concurrentiel) de nouvelles entreprises qui grâce à des innovations (de produit, de procédé, d'organisation, marketing, etc.) entraîne la disparition et l'obsolescence des anciennes et assurent le renouvellement permanent des structures de production. Pour un cadre théorique formel de l'hypothèse schumpétérienne voir Aghion & Howitt (1992).

3. Système unifié de statistiques d'entreprises (Insee).

4. Fichier complet et unifié de Suse.

5. Élaboration des Statistiques Annuelles d'Entreprises.

6. Fichier approché des résultats ESANE.

l'atténuation de cette baisse : 1) un processus de réallocation des ressources vers les entreprises pérennes dont l'effet est positif et continue à croître après la crise sur la période 2009-2012 et 2) un processus schumpétérien de destruction-crétion qui contribue positivement à la croissance de la PTF agrégée avant la crise et qui joue un rôle plus marqué durant la période d'après crise, indépendamment de la période post-crise retenue (2008-2012 ou 2009-2012). Toutefois, le processus schumpétérien doit être considéré ici surtout comme un processus d'assainissement (*cleansing effect*), principalement tiré par la disparition des entreprises les moins productives.

La suite de l'article est organisée comme suit : après une revue de la littérature, une section est consacrée à la présentation des différentes méthodes de décompositions de la productivité agrégée. Nous présentons ensuite les données utilisées et des statistiques descriptives, puis les résultats obtenus avant de les discuter. L'article s'achève par des remarques conclusives.

Revue de littérature

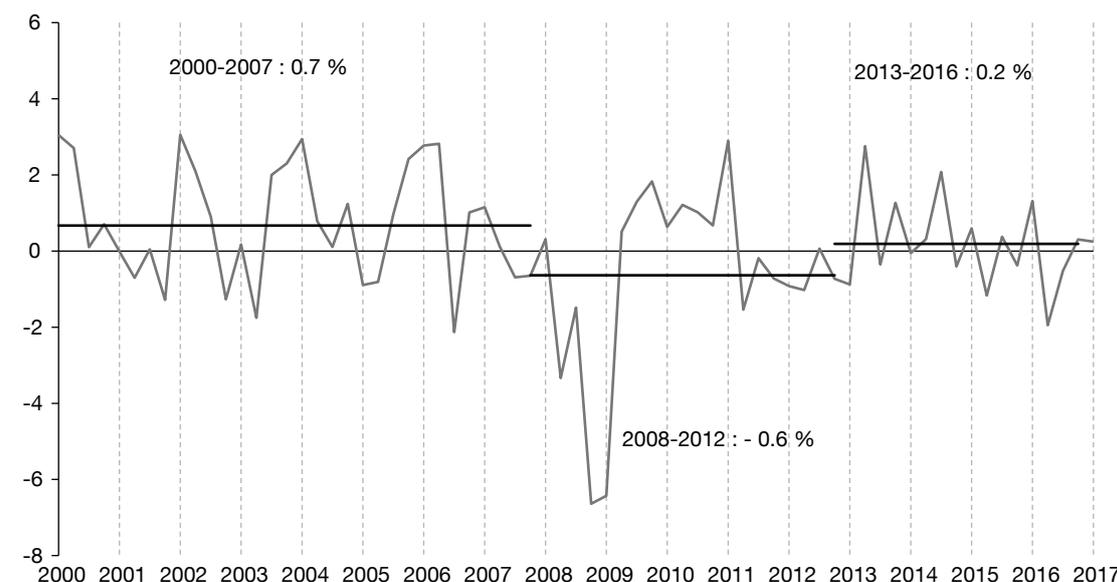
Une littérature récente s'est développée sur la réallocation des ressources et l'impact du processus de renouvellement et de croissance des entreprises sur le ralentissement de la productivité

totale des facteurs (PTF) agrégée (voir notamment Berthou, 2016 ; Midrigan & Xu, 2014 ; Restuccia & Rogerson, 2013 ; Hsieh & Klenow, 2009). Ce ralentissement, observé depuis le début des années 2000 en France, s'est accéléré après la crise de 2008, comme l'illustre une estimation de la productivité totale des facteurs⁷ (figure I).

Une première explication de ce ralentissement se situerait dans les difficultés de réallocation des ressources vers les entreprises les plus productives (Cette *et al.*, 2017). Cette réorientation des ressources, lorsqu'elle n'est pas empêchée par des rigidités sur le marché du travail ou des frictions sur le marché du crédit (Musso & Schiavo, 2008) reflète des gains de part de marché pour les entreprises performantes bénéficiant de facteurs de production adaptés à leur activité. Une autre explication au ralentissement des gains de productivité serait l'incapacité des entreprises à s'adapter à un environnement de plus en plus changeant et hautement concurrentiel. Des travaux privilégiés cette explication et considèrent que les

7. La croissance de la PTF est estimée ici en corrigeant la croissance de la valeur ajoutée des secteurs marchands de deux termes : le taux de croissance des services du capital, estimé comme la croissance du stock de capital net des entreprises financières et non financières et le taux de croissance des services du travail, estimé comme le taux de croissance des heures travaillées dans le secteur marchand. Chacun de ces termes est pondéré par la part de chaque facteur (travail ou capital) dans la valeur ajoutée. La valeur du coefficient de pondération prend une valeur fixe égale à 35 % pour le facteur capital et égale à 65 % pour le facteur travail.

Figure I
Estimation de la croissance de la productivité totale des facteurs (PTF) en France
(taux de croissance trimestriel annualisé, 2000-2016)



Note de lecture : le taux de croissance trimestriel annualisé de la PTF correspond au taux de croissance que connaîtrait la PTF sur un an si elle évoluait sur l'année au même rythme que durant le trimestre considéré.
Champ : ensemble des secteurs marchands.
Source : Insee ; calculs de l'auteur.

performances internes, propres aux entreprises (effet d'apprentissage selon la terminologie de Baldwin & Rafiqzaman, 1995) sont la principale source de (dé)croissance de la productivité agrégée (Foster *et al.*, 2015 ; Hallward-Driemeier & Rijkers, 2013 ; Griffin & Odaki, 2009). La littérature théorique distingue l'apprentissage actif (Ericson & Pakes, 1995) et l'apprentissage passif (Jovanovic, 1982). Dans le modèle d'apprentissage actif (*active learning*) d'Ericson & Pakes, les entreprises ont la possibilité de faire évoluer leur productivité par des investissements (en R&D, en capital physique, etc.) sachant que les investissements réalisés n'ont pas un effet immédiat, que leurs rendements sont incertains et que l'environnement économique peut conduire à davantage de pressions concurrentielles sur les marchés. Dans ce cadre d'analyse, les entreprises qui ne sont pas capables de s'adapter aux changements d'environnement en réalisant un volume d'investissement suffisant par rapport à leurs concurrentes ou en accroissant leur productivité vont périr et disparaître du marché. Dans le cas contraire, elles seront en mesure d'augmenter leur niveau de productivité et par voie de conséquence celui de leur secteur.

Le modèle d'apprentissage passif (*passive learning*) suppose que les entreprises sont dans une situation d'incertitude sur leur niveau de productivité/performance. Pour Jovanovic (1982), les entrants potentiels sur un marché ne connaissent pas leur niveau de productivité, et découvrent, une fois sur le marché, leur chance de survie et leur niveau de croissance. Par contre, elles connaissent la distribution des performances du secteur. Leur présence sur le marché va leur permettre de découvrir progressivement leur niveau de productivité, étant données leurs performances réalisées *a priori*. Une fois connu ce niveau, les entreprises peuvent rester dans la branche ou au contraire sortir si leur niveau de productivité est trop faible. Ce type d'apprentissage pourrait être à l'origine d'une dynamique schumpétérienne de destruction-création avec un effet d'entrées net (entrées moins sorties) dont le niveau dépendra de la capacité d'apprentissage des entreprises une fois sur le marché.

Un grand nombre de travaux montrent que les gains potentiels de productivité liés à une meilleure allocation des ressources sont non négligeables. Hsieh & Klenow (2009) les estiment entre 30 % et 50 % pour la Chine entre 1998 et 2005 et entre 40 % et 60 % pour l'Inde entre 1987 et 1994 si les deux pays avaient un niveau d'efficacité économique équivalent à celui des États-Unis. Dans leur modèle d'équilibre général

qui tient compte de l'hétérogénéité des entreprises et des distorsions des marchés, ils mesurent ainsi la méallocation⁸ (allocation non-optimale) des ressources dans ces deux pays à partir de l'écart avec la productivité des entreprises américaines (comme un benchmark). Petrin & Sivadasan (2011) estiment pour leur part qu'une meilleure allocation des ressources, mesurée par la réduction d'une unité de l'écart entre la productivité marginale des entreprises chiliennes et le coût de leurs facteurs de production, aurait pu entraîner une augmentation de leur valeur ajoutée agrégée de 0.5 % en moyenne, entre 1982 et 1994. Foster *et al.* (2001) mobilisent des techniques de décomposition de l'évolution de la productivité agrégée. Ils estiment que la réallocation du facteur travail entre entreprises entrantes et sortantes d'un même secteur explique plus de 25 % de la croissance de la productivité industrielle des États-Unis entre 1977 et 1987. Lentz & Mortensen (2008) montrent que la réallocation de la main-d'œuvre au Danemark sur la période 1992-1997 y a contribué à plus de 50 %.

Pour la France, Cette *et al.* (2017) conjecturent à partir d'une analyse de la dispersion de la productivité des entreprises que la réallocation des ressources s'est dégradée depuis le début des années 2000. L'étude de Fontagné & Santoni (2015) va dans le même sens en montrant que cette méallocation concerne particulièrement les petites entreprises et les entreprises âgées. Osoimehin (2016) s'interroge sur l'importance de la réallocation vers les entreprises pérennes les plus productives d'un côté et sur celle du processus de destruction-création de l'autre. Elle montre, sur la période 1989-2007, que la contribution à l'évolution de la productivité totale des facteurs (PTF) sectorielle française des premières est plus importante que celle émanant d'un processus schumpétérien de destruction-création.

Différentes méthodes de décomposition de l'évolution de la productivité ont été proposées pour quantifier l'effet de la réallocation sur la variation de la productivité sectorielle. Les résultats varient selon la période étudiée et surtout selon la méthode de décomposition adoptée. La première décomposition a été proposée par Baily *et al.* (1992) – BHC dans la suite de l'article. Avec cette méthode,

8. Le terme méallocation renvoie dans le cadre de la présente étude aux mauvaises allocations des ressources entre entreprises dues aux imperfections du marché. Une littérature récente s'est développée pour étudier différents canaux de la méallocation comme par exemple les contraintes d'accès aux crédits (Midrigan & Xu, 2014), la survie d'entreprises « zombies » (McGowan *et al.*, 2017) ou encore les distorsions réglementaires (Ordóñez, 2014).

l'effet du processus de destruction-crétion est très sensible au nombre d'entrées et de sorties des entreprises : si à productivité donnée, il y a plus d'entrées que de sorties, l'effet net (entrées moins sorties), sera systématiquement négatif (Haltiwanger, 1997). Foster *et al.* (2001) – FHK ensuite – et Griliches & Regev (1995) – GR ensuite – proposent deux méthodes de décomposition qui corrigent de ce biais en tenant compte d'un effet « taille ». La décomposition à la FHK calcule la contribution des entrées et des sorties en écart par rapport à la productivité moyenne du secteur en début de période alors que GR calcule cette contribution relativement à la moyenne de la productivité agrégée entre deux années (t et $t - k$). Selon GR, la méthode de FHK est sensible aux erreurs de mesure. De son côté, la méthode de GR pose un problème lié à l'interprétation des effets d'apprentissage et de réallocation. Melitz & Polanec (2015) – MP ensuite – montrent, pour la Slovaquie durant la période 1995-2000 de forte croissance, que toutes ces méthodes souffrent d'un biais lié à la surestimation de la contribution des entreprises entrantes et par conséquent sous-estiment la contribution de la réallocation vers les entreprises pérennes les plus productives qui serait deux à trois fois plus importante que ce qu'elle est avec les méthodes de GR et de FHK. Les résultats obtenus dans cette étude ne permettent pas de corroborer cette affirmation et la méthode de MP semble être également sensible au moins à la période étudiée⁹.

Méthodologie

La productivité agrégée pour l'ensemble de l'économie ou du secteur P_t à l'instant t se définit comme une moyenne pondérée de la productivité de chaque entreprise :

$$P_t = \sum_i \theta_{it} p_{it}$$

Où θ_{it} représente la part de la valeur ajoutée de l'entreprise i à l'instant t et p_{it} mesure le log de la PTF. Bien que d'autres mesures de performance aient été utilisées dans la littérature, nous nous concentrons dans ce travail sur la PTF, estimée par la méthode de Levinsohn & Petrin (2003) (voir encadré).

La première décomposition proposée par Baily *et al.* (1992) fait apparaître quatre composantes de la variation de la productivité agrégée :

$$\Delta P_t = \underbrace{\sum_{i \in C} \theta_{it-k} \Delta p_{it}}_{\text{Effet intra}} + \underbrace{\sum_{i \in C} \Delta \theta_{it} p_{it}}_{\text{Effet inter}} + \underbrace{\sum_{i \in N} \theta_{it} p_{it}}_{\text{Effet entrée}} - \underbrace{\sum_{i \in X} \theta_{it-k} p_{it-k}}_{\text{Effet sortie}}$$

où Δ représente le taux de variation (la PTF étant exprimée en logarithmes) sur un intervalle de k années entre la première année ($t - k$) et la dernière année (t) ; C , N et X sont des catégories

9. Voir la section « L'importance du processus schumpétérien de destruction-crétion avant et après la crise » de cette étude pour une analyse comparative des résultats avec la décomposition de MP d'une part et celles de FHK et de GR de l'autre.

ENCADRÉ – La PTF estimée par la méthode de Levinsohn & Petrin (2003)

Pour calculer la PTF nous estimons une fonction de production Cobb-Douglas à deux facteurs de production (capital et travail) sans imposer la nature des rendements d'échelle :

$$y_{ijt} = ptf_{ijt} + \beta_l l_{ijt} + \beta_k k_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$$

où y_{ijt} représente la valeur ajoutée de la firme i du secteur j l'année t , déflatée par son indice de prix annuel ; Le paramètre ptf_{ijt} représente la productivité totale des facteurs ; l_{ijt} l'effectif salarié en fin d'année et k_{ijt} le stock de capital physique, déflaté par l'indice de prix annuel de l'investissement. Toutes les variables sont exprimées en logarithme et les indices de prix utilisés sont au niveau du secteur. Les estimations sont réalisées par secteur selon la nomenclature agrégée à dix secteurs de la NAF rév 2 sur la période 2000-2012. L'unité statistique retenue est l'« entreprise » au sens de la LME. Le paramètre ε_{ijt} représente le terme d'erreur idiosyncratique qui mesure les éventuels chocs de productivité.

Parmi les méthodes d'estimation récentes des fonctions de production, nous utilisons celle développée par

Levinsohn & Petrin (2003). L'un des principaux avantages de cette méthode semi-paramétrique est qu'elle permet de contrôler des chocs de productivité non observés. Olley & Pakes (1996) utilisent l'investissement comme variable auxiliaire (proxy) pour approximer ce choc. Pour limiter les biais d'attrition, nous utilisons comme dans Levinsohn & Petrin (2003) les consommations intermédiaires qui sont moins systématiquement à valeurs nulles par rapport à l'investissement.

Les résultats montrent des différences notables des élasticités des facteurs de production estimées entre secteurs (voir annexe 2). Ces différences témoignent de l'hétérogénéité des technologies de production utilisées et de la différence d'intensité capitalistique^(a).

(a) À partir de données d'entreprises (FICUS) pour la France, Blanchard & Mathieu (2016) montrent que les élasticités des facteurs de production (capital et travail) estimés avec les méthodes de Levinsohn & Petrin (2003), d'Olley & Pakes (1996) et Akerberg *et al.* (2015) donnent des résultats très similaires.

d'entreprises pérennes, entrantes et sortantes¹⁰, respectivement.

La croissance de la productivité se décompose en deux effets distincts : un effet d'apprentissage (*learning process*) des entreprises et un effet de réallocation de ressources. Nous considérons que le premier terme représente la part de la productivité due à l'apprentissage qui découle de l'évolution de la productivité dans les entreprises pérennes, il s'agit de l'effet *intra*. Le deuxième terme constitue l'effet *inter* des entreprises pérennes qui mesure la variation de la productivité suite à un changement de composition des parts de marché. Enfin les deux derniers termes mesurent l'effet d'entrée net du processus de destruction-crédation.

Cette décomposition, contrairement à celles qui suivront, n'est pas calculée relativement à un niveau de productivité de référence, ce qui implique que la contribution des entreprises entrantes est toujours positive et que la contribution des sortantes est toujours négative indépendamment de leur niveau de productivité.

Pour pallier ce problème lié à la contribution des entrées-sorties, FHK mais aussi GR proposent une décomposition où la contribution des entrées-sorties est calculée relativement à une productivité agrégée de référence.

La méthode FHK (Foster, Haltiwanger & Krizan, 2001)

Pour FHK le niveau de productivité de référence correspond à la productivité moyenne de début de période. Nous distinguons cinq effets communément appelés effet *intra* (*within*), effet *inter* (*between*), effet covariance (*cross*), effet des entrées (*entry*) et effet des sorties (*exit*), comme présentés ci-dessous dans l'ordre :

$$\Delta P_t = \underbrace{\sum_{i \in C} \theta_{it-k} \Delta p_{it}}_{\text{Effet intra}} + \underbrace{\sum_{i \in C} \Delta \theta_{it} (p_{it-k} - P_{t-k})}_{\text{Effet inter}} + \underbrace{\sum_{i \in C} \Delta \theta_{it} \Delta p_{it}}_{\text{Covariance}} + \underbrace{\sum_{i \in N} \theta_{it} (p_{it} - P_{t-k}) - \sum_{i \in X} \theta_{it-k} (p_{it-k} - P_{t-k})}_{\text{Effet entrée net}}$$

Le premier terme, effet *intra*, représente la part de l'évolution de la productivité due à l'apprentissage, le deuxième terme est un effet *inter* mesurant la contribution de la réallocation des ressources vers les entreprises pérennes. Une hausse des parts de marché conduit à un effet *inter* positif si la productivité de l'entreprise est plus élevée que la productivité moyenne du secteur en début de période. Le troisième terme, la covariance

entre la productivité et la taille des entreprises, est positif lorsque la productivité et les parts de marché de l'entreprise évoluent dans le même sens. Ce terme montre que pour qu'une entreprise puisse contribuer à la croissance de la PTF elle doit être de plus en plus performante et gagner des parts de marché même si sa productivité est en dessous de la productivité moyenne de son secteur. Il s'agit donc d'un terme qui rend compte d'un processus de réallocation mais pas forcément vers les entreprises les plus productives. Enfin, les deux derniers termes mesurent l'effet des entrées et des sorties du marché. Avec la prise en compte de l'effet net des entrées, il est possible d'apprécier le processus de destruction-crédation sur la productivité agrégée.

La méthode de décomposition FHK pose des problèmes de mesure évoqués par les auteurs eux-mêmes. Le calcul des différentes contributions relativement à la productivité moyenne de début de période risque de surévaluer la contribution de l'effet des entrées et de sous-estimer par voie de conséquence, la contribution des entreprises pérennes. En effet, les entreprises entrantes ne sont pas, par construction, incluses dans le calcul de la productivité moyenne de début de période qui apparaît dans les termes *inter* et *effet entrée net*. Ne pas tenir compte de ces entreprises entrantes dans le calcul de la productivité de référence implique une surestimation de leur contribution et une sous-estimation de la contribution des entreprises pérennes.

La décomposition de GR permet de contrôler de ces erreurs de mesure puisque la productivité de référence est calculée à l'aide d'une moyenne temporelle incluant ainsi les entreprises entrantes et pérennes.

La méthode GR (Griliches & Regey, 1995)

GR mesure la productivité de référence comme la productivité agrégée moyenne entre deux périodes (\bar{P}) :

$$\Delta P_t = \underbrace{\sum_{i \in C} \bar{\theta}_i \Delta p_{it}}_{\text{Effet intra}} + \underbrace{\sum_{i \in C} \Delta \theta_{it} (\bar{p}_i - \bar{P})}_{\text{Effet inter}} + \underbrace{\sum_{i \in N} \theta_{it} (p_{it} - \bar{P}) - \sum_{i \in X} \theta_{it-k} (p_{it-k} - \bar{P})}_{\text{Effet entrée net}}$$

Le premier terme représente toujours l'effet *intra* mais pondéré désormais par la moyenne temporelle

10. Une entreprise est dite « pérenne » si elle est en activité en (t-k) et en (t). Elle est considérée comme une entreprise « sortante » si elle est en activité en (t-k) et inexistante en (t). Si elle est en activité en (t) et inexistante en (t-k), elle a le statut « entrante ».

des parts de marché de l'entreprise i . L'effet *inter* et l'effet d'entrée net sont calculés relativement à la productivité moyenne temporelle. Cette décomposition présente l'intérêt d'être moins sensible aux erreurs de mesure. Toutefois, elle peut poser un problème d'interprétation des contributions. L'effet *intra* et l'effet *inter* sont interdépendant entre eux puisque dans le premier la pondération utilisée est la moyenne des parts de marché et dans le second leur différence (Duhautois *et al.*, 2008). De plus, cette décomposition ne fait pas apparaître un terme de covariance qui pourrait rendre compte d'un éventuel mécanisme de réallocation vers des entreprises devenant plus productives au cours de la période étudiée, indépendamment de leur niveau de productivité initial.

La décomposition selon la méthode MP (Melitz & Polanec, 2015).

À partir de la décomposition statique d'Olley & Pakes (1996) :

$$P_t = \sum_i \theta_{it} p_{it} = \bar{p}_t + \sum_i (\theta_{it} - \bar{\theta}_t)(p_{it} - \bar{p}_t) \\ = \bar{p}_t + cov(\theta_{it}, p_{it})$$

MP proposent une décomposition dynamique qui tient compte des mouvements d'entrée-sortie des entreprises :

$$\Delta P_t = \underbrace{\Delta \bar{p}_t}_{\text{Effet intra}} + \underbrace{\Delta cov(\theta_{it}, p_{it})}_{\text{Effet covariance}} \\ + \underbrace{\sum_{i \in N} \theta_{it} \left[\sum_{i \in N} \frac{\theta_{it}}{\sum_{i \in N} \theta_{it}} p_{it} - \sum_{i \in C} \frac{\theta_{it}}{\sum_{i \in C} \theta_{it}} p_{it} \right]}_{\text{Effet}} \\ - \underbrace{\sum_{i \in X} \theta_{it-k} \left[\sum_{i \in X} \frac{\theta_{it-k}}{\sum_{i \in X} \theta_{it-k}} p_{it-k} - \sum_{i \in C} \frac{\theta_{it-k}}{\sum_{i \in C} \theta_{it-k}} p_{it-k} \right]}_{\text{entrée net}}$$

$$\text{Avec : } \Delta \bar{p}_t = \frac{1}{n_t} \sum_{i \in C} p_{it} - \frac{1}{n_{t-k}} \sum_{i \in C} p_{it-k} \text{ et } cov(\theta_{it}, p_{it}) \\ = \sum_{i \in C} (\theta_{it} - \bar{\theta}_t)(p_{it} - \bar{p}_t)$$

Le premier terme représente l'effet *intra*. Il est différent de l'effet *intra* obtenu avec les méthodes de BHC, FHK et GR. Il s'agit d'une moyenne non pondérée de la productivité des entreprises pérennes. Il est constitué à partir du premier terme de la décomposition d'Olley & Pakes (1996) en prenant la différence de cette moyenne entre l'année t et l'année $t-k$. Le deuxième terme, effet *covariance*, correspond aussi au terme de covariance de la décomposition d'Olley & Pakes en variation. Il ne pourrait donc pas être comparé à celui de FHK (calculé en écart par rapport à la productivité de la période initiale des entreprises pérennes).

Dans la suite de l'article, nous exposons et comparons les résultats de ces différentes méthodes de décomposition sur données françaises. Dans la mesure où aucune méthode ne l'emporte sur l'autre, une analyse comparative des résultats obtenus avec les trois méthodes de décomposition FHK (2001), GR (1995) et MP (2015) reste donc pertinente.

Données

Les données utilisées sont tirées du fichier FICUS pour la période 2000-2007 et du fichier ESANE pour la période 2008-2012. Ces bases de données couvrent l'ensemble des entreprises soumises à l'impôt sur les sociétés. Elles contiennent des informations sur la valeur ajoutée, l'investissement, les immobilisations, etc. Les variables d'emploi sont tirées des déclarations annuelles de données sociales (DADS).

Les estimations des élasticités du travail et du capital par secteur sont réalisées en retenant la notion d'« entreprise » selon la définition de la Loi n° 2008-1354 de Modernisation de l'économie (LME), qui tient compte de la dimension « groupe »¹¹ (voir annexe 2). Nous avons donc utilisé l'enquête sur les liaisons financières (LIFI). Nous utilisons par ailleurs les données de l'Insee par branche d'activité pour obtenir des déflateurs de la valeur ajoutée, du capital, des consommations intermédiaires et de l'investissement.

Nous retenons les entreprises de plus de 9 salariés pour éviter que nos estimations soient sensibles aux erreurs de mesure affectant fortement les toutes petites entreprises. Comme dans Guillou & Nesta (2015), dix secteurs ont été sélectionnés, représentant près de 90 % de la valeur ajoutée marchande : cinq secteurs manufacturiers (Fabrication de denrées alimentaires de boissons et de produits à base de tabac, Cokéfaction et raffinage, Fabrication d'équipements et de machines, Fabrication de matériels de transport, Fabrication d'autres produits industriels), le secteur de la construction et quatre grandes

11. Toutes les variables utilisées dans le cadre de cette étude sont agrégées (non consolidées) pour caractériser la nouvelle unité statistique : l'« entreprise » au sens de la LME. Cette agrégation ne concerne que les unités légales dont le pourcentage de détention est supérieur ou égal à 50 % et dont la tête du groupe est résidente. Le secteur de l'entreprise correspond au secteur des unités légales dont le poids de la valeur ajoutée est le plus important dans l'entreprise à condition que ce poids dépasse 50 %. Lorsqu'aucun secteur ne dépasse le seuil de 50 %, ce poids est mesuré par l'effectif. Si aucun des deux critères ne vérifie cette condition, c'est le classement selon la valeur ajoutée qui est retenu (Cahn *et al.* 2016). La notion de pérennité est liée dans ce contexte à la pérennité de la tête du groupe. Pour une comparaison des résultats obtenus avec l'entreprise au sens de la LME avec ceux obtenus avec l'unité légale, cf. complément en ligne C2. Le lien vers les compléments en ligne se trouve à la fin de l'article.

catégories du secteur des services : 1) les services aux entreprises de « basse et moyenne » technologie incluant « Transports et entreposage » et les « Services administratifs et de soutien » ; 2) les services aux entreprises de haute technologie comprenant « Information et communication » et les « Services scientifiques et techniques » ; 3) les activités financières et immobilières ; 4) les autres services comprenant les services « Commerce et réparation » et « Hébergement et restauration ».

La période étudiée (2000-2012) est très intéressante car elle est marquée par la crise de 2008 et le début de la reprise à partir de 2009. Les mouvements d'entrée-sortie des entreprises ont été assez nombreux. Le tableau 1 donne le nombre moyen d'entreprises entrantes, sortantes et pérennes associé à chaque sous-période. Le nombre d'entreprises entrantes et sortantes¹² est plus important sur la période 2000-2007 (8 615 et 5 118 entreprises en moyenne, respectivement) par rapport à la période 2008-2012 (2 883 et 6 361 entreprises en moyenne, respectivement) et la période 2009-2012 (2 219 et 6 648 entreprises en moyenne, respectivement). Cet écart est dû, compte tenu de notre méthode de dénombrement, au fait que la première période est plus longue que la deuxième¹³.

Pour les entreprises pérennes, c'est l'inverse puisque par construction, le taux de pérennité à quatre ans est supérieur au taux de pérennité à huit ans. Les entreprises pérennes de la période 2000-2007 ne sont pas pour autant très différentes de celles de la période 2008-2012, au moins en termes de performances productives. En effet, la PTF moyenne est de 3.98 et de 4.02 pour les entreprises pérennes, sur les périodes 2000-2007 et 2008-2012, respectivement (cf. le tableau de l'annexe 1).

La figure II met en évidence les évolutions de la PTF moyenne de l'ensemble des entreprises

de l'échantillon ainsi que de celle des entreprises pérennes, entrantes et sortantes¹⁴. La PTF de l'ensemble des entreprises affiche une hausse tendancielle jusqu'en 2008 avant d'atteindre en 2009 son point bas de la période post-crise. La productivité moyenne des entreprises entrantes et pérennes est plus élevée que celle des entreprises sortantes sur toute la période étudiée. En outre, l'écart de productivité entre les entreprises entrantes et sortantes semble s'accroître au fil des années, notamment dans la période post-crise. Le processus de sélection du marché semble de ce point de vue jouer un rôle essentiel dans l'évolution de la PTF agrégée en remplaçant les entreprises les moins productives par d'autres plus productives. Ces évolutions cachent des situations très différentes selon les secteurs.

Alors que la productivité moyenne des entreprises entrantes et pérennes du secteur manufacturier a décliné entre les deux sous-périodes 2000-2007 et 2008-2012 (voir tableau de l'annexe 1), le secteur des services aux entreprises, dont la productivité moyenne des entreprises entrantes et sortantes continue à croître après 2008, pourrait avoir bénéficié d'une meilleure allocation des ressources disponibles. Cependant, une simple analyse descriptive ne permet pas de déterminer

12. Nous avons contrôlé que les entrées (les sorties) correspondent bien à des entrées (sorties) dans (de) la base et qu'il ne s'agit pas d'une entrée (sortie) liée à une augmentation (baisse) d'effectif au-dessus (au-dessous) du seuil que nous avons retenu de 10 salariés. En revanche, nous ne pouvons contrôler les sorties liées à des opérations de fusion-acquisition.

13. Comptabiliser les entrées (sorties) chaque année de 2001 à 2007 (2000 à 2006) implique de cumuler le nombre d'entreprises entrantes (sortantes) sur sept années ce qui donne automatiquement un nombre plus important que lorsque le dénombrement se fait sur quatre années, de 2009 à 2012 par exemple.

14. La méthode de dénombrement selon le type d'entreprise est la même que précédemment mais sur l'ensemble de la période de l'étude : une entreprise est dite « pérenne » si elle est en activité en 2000 et en 2012. Elle est considérée comme une entreprise « sortante » si elle est en activité en 2000 et inexistante en 2012 et « entrante » si elle est en activité en 2012 et inexistante en 2000.

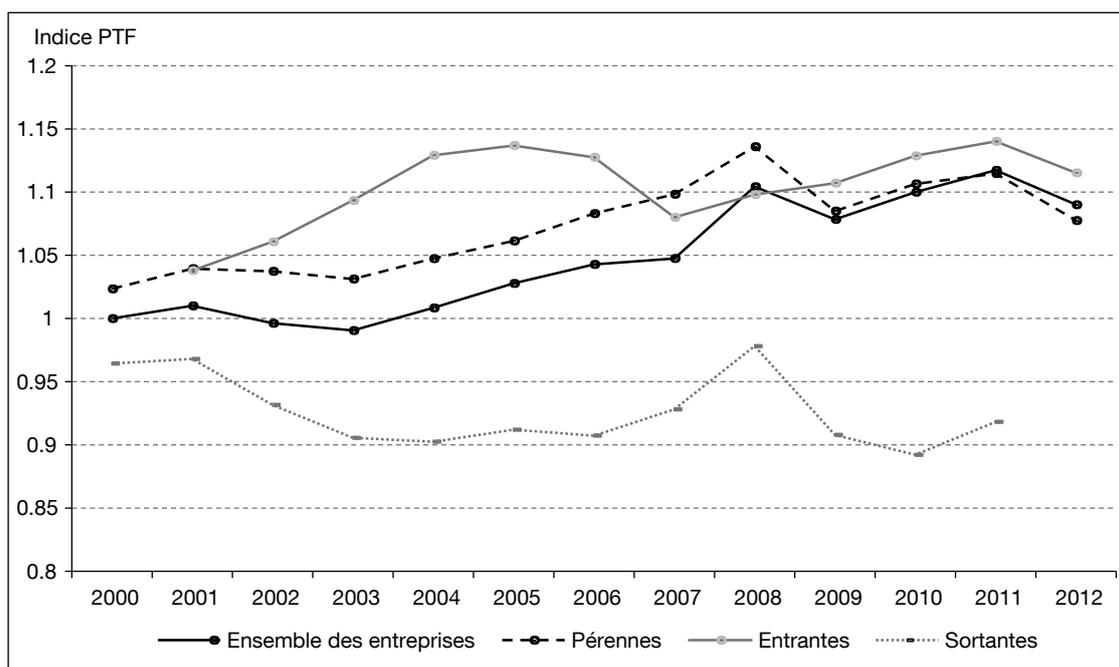
Tableau 1
Nombre d'entreprises par type

Type d'entreprise	Nombre annuel moyen		
	2000-2007	2008-2012	2009-2012
Entrantes	8 615	2 883	2 219
Sortantes	5 118	6 361	6 648
Pérennes	19 111	32 296	41 589

Note de lecture : le nombre annuel moyen correspond au nombre d'entreprises de la sous-période considérée divisé par le nombre d'années d'observation de cette même sous-période, soit sept années (respectivement quatre années) pour les entreprises entrantes et sortantes et huit années (respectivement cinq années) pour les entreprises pérennes sur la période 2000-2007 (respectivement 2008-2012). Le même principe est utilisé dans le dénombrement des entreprises sur la période 2009-2012. Celle-ci est utilisée ici pour contrôler d'un éventuel biais de sélection due à la mise en place du nouveau dispositif de production des statistiques structurelles d'entreprises par l'Insee (passage de Ficus à Ésane à partir de 2008).

Champ : toutes les entreprises (au sens de la LME) de plus de 9 salariés assujetties à l'impôt sur les sociétés (hors secteurs public et agricole).
Source : Insee, FICUS-FARE-DADS ; Insee et DGFIP, LIFI.

Figure II
PTF moyenne de l'ensemble des entreprises et selon le type



Note : PTF moyenne - normalisée par la PTF moyenne des entreprises de l'ensemble de l'échantillon, pondérée par le poids de la valeur ajoutée en proportion de la valeur ajoutée totale. L'indice PTF est normalisé à 1 en 2000 pour l'ensemble des entreprises.

Champ : toutes les entreprises (au sens de la LME) de plus de 9 salariés assujetties à l'impôt sur les sociétés (hors secteurs public et agricole).
Source : Insee, FICUS-FARE-DADS ; Insee et DGFIP, LIFI.

les différents mécanismes de réallocation des ressources entre entreprises et leur contribution à l'évolution de la productivité. Nous proposons donc, dans ce qui suit, de mener une analyse permettant de comprendre les différents éléments de la (dé)croissance de la PTF et d'identifier les secteurs les plus à même de connaître une dynamique de renouvellement des entreprises et de réallocation des ressources.

Sources de (dé)croissance de la productivité sectorielle : réallocation ou apprentissage ?

Premiers enseignements d'une analyse globale

Le tableau 2 montre qu'entre 2000 et 2007 la PTF agrégée a augmenté en France de 0,66 % en moyenne par an tandis qu'elle a baissé de 0,32 % en moyenne par an entre 2008 et 2012. La crise s'est donc traduite par une baisse de la productivité agrégée en France sur la période 2008-2012¹⁵.

Le premier enseignement tiré des différentes méthodes de décomposition est que la réallocation totale des ressources (*inter + covariance + entrée net*) explique, selon la méthode de décomposition retenue, entre un et deux tiers de l'évolution de la

productivité agrégée entre 2000 et 2007 (figure III). Sur cette période, les performances propres aux entreprises (effet d'apprentissage) contribuent également à hauteur d'un à deux tiers à l'évolution de la productivité agrégée. Compte tenu de l'absence d'indicateurs objectifs montrant la supériorité d'une méthode sur une autre, cet intervalle pourrait être interprété comme un intervalle donnant les bornes de la contribution de chaque composante à l'évolution de la PTF agrégée¹⁶. La figure III met en évidence l'importance du processus de réallocation totale des ressources qui est venu contrebalancer l'impact négatif de l'effet d'apprentissage pour limiter la baisse de la productivité agrégée après la crise de 2008. La France ne semble donc pas souffrir d'un problème de mauvaise allocation des ressources (somme de la réallocation des ressources vers les entreprises pérennes et entre entreprises entrantes et sortantes). Au contraire, la réallocation des ressources semble même jouer un rôle d'amortisseur de la baisse de la productivité agrégée durant la période post-crise.

15. Ces évolutions de la PTF estimée avec la méthode de LP (2003) sont cohérentes avec celles obtenues à partir des données trimestrielles de la comptabilité nationale de l'Insee (cf. figure I).

16. Les résultats obtenus ne nous permettent pas de corroborer l'affirmation de MP selon laquelle FHK et GR surestiment la contribution des entreprises entrantes (Melitz & Polanec, 2015) puisque la contribution de ces entreprises selon la méthode de MP est plus importante que celle de FHK durant la période post-crise.

Tableau 2

Décomposition du taux de croissance annuel moyen de la PTF selon FHK, GR et MP (tous secteurs d'activité)

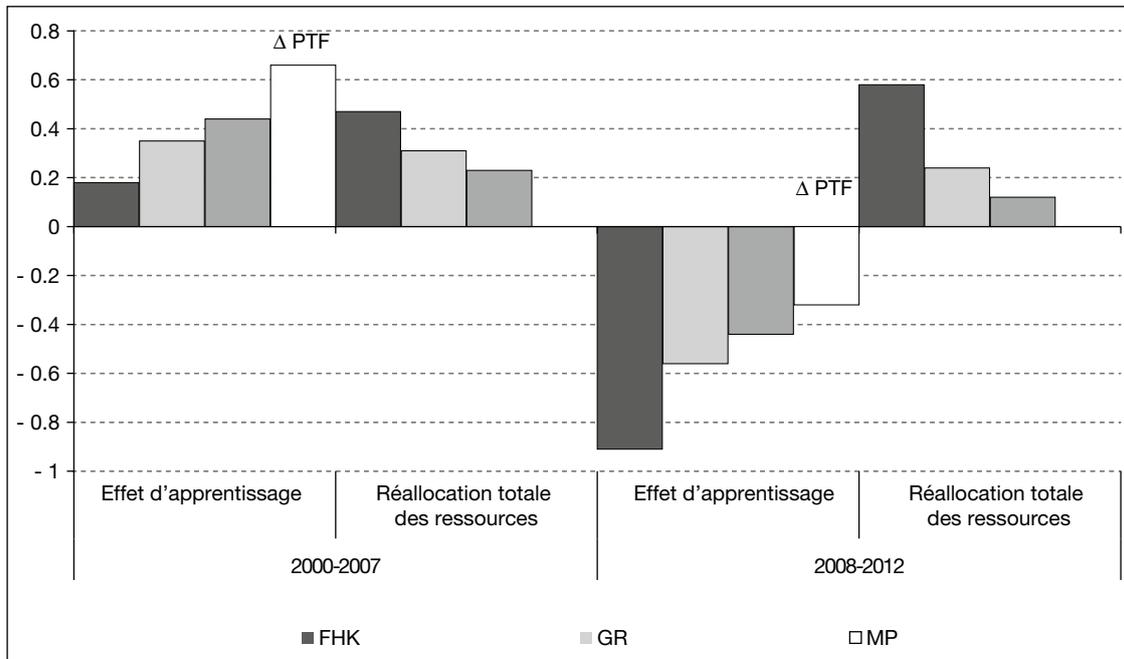
Période	ΔP_t (%)	Apprentissage	Réallocation vers les entreprises pérennes	Entrées	Sorties	Entrées nettes
FHK						
2000-2007	0.66	0.18 (28)	0.18 (27)	0.18 (28)	- 0.11 (- 17)	0.29 (44)
2008-2012	- 0.32	- 0.91 (281)	0.28 (- 87.5)	0.02 (- 6)	- 0.28 (- 88)	0.30 (- 94)
GR						
2000-2007	0.66	0.35 (54)	0.04 (6)	0.10 (15)	- 0.17 (- 26)	0.27 (41)
2008-2012	- 0.32	- 0.56 (175)	- 0.04 (13)	0.04 (- 13)	- 0.24 (75)	0.28 (- 88)
MP						
2000-2007	0.66	0.44 (66)	0.10 (15)	0.01 (2)	- 0.12 (- 19)	0.13 (20)
2008-2012	- 0.32	- 0.44 (138)	- 0.24 (75)	0.04 (- 13)	- 0.32 (100)	0.36 (- 113)

Note de lecture : la PTF agrégée des secteurs en France a augmenté de 0.66 % en moyenne par an entre 2000 et 2007. Selon la décomposition FHK le processus d'apprentissage (Intra) contribue pour 0.18 pp alors que la réallocation de ressources vers les entreprises pérennes contribue pour 0.18 pp (Réallocation vers les entreprises pérennes = Inter + Covariance). Le processus de réallocation des entrées-sorties des entreprises contribue pour 0.29 pp (Entrée – Sortie). Les valeurs entre parenthèses sont en pourcentage et représentent la part de chaque composante dans le taux de variation de la PTF agrégée.

Champ : toutes les entreprises (au sens de la LME) de plus de 9 salariés assujetties à l'impôt sur les sociétés (hors secteurs public et agricole).

Source : Insee, FICUS-FARE-DADS ; Insee et DGFIP, LIFI.

Figure III

Évolution du taux de croissance annuel moyen de la PTF (Δ PTF) et contribution de l'effet d'apprentissage et de la réallocation totale des ressources

Note : Réallocation totale des ressources = Réallocation vers les entreprises pérennes + Entrée net.

Champ : toutes les entreprises (au sens de la LME) de plus de 9 salariés assujetties à l'impôt sur les sociétés (hors secteurs public et agricole).

Source : Insee, FICUS-FARE-DADS ; Insee et DGFIP, LIFI.

L'effet d'apprentissage : principal facteur de la décroissance de la productivité en France entre 2008 et 2012

La baisse relativement importante de la PTF (- 0.32 %) après la crise est le résultat d'une chute assez importante de l'effet d'apprentissage (effet *intra*). La prédominance (négative) de cette composante, durant la période 2008-2012, est robuste aux différentes méthodes de décomposition : sa part dans la baisse de la productivité est de l'ordre de 280 % avec la méthode FHK, 175 % avec GR et 138 % avec MP. Durant la période d'avant-crise, l'effet d'apprentissage contribue positivement à la croissance de la PTF, il en explique près du tiers avec FHK, plus que la moitié avec GR et plus que deux tiers avec MP. Ces résultats confirment ceux déjà mis en évidence par Carreira & Teixeira (2016) pour le Portugal où l'effet d'apprentissage représente la contribution la plus importante de la baisse de la productivité durant la période post-crise (2008-2012). Cet effet, qui mesure les gains de productivité internes aux entreprises, dépend de leur capacité à optimiser leur propre processus de production *via* un ajustement permanent de leurs facteurs de production afin de répondre à d'éventuels chocs défavorables. Celui de 2008, qui a d'abord été financier avant de se propager à l'économie réelle, a révélé les difficultés rencontrées par les entreprises en France pour faire face à un choc de demande négatif qui nécessite un ajustement rapide et efficace de leur échelle de production. Le caractère pro-cyclique de la productivité (Basu & Fernald, 2000 ; Cette *et al.*, 2015) dans le cas de la France semble transiter par la composante *intra* qui représente le facteur principal de la décroissance de la productivité agrégée en France entre 2008 et 2012.

L'importance du processus schumpétérien de destruction création avant et après la crise

Les trois méthodes de décomposition retenues dans cette étude montrent que le processus schumpétérien de destruction-crétion contribue positivement à l'évolution de la PTF autant avant qu'après la crise de 2008. L'effet d'entrée net est positif et croissant entre les deux périodes. Il affiche avant la crise une contribution notable de près de 0.3 pp avec les méthodes FHK et GR, et croissante, avec un impact plus marqué des entreprises sortantes. Celles-ci ont contribué à hauteur de - 0.28 pp (- 0.24 pp et - 0.32 pp, respectivement) entre 2008 et 2012 tandis que les entreprises entrantes ne contribuaient qu'à hauteur de + 0.02 pp (+ 0.04 pp et + 0.04 pp,

respectivement), avec la méthode de FHK (de GR, de MP, respectivement). La contribution positive des entreprises sortantes est essentiellement due à un processus « d'assainissement » (*cleansing effect*) étant donné leur faible productivité par rapport à la productivité moyenne des secteurs (cf. figure II). Par conséquent, le processus de destruction-crétion après la crise semble surtout s'exprimer dans la dimension destruction.

Par ailleurs, nous remarquons effectivement que les méthodes de FHK et de GR surévaluent la contribution des entrées mais uniquement durant la période 2000-2007. Toutefois, durant la période post-crise, elles ne font plus apparaître cette forte contribution des entreprises entrantes. D'ailleurs cette contribution a tellement baissé qu'un résultat très similaire est obtenu à présent avec la décomposition MP. La contribution des entreprises entrantes avec la méthode de MP est même plus importante qu'avec celle de FHK (+ 0.02 pp contre + 0.04 avec MP). Cette faible contribution positive des entreprises entrantes, associée à une contribution relativement importante par la sortie des entreprises les moins productives après la crise, a permis d'atténuer la chute de la PTF au travers d'un effet d'assainissement plus important dans la période post-crise. L'idée selon laquelle la crise aurait permis aux entreprises de se réorganiser, impliquant une meilleure allocation des ressources, se trouve aussi dans Gamberoni *et al.* (2016). Les auteurs montrent, à partir de données d'entreprises couvrant la période 2002-2012 de cinq grands pays de la zone euro (Belgique, France, Allemagne, Italie et Espagne), que la crise s'est traduite par une meilleure allocation du travail en 2008, en 2009 et en 2012.

La réallocation des ressources vers les entreprises pérennes : une contribution positive avant la crise, mitigée post-crise

L'intuition selon laquelle un processus de sélection par le marché efficace devrait permettre la réallocation des ressources vers les entreprises les plus performantes est confirmée par les résultats obtenus avec les trois méthodes de décomposition pour la période 2000-2007. La réallocation des ressources vers les entreprises pérennes contribue positivement à la croissance de la PTF agrégée entre 2000 et 2007 (+ 0.18 pp selon FHK, + 0.04 selon GR et + 0.10 selon MP). Cette association entre la croissance des parts de marché des entreprises et leur efficacité relative a, avec les méthodes GR et MP, sensiblement décliné entre 2008 et 2012 comparé à la période d'avant-crise, ce qui traduit une mauvaise allocation des

ressources vers les entreprises pérennes les plus productives en France après la crise. Les résultats obtenus avec la méthode FHK (effet *inter* + effet *covariance*)¹⁷ sur la période 2008-2012 suggèrent au contraire une amélioration de la réallocation des ressources (0.28 pp). Cette différence entre les résultats obtenus avec la méthode FHK et les deux autres est due au terme de covariance de la décomposition FHK. Celui-ci mesure la variation simultanée de la productivité et des parts de marché des entreprises pérennes, et ce quel que soit leur niveau de performance et/ou de parts de marché de début de période. Il ne mesure pas nécessairement une réallocation vers les entreprises les plus productives puisqu'il n'est pas calculé en écart par rapport à une moyenne. Il mesure ainsi des gains de parts de marché obtenus par les entreprises les plus dynamiques, celles qui croissent en même temps leurs performances productives.

La période 2009-2012 : des signes de reprise due à la réallocation des ressources et des difficultés persistantes de l'effet d'apprentissage

La période d'instabilité qui a débuté au premier trimestre 2008 et s'est poursuivie jusqu'au troisième trimestre 2009 avant que des signes de rebond ne soit observés (Cabannes *et al.*, 2010 ; Bricongne *et al.*, 2010), amène à s'interroger sur la vitesse d'ajustement de l'activité en France. Nous proposons dans cette section d'analyser le rôle joué par l'apprentissage et la réallocation des ressources dans la reprise observée dès la fin 2009. L'hypothèse retenue ici suggère que les mouvements d'entrée-sorties observés jusqu'à la fin de l'année 2008 résultent d'un processus de sélection indépendant de l'effet de la crise et que si un *cleansing effect* lié à la crise financière a eu lieu, il est à mesurer à partir de 2009¹⁸.

Dans le tableau 3 nous reprenons les décompositions des périodes 2000-2007 et 2008-2012 que nous complétons par la décomposition de l'évolution de la PTF agrégée de la période 2009-2012. Les résultats montrent que la productivité agrégée s'est accrue entre 2009 et 2012 (0.36 % en moyenne par an) alors qu'elle a décru entre 2008 et 2012 (- 0.32 % en moyenne par an). Cependant, cette croissance n'a toujours pas retrouvé le niveau de la période d'avant crise (0.66 % en moyenne par an entre 2000 et 2007). Ces résultats confirment ceux de Cette *et al.* (2017) qui notent un « fléchissement de la productivité dont la croissance annuelle moyenne à partir de 2008 devient [...] inférieure

ou égale à celle observée sur les précédentes sous-périodes ».

Les trois méthodes de décomposition utilisées ici donnent quelques éléments d'explication de ce retour modéré de la croissance de la PTF agrégée entre 2009 et 2012. Malgré une contribution légèrement plus importante de l'effet d'apprentissage comparé à la période 2008-2012, les difficultés rencontrées par les entreprises pérennes pour ajuster rapidement et efficacement leur échelle de production (effet d'apprentissage) continue à tirer la croissance de la productivité agrégée vers le bas. Les mécanismes de réallocation des ressources vers les entreprises pérennes les plus productives semblent, en revanche, jouer un rôle de plus en plus important dans l'ajustement de l'activité (croissance positive de la PTF). La méthode FHK met en exergue une amélioration notable de cet effet qui a cru de + 0.10 point, passant de + 0.28 pp en moyenne par an sur la période 2008-2012 à + 0.38 pp en moyenne par an sur la période 2009-2012. Les méthodes de GR et de MP mettent également en évidence une amélioration de la réallocation des ressources vers les entreprises pérennes les plus productives sur la période 2009-2012 bien que sa contribution reste modérée (19 % de la croissance de la PTF agrégée avec GR et 38 % avec MP). C'est surtout la conjugaison de cet effet avec l'effet d'entrée net qui permet de retrouver un rythme certes faible mais croissant de la productivité agrégée dès 2009. On note non seulement la persistance de cette contribution mais aussi son accroissement, avec un poids supérieur à 120 % sur la période 2009-2012 contre un poids inférieur à 95 % sur les périodes 2000-2007 et 2008-2012, et ceci quelle que soit la méthode de décomposition retenue.

Ces résultats constituent un des principaux apports de cette étude dans la mesure où ils apportent un éclairage nouveau sur l'efficience du processus de sélection du marché français qui est souvent considéré comme rigide avec d'importantes frictions quant aux ajustements de ses facteurs de production (Calavrezo & Zilloniz, 2016 ; Dhyne *et al.*, 2015). Ces résultats confirment, dans une certaine mesure et sans perte de généralité, ceux soulignés par Cochard *et al.* (2010) qui mettent en évidence la réactivité du marché du travail français.

17. La contribution de chacune de ces composantes est détaillée dans le complément en ligne C1.

18. Débuter la période post-crise en 2007 nous expose au risque d'interprétation de résultats potentiellement biaisés par la mise en place du nouveau dispositif de production des statistiques structurelles d'entreprises par l'Insee (passage de Ficus à Ésane (à partir de 2008)). Dans la mesure où la crise coïncide avec ce changement, le choix des sous-périodes, 2000-2007 d'une part puis 2008-2012 et 2009-2012 de l'autre, permet de considérer les résultats comme indépendants de cette rénovation.

Tableau 3
Décomposition du taux de croissance annuel moyen de la PTF avec FHK, GR et MP (tous secteurs d'activité)

Période	$\Delta P_i(\%)$	Apprentissage	Réallocation vers les entreprises pérennes	Entrées	Sorties	Entrées nettes
FHK						
2000-2007	0.66	0.18 (28)	0.18 (27)	0.18 (28)	- 0.11 (- 17)	0.29 (44)
2008-2012	- 0.32	- 0.91 (281)	0.28 (- 87.5)	0.02 (- 6)	- 0.28 (- 88)	0.30 (- 94)
2009-2012	0.36	- 0.45 (- 125)	0.38 (105)	0.08 (22)	- 0.36 (- 100)	0.44 (122)
GR						
2000-2007	0.66	0.35 (54)	0.04 (6)	0.10 (15)	- 0.17 (- 26)	0.27 (41)
2008-2012	- 0.32	- 0.56 (175)	- 0.04 (13)	0.04 (-13)	- 0.24 (75)	0.28 (- 88)
2009-2012	0.36	- 0.16 (- 44)	0.07 (19)	0.07 (19)	- 0.37 (- 103)	0.44 (122)
MP						
2000-2007	0.66	0.44 (66)	0.10 (15)	0.01 (2)	- 0.12 (- 19)	0.13 (20)
2008-2012	- 0.32	- 0.44 (138)	- 0.24 (75)	0.04 (- 13)	- 0.32 (100)	0.36 (- 113)
2009-2012	0.36	- 0.24 (- 67)	0.14 (39)	0.07 (19)	- 0.40 (- 111)	0.47 (131)

Note de lecture : la PTF agrégée des secteurs en France a augmenté de 0.36 % en moyenne par an entre 2009 et 2012. Selon la décomposition FHK le processus d'apprentissage (Intra) contribue pour - 0.45 pp alors que la réallocation de ressources vers les entreprises pérennes contribue pour + 0.38 pp (*Inter + Covariance*). Le processus de réallocation des entrées-sorties des entreprises contribue pour 0.44 pp (*Entrée – Sortie*). Les valeurs entre parenthèses sont en pourcentage et représentent la part de chaque composante dans le taux de variation de la PTF agrégée. Champ : toutes les entreprises (au sens de la LME) de plus de 9 salariés assujetties à l'impôt sur les sociétés (hors secteurs public et agricole). Source : Insee, FICUS-FARE-DADS ; Insee et DGFIP, LIFI.

Une confirmation de la tendance générale au niveau sectoriel

Le tableau 4 donne les résultats des différentes décompositions de la croissance de la PTF par secteur selon les trois méthodes. On remarque que les effets au niveau des secteurs varient peu par rapport à la tendance générale. Tous les secteurs ont été impactés par la crise, hormis celui de la « Fabrication de denrées alimentaires de boissons et de produits à base de tabac » qui affiche un taux de croissance plus important après la crise (1.17 %) comparé à la période d'avant-crise (0.73 %), grâce à un important effet d'apprentissage. Dans l'industrie manufacturière, le secteur « Cokéfaction et raffinage », « Fabrication d'équipements et de machines » et « Fabrication de matériels de transport » ont particulièrement pâti de la crise. Les réallocations vers les entreprises pérennes et les mouvements d'entrées-sorties ont contribué de façon quasi-insignifiante, sinon négative à la croissance de la PTF de ces secteurs. Plus généralement, dans les secteurs manufacturiers, c'est essentiellement l'effet négatif de l'apprentissage qui a contribué à la décroissance de leur productivité. De nouveau, ni le mécanisme

de destruction-crédation ni celui de la réallocation des ressources vers les entreprises pérennes les plus productives n'ont joué un rôle d'amortisseur pour atténuer la baisse de la PTF agrégée.

Dans les secteurs des services aux entreprises, les mouvements d'entrée-sortie ont clairement contribué sur la période 2008-2012 au maintien d'une croissance certes plus faible que celle d'avant-crise mais qui est demeurée malgré tout positive, et ceci quelle que soit la méthode de décomposition retenue. La contribution de la réallocation des ressources est plus mitigée pour les secteurs des services aux entreprises (de « basse et moyenne technologie » et de « haute technologie »). En effet, seule la méthode FHK permet d'obtenir un effet positif. Les méthodes de GR et de MP donnent des effets plutôt négatifs de la réallocation après la crise de 2008.

Dans les activités financières et immobilières, l'effet schumpétérien de destruction-crédation a joué un rôle important dans l'évolution de la PTF autant avant qu'après la crise. Ce résultat est cohérent avec celui de Guillou & Nesta (2015) et pourrait être expliqué par l'effet précoce et

Tableau 4
Décomposition du taux de croissance annuel moyen de la PTF sectorielle avec les méthodes FHK, GR et MP

Secteur	2000-2007									2008-2012										
	ΔP_f (%)	Apprentissage			Réallocation vers les entreprises pérennes			Effet entrée net			ΔP_f (%)	Apprentissage			Réallocation vers les entreprises pérennes			Effet entrée net		
		FHK	GR	MP	FHK	GR	MP	FHK	GR	MP		FHK	GR	MP	FHK	GR	MP	FHK	GR	MP
Fabrication de denrées alimentaires, de boissons et de produits à base de tabac	0.73	0.56	0.73	0.88	0.15	0.01	0.09	0.02	-0.01	-0.23	1.17	0.70	1.15	1.64	0.29	-0.21	-0.61	0.18	0.23	0.14
Cokéfaction et raffinage	1.78	2.32	3.22	4.58	0.69	-0.42	-0.33	-1.23	-1.01	-2.48	-7.67	-6.29	-6.83	-7.44	-1.24	0.35	-0.05	-0.14	-1.19	-0.19
Fabrication d'équipements et de machines	4.13	3.01	3.33	4.32	0.31	-0.09	-0.19	0.80	0.89	-0.01	-2.24	-1.61	-1.51	-1.72	-0.17	-0.04	0.04	-0.46	-0.69	-0.56
Fabrication de matériels de transport	1.47	0.51	0.69	0.82	0.26	0.11	0.19	0.70	0.69	0.46	-3.29	-3.37	-3.20	-3.40	-0.09	-0.06	-0.26	0.17	-0.02	0.36
Fabrication d'autres produits industriels	1.83	0.88	1.07	1.29	0.27	0.06	0.14	0.68	0.72	0.41	0.12	-0.56	-0.30	-0.28	0.30	0.04	-0.02	0.38	0.38	0.42
Construction	-0.85	-0.88	-0.68	-0.90	0.27	0.04	0.09	-0.24	-0.21	-0.04	-2.55	-3.07	-2.84	-2.90	0.13	-0.06	-0.23	0.40	0.36	0.59
Services aux entreprises de basse et moyenne technologie	0.54	0.22	0.32	0.43	0.06	0.00	0.04	0.26	0.22	0.07	0.24	-0.32	-0.02	0.24	0.20	-0.10	-0.36	0.36	0.36	0.36
Services aux entreprises de haute technologie	0.99	0.45	0.60	0.91	0.12	0.00	-0.01	0.42	0.37	0.10	0.42	-0.14	0.28	0.54	0.30	-0.12	-0.36	0.26	0.26	0.24
Activités financières et immobilières	1.08	0.30	0.54	0.65	0.23	0.06	0.18	0.55	0.48	0.25	1.81	0.48	0.83	1.08	0.44	0.04	-0.08	0.89	0.95	0.81
Autres services	0.21	0.01	0.21	0.21	0.26	0.06	0.17	-0.06	-0.06	-0.17	0.08	-0.52	-0.14	0.06	0.32	-0.06	-0.28	0.28	0.28	0.30
Ensemble	0.66	0.18	0.35	0.43	0.18	0.04	0.10	0.29	0.27	0.13	-0.32	-0.91	-0.56	-0.44	0.28	-0.04	-0.24	0.30	0.28	0.36

Note : 'Apprentissage' = effet intra ; 'Réallocation vers les entreprises pérennes' = effet inter + effet covariance pour FHK, effet inter pour GR, effet covariance pour MP ; 'Entrées nettes' = entrée - sortie. Les résultats de ce tableau sont obtenus en utilisant les formules décrites dans la section méthodologie, en agrégeant la PTF des entreprises au niveau de leur secteur d'appartenance. Les résultats de la ligne « Ensemble » sont obtenus en agrégeant la PTF au niveau national. La décomposition du taux de croissance annuel moyen de la PTF sectorielle ne tient pas compte des réallocations entre les secteurs. Osotimehin (2016) montre que les réallocations intersectorielles jouent un rôle limité dans la variation de la productivité agrégée.

Champ : toutes les entreprises (au sens de la LME) de plus de 9 salariés assujetties à l'impôt sur les sociétés (hors secteurs public et agricole).
Source : Insee, FICUS-FARE-DADS ; Insee et DGFIP, LIFI.

immédiat de la crise sur ce secteur (dès 2008). Dans les autres secteurs, les mécanismes de transmissions retarderaient les effets de la crise.

* *
*

Cette étude s'est intéressée aux contributions de la réallocation des ressources vers les entreprises les plus productives et des performances propres aux entreprises (effet d'apprentissage) à l'évolution de la PTF agrégée en France avant et après la crise de 2008.

Les résultats obtenus montrent que la crise de 2008 a impacté négativement la PTF agrégée. L'effet d'apprentissage, mesuré ici par la composante *intra*, a été le facteur principal de la baisse de la PTF agrégée après la crise. L'effet total de la réallocation des ressources (réallocation vers les entreprises pérennes + effet entrée net) a quant à lui joué un rôle d'amortisseur à la chute de la productivité agrégée durant la période post-crise. Les trois méthodes de décomposition (FHK, GR et MP) montrent que la réorientation des ressources vers les entreprises pérennes les plus productives était à l'œuvre avant la crise. Après la crise, sur la période 2008-2012, seule la méthode de FHK montre un effet positif de la réallocation

vers les entreprises pérennes les plus productives. Les méthodes de décomposition de GR et de MP font en revanche apparaître une mésallocation des ressources au détriment des entreprises les plus productives durant cette même période. Pour la période 2009-2012, on observe un retour modéré de la croissance de la PTF agrégée, tiré par les mécanismes de réallocation des ressources vers les entreprises pérennes les plus productives. Ces mécanismes affichent une contribution, certes mesurée, mais positive et robuste aux différentes méthodes de décomposition.

Les résultats pour la période post-crise mettent également en évidence un effet d'assainissement *via* un processus schumpétérien de destruction-crétion. Toutefois, ce mécanisme a joué plus dans la dimension destruction que dans la dimension création, ce résultat étant confirmé par les principales décompositions et périodes utilisées. Deux explications au moins peuvent être avancées. Premièrement, la contribution des entreprises entrantes après la crise est très faible comparée à celle des entreprises sortantes, en valeur absolue. Ce qui implique une contribution relativement importante de l'effet d'entrée net (le solde de l'entrée moins la sortie), presque équivalente à celle des entreprises sortantes. Deuxièmement, la période d'après crise est trop courte pour pouvoir appréhender les effets de long terme dus à la crise, une hypothèse centrale dans l'approche schumpétérienne selon laquelle le renouvellement des structures de production s'inscrit dans une dynamique plutôt de long terme. Au total, le processus de sélection par le marché semble avoir joué un rôle essentiel dans l'évolution de la PTF agrégée durant la période d'après crise, puisqu'il a éliminé les entreprises les moins performantes alors même que les entreprises entrantes jouaient un rôle plus limité.

Ces évolutions moyennes cachent des disparités sectorielles. Nos résultats montrent que la crise n'a pas touché avec la même ampleur tous les secteurs de l'économie française. Les secteurs

manufacturiers sont ceux qui ont le plus pâti de la crise de 2008. Ceci pourrait s'expliquer au moins en partie par une faible capacité d'ajustement de leur échelle de production par rapport aux secteurs des services, et par une plus mauvaise allocation des ressources. Le secteur des « services aux entreprises » a connu un ralentissement de sa croissance de la productivité moins marqué que celui du secteur manufacturier. Dans le secteur des services, la réallocation des ressources vers les entreprises pérennes et le processus de destruction-crétion ont pu contrebalancer la contribution négative de l'effet d'apprentissage.

Cette étude a permis d'évaluer la contribution de l'effet d'apprentissage des entreprises et de la réallocation des ressources à la croissance de la productivité en France. Il reste néanmoins à comprendre les raisons d'un niveau de croissance de la productivité encore très faible aujourd'hui (0.2 % en moyenne par an entre 2013 et 2016, cf. figure I). Les résultats présentés suggèrent que les causes du ralentissement de la croissance de la productivité agrégée sont à trouver dans l'incapacité des entreprises entrantes à maintenir suffisamment longtemps un niveau de productivité plus important que celui des entreprises pérennes. En effet, le remplacement des entreprises sortantes par des entreprises entrantes, dont les gains de productivité augmentent rapidement les premières années et s'estompent au bout de quatre années (cf. figure II), interroge sur le caractère « appauvrissant » du processus de destruction création. Il s'agirait là d'une première perspective de recherche future. La deuxième perspective concernerait le poids des entreprises dites « zombies », qui parviennent à se maintenir plusieurs années en activité malgré les difficultés économiques et financières persistantes qu'elles peuvent rencontrer, sur l'effet d'apprentissage et par voie de conséquence sur le ralentissement des gains de productivité. Ces entreprises qui auraient dû disparaître distordent la concurrence, empêchent la bonne allocation des ressources et mettent en péril des entreprises « saines ». □

Lien vers les compléments en ligne :

https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/4173177/507-508_Ben-Hassine_complement.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Akerberg, D. A., Caves, K. & Frazer, G. (2015).** Identification Properties of Recent Production Function Estimators. *Econometrica*, 83(6), 2411–2451.
<https://doi.org/10.3982/ECTA13408>
- Aghion, P. & Howitt, P. (1992).** A Model of Growth Through Creative Destruction. *Econometrica*, 60(2), 323–351.
<https://doi.org/10.2307/2951599>
- Baily, M. N., Hulten, C., Campbell, D., Bresnahan, T. & Caves, R. E. (1992).** Productivity Dynamics in Manufacturing Plants. *Brookings papers on economic activity. Microeconomics*, 23(1992), 187–267.
https://econpapers.repec.org/article/binbpeajo/v_3a23_3ay_3a1992_3ai_3a1992-3_3ap_3a187-267.htm
- Baldwin, J. R. & Rafiquzzaman, M. (1995).** Selection Versus Evolutionary Adaptation: Learning and Post entry Performance. *International Journal of Industrial Organization*, 13(4), 501–522.
[https://doi.org/10.1016/0167-7187\(95\)00502-1](https://doi.org/10.1016/0167-7187(95)00502-1)
- Banque de France (2011).** Les entreprises en France en 2010 : une situation en demi-teinte. *Bulletin de la Banque de France*, 186, 1–24.
https://www.banque-france.fr/sites/default/files/medias/documents/bulletin-de-la-banque-de-france_186_2011-t4.pdf
- Basu, S. & Fernald, J. (2000).** Why Is Productivity Pro-cyclical? Why Do We Care? *National Bureau of Economic Research Working Paper* N° 7940.
<https://doi.org/10.3386/w7940>
- Berthou, A. (2016).** Ajustements du compte courant et dynamiques de la productivité en Europe pendant la crise. *Bulletin de la Banque de France*, 207, 71–83.
https://publications.banque-france.fr/sites/default/files/medias/documents/bulletin-de-la-banque-de-france_207_2016-09-10.pdf
- Blanchard, P. & Mathieu, C. (2016).** Multinationals and domestic firms in France: who gains from knowledge spillovers? *Review of Agricultural, Food and Environmental Studies*, 97(2), 109–125.
<https://doi.org/10.1007/s41130-016-0009-2>
- Bricongne, J.-C., Fournier, J.-M., Lapègue, V. & Monso, O. (2010).** De la crise financière à la crise économique. L'impact des perturbations financières de 2007 et 2008 sur la croissance de sept pays industrialisés. *Économie et Statistique*, 438(1), 47–77.
<https://doi.org/10.3406/estat.2010.9591>
- Cabannes, P.-Y., Lapègue, V., Pouliquen, E., Beffy, M. & Gaini, M. (2010).** Quelle croissance de moyen terme après la crise ? Insee, *Documents de travail* G2010/09.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1380922>
- Cahn, C., Carlino, L. & Lefilliatre, D. (2016).** Les entreprises en France en 2014 : l'activité marque le pas. *Bulletin de la Banque de France*, 203, 51–69.
<https://ideas.repec.org/s/bfr/bullbf.html>
- Calavrezo, O., & Zilloniz, S. (2016).** L'ajustement des entreprises pendant la crise de 2008. DARES, *Document d'études* N° 198.
https://dares.travail-emploi.gouv.fr/IMG/pdf/de_2016-198_-4.pdf
- Carreira, C. & Teixeira, P. (2016).** Entry and Exit in Severe Recessions: Lessons from the 2008–2013 Portuguese Economic Crisis. *Small Business Economics*, 46(4), 591–617.
<https://doi.org/10.1007/s11187-016-9703-3>
- Cette, G., Corde, S. & Lecat, R. (2017).** Stagnation of Productivity in France: A Legacy of the Crisis or a Structural Slowdown? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 494-495-496, 11–36.
<https://doi.org/10.24187/ecostat.2017.494t.1916>
- Cette, G., Dromel, N., Lecat, R. & Paret, A.-C. (2015).** Production Factor Returns: The Role of Factor Utilization. *The Review of Economics and Statistics*, 97(1), 134–143.
https://doi.org/10.1162/REST_a_00434
- Cochard, M., Cornilleau, G. & Heyer, E. (2010).** Les marchés du travail dans la crise. *Economie et Statistique*, 438(1), 181–204.
<https://doi.org/10.3406/estat.2010.9600>
- Dhyne E., Fuss C. & Mathieu C. (2015).** Labour Demand Adjustment: Does Foreign Ownership Matter? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 77(6), 854–871.
<https://doi.org/10.1111/obes.12097>
- Duhautois, R., El Hamine, S. & El Basri, A. (2008).** Croissance de la productivité et réallocations d'emplois au Maroc: la contribution des créations et disparitions d'entreprises. *Economie & prévision*, 4, 175–187.
<https://www.cairn.info/revue-economie-et-prevision-2007-4-page-175.htm>
- Ericson, R. & Pakes, A. (1995).** Markov-Perfect Industry Dynamics: A Framework for Empirical Work. *The Review of Economic Studies*, 62(1), 53.
<https://doi.org/10.2307/2297841>

- Fontagné, L. & Santoni, G. (2015).** Firm Level Allocative Inefficiency: Evidence from France. *CEPII Research Center Working Paper* N° 2015-12. <https://ideas.repec.org/p/hal/cesptp/hal-01299818.html>
- Foster, L., Grim, C. & Haltiwanger, J. (2015).** Reallocation in the Great Recession: Cleansing or Not? *Journal of Labor Economics*, 34(S1), S293–S331. <https://doi.org/10.1086/682397>
- Foster, L., Haltiwanger, J. C. & Krizan, C. J. (2001).** Aggregate Productivity Growth: Lessons from Microeconomic Evidence. In: Charles R. Hulten, Edwin R. Dean and Michael J. Harper (Ed.), *New Developments in Productivity Analysis* pp. 303-72, NBER Book. University of Chicago Press. <https://ideas.repec.org/h/nbr/nberch/10129.html>
- Foster, L., Haltiwanger, J. & Krizan, C. J. (2006).** Market Selection, Reallocation, and Restructuring in the U.S. Retail Trade Sector in the 1990s. *Review of Economics and Statistics*, 88(4), 748–758. <https://doi.org/10.1162/rest.88.4.748>
- Gamberoni, E., Giordano, C. & Lopez-Garcia, P. (2016).** Capital and Labour (mis)Allocation in the Euro Area: Some Stylized Facts and Determinants. *Bank of Italy, Working Papers* N° 349. https://ideas.repec.org/p/bdi/opques/qef_349_16.html
- Griffin, N. N. & Odaki, K. (2009).** Reallocation and productivity growth in Japan: revisiting the lost decade of the 1990s. *Journal of Productivity Analysis*, 31(2), 125–136. <https://doi.org/10.1007/s11123-008-0123-5>
- Griliches, Z. & Regev, H. (1995).** Firm productivity in Israeli industry 1979-1988. *Journal of Econometrics*, 65(1), 175–203. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01601-U](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01601-U)
- Guillou, S. & Nesta, L. (2015).** La crise de 2008 et la productivité totale des facteurs des entreprises françaises. *Revue de l'OFCE*, 142(6), 55. <https://doi.org/10.3917/reof.142.0055>
- Hagège, C. & Clotilde, M. (2012).** Moins de créations d'entreprises individuelles en 2011. *Insee Première* N° 1387. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1281295>
- Hallward-Driemeier, M. & Rijkers, B. (2013).** Do Crises Catalyze Creative Destruction? Firm-level Evidence from Indonesia. *The Review of Economics and Statistics*, 95(5), 1788–1810. https://doi.org/10.1162/REST_a_00407
- Haltiwanger, J. (1997).** Measuring and Analyzing Aggregate Fluctuations: The Importance of Building from Microeconomic Evidence. *Review*, Issue May, 55–78. <https://files.stlouisfed.org/files/htdocs/publications/review/97/05/9705jh.pdf>
- Hsieh, C.-T. & Klenow, P. J. (2009).** Misallocation and Manufacturing TFP in China and India. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(4), 1403–1448. <http://www.jstor.org/stable/40506263>
- Jovanovic, B. (1982).** Selection and the Evolution of Industry. *Econometrica*, 50(3), 649–670.
- Lentz, R. & Mortensen, D. T. (2008).** An Empirical Model of Growth Through Product Innovation. *Econometrica*, 76(6), 1317–1373. <https://doi.org/10.3982/ECTA5997>
- Levinsohn, J. & Petrin, A. (2003).** Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables. *The Review of Economic Studies*, 70(2), 317–341. <http://www.jstor.org/stable/3648636>
- Martin, J. P. & Scarpetta, S. (2012).** Setting It Right: Employment Protection, Labour Reallocation and Productivity. *De Economist*, 160(2), 89–116. <https://doi.org/10.1007/s10645-011-9177-2>
- Mathieu, C. & Nicolas, Y. (2006).** Coûts d'ajustement de la demande de travail : une comparaison entre la France et la République tchèque. *Economie & prévision*, 173, 135–152. <https://www.cairn.info/revue-economie-et-prevision-2006-2-page-135.htm>
- McGowan, M. A., Andrews, D. & Millot, V. (2017).** Insolvency regimes, zombie firms and capital reallocation. *OECD Working Paper* N° 1399. <https://doi.org/10.1787/5a16beda-en>
- Melitz, M. J. & Polanec, S. (2015).** Dynamic Olley-Pakes Productivity Decomposition With Entry and Exit. *The RAND Journal of Economics*, 46(2), 362–375. <https://ideas.repec.org/s/bla/randje.html>
- Midrigan, V. & Xu, D. Y. (2014).** Finance and Misallocation: Evidence from Plant-Level Data. *American Economic Review*, 104(2), 422–458. <https://doi.org/10.1257/aer.104.2.422>
- Musso, P. & Schiavo, S. (2008).** The Impact of Financial Constraints on Firm Survival and Growth. *Journal of Evolutionary Economics*, 18(2), 135–149. <https://doi.org/10.1007/s00191-007-0087-z>
- Olley, G. S. & Pakes, A. (1996).** The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica*, 64(6), 1263–1297. <https://doi.org/10.2307/2171831>

Ordonez, J. C. L. (2014). Tax collection, the informal sector, and productivity. *Review of Economic Dynamics*, 17(2), 262–286.
<https://doi.org/10.1016/j.red.2013.07.004>

Osotimehin, S. (2016). Aggregate productivity and the allocation of resources over the business cycle. *University of Virginia Report* N° 1308.
<https://sites.google.com/site/sosotimehin/>

Petrin, A. & Sivadasan, J. (2011). Estimating Lost Output from Allocative Inefficiency, with an Application to Chile and Firing Costs. *NBER Working Paper* N° 17373.
<http://www.nber.org/papers/w17373>

Restuccia, D. & Rogerson, R. (2013). Misallocation and productivity. *Review of Economic Dynamics*, 16(1), 1–10.
<https://doi.org/10.1016/j.red.2012.11.003>

ANNEXE 1

L'ÉVOLUTION DE LA PTF MOYENNE

Tableau A1
Moyenne de la PTF par secteur et type d'entreprise avant et après la crise

Secteurs	Avant (2000-2007)			Après (2008-2012)		
	Pérennes	Entrantes	Sortantes	Pérennes	Entrantes	Sortantes
Manufacturier	3.84	3.74	3.74	3.79	3.69	3.70
Construction	4.13	4.16	3.95	3.99	3.98	3.78
Services aux entreprises de « basse et moyenne technologie »	3.85	3.86	3.72	3.93	3.90	3.67
Services aux entreprises de « haute technologie »	4.30	4.37	4.17	4.42	4.50	4.30
Activités financières et immobilières	4.29	4.34	4.32	4.31	4.35	4.00
Autres services	4.02	3.98	3.80	4.08	3.99	3.81
Moyenne (tous secteurs d'activité)	3.98	4.02	3.81	4.02	4.02	3.79

Note : la moyenne pondérée par la valeur ajoutée est calculée sur l'ensemble de l'échantillon de chaque sous-période par secteur et type d'entreprise. Pour les entreprises entrantes la première année de chaque sous-période n'est pas prise en compte dans le calcul de la moyenne. Pour les entreprises sortantes, c'est la dernière année de chaque sous-période qui n'est pas prise en compte dans le calcul de la moyenne.

Champ : toutes les entreprises (au sens de la LME) de plus de 9 salariés assujetties à l'impôt sur les sociétés (hors secteurs public et agricole).

Source : Insee, FICUS-FARE-DADS ; Insee et DGFIP, LIFI.

RÉSULTATS ÉCONOMÉTRIQUES

Tableau A2-I

Estimation des facteurs de production par secteur selon la méthode LP (nomenclature agrégée à 10 secteurs)

	Fabrication de denrées alimentaires de boissons et de produits à base de tabac	Cokéfaction et raffinage	Fabrication d'équipements et de machines	Fabrication de matériels de transport	Fabrication d'autres produits industriels
<i>Log L</i>	0.533*** (0.007)	0.496*** (0.087)	0.463*** (0.010)	0.590*** (0.019)	0.591*** (0.004)
<i>Log K</i>	0.195*** (0.008)	0.316* (0.184)	0.231*** (0.012)	0.231*** (0.035)	0.217*** (0.008)
Nb. d'observations	124 392	987	69 818	12 331	319 875
Nb. d'entreprises	13 048	113	7 421	1 289	33 339

Tableau A2-II

Estimation des facteurs de production par secteur selon la méthode LP (nomenclature agrégée à 10 secteurs)

	Construction	Services aux entreprises de basse et moyenne technologie	Services aux entreprises de haute technologie	Activités financières et immobilières	Autres services.
<i>Log L</i>	0.570*** (0.003)	0.726*** (0.003)	0.641*** (0.004)	0.627*** (0.010)	0.589*** (0.003)
<i>Log K</i>	0.197*** (0.003)	0.133*** (0.005)	0.151*** (0.004)	0.159*** (0.008)	0.162*** (0.003)
Nb. d'observations	503 541	271 480	261 601	94 557	937 728
Nb. d'entreprises	51 344	30 326	29 632	11 415	96 260

Coefficients significatifs au seuil de 10 % *, au seuil de 5 % **, au seuil de 1 % ***.

Note : LP est une méthode d'estimation en deux étapes (cf. encadré). Comme l'élasticité du travail est estimée à la deuxième étape, les écarts types sont biaisés. Pour corriger ce biais nous estimons des écarts types robustes en utilisant un bootstrap avec 250 réplifications. Les écarts-types sont entre parenthèses.

Champ : toutes les entreprises (au sens de la LME) de plus de 9 salariés assujetties à l'impôt sur les sociétés (hors secteurs public et agricole).

Source : Insee, FICUS-FARE-DADS ; Insee et DGFIP, LIFI.

N° 505-506 – 2018

BIG DATA ET STATISTIQUES 1^{ère} PARTIE / *BIG DATA AND STATISTICS PART 1*

- Introduction – Les apports des Big Data / *Introduction – The Contributions of Big Data*

PRÉVISION « IMMÉDIATE » / *NOWCASTING*

- Prévoir la croissance du PIB en lisant le journal / *Nowcasting GDP Growth by Reading Newspapers*
- Utilisation de Google Trends dans les enquêtes mensuelles sur le Commerce de Détail de la Banque de France / *Use of Google Trends Data in Banque de France Monthly Retail Trade Surveys*
- L'apport des Big Data pour les prévisions macroéconomiques à court terme et en « temps réel » : une revue critique / *Nowcasting and the Use of Big Data in Short Term Macroeconomic Forecasting: A Critical Review*

DONNÉES DE TÉLÉPHONIE MOBILE / *MOBILE PHONES DATA*

- Les données de téléphonie mobile peuvent-elles améliorer la mesure du tourisme international en France ? / *Can Mobile Phone Data Improve the Measurement of International Tourism in France?*
- Estimer la population résidente à partir de données de téléphonie mobile, une première exploration / *Estimating the Residential Population from Mobile Phone Data, an Initial Exploration*

DONNÉES ET MÉTHODES / *DATA AND METHODS*

- Big Data et mesure d'audience : un mariage de raison ? / *Big Data and Audience Measurement: A Marriage of Convenience?*
- Économétrie et *Machine Learning* / *Econometrics and Machine Learning*

BIG DATA ET STATISTIQUE PUBLIQUE / *BIG DATA AND OFFICIAL STATISTICS*

- Données numériques de masse, « données citoyennes », et confiance dans la statistique publique / *Citizen Data and Trust in Official Statistics*

N° 503-504 – 2018

MÉLANGES / *VARIA*

INCITATIONS À L'EMPLOI / *WORK INCENTIVES IN FRANCE*

- Introduction – Incitations socio-fiscales et retour en emploi : un point d'étape / *Introduction – Socio-Fiscal Incentives to Work: Taking Stock and New Research*
- Les incitations monétaires au travail en France entre 1998 et 2014 / *Financial Incentives to Work in France between 1998 and 2014*
- Allocations logement et incitations financières au travail : simulations pour la France / *Housing Benefits and Monetary Incentives to Work: Simulations for France*
- L'extinction des droits à l'indemnisation chômage : quelle incidence sur la satisfaction pour les emplois retrouvés ? / *Expiry of Unemployment Benefits: What Impact on Post-Unemployment Job Satisfaction?*

NOUVEAUX IMPACTS DE LA GLOBALISATION / *NEW IMPACTS OF GLOBALIZATION*

- Introduction – Nouveaux effets de la mondialisation / *Introduction – New Impacts of Globalization*
- L'évolution de l'emploi dans les secteurs exposés et abrités en France / *The Evolution of Tradable and Non-Tradable Employment: Evidence from France*
- Incidence de la législation protectrice de l'emploi sur la composition du capital et des qualifications / *Employment Protection Legislation Impacts on Capital and Skill Composition*
- Transferts de fonds des migrants et croissance économique : le rôle du développement financier et de la qualité institutionnelle / *Migrant Remittances and Economic Growth: The Role of Financial Development and Institutional Quality*
- Les facteurs de l'endettement du secteur privé non financier dans les pays émergents / *What Drives Private Non-Financial Sector Borrowing in Emerging Market Economies?*

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Objectifs généraux de la revue

Economie et Statistique / Economics and Statistics publie des articles traitant de tous les phénomènes économiques et sociaux, au niveau micro ou macro, s'appuyant sur les données de la statistique publique ou d'autres sources. Une attention particulière est portée à la qualité de la démarche statistique et à la rigueur des concepts mobilisés dans l'analyse. Pour répondre aux objectifs de la revue, les principaux messages des articles et leurs limites éventuelles doivent être formulés dans des termes accessibles à un public qui n'est pas nécessairement spécialiste du sujet de l'article.

Soumissions

Les propositions d'articles, en français ou en anglais, doivent être adressées à la rédaction de la revue (redaction-ecostat@insee.fr), en format MS-Word. Il doit s'agir de travaux originaux, qui ne sont pas soumis en parallèle à une autre revue. Un article standard fait environ 11 000 mots (y compris encadrés, tableaux, figures, annexes et bibliographie, non compris éventuels compléments en ligne). Aucune proposition initiale de plus de 12 500 mots ne sera examinée.

La soumission doit comporter deux fichiers distincts :

- Un fichier d'une page indiquant : le titre de l'article ; le prénom et nom, les affiliations (maximum deux), l'adresse e-mail et postale de chaque auteur ; un résumé de 160 mots maximum (soit environ 1 050 signes espaces compris) qui doit présenter très brièvement la problématique, indiquer la source et donner les principaux axes et conclusions de la recherche ; les codes JEL et quelques mots-clés ; d'éventuels remerciements.
- Un fichier anonymisé du manuscrit complet (texte, illustrations, bibliographie, éventuelles annexes) indiquant en première page uniquement le titre, le résumé, les codes JEL et les mots-clés.

Les propositions retenues sont évaluées par deux à trois rapporteurs (procédure en « double-aveugle »). Les articles acceptés pour publication devront être mis en forme suivant les consignes aux auteurs (accessibles sur <https://www.insee.fr/fr/information/2410168>). Ils pourront faire l'objet d'un travail éditorial visant à améliorer leur lisibilité et leur présentation formelle.

Publication

Les articles sont publiés en français dans l'édition papier et simultanément en français et en anglais dans l'édition électronique. Celle-ci est disponible, en accès libre, sur le site de l'Insee, le jour même de la publication ; cette mise en ligne immédiate et gratuite donne aux articles une grande visibilité. La revue est par ailleurs accessible sur le portail francophone Persée, et référencée sur le site international Repec et dans la base EconLit.

Main objectives of the journal

Economie et Statistique / Economics and Statistics publishes articles covering any micro- or macro- economic or sociological topic, either using data from public statistics or other sources. Particular attention is paid to rigor in the statistical approach and clarity in the concepts and analyses. In order to meet the journal aims, the main conclusions of the articles, as well as possible limitations, should be written to be accessible to an audience not necessarily specialist of the topic.

Submissions

Manuscripts can be submitted either in French or in English; they should be sent to the editorial team (redaction-ecostat@insee.fr), in MS-Word format. The manuscript must be original work and not submitted at the same time to any other journal. The standard length of an article is of about 11,000 words (including boxes if needed, tables and figures, appendices, list of references, but not counting online complements if any). Manuscripts of more than 12,500 words will not be considered.

Submissions must include two separate files:

- A one-page file providing: the title of the article; the first name, name, affiliation-s (at most two), e-mail et postal addresses of each author; an abstract of maximum 160 words (about 1050 characters including spaces), briefly presenting the question(s), data and methodology, and the main conclusions; JEL codes and a few keywords; acknowledgements.
- An anonymised manuscript (including the main text, illustrations, bibliography and appendices if any), mentioning only the title, abstract, JEL codes and keywords on the front page.

Proposals that meet the journal objectives are reviewed by two to three referees ("double-blind" review). The articles accepted for publication will have to be presented according to the guidelines for authors (available at <https://www.insee.fr/en/information/2591257>). They may be subject to editorial work aimed at improving their readability and formal presentation.

Publication

The articles are published in French in the printed edition, and simultaneously in French and in English in the online edition. The online issue is available, in open access, on the Insee website the day of its publication; this immediate and free online availability gives the articles a high visibility. The journal is also available online on the French portal Persée, and indexed in Repec and EconLit.

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

Au sommaire
du prochain numéro :
Big Data et statistiques
2^{ème} partie

Forthcoming:
Big Data and statistics
Part 2

