

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

Discriminations dans l'accès à l'emploi

Régulation des prix des alcools

Stéréotypes de genre en Europe

Non-imposition des loyers imputés

Discrimination in Access to Employment

Alcohol Price Regulation

Gender Stereotypes in Europe

Non-Taxation of Imputed Rents

Economie Statistique ^{ET}

Economics AND Statistics

La revue est en accès libre sur le site www.insee.fr.
Il est possible de s'abonner aux avis de parution sur le site. La revue peut être achetée sur le site www.insee.fr, rubrique « Services / Acheter nos publications ».

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

Conseil scientifique / Scientific Committee

Jacques LE CACHEUX, président (Université de Pau et des pays de l'Adour)
Frédérique BEC (Thema, CY Cergy Paris Université et CREST-ENSAE)
Flora BELLONE (Université Côte d'Azur et GREDEG-CNRS)
Céline BESSIERE (Université Paris-Dauphine, IRISSO, PSL Research University)
Jérôme BOURDIEU (École d'Économie de Paris)
Pierre CAHUC (Sciences Po)
Sandrine CAZES (OCDE)
Gilbert CETTE (NEOMA Business School)
Dominique GOUX (Insee)
Yannick L'HORTY (Université Gustave Eiffel - Erudite, TEPP)
Daniel OESCH (LINES et Institut des sciences sociales-Université de Lausanne)
Katheline SCHUBERT (École d'Économie de Paris, Université Paris D)
Louis-André VALLET (CNRS & Sorbonne Université - GEMASS)
François-Charles WOLFF (Université de Nantes)

Comité éditorial / Editorial Advisory Board

Luc ARRONDEL (École d'Économie de Paris)
Lucio BACCARO (Max Planck Institute for the Study of Societies et Département de Sociologie-Université de Genève)
Antoine BOZIO (Institut des politiques publiques/École d'Économie de Paris)
Clément CARBONNIER (Université Paris 8 Vincennes-Saint-Denis et LIEPP-Sciences Po)
Erwan GAUTIER (Banque de France)
Pauline GIVORD (Insee et CREST)
Florence JUSOT (Université Paris-Dauphine, Leda-Legos et Irdes)
François LEGENDRE (Erudite/Université Paris-Est)
Claire LOUPIAS (Université d'Evry Val d'Essonne)
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)

Directeur de la publication / Director of Publication:

Jean-Luc TAVERNIER

Rédactrice en chef / Editor in Chief:

Dominique GOUX

Assistante éditoriale / Editorial Assistant: Véronique EGLOFF

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

1, rue du Docteur-Sauvé, BP3, 53101 Mayenne, France

Impression / Printing: PARAGON TRANSACTION
39 rue des Rivières Saint-Agnan, 58200 Cosne-Cours-sur-Loire, France

Economie et Statistique / Economics and Statistics
Numéro 541 – 2023

- 3 Discriminations dans l'accès à l'emploi : les effets croisés du genre, de l'origine et de l'adresse**
Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty et Pascale Petit
- 17 La régulation des prix des alcools en France : quel scénario de réforme pour une politique proportionnée aux objectifs de santé publique et d'équité fiscale ?**
Sébastien Lecocq, Valérie Orozco, Christine Boizot-Szantai, Céline Bonnet et Fabrice Etilé
- 35 Les stéréotypes de genre en Europe**
Clotilde Coron
- 57 La non-imposition des loyers imputés : un cadeau pour Harpagon ? Une estimation dans le cas de la France**
Montserrat Botey et Guillaume Chapelle

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.

Discriminations dans l'accès à l'emploi : les effets croisés du genre, de l'origine et de l'adresse

Discrimination in Access to Employment: The Combined Effects of Gender, Origin and Address

Sylvain Chareyron*, Yannick L'Horty** et Pascale Petit***

Résumé – Cet article mesure des discriminations à l'embauche en croisant les effets du genre, de l'origine et de l'adresse, à l'échelle de la Métropole européenne de Lille, pour le domaine des assistants de gestion. Un échantillon de 3 000 recruteurs a été tiré au sort au sein des entreprises de cette métropole, auxquelles nous avons adressé des demandes spontanées d'information en octobre 2021. Le candidat fictif d'origine maghrébine reçoit 27 % de réponses positives de moins que le candidat d'origine française. Pour les hommes, ces discriminations selon l'origine n'existent que pour les résidents des quartiers prioritaires. Le fait de vivre en quartier prioritaire constitue un avantage pour les candidats d'origine française, sans doute du fait de la prime à l'embauche liée aux Emplois francs, généralisés et renforcés en 2021, mais ne bénéficie cependant pas aux candidats d'origine maghrébine. Ces résultats plaident pour cibler davantage les actions de lutte contre les discriminations sur les populations discriminées dans les territoires défavorisés.

Abstract – *This article measures discrimination in the recruitment of management assistants within the Métropole Européenne de Lille (Lille European Metropolis) by combining the effects of gender, ethnic origin and address. A sample of 3,000 recruiters was drawn at random from within the companies belonging to the Métropole, to whom we sent information requests in October 2021. The fictitious applicant of North African origin received 27% fewer positive responses than the applicant of French origin. In this regard, men are only discriminated against based on their ethnic origin if they live in a priority neighbourhood for urban policy (Quartier prioritaire de la politique de la ville, QPV). The fact of living in a priority neighbourhood is advantageous for applicants of French origin, probably as a result of the recruitment bonus associated with the Emplois francs scheme, which was fully rolled out and enhanced in 2021; however, this does not benefit applicants of North African origin. These findings call for improved targeting of anti-discrimination measures to capture the populations discriminated against in disadvantaged areas.*

JEL: C81, C93, J71

Mots-clés : discrimination, emploi, test de correspondance

Keywords: *discrimination, employment, correspondence test*

* Univ. Paris-Est Créteil, ERUDITE (EA 437), TEPP (FR 2042) ; ** Univ. Gustave Eiffel, ERUDITE (EA 437), TEPP (FR 2042) ; *** Univ. Gustave Eiffel, ERUDITE (EA 437), TEPP (FR 2042). Correspondance : yannick.lhorty@univ-eiffel.fr

Cette étude s'inscrit dans le cadre du projet « MEsure LOcales des Discriminations » (MELODI) et a bénéficié du soutien de la Métropole européenne de Lille et de la préfecture de la région Hauts-de-France. Nous remercions Virginie Tchoffo-Djomkouro (MEL), Déborah Facon (Défenseur des Droits), Hélène Schaeffer (Pôle emploi), Lionel Le Rhun (Face), Karima Elkhadiri (IREV) et tous les membres du comité de pilotage pour leurs remarques et leur accompagnement. Nous remercions aussi Denis Anne, Mathilde Leborgne, François Maheu et Isabelle Walraevens pour leur aide dans la collecte des données.

Reçu en septembre 2022, accepté en mars 2023.

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

Citation: Chareyron, S., L'Horty, Y. & Petit, P. (2023). Discrimination in Access to Employment: The Combined Effects of Gender, Origin and Address. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 541, 3–16 (First published online: October 2023). doi: 10.24187/ecostat.2023.541.2104

Les travaux académiques consacrés à la mesure des discriminations dans l'accès à l'emploi privilégient largement les tests par correspondance, qui consistent à comparer les chances de réussite de deux candidats à l'embauche fictifs, semblables en tous points à l'exception d'une caractéristique, celle dont on veut quantifier l'effet (Riach & Rich, 2002 ; Bertrand & Duflo, 2017 ; Neumark, 2018). Parmi l'ensemble des critères de discrimination prohibés par le droit, chaque test se focalise généralement sur un seul d'entre eux. Dans sa revue systématique de 90 études publiées en anglais, utilisant la méthode du test par correspondance et réalisées entre 2005 et 2016, Baert (2017) recense seulement 9 études qui ne sont pas mono-critère. Les rares études multicritères considèrent le plus souvent deux motifs de discrimination : genre et origine (Agerström *et al.*, 2012 ; Berson, 2012 ; Petit *et al.*, 2013 ; Edo & Jacquemet, 2014) ; origine et lieu de résidence (Duguet *et al.*, 2010) ; genre et âge (Albert *et al.*, 2011) ; origine et statut marital (Arceo-Gomez & Campos-Vazques, 2014) ; religion et origine (Pierné, 2013) ; richesse et religion (Banerjee *et al.*, 2009) ; origine et statut d'emploi (Pierné, 2018) ; orientation sexuelle et apparence physique (Patacchini *et al.*, 2015) ; apparence physique et handicap (Stone & Wright, 2013). Les études consacrées à plus de deux critères sont encore plus rares. On peut citer le travail de Capéau *et al.* (2012), qui mesure des discriminations selon l'âge, le genre, le handicap et l'origine, sans cependant croiser ces critères¹. On peut évoquer enfin l'étude de L'Horty *et al.* (2011), qui croise les trois critères de l'origine, du genre et du lieu de résidence. Elle évaluait les effets du lieu de résidence au niveau de la commune pour trois localités du département du Val-d'Oise (Sarcelles, Villiers-le-Bel et Enghien-les-Bains) et pour des jeunes développeurs informatiques.

Le constat est donc celui d'un tout petit nombre d'études croisant plusieurs critères de discrimination. Alors que le thème de l'intersectionnalité est très présent dans les débats publics, depuis l'article séminal de Crenshaw (1989) consacré à la situation des femmes noires et précaires aux États-Unis, il est pratiquement absent dans la littérature empirique consacrée à la mesure expérimentale des discriminations sur le marché du travail. Sa traduction quantitative renvoie pourtant à un contenu empirique clair. Par exemple, si α est la pénalité subie par une femme dans un domaine donné et que β est la pénalité subie par une personne d'origine étrangère, la question est de déterminer si les femmes d'origine étrangère subissent une pénalité différente de $\alpha + \beta$. Dans

la littérature empirique, on parle aussi d'effet d'interaction (ou effet joint) et l'on distingue les cas d'additivité stricte (la pénalité subie est exactement de $\alpha + \beta$), de sur-additivité (la pénalité dépasse $\alpha + \beta$) et de sous-additivité (la pénalité est inférieure à $\alpha + \beta$). L'enjeu est essentiel du point de vue du ciblage des politiques publiques, puisqu'il s'agit de déterminer de façon précise les caractéristiques des populations victimes de discrimination et l'ampleur de leur préjudice.

En France, la seule politique publique de portée nationale qui intègre explicitement la problématique de la lutte contre les discriminations est la politique de la ville. La loi n° 2014-173 du 21 février 2014 de programmation pour la ville et la cohésion urbaine dispose que « la politique de la ville s'inscrit dans une logique de retour à une égalité entre les territoires et d'accès aux droits des habitants qui y résident ». Elle « concourt à l'égalité entre les femmes et les hommes, à la politique d'intégration et à la lutte contre les discriminations dont sont victimes les habitants des quartiers défavorisés, notamment celles liées au lieu de résidence et à l'origine réelle ou supposée ». L'administration chargée de sa mise en œuvre, l'Agence nationale de la cohésion des territoires (ANCT), cible particulièrement l'origine réelle ou supposée et l'adresse (du fait de leur primauté dans les vécus discriminatoires mis en avant par les habitants des quartiers), ainsi que les critères du genre et de l'âge (égalité entre les femmes et les hommes et jeunesse sont, par ailleurs, des enjeux transversaux du contrat de ville²).

Les actions territoriales de lutte contre les discriminations supposent un engagement des acteurs locaux sur un ou plusieurs des domaines visés par la loi (l'emploi, le logement, etc.), et sur un ou plusieurs critères (le genre, l'origine, etc.). Pour les territoires concernés par la politique de la ville, cet engagement est matérialisé par la signature d'un plan territorial de lutte contre les discriminations (PTLCD). Aux mesures

1. Dans un test de correspondance à deux critères, par exemple le genre et le lieu de résidence (quartier neutre vs quartier prioritaire), on peut mesurer des discriminations avec trois candidats fictifs (référence/homme en quartier neutre, femme en quartier neutre, homme en quartier prioritaire) mais il en faut quatre pour mesurer des effets croisés (en ajoutant une femme en quartier prioritaire). On parle de « protocole saturé » pour désigner ce type d'expérience où tous les cas possibles sont testés.

2. L'une des particularités de la politique de la ville est de coordonner une pluralité d'acteurs nationaux et locaux autour d'objectifs communs de développement local. Cela se matérialise par des contrats signés entre l'État et les acteurs locaux, sous des appellations qui ont évolué dans le temps et pour des contenus qui se sont élargis. D'abord limitée au cadre de vie et à la cohésion sociale, la contractualisation s'est élargie au développement économique local, puis elle a intégré, depuis la réforme de 2014, les associations de quartier, autour d'un projet de territoire, porté par l'intercommunalité et formalisé dans le « contrat de ville ». Signés pour la période 2015-2022, les contrats de ville sont en voie de rénovation.

prévues par ces plans, a été ajouté le dispositif des Emplois francs : il s'agit d'une subvention donnée à l'employeur qui recrute un demandeur d'emploi résidant dans un quartier prioritaire. Expérimenté à partir d'avril 2018, et généralisé en janvier 2020, l'aide est de 15 000 € sur trois ans pour une embauche en CDI et de 5 000 € sur deux ans pour un CDD³. Ce dispositif est présenté par l'ANCT comme « une réponse forte et innovante aux discriminations à l'emploi au sein des quartiers prioritaires ».

L'originalité de notre étude est triple. Tout d'abord, elle s'appuie sur un test de discrimination multicritères permettant de croiser les effets du genre, de l'origine et du lieu de résidence des candidats à l'embauche. Le lieu de résidence est défini au niveau du quartier, soit un niveau plus fin que celui retenu par L'Horty *et al.* (2011). Ensuite, le test est réalisé sur un espace géographique déterminé, celui des 95 communes composant la Métropole européenne de Lille (la MEL), où résident plus d'un million d'habitants. Nous nous situons ainsi au sein d'un établissement public de coopération intercommunale, la MEL, qui dispose d'une compétence en matière de politique de la ville et de la lutte contre les discriminations. Cet espace se situe au sein du département du Nord, territoire d'expérimentation des Emplois francs depuis avril 2018, qui est, fin 2021, au moment où les données ont été collectées, le département de France qui compte le plus grand nombre de contrats Emplois francs⁴. Enfin, contrairement aux tests classiques réalisés en réponse à des offres d'emploi, qui introduisent de la sélection parmi les offres et les recruteurs et s'exposent à des biais potentiels, le test repose sur des demandes d'information spontanées auprès d'un échantillon représentatif des recruteurs locaux. L'échantillon est composé de 3 000 unités légales tirées au sort au sein de l'ensemble des entités (entreprises, établissements publics, associations, etc.) présentes dans la zone de test. À la fin du mois d'octobre 2021, nous avons fait parvenir 6 000 demandes d'information à ces employeurs, permettant de mesurer des discriminations à raison d'une origine présumée maghrébine et d'un lieu de résidence en quartier prioritaire, à la fois pour des hommes et des femmes.

Les résultats confirment et étendent ceux de notre étude pilote réalisée avec un protocole proche sur la communauté d'agglomération de Maubeuge-Val-de-Sambre (Anne *et al.*, 2022). Nous mettons en évidence plusieurs configurations de discriminations conditionnelles. Sans tenir compte des effets croisés, les données indiquent que les femmes sont favorisées dans

l'accès aux emplois d'assistants de gestion et de secrétariat, par ailleurs fortement féminisés. Une discrimination liée à l'origine maghrébine ressort significativement, d'une ampleur comparable aux résultats précédemment obtenus en France. Tous sexes confondus, le candidat d'origine maghrébine reçoit environ 27 % de réponses positives de moins que le candidat d'origine française. En prenant en compte les effets croisés, les discriminations selon l'origine existent pour les hommes qui résident dans des quartiers prioritaires, mais pas pour ceux des autres quartiers. Le fait de vivre en quartier prioritaire constitue un avantage pour les candidats d'origine française, sans doute du fait de la prime à l'embauche associée aux Emplois francs. Cette prime à l'embauche d'habitants de quartier prioritaire ne bénéficie cependant pas aux candidats d'origine maghrébine, qui sont les seuls à être pénalisés lorsqu'ils résident en quartier prioritaire.

La première section présente le protocole expérimental de collecte des données. La section suivante présente les résultats, qui sont discutés dans la section 3, avant de conclure.

1. Protocole de collecte des données

Nous reprenons le protocole expérimenté dans notre étude pilote (Anne *et al.*, 2022) en effectuant un petit nombre de changements que nous signalons. Le test par correspondance n'est pas réalisé en réponse à des offres d'emploi publiées par les entreprises, mais sous forme de demande d'informations en amont d'un dépôt de candidature. Les correspondances envoyées par les candidats fictifs sont de simples courriels de prise de contact adressés à un employeur pour solliciter des informations sur la procédure de sélection des candidatures ou sur l'existence de postes vacants dans l'entreprise. Cette variante ne requiert pas de produire de CV et présente donc l'avantage de permettre de tester un éventail beaucoup plus large d'emplois, sans introduire de biais de sélection dans le choix des professions. Cela permet de fournir des résultats sur des données représentatives. Certes, avec une telle approche, les taux de réponse sont en moyenne plus faibles qu'avec des réponses à des offres d'emploi, mais, en s'appuyant sur des échantillons de plus grande taille, il reste toujours

3. Dans le cadre des mesures d'urgence et du plan « 1 jeune, 1 solution », ces montants ont été portés respectivement à 17 000 € et 8 000 € si l'embauche concerne un demandeur de moins de 26 ans (dispositif « emploi franc + »), entre le 15 octobre 2020 et le 31 décembre 2021.

4. On dénombrait alors un cumul de 41 301 contrats Emplois francs pour la France métropolitaine, dont 4 984 pour le seul département du Nord, soit 12,1 % de l'ensemble (source : DARES, base POEM).

possible de détecter des différences de traitement, caractéristiques des discriminations. Challe *et al.* (2020) utilisent à la fois des candidatures spontanées et des réponses à des offres d'emploi. Ils trouvent les mêmes résultats avec les deux approches : des discriminations à l'encontre des personnes signalant une origine maghrébine par leur patronyme, dans un échantillon de 103 très grandes entreprises (écart significatif de près de 30 %). En outre, l'embauche de salariés par candidature spontanée n'est pas rare en France. Les candidats utilisent fréquemment ce canal (en 2017, 41 % des entreprises de plus de 50 salariés ont reçu plus de 100 candidatures spontanées) et les entreprises prennent généralement en compte leur candidature (en 2017, 64 % des employeurs ont déclaré avoir recours aux candidatures spontanées⁵). Par ailleurs, 68 % de ces candidatures sont faites par courrier électronique. En contrepartie, la demande d'information fournit une image partielle de l'accès à l'emploi. Un recruteur peut répondre à une demande d'information sans discriminer, mais discriminer au stade de la sélection des CV ou lors de l'entretien d'embauche. Pour autant, une différence de réponse entre deux demandes d'information qui ne se distinguent que sur la base d'un critère prohibé est une situation de discrimination. En droit, une discrimination est un traitement défavorable qui doit généralement remplir deux conditions cumulatives : être fondé sur un critère défini par la loi (sexe, âge, handicap, etc.) et relever d'une situation visée par la loi (accès à un emploi, un service, un logement, etc.).

1.1. Choix d'un domaine d'activité transversal et en tension

Le choix a été fait de retenir un domaine d'activité en tension : les fonctions de support dans le domaine administratif. De nombreuses professions avec des niveaux de qualification variés relèvent de ce domaine. Trois d'entre elles figurent parmi les vingt professions les plus en tension en France : employé administratif, secrétaire et employé comptable (selon les données de l'enquête Emploi de 2016). Il s'agit de professions pour lesquelles l'effectif des chômeurs et le nombre d'offres d'emploi sont importants. Retenir un domaine d'activité dont les effectifs sont importants parmi les demandeurs d'emploi permet de limiter la probabilité de détection lorsque l'on envoie simultanément plusieurs candidatures spontanées. Choisir une profession en tension permet de réduire le nombre de non réponse des employeurs, indépendamment de toute discrimination. Cette précaution méthodologique s'avère particulièrement utile

dans un contexte de fort ralentissement de la croissance économique. Néanmoins, les chances plus élevées des candidats à l'embauche dans une profession en tension ont une contrepartie du point de vue des discriminations : l'accès à l'emploi est moins sélectif et il est donc plus difficile d'observer des discriminations à l'embauche pour ce type de profession. Nous nous plaçons donc volontairement dans un contexte qui devrait minorer les discriminations à l'embauche.

Nous avons choisi ce domaine professionnel parce que les fonctions de support administratif sont présentes dans la plupart des entreprises. Il s'agit d'un domaine transversal qui nous permet de tester toutes les entreprises d'un même territoire avec les mêmes demandes d'information, ce qui évite de sélectionner des entreprises de tel ou tel secteur d'activité. Par ailleurs, le domaine professionnel des assistants de gestion est très féminisé. Cette caractéristique doit être conservée à l'esprit parce qu'elle est de nature à peser sur les résultats du test. Comme l'indique la méta-analyse de Adamovic & Leibbrandt (2023), les hommes ont des taux de réponse plus faibles dans les professions les plus féminisées.

1.2. Huit profils de candidats fictifs

Nous avons construit au total huit profils de candidats fictifs, quatre hommes et quatre femmes (contre trois seulement dans notre étude pilote). Pour éviter une source de détection associée à une éventuelle recherche de l'identité du candidat sur les réseaux sociaux, les identités ont été construites à partir des prénoms et noms les plus courants, recensés dans les fichiers des noms et prénoms publiés par l'Insee à partir des déclarations d'état civil⁶. Le premier candidat porte un prénom et un nom à consonance française et ne fournit pas d'indication sur son lieu de résidence (candidat de référence). Le deuxième candidat se distingue du candidat de référence par la consonance maghrébine de son prénom et de son nom. Ce deuxième candidat d'origine maghrébine ne signale donc pas non plus son lieu de résidence. Le troisième candidat se différencie du candidat de référence par la mention d'un lieu de résidence dans un quartier prioritaire de la politique de la ville (QPV). Ce troisième candidat résidant en quartier QPV signale donc toujours une origine française. Un quatrième candidat se distingue du candidat de référence

5. Cf. *Pôle emploi (2017)*.

6. *Exemples de noms signalant l'origine des candidats : Petit, Roussel, Dumont, Morel, Saadi, Hassani, Slimani, Saidi. Exemples de prénoms signalant le genre des candidats : Thomas, Alexandre, Stéphanie, Audrey, Rachid, Kassim, Khadija, Rachida.*

à la fois par une origine maghrébine et un lieu de résidence dans un quartier prioritaire. Comparés deux à deux, ces profils nous permettent de mesurer, pour les femmes d'une part et pour les hommes d'autre part, la discrimination selon l'origine conditionnellement au lieu de résidence (selon que le candidat habite dans un quartier prioritaire ou pas) et la discrimination selon le quartier de résidence conditionnellement à l'origine (française ou maghrébine) (schéma 1).

Pour le choix du quartier prioritaire, nous avons retenu un quartier de grande taille et très connu au sein de la MEL. Une adresse dans ce quartier signale sans ambiguïté un lieu de résidence dans un quartier prioritaire.

1.3. Deux demandes d'information adressées à chaque employeur

Pour prévenir le risque de détection par les employeurs destinataires des demandes d'information, nous avons choisi de n'envoyer que deux demandes à chaque recruteur potentiel. Une demande émane du candidat de référence, qui ne mentionne pas son lieu de résidence et dont les noms et prénoms signalent une origine française. La nature de l'autre demandeur (origine maghrébine, résidant en QPV ou les deux) est déterminée par tirage au sort. Le couple de candidats est constitué soit de deux hommes, soit de deux femmes. Par ailleurs, nous avons espacé les deux sollicitations de plusieurs jours. La première sollicitation a été envoyée le 19 octobre 2021, la seconde le 26 octobre 2021. Enfin, nous nous sommes assurés qu'il n'y aurait pas de biais lié à ce que l'employeur détecte avoir affaire à un test : l'ordre d'envoi des deux

demandes a été déterminé par tirage au sort, ce qui garantit que le candidat de référence et le candidat potentiellement discriminé sollicitent le recruteur en premier un nombre comparable de fois.

Au total, pour chaque adresse de courrier électronique testée, quatre tirages au sort sont systématiquement effectués. Le premier tirage porte sur le genre des deux candidats signalé par leur prénom. Le deuxième sélectionne quel candidat potentiellement discriminé contactera le recruteur (origine maghrébine, résidant en QPV, ou les deux), en complément du candidat de référence qui, quant à lui, le contacte dans tous les cas. Le troisième tirage détermine l'affectation des deux messages entre les deux candidats fictifs. Enfin, le quatrième tirage établit l'ordre dans lequel les deux candidats adresseront leur message au recruteur.

1.4. Demandes d'information similaires et permutées entre les candidats fictifs

Nous présentons ci-dessous les deux messages adressés soit par deux candidats fictifs, soit par deux candidates fictives. Aucun curriculum vitae n'est joint à la demande.

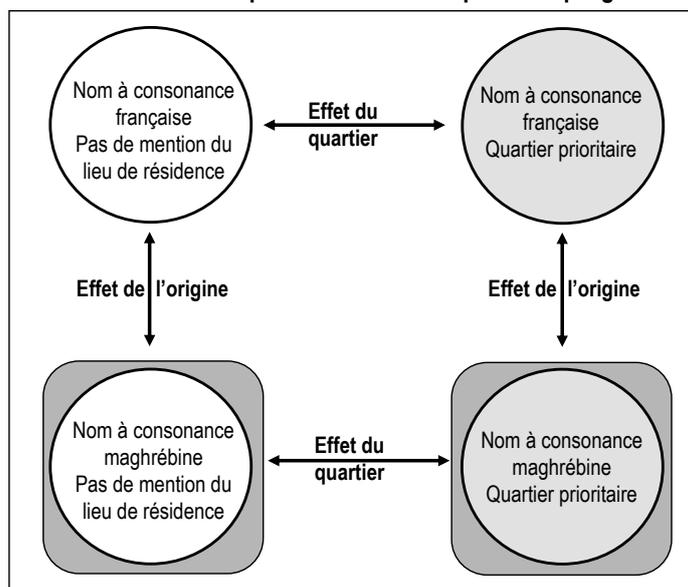
Message 1

Bonjour,

Je souhaiterais candidater à un emploi dans le secrétariat dans votre entreprise. Pouvez-vous me renseigner sur les possibilités et la personne à contacter ? En vous remerciant d'avance des informations que vous pourrez me donner.

Cordialement

Schéma 1 – Quatre profils de candidats pour chaque genre



Message 2

Bonjour,

Je suis à la recherche d'un emploi d'assistant de gestion. Je voudrais savoir s'il y aurait des opportunités dans votre entreprise et dans ce cas, à qui je pourrais envoyer ma candidature.

Je vous remercie par avance de votre réponse.

Bien cordialement

Chaque message est signé du prénom et du nom du candidat fictif, signalant son origine. Le candidat résidant en QPV précise son adresse postale sous sa signature, signalant ainsi sa résidence en quartier prioritaire⁷.

1.5. Sélection des employeurs testés et envoi des messages

Nous avons sélectionné un échantillon aléatoire de 3 000 unités légales avec une adresse dans l'une des 95 communes de la métropole européenne de Lille, en les tirant au sort à partir du fichier SIRENE diffusé par l'Insee. Il s'agit d'un tirage aléatoire simple. L'échantillon est ainsi représentatif du tissu productif local. Les adresses électroniques utilisées sont les adresses génériques des entreprises, qu'elles publient elles-mêmes comme adresses de contact sur internet. Nous les avons récupérées manuellement pour certaines et de façon quasi-automatisée pour d'autres, à partir de leur identifiant SIREN et des raisons sociales de leurs établissements. L'information sur le genre de l'interlocuteur est obtenue à partir du prénom indiqué dans l'adresse de courrier électronique à laquelle est envoyé le message. Dans certains cas, la fonction et le statut dans l'entreprise de l'interlocuteur ont été déterminés à partir des réponses. Ces employeurs ont été séparés de façon aléatoire en six groupes de 500 entreprises auxquelles sont envoyées les paires de demandes d'information. Un tel échantillon nous permet d'obtenir une puissance de plus de 80 % pour détecter une discrimination dans le cas où le taux de réponse est de 10 %, l'écart absolu de taux de réponse de 2 points de pourcentage et le seuil de risque de 10 %⁸. Il permet donc d'avoir une probabilité satisfaisante de détecter une discrimination envers le candidat d'origine maghrébine, au vu des résultats obtenus dans les études précédentes.

On considère que la réponse de l'employeur est positive lorsqu'il demande son CV au candidat, lorsqu'il sollicite plus de renseignements sur son profil ou encore lorsqu'il indique la démarche à suivre pour une candidature formelle dans l'entreprise. En revanche, la réponse est

considérée comme négative si l'employeur indique qu'aucun poste correspondant n'est à pourvoir dans l'entreprise. Il y a non réponse si l'employeur n'a pas répondu à la demande d'information avant l'arrêt de la collecte des données (5 novembre 2021).

La comparaison des chances d'obtenir une réponse positive permet de tester l'existence de discriminations selon l'origine ou la réputation du lieu de résidence au stade de la demande d'information sur l'existence d'opportunités d'emploi dans l'entreprise.

2. Résultats du test

2.1. Caractéristiques des entreprises testées

La colonne 1 du tableau 1 présente les caractéristiques des 3 000 entreprises qui ont été testées. Comme deux demandes d'information sont envoyées à chaque entreprise, le nombre d'observations est de 6 000.

L'échantillon est composé en majorité d'entreprises privées (SAS ou SARL). 18 % des entreprises ont entre 2 et 10 salariés. 16 % ont entre 0 et 1 salarié et 5 % des entreprises ont plus de 50 salariés. Les interlocuteurs sont en grande majorité des hommes. La deuxième colonne (respectivement la troisième colonne) du tableau présente les différences de taux de réponses (respectivement de réponses positives). Les tests d'indépendance montrent que les taux de réponse et de réponses positives sont significativement associés avec le type (p -value <0.001) et la taille de l'entreprise (p -value <0.001). En ce qui concerne les réponses positives, les écarts sont particulièrement marqués entre les entreprises de petite et de grande taille : le taux de réponses positives est de 3 % dans les entreprises sans salarié ou avec un seul salarié et de 17 % dans les entreprises comptant plus de 50 salariés. De ce fait, si seuls 5 % des tests ont été réalisés sur des entreprises de plus de 50 salariés, ces entreprises contribuent pour 20 % à l'ensemble des réponses positives obtenues. Cependant, de par leur nombre, les entreprises de petite taille

7. Nous avons choisi ne pas mentionner systématiquement l'adresse du candidat dans les courriels envoyés, parce que cela n'est pas usuel dans une simple demande d'information et que le risque de détection du test aurait été trop élevé. Les candidats qui résident en quartier prioritaire sont donc les seuls à mentionner leur adresse dans leur demande d'information. En toute rigueur, nous évaluons donc l'effet d'une adresse en QPV relativement au fait de ne pas mentionner d'adresse dans la première prise de contact avec un recruteur potentiel.

8. Le taux de réponse de 10 % correspond à celui approximativement obtenu dans l'étude la plus récente en date et qui utilise un protocole similaire avec des candidatures spontanées (Challe et al., 2020). L'écart relatif de 20 % correspond à l'écart de taux de réponses positives entre le candidat d'origine française et le candidat d'origine maghrébine obtenu dans cette étude.

contribuent également de façon non négligeable au total des réponses obtenues : 36 % de l'ensemble des réponses proviennent d'entreprises de 10 salariés ou moins.

Les trois dernières colonnes du tableau 1 présentent la répartition des profils de candidat en fonction des caractéristiques des entreprises. Le tirage au sort des caractéristiques du deuxième candidat (origine maghrébine et/ou lieu de résidence), de même que du genre des deux candidats pour une entreprise, doit permettre un équilibre de la représentation de ces caractéristiques entre les différents types d'entreprise. Les différences standardisées moyennes⁹ entre les fréquences observées pour chaque type d'entreprise et les probabilités théoriques inférieures, en valeur absolue, au seuil généralement retenu de 10 confirment que le tirage aléatoire du genre, de l'origine et du lieu de résidence des candidats a été réalisé avec succès.

2.2. Taux bruts de réponses positives par genre, origine et lieu de résidence

Les 6 000 courriels envoyés par les 8 candidats ont obtenu au total 1 012 réponses non automatiques, soit un taux de réponse de 17 % (tableau 1). Parmi ces réponses, 256 ont été positives (invitation à déposer un CV, encouragement à continuer). Rapporté aux réponses, le taux

de réponses positives est de 25.3 %. Rapporté aux envois, le taux de réponses positives est de 4.3 % : il faut envoyer 23 messages pour obtenir en moyenne une réponse positive (dans la suite du texte, nous parlons aussi de taux de réussite pour qualifier ces taux de réponses positives rapportés aux envois). Ces ordres de grandeur sont comparables à ceux de notre étude pilote réalisée dans la communauté d'agglomération de Maubeuge (Anne *et al.*, 2022). Les taux de réussite sont deux fois plus faibles que celui obtenu par Challe *et al.* (2020) dans leur test avec candidatures spontanées auprès de grandes entreprises. La différence est liée aux entreprises de petite taille qui sont représentées dans cette étude et qui répondent moins fréquemment aux demandes.

La figure I présente les taux de réponses positives obtenus par genre, origine et lieu de résidence des candidats. Le taux de réponses positives le

9. La différence standardisée est calculée comme suit :

$$d = 100 \times \frac{(p_o - p_p)}{\sqrt{\frac{p_o(1-p_o) + p_p(1-p_p)}{2}}}$$

où, pour chaque modalité d'une variable,

p_o est sa prévalence dans l'échantillon et p_p sa prévalence théorique. La différence standardisée moyenne est la moyenne des différences standardisées de chaque modalité. L'avantage de la différence standardisée moyenne est qu'elle n'est pas influencée par la taille de l'échantillon, contrairement aux tests d'égalité de proportion (Austin, 2009). Cette approche a été utilisée par plusieurs auteurs, par exemple, dans la littérature clinique depuis les travaux de Rosenbaum & Rubin (1985).

Tableau 1 – Caractéristiques des entreprises testées

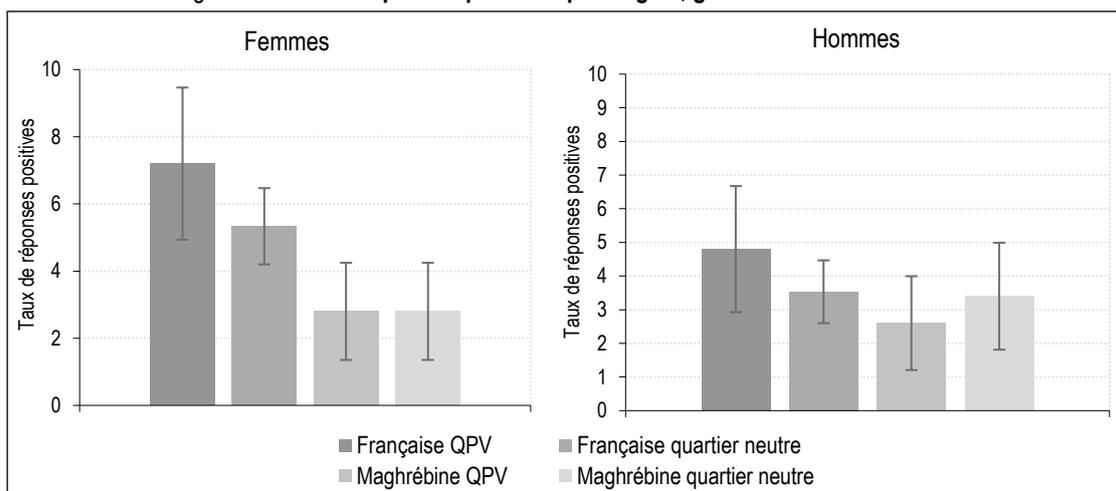
	Moyenne/%	% Rep.	% Rep. Pos.	% Femme	% Magh.	% QPV
Réponse au courriel	17					
Interlocutrice	26					
Chiffre d'affaires (en milliers d'euros)	6 022					
	[64 123]					
Forme juridique :						
Association	3	23	8	55	30	39
SARL	35	19	4	50	33	33
SAS	30	18	5	52	33	34
Autre	32	12	3	48	34	32
Différence standardisée moyenne				4.5	2.1	4.2
Nombre de salariés :						
0 ou 1 salarié	16	17	3	53	35	32
2-10 salariés	18	18	6	50	33	34
11-50 salariés	13	18	5	50	32	34
Plus de 50 salariés	5	23	17	46	31	36
Non renseigné	48	15	2	49	34	33
Différence standardisée moyenne				3.2	2.5	2.5
Observations			6 000			

Note : écart-type entre crochets. Les trois dernières colonnes du tableau indiquent les proportions observées de chaque type de candidature. La différence standardisée moyenne est un indicateur de la différence entre ces proportions observées et les proportions théoriques. Étant donné le protocole de l'expérience contrôlée, la proportion théorique qu'une demande d'information soit féminine pour chaque type d'entreprise est de 50 %. Les proportions théoriques que le candidat soit d'origine maghrébine ou réside en quartier politique de la ville sont de 33 % pour chaque type d'entreprise.

Lecture : le taux de réponses positives dans les SARL est de 4 %.

Source : test MELODI-MEL, TEPP-CNRS.

Figure 1 – Taux de réponses positives par origine, genre et lieu de résidence



Note : les intervalles de confiance sont établis au seuil de risque de 95 %.
Source : test MELODI-MEL, TEPP-CNRS.

plus élevé est obtenu par la candidate d'origine française résidant en QPV suivie par la candidate d'origine française résidant en quartier neutre. Rappelons que le test porte sur le domaine professionnel des assistants de gestion et du secrétariat, qui est très féminisé. Les variations du taux de réponses positives entre les profils semblent plus élevées pour les femmes que pour les hommes et, en particulier, les écarts entre les candidats d'origine française et les candidats d'origine maghrébine sont plus marqués pour les femmes que pour les hommes. À origine similaire, les candidats résidant en QPV ont un taux de réponses positives plus élevé que les candidats résidant en quartier neutre, sauf pour les candidats masculins d'origine maghrébine.

Le tableau 2 présente les taux bruts de réussite des différents candidats, en les distinguant selon leur genre. Pour les hommes (tableau 2-A), les taux de réussite sont toujours supérieurs pour les candidats d'origine française, mais la différence n'est globalement pas statistiquement significative. On trouve cependant un écart significatif à 10 % selon l'origine dans les quartiers prioritaires : les candidats d'origine maghrébine ont moitié moins de chance que les candidats d'origine française de recevoir une réponse positive à leur demande. L'effet de l'adresse n'est pas significatif.

Pour les femmes (tableau 2-B), les taux de réussite sont plus élevés que pour les hommes pour les personnes d'origine française et du même ordre de grandeur pour les personnes d'origine maghrébine (pour des postes de secrétariat, majoritairement féminins). Les femmes d'origine française présente ainsi des taux de réponses positives supérieurs à ceux

des femmes d'origine maghrébine. L'écart est significatif. En termes relatifs, les chances des femmes maghrébines sont diminuées de moitié relativement aux femmes d'origine française. L'écart dépasse 60 % en QPV. Selon le type de quartier, on constate que les taux de réussite sont augmentés en quartier prioritaire, relativement à un quartier neutre, mais uniquement pour les femmes d'origine française. Cependant, cet écart de taux de réussite pour les femmes d'origine française en QPV, relativement à une résidence en quartier neutre, est à la limite de la significativité (12 %).

2.3. Confirmation économétrique

Les taux bruts de réussite sont issus d'une expérience dans laquelle les caractéristiques des candidats sont parfaitement contrôlées, ce qui permet de neutraliser toutes les sources d'hétérogénéité du côté des candidats, mais nous ne contrôlons pas les caractéristiques des entreprises. Comme les effets sont mesurés sur des échantillons d'entreprise différents, il importe de vérifier si des différences dans les caractéristiques des entreprises n'expliquent pas au moins en partie les résultats. En outre, il importe de vérifier également si les permutations des messages et de l'ordre des envois des candidats n'expliquent pas en partie les écarts de taux de réponses positives.

Plus précisément, puisque l'origine et le lieu de résidence du deuxième candidat varient aléatoirement pour chaque offre, il est possible d'éliminer l'effet « entreprise » et ainsi de contrôler de l'effet des caractéristiques inobservées de l'entreprise sur le taux de réponses positives. En revanche, le genre des candidats

Tableau 2 – Taux bruts de réussite

A – Pour les hommes

Type de test	Taux de réponses positives		Écart entre les deux candidats	
	Candidat d'origine française	Candidat d'origine maghrébine	Écart (%)	P-value
Homme	3.85 %	3.00 %	0.85	0.237
Quartier neutre	3.53 %	3.40 %	0.13	0.888
QPV	4.80 %	2.60 %	2.20	0.065*
Écart (%)	-1.27	0.80		
P-value	0.202	0.459		

B – Pour les femmes

Type de test	Taux de réponses positives		Écart entre les deux candidats	
	Candidate d'origine française	Candidate d'origine maghrébine	Écart (%)	P-value
Femme	5.80 %	2.80 %	3.00	<0.001***
Quartier neutre	5.33 %	2.80 %	2.53	0.020**
QPV	7.20 %	2.80 %	4.40	0.001*
Écart (%)	-1.87	0.00		
P-value	0.122	1.000		

Note : *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. La dernière colonne et la dernière ligne du tableau présentent les p-values de tests d'égalité des proportions. Lecture : les femmes d'origine française ont un taux de réponses positives plus élevé de 3 points de pourcentage que les femmes d'origine maghrébine.

Source : test MELODI-MEL, TEPP-CNRS.

étant attribué par paire de demandes pour une même entreprise, il est seulement possible de contrôler de l'effet des caractéristiques observées de l'entreprise, comme sa taille et son statut juridique, pour identifier une éventuelle discrimination liée au genre. Les différents effets sont donc estimés de manière non biaisée si l'attribution des caractéristiques est aléatoire ou si la sélection est basée sur les caractéristiques observables des entreprises (et sur les caractéristiques inobservables en ce qui concerne l'origine et le lieu de résidence). En revanche, en cas de sélection sur inobservable, l'effet estimé du genre pourrait être biaisé.

On estime des modèles à probabilité linéaire par moindres carrés ordinaires à partir de la spécification suivante :

$$REP_{ie} = \alpha + \beta Magh_i + \gamma QPV_i + \varphi Fem_e + \tau E_{ie} + \delta O_e + \phi_e + \varepsilon_{ie} \quad (1)$$

où REP_{ie} est une variable dichotomique indiquant si l'entreprise e répond positivement au demandeur i . $Magh_i$ et QPV_i sont les variables d'intérêt indiquant, respectivement, si le demandeur est d'origine maghrébine et s'il réside en quartier politique de la ville. Fem_e est une indicatrice valant 1 si le candidat à l'entreprise e est une femme. E_{ie} est un ensemble de variables de contrôle caractéristiques de l'envoi (message utilisé et groupe d'envoi). O_e est un ensemble de variables contrôlant les caractéristiques de l'entreprise (nombre de salariés, forme juridique

et genre de l'interlocuteur). Enfin, ϕ_e sont des effets fixes entreprises : ils sont introduits dans une seule des spécifications, à la place des caractéristiques de l'entreprise.

Le tableau 3 présente les résultats de l'estimation de l'équation (1), suivant différentes spécifications¹⁰.

On observe que l'introduction des caractéristiques de l'envoi dans l'estimation modifie légèrement le coefficient estimé de l'origine maghrébine et un peu plus fortement celui du genre¹¹. En revanche l'introduction des caractéristiques de l'entreprise n'a pas d'influence notable sur les résultats. Lorsque les effets fixes entreprises sont introduits, l'effet du genre ne peut plus être estimé puisque qu'il est le même pour les deux candidats d'une même entreprise. Les effets de l'origine maghrébine et du lieu de

10. Les résultats obtenus à partir de modèles à probabilité linéaire ou de probit sont similaires bien qu'un peu moins significatifs avec le probit (voir le tableau A2 en annexe 2). Dans les estimations présentées, toutes les offres testées ont été conservées. Cependant, pour une part importante des offres, aucun des candidats n'a reçu de réponse. Il est possible de considérer que ces tests n'apportent aucune information sur le comportement discriminatoire ou non de l'entreprise et qu'ils ne doivent pas être considérés dans l'estimation. Les estimations excluant ces offres ont été réalisées et fournissent des résultats similaires : les écarts absolus sont évidemment plus importants, mais les écarts relatifs et les significativités sont les mêmes (voir le tableau A1 en annexe).

11. Le groupe d'envoi des messages est la variable de contrôle qui affecte le plus fortement les résultats. L'attribution du groupe d'envoi se fait de manière aléatoire mais il est possible que le taux de réponses positives varie entre groupes ce qui peut affecter les estimations, bien qu'un biais systématique soit peu probable.

résidence, qui sont alors estimés en utilisant seulement les variations intra-entreprises, ne sont pas modifiés.

On obtient une discrimination significative envers le candidat d'origine maghrébine. L'écart initial de 2.1 points de pourcentage entre le candidat d'origine française et la candidat d'origine maghrébine est un peu atténué par l'ajout de variables de contrôle, mais l'écart reste significatif au seuil de 5 %. Lorsque les caractéristiques de l'envoi et de l'entreprise sont contrôlées, l'écart entre les deux candidats est de 1.3 point de pourcentage ce qui correspond à une différence de 27 % en termes relatifs dans la mesure où le taux de réponses positives des candidats d'origine française est de 4.8 %.

L'écart est également significatif entre les candidats et les candidates, mais pas entre les candidats résidant en quartier neutre et les candidats résidant en QPV. Après contrôle des caractéristiques de l'envoi et de l'entreprise, le genre apparaît influencer fortement le taux de réussite puisque le fait d'être une femme fait plus que doubler le taux de réponses positives.

2.4. Identification des effets croisés

Nous nous intéressons maintenant aux effets croisés de trois critères de discrimination : le genre (homme/femme) ; l'origine (française/maghrébine), le lieu de résidence (quartier neutre/quartier prioritaire). Nous analysons plus précisément l'effet de l'origine et du lieu de résidence ainsi que leur effet croisé, séparément pour les hommes et pour les femmes.

Le tableau 4 présente, séparément pour les hommes et pour les femmes, les résultats de l'estimation de l'équation (1) (colonnes (1) et (2)) ainsi que ceux d'une estimation incluant le croisement *Origine maghrébine* × *QPV*

(colonnes (3) et (4)). Ce croisement permet de tester si le lieu de résidence a une influence différente sur le niveau de discrimination selon l'origine.

On observe d'abord que, pour les hommes, la pénalité moyenne légèrement significative pour les candidats d'origine maghrébine (obtenue sans tenir compte d'effets croisés, colonne (2)) varie en fait fortement en fonction du lieu de résidence. Les candidats d'origine maghrébine résidant en quartier neutre ne sont pas ou faiblement discriminés, tandis que ceux résidant en quartier prioritaire apparaissent en revanche fortement discriminés. Le lieu de résidence a donc un effet inversé en fonction de l'origine du candidat : le candidat d'origine française voit sa probabilité de réponse positive s'accroître lorsqu'il vient d'un QPV alors qu'elle décroît pour un candidat d'origine maghrébine.

Pour les femmes, la forte pénalité de l'origine maghrébine qui semble apparaître graphiquement et dans les estimations sans contrôle (colonne (1)) disparaît lorsqu'on se base uniquement sur les variations intra-entreprises (colonne (2)). L'interaction *Origine maghrébine* × *QPV* ne ressort pas non plus significativement une fois les effets fixes entreprises et les caractéristiques de l'envoi inclus, à la différence de ce que l'on observe pour les hommes. Il n'est cependant pas possible d'affirmer que les femmes d'origine maghrébine ne sont pas discriminées par rapport aux femmes d'origine française, même si le coefficient estimé n'est pas significatif au seuil de 10 %. En effet, l'effet estimé de 1.1 point de pourcentage pour la variable *Origine maghrébine* (colonne (2)) est proche de celui des hommes (1.5), et correspond à une p-valeur du test de Student de 19 %, ce qui n'est pas très éloigné du seuil de 10 %. Par ailleurs, la puissance de ce test est relativement faible : la

Tableau 3 – Effet de l'origine, du genre et du lieu de résidence sur le taux de réponses positives

	(1)	(2)	(3)	(4)
Origine maghrébine	-0.021*** (0.005)	-0.013** (0.006)	-0.014** (0.006)	-0.013** (0.006)
QPV	0.008 (0.005)	0.004 (0.006)	0.005 (0.007)	0.004 (0.006)
Femme	0.012** (0.006)	0.045** (0.021)	0.043** (0.022)	
Caractéristiques de l'envoi		X	X	X
Caractéristiques de l'entreprise			X	
E.F. entreprises				X
Observations	6 000	6 000	5 722	6 000
R ²	0.003	0.012	0.039	0.008

Note : *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Erreurs-types groupées à l'offre entre parenthèses.

Les caractéristiques de l'envoi sont : le groupe d'envoi et le message utilisé. Les caractéristiques de l'entreprise sont : le nombre de salariés, la forme juridique et le genre de l'interlocuteur.

Lecture : en contrôlant des caractéristiques de l'envoi et introduisant des effets fixes entreprises, le candidat d'origine maghrébine a une probabilité inférieure de 1.3 point de pourcentage de recevoir une réponse positive par rapport à un candidat d'origine française.

Source : test MELODI-MEL, TEPP-CNRS.

Tableau 4 – Effet croisé de l'origine et du lieu de résidence sur le taux de réponses positives, selon le genre

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Hommes			
Origine maghrébine	-0.010 (0.007)	-0.015* (0.008)	-0.001 (0.009)	-0.004 (0.010)
QPV	0.004 (0.007)	0.011 (0.008)	0.013 (0.010)	0.022** (0.011)
Origine maghrébine × QPV			-0.021 (0.015)	-0.034** (0.017)
	Femmes			
Origine maghrébine	-0.033*** (0.008)	-0.011 (0.009)	-0.025*** (0.009)	-0.014 (0.011)
QPV	0.011 (0.008)	-0.003 (0.009)	0.019* (0.011)	-0.006 (0.012)
Origine maghrébine × QPV			-0.019 (0.016)	0.008 (0.019)
Caractéristiques de l'envoi		X		X
E.F. entreprises		X		X

Note : *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Erreurs-types groupées à l'offre entre parenthèses. Les caractéristiques de l'envoi sont : le groupe d'envoi et le message utilisé. Les caractéristiques de l'entreprise sont : le nombre de salariés, la forme juridique et le genre de l'interlocuteur.

Lecture : la résidence en QPV augmente de 2.2 points de pourcentage la probabilité de réponse positive pour les candidats d'origine française (colonne (4)).

Source : test MELODI-MEL, TEPP-CNRS.

probabilité de détecter, au seuil de risque de 5 %, un écart de 1 (resp. 1.5) point de pourcentage entre les deux candidates, si la candidate d'origine française a un taux de réponses positives de 6 % est de 22 % (resp. 45 %) ¹².

3. Discussion

Les résultats que nous obtenons concernant le niveau de discrimination des candidats masculins d'origine maghrébine, à savoir un écart d'environ 27 % avec les candidats d'origine française, sont proches de ceux des études réalisées précédemment en France, qui obtiennent des pénalités supérieures à 20 % (Chareyron *et al.*, 2022 ; Acolin *et al.*, 2016).

En revanche, alors que plusieurs tests par correspondance ont mis en évidence un effet négatif d'une adresse en quartier prioritaire en France aux début des années 2010 (Bunel *et al.*, 2016), nous trouvons ici un effet nul ou inverse. Les hommes d'origine française résidant dans des quartiers prioritaires bénéficient ainsi d'une prime à l'embauche par rapport aux hommes d'origine française résidant en quartier neutre. Ce résultat doit être rapproché du développement des Emplois francs, qui ont été expérimentés dans la métropole européenne de Lille depuis avril 2018, généralisés à tous les quartiers prioritaires en 2020, et dont le montant de l'aide a été augmenté dans le cadre du plan « 1 jeune-1 solution » pour les demandeurs d'emploi de moins de 26 ans. La phase expérimentale de ce dispositif avait ainsi déjà conduit à réduire, bien que de façon temporaire, la discrimination résidentielle (Chareyron *et al.*, 2022). Il est donc probable que l'effet positif de résider en QPV, que l'on observe pour certains profils de candidats, soit dû aux subventions dont bénéficient les entreprises pour l'embauche de ces candidats. Ce test a en

effet été conduit dans le département du Nord, territoire d'expérimentation des Emplois francs depuis avril 2018, et qui est, fin 2021, au moment où les données ont été collectées, le département de France qui compte le plus grand nombre de contrats Emplois francs. Cet effet positif des Emplois francs ne semble cependant pas bénéficier à tous les profils de candidats : le candidat maghrébin résidant en QPV perd cet effet favorable du lieu de résidence. Les femmes d'origine française apparaissent également moins en bénéficiaire que les hommes d'origine française.

* *
*

Dans cette étude, nous nous sommes appuyés sur un test de correspondance réalisé fin 2021 sur le territoire de la métropole européenne de Lille, réunissant 95 communes et un million d'habitants, pour analyser les effets croisés du genre, de l'origine et d'une adresse en quartier prioritaire en matière de discriminations dans l'accès à l'emploi. Le test repose sur 6 000 demandes d'information adressées à un échantillon représentatif de 3 000 entreprises du territoire par 8 candidats fictifs pour le domaine professionnel des assistants de gestion.

Les résultats montrent que le fait de vivre en quartier prioritaire constitue un avantage pour les candidats d'origine française, sans doute du fait des Emplois francs généralisés et renforcés en 2021. Cependant, les personnes d'origine maghrébine ne bénéficient pas de cette prime à l'accès à l'emploi des résidents en quartier

12. Cette probabilité monte à 33 % (respectivement 58 %) pour un seuil de risque de 10 %.

prioritaire. Pour les candidats masculins, les discriminations selon l'origine existent, mais uniquement pour ceux qui résident dans des quartiers prioritaires. La prime à l'embauche pour les habitants des quartiers prioritaires, associée aux Emplois francs qui constituent l'une des principales politiques publiques contre les discriminations, ne bénéficie donc pas aux candidats d'origine maghrébine. Ces résultats plaident pour cibler davantage les actions de lutte contre les discriminations sur les populations discriminées dans les territoires défavorisés.

Pour conclure, les limites de ce travail méritent d'être rappelées. Les tests de correspondance appliqués au marché du travail mesurent les discriminations dans l'accès à un entretien d'embauche, ils ne mesurent pas celles qui pourraient affecter les étapes ultérieures du recrutement. La mesure est effectuée à un moment du temps, ici en octobre 2021, sur un ensemble partiel de professions, ici les fonctions d'assistance et de secrétariat, et dans un espace donné, ici le territoire de la MEL. L'analyse mériterait d'être prolongée dans toutes ces dimensions. □

BIBLIOGRAPHIE

- Acolin, A., Bostic, R. & Painter, G. (2016).** A field study of rental market discrimination across origins in France. *Journal of Urban Economics*, 95, 49–63. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2016.07.003>
- Adamovic, M. & Leibbrandt, A. (2023).** A large-scale field experiment on occupational gender segregation and hiring discrimination. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 62(1), 34–59. <https://doi.org/10.1111/irel.12318>
- Agerström, J., Björklund, F., Carlsson, R. & Rooth, D. O. (2012).** Warm and Competent Hassan = Cold and Incompetent Eric: A Harsh Equation of Real-Life Hiring Discrimination. *Basic and Applied Social Psychology*, 34, 359–366. <https://doi.org/10.1080/01973533.2012.693438>
- Albert, A., Escot, L. & Fernández-Cornejo, J. A. (2011).** A field experiment to study sex and age discrimination in the Madrid labour market. *International Journal of Human Resource Management*, 22(2), 351–375. <https://doi.org/10.1080/09585192.2011.540160>
- Anne, D., Chareyron, S., Leborgne, M., L'Horty, Y. & Petit, P. (2022).** Discriminations dans l'accès à l'emploi : une exploration localisée en pays Avesnois. *Revue d'économie régionale et urbaine*, 3, 413–430. <https://doi.org/10.3917/relu.223.0413>
- Arceo-Gomez, E. O. & Campos-Vazquez, R. M. (2014).** Race and Marriage in the Labor Market: A Discrimination Correspondence Study in a Developing Country. *American Economic Review*, 104, 376–380. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.104.5.376>
- Austin, P. C. (2009).** Balance Diagnostics for Comparing the Distribution of Baseline Covariates between Treatment Groups in Propensity-Score Matched Samples. *Statistics in Medicine*, 28(25), 3083–3107. <https://doi.org/10.1002/sim.3697>
- Baert, S. (2017).** Hiring Discrimination: An Overview of (Almost) All Correspondence Experiments Since 2005. *IZA Discussion Papers* N° 10738. https://doi.org/10.1007/978-3-319-71153-9_3
- Banerjee, A., Bertrand, M., Datta, S. & Mullainathan, S. (2009).** Labor market discrimination in Delhi: Evidence from a field experiment. *Journal of Comparative Economics*, 37, 14–27. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2008.09.002>
- Berson, B. (2012).** Does Competition Induce Hiring Equity? *Documents de travail du Centre d'Économie de la Sorbonne* 2012.19. <https://hal.science/halshs-00718627>
- Bertrand, M. & Duflo, E. (2017).** Chapter 8—Field Experiments on Discrimination. In: A. V. Banerjee & E. Duflo (Eds.), *Handbook of Economic Field Experiments*, vol. 1, pp. 309–393. North-Holland. <https://doi.org/10.1016/bs.hefe.2016.08.004>
- Bunel, M., L'Horty, Y. & Petit, P. (2016).** Discrimination based on place of residence and access to employment. *Urban Studies*, 53(2), 267–286. <https://www.jstor.org/stable/26146248>
- Capéau, B., Eeman, L., Groenez, S. & Lamberts, M. (2012).** Two Concepts of Discrimination: Inequality of Opportunity versus Unequal Treatment of Equals. *Ecore Discussion Paper Series* 2012–58. https://econpapers.repec.org/paper/ecawpaper/2013_2f123943.htm

- Challe, L., Chareyron, S., L'Horty, Y. & Petit, P. (2020).** Discrimination dans le recrutement des grandes entreprises : une approche multicanal. *Rapport de recherche TEPP* (2020-01). <https://hal.science/hal-02441144/>
- Chareyron, S., Challe, L., L'Horty, Y. & Petit, P. (2022).** Can Subsidies Paid Directly to Employers Reduce Residential Discrimination in Employment? An Assessment Based on Serial Field Experiments. *Urban Studies*, 59(6), 1202–1218. <https://www.doi.org/10.1177/00420980211006033>
- Crenshaw, K. (1989).** *Demarginalizing the Intersection of Race and Sex: A Black Feminist Critique of Antidiscrimination Doctrine, Feminist Theory and Antiracist Politics*. University of Chicago Legal Forum, 1989, Article 8. <https://chicagounbound.uchicago.edu/uclf/vol1989/iss1/8/>
- Duguet, E., Leandri, N., L'Horty, Y. & Petit, P. (2010).** Are young French jobseekers of ethnic immigrant origin discriminated against? A controlled experiment in the Paris area. *Annals of Economics and Statistics*, 99-100, 187–215. <https://econpapers.repec.org/paper/teppwp/wp10-01.htm>
- Edo, A. & Jacquemet, N. (2014).** Discrimination à l'embauche selon l'origine et le genre : défiance indifférenciée ou ciblée sur certains groupes ? *Économie et Statistique*, 464-465-466, 155–172. <https://shs.hal.science/halshs-00935241/>
- L'Horty, Y., Duguet, E., du Parquet, L., Petit, P. & Sari, F. (2011).** Les effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi : un test de discrimination auprès des jeunes qualifiés. *Économie et Statistique*, 447(1), 71–95. <https://doi.org/10.3917/reco.673.0525>
- Neumark, D. (2018).** Experimental research on labor market discrimination. *Journal of Economic Literature*, 56, 799–866. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jel.20161309>
- Patacchini, E., Ragusa, G. & Zenou, Y. (2015).** Unexplored dimensions of discrimination in Europe: homosexuality and physical appearance. *Journal of Population Economics*, 28, 1045–1073. <https://link.springer.com/article/10.1007/s00148-014-0533-9>
- Petit, P., Duguet, E., L'Horty, Y., du Parquet, L. & Sari, F. (2013).** Discrimination à l'embauche : les effets du genre et de l'origine se cumulent-ils systématiquement ? *Économie et Statistique*, 464(1), 141–153. https://www.persee.fr/doc/estat_0336-1454_2013_num_464_1_10234
- Pierné, G. (2013).** Hiring discrimination based on national origin and religious closeness: results from a field experiment in the Paris area. *IZA Journal of Labor Economics*, 2(4). <https://doi.org/10.1186/2193-8997-2-4>
- Pierné, G. (2018).** Hiring discrimination, ethnic origin and employment status. *International Journal of Manpower*, Emerald Group Publishing Limited, 39(1), 152–165, April. <https://doi.org/10.1108/IJM-05-2016-0104>
- Pôle emploi (2017).** La place du numérique dans la recherche de candidats par les employeurs. *Éclairages et Synthèses* N° 29, février. https://www.pole-emploi.org/files/live/sites/peorg/files/documents/Statistiques-et-analyses/E%26S/es_29_place_du_numerique30532.pdf
- Riach, P. A. & Rich, J. (2002).** Field Experiments of Discrimination in the Market Place. *The Economic Journal*, 112(483), F480–F518. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00080>
- Rosenbaum, P. R. & Rubin, D. B. (1985).** Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score. *The American Statistician* 39(1), 33–38. <https://doi.org/10.2307/2683903>
- Stone, A. & Wright, T. (2013).** When your face doesn't fit: employment discrimination against people with facial disfigurements. *Journal of Applied Social Psychology*, 43, 515–526. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.2013.01032.x>

TESTS DE ROBUSTESSE AVEC DIFFÉRENTES MÉTHODES D'ESTIMATION

Tableau A1 – Effet de l'origine, du genre et du lieu de résidence sur le taux de réponses positives (sur le champ des offres ayant reçu au moins une réponse)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Origine maghrébine	-0.074*** (0.020)	-0.057** (0.025)	-0.057** (0.025)	-0.057** (0.025)
QPV	0.021 (0.020)	0.017 (0.025)	0.022 (0.025)	0.017 (0.025)
Femme	0.048** (0.022)	0.149** (0.075)	0.204*** (0.077)	
Caractéristiques de l'envoi		X	X	X
Caractéristiques de l'entreprise			X	
E.F. entreprises				X
Observations	1 466	1 466	1 408	1 466
R ²	0.012	0.043	0.119	0.035

Note : *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Erreurs-types groupées à l'offre entre parenthèses. Les caractéristiques de l'envoi sont : le groupe d'envoi et le message utilisé. Les caractéristiques de l'entreprise sont : le nombre de salariés, la forme juridique et le genre de l'interlocuteur. Lecture : en contrôlant des caractéristiques de l'envoi et en introduisant des effets fixes entreprises, le candidat d'origine maghrébine a une probabilité inférieure de 5.7 points de pourcentage de recevoir une réponse positive par rapport à un candidat d'origine française. Source : test MELODI-MEL, TEPP-CNRS.

Tableau A2 – Effet de l'origine, du genre et du lieu de résidence sur le taux de réponses positives (modèle probit)

	(1)	(2)	(3)
Origine maghrébine	-0.022*** (0.006)	-0.012* (0.006)	-0.012* (0.007)
QPV	0.007 (0.005)	0.003 (0.006)	0.004 (0.006)
Femme	0.012** (0.006)	0.058** (0.028)	0.061** (0.027)
Caractéristiques de l'envoi		X	X
Caractéristiques de l'entreprise			X
AIC	2072,412	2071,909	1894,491
Observations	6 000	6 000	5 722

Note : *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Erreurs-types groupées à l'offre entre parenthèses. Les effets marginaux moyens des modèles probit sont présentés. Les caractéristiques de l'envoi sont : le groupe d'envoi et le message utilisé. Les caractéristiques de l'entreprise sont : le nombre de salariés, la forme juridique et le genre de l'interlocuteur. Lecture : après contrôle des caractéristiques de l'envoi et de l'entreprise, le candidat d'origine maghrébine a une probabilité inférieure de 1.2 point de pourcentage de recevoir une réponse positive par rapport à un candidat d'origine française. Source : test MELODI-MEL, TEPP-CNRS.

La régulation des prix des alcools en France : quel scénario de réforme pour une politique proportionnée aux objectifs de santé publique et d'équité fiscale ?

Alcohol Price Regulation in France: Choosing a Reform Scenario to Achieve Public Health and Tax Fairness Objectives

Sébastien Lecocq*, Valérie Orozco**, Christine Boizot-Szantai***,
Céline Bonnet** et Fabrice Etilé****

Résumé – Les autorités de santé publique préconisent la mise en place de politiques de prix des alcools prenant la forme d'une réforme fiscale et/ou d'un prix minimum de vente ciblant le contenu en alcool pur des produits. Nous utilisons les données d'achat des ménages Kantar WorldPanel pour décrire les distorsions de la fiscalité actuelle, en faveur des vins et en défaveur des ménages modestes. Nous évaluons les effets potentiels de scénarios de réforme remplaçant la fiscalité actuelle par une taxe d'accise (uniforme ou progressive) sur le contenu en alcool pur et/ou l'instauration d'un prix minimum du gramme d'alcool pur. L'instauration d'un prix minimum à fiscalité inchangée présenterait l'avantage d'entraîner une hausse des prix des alcools, en particulier des vins d'entrée de gamme, prisés par les consommateurs abusifs. L'impact serait a priori limité en termes de régressivité fiscale et pour les filières de qualité, importantes pour le secteur vitivinicole.

Abstract – Public health authorities advocate the introduction of alcohol pricing policies in the form of tax reform and/or a minimum unit price based on the pure alcohol content of products. We use Kantar WorldPanel household purchase data to describe the distortions in the current tax system, favouring wine and penalising low-income households. We assess the potential impact of reform scenarios that replace current taxes with a single excise tax (flat or progressive) on pure alcohol content and/or the introduction of a minimum price per gram of pure alcohol. Introducing a minimum price while leaving taxation unchanged would have the advantage of raising alcohol prices, especially for low-end wines, which are prized by abusive consumers. The impact would a priori be limited in terms of tax regressivity and for higher quality segments, which is important for the wine sector.

JEL : D12, D62, H21, H23, I18

Mots-clés : alcool, santé, prix, fiscalité

Keywords: alcohol, health, price, taxation

* Université Paris-Saclay, INRAE, AgroParisTech, Paris-Saclay Applied Economics et Bordeaux School of Economics, INRAE, Université de Bordeaux ;

** Toulouse School of Economics, INRAE, Université de Toulouse Capitole ; *** Université Paris-Saclay, INRAE, AgroParisTech, Paris-Saclay Applied Economics ; **** Paris School of Economics et INRAE.

Correspondance : fabrice.etile@inrae.fr

Nous remercions l'Institut National du Cancer (INCa, AAP-SHS-E-SP-2015), la Mission interministérielle de lutte contre les drogues et les conduites addictives (MILDECA), et l'Agence Nationale de la Recherche (ANR-17-EURE-0001 et ANR-19-CE21-0004 PRIMOFood) pour le financement de cette étude dans le cadre du projet de recherche « Impact épidémiologique et économique des politiques de prix de l'alcool sur les cancers », coordonné par Fabrice Etilé. Ni l'INCa, ni la MILDECA, ni l'ANR ne sont responsables des interprétations des résultats de l'étude. Nous remercions les trois rapporteurs et les éditrices, Mmes Dominique Goux et Sophie Ponthieux, pour leurs commentaires précieux, Mmes Amandine Garde et Marine Friant-Perrot pour leurs éclairages juridiques sur le droit européen, et Mmes Chantal Julia et Mathilde Touvier pour leur aide sur l'évaluation de la part des consommations hors domicile.

Reçu en avril 2023, accepté en septembre 2023.

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

Citation: Lecocq, S., Orozco, V., Boizot-Szantai, C., Bonnet, C. & Etilé, F. (2023). Alcohol Price Regulation in France: Choosing a Reform Scenario to Achieve Public Health and Tax Fairness Objectives. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 541, 17–32. doi: 10.24187/ecostat.2023.541.2105

Bien que la consommation d'alcool ait diminué de 50 % en France depuis la seconde guerre mondiale, elle reste au cœur de la culture et des pratiques alimentaires françaises. La France se situe actuellement au sixième rang des pays de l'OCDE pour la consommation totale d'alcool par habitant (Richard *et al.*, 2015). L'alcool est une cause majeure de morbidité et de mortalité, par maladies, accidents et violences conduisant à des décès précoces¹. La régulation de son prix est un élément essentiel de toute politique publique de réduction de la consommation (OMS, 2010, §16, p. 14 ; OCDE, 2021 ; Inserm, 2021). Les revues systématiques de la littérature empirique montrent que des hausses de prix ont un impact significatif à la baisse sur la consommation d'alcool et les dommages de santé associés, y compris sur les populations ayant une consommation élevée². Au-delà de la volonté de préserver la santé publique par la modification des comportements des agents économiques (consommateurs, producteurs), ces hausses de prix peuvent être justifiées par la préservation des finances publiques. Kopp (2023) chiffre à 102 milliards (Mds) d'euros le coût social de la consommation d'alcool pour l'année 2019. Il est composé à 96 % d'un coût externe (valeur des vies humaines perdues, pertes de productivité et de qualité de vie) et à 4 % d'un coût pour les finances publiques (égal à la différence entre d'une part les dépenses de prévention, répression et soins, et d'autre part les économies sur les retraites non versées et les recettes des taxes sur l'alcool). Ceci représente près des deux tiers des dépenses annuelles de la branche maladie de la sécurité sociale, ou encore plus du double du budget annuel de l'éducation nationale. Or, les recettes de la fiscalité actuelle des alcools ne permettent pas de couvrir leur coût pour les finances publiques et, a fortiori, leur coût social : les recettes fiscales spécifiques, évaluées à 4.0 Mds d'euros (hors TVA) sont très inférieures aux dépenses publiques (7.3 Mds d'euros). Dans ce contexte, le législateur dispose de deux outils pour réguler les prix des alcools : une réforme de la fiscalité spécifique des alcools ; l'imposition d'un prix minimum sur le prix d'un verre standard d'alcool pur (à l'exemple de l'Écosse ou de l'Irlande).

Une réforme fiscale devrait permettre de cibler de manière différentielle les produits dont la consommation est associée à des dommages plus élevés, c'est-à-dire ceux qui sont relativement plus consommés par les consommateurs abusifs (Diamond, 1973 ; Griffith *et al.*, 2019 ; Calcott, 2019). Or, dans le cadre des traités européens,

il est impossible de cibler spécifiquement des catégories de produits alors que les dommages sont associés à une molécule, l'éthanol. En effet, l'article 110 du Traité sur le fonctionnement de l'Union européenne dispose que la fiscalité directe ou indirecte doit être la même pour des biens similaires pouvant circuler librement dans l'Union, et ne doit pas servir de protection indirecte à d'autres biens. Si l'article 110 ne remet pas en cause une construction fiscale héritée du passé, il limite singulièrement les possibilités de réforme, comme le montrent plusieurs cas passés³. Seule une réforme motivée par un objectif de santé publique et proportionnée à cet objectif (donc suffisamment efficace) pourra être jugée conforme à l'article 110. Elle devra donc nécessairement cibler le contenu en éthanol des produits. On peut alors se demander si une taxe sur l'éthanol doit avoir un taux unique (taxe uniforme) ou s'il serait plus efficace d'implémenter des taux croissants progressivement avec le contenu en alcool du produit. En effet, si les consommateurs abusifs ont tendance à surconsommer des alcools forts, une taxation progressive permettrait de cibler plus spécifiquement cette catégorie de produits, donc d'avoir des impacts plus importants sur les externalités et internalités (Griffith *et al.*, 2019).

Cependant, les consommateurs abusifs sont également enclins à descendre en gamme plus rapidement lorsqu'ils sont confrontés à des hausses de prix. Il peut être intéressant de compléter ou de remplacer des mesures fiscales par l'instauration d'un prix minimum, si cela permet de mieux cibler les produits bon marché et à teneur élevée en alcool. De fait, les résultats d'évaluation ex post de la politique de prix minimum implémentée en Écosse et au Pays de Galles montrent qu'elle a poussé à des substitutions des bières et cidres à forte teneur en alcool vers des produits moins alcoolisés, et qu'elle a eu un impact concentré dans les 20 % de ménages consommant le plus d'alcool par tête, quel que soit le niveau de revenu (Llopis *et al.*, 2021).

1. Voir notamment Bègue (2012) et Ren *et al.* (2021). Après le tabac, l'alcool représente la seconde cause de mortalité évitable en France, avec 41 000 décès au total en 2015, soit 7 % de la mortalité totale (Bonaldi & Hill, 2019).

2. Voir par exemple Gallet (2007), Nelson (2013, 2014), Sharma *et al.* (2016), Wagenaar *et al.* (2009).

3. Dans l'affaire 243/84 John Walker (1986), il a été jugé que le whisky et les vins de liqueur ne sont pas des biens similaires. Dans l'affaire 106/84 Commission vs Danemark (1986), il a été jugé que les vins de raisin et les autres vins sont similaires. Dans l'affaire 170/78, Commission vs Royaume-Uni (1980), l'instauration d'une taxe sur le vin cinq fois supérieure à celle sur la bière a été refusée du fait des substitutions entre les deux catégories de produits.

Il n'existe pas à notre connaissance d'études documentant pour la France, à partir de données de marché détaillées, les avantages potentiels de ces politiques de régulation des prix des alcools. Nous proposons de combler cette lacune par une analyse descriptive exploitant les données de scanner du panel de ménages Kantar WorldPanel (KWP) 2014. Ces données sont utilisées par les entreprises privées et certaines institutions publiques (INRAE, France Agrimer) pour suivre les évolutions et les déterminants des achats alimentaires de la population française pour la consommation à domicile. Elles présentent l'avantage, par rapport aux données des enquêtes Budget de famille, de fournir des informations à la fois sur les quantités, les dépenses et les caractéristiques précises des produits achetés, en particulier sur leur degré d'alcool. Cet élément est crucial pour analyser la fiscalité des alcools, qui est en partie constituée de taxes d'accises (i.e. portant sur le volume acheté, et non pas sur le montant de l'achat) pouvant varier avec le degré alcoolique du produit. Cependant, ces données ne donnent pas d'informations sur les consommations hors domicile, plus importantes pour les plus jeunes et les plus aisés. Ces consommations ne sont pas renseignées précisément dans des sources alternatives comme les enquêtes Budget de famille. Nous en discutons les conséquences potentielles en conclusion.

À partir de ces données, nous caractérisons la structure du marché des alcools, afin de juger de la pertinence de la fiscalité actuelle des alcools au regard des objectifs de santé publique et de justice fiscale. Nous identifions les principales caractéristiques du marché français, en termes de répartition des achats entre catégories d'alcools (cidres, bières, apéritifs, alcools forts, vins tranquilles et vins mousseux). Ceci nous permet notamment de décrire les distorsions fiscales existant en faveur du vin et en défaveur des alcools forts, au regard d'un objectif de santé publique qui viserait à asseoir la fiscalité sur le contenu en alcool pur des produits. Nous examinons également la distribution des prix unitaires à l'achat, afin de comprendre quel pourrait être l'effet de l'instauration d'un prix minimum. Nous montrons notamment que les vins, qui représentent près de 50 % des achats d'alcool pur, sont vendus à des prix très faibles, inférieurs à 5 €/litre pour 80 % des volumes. Enfin, nous caractérisons la régressivité de la fiscalité actuelle. En effet, outre la réduction des coûts de la consommation, le législateur peut souhaiter inclure des objectifs d'équité dans sa conception des politiques, en minimisant leurs éventuels

effets redistributifs. À niveau de consommation (et de dommages induits) identique, le bien-être d'un consommateur modeste ne devrait pas être plus affecté par la taxe que celui d'un consommateur aisé. Nous montrons que la fiscalité actuelle est régressive, du fait notamment d'une inégalité sociale face au risque alcoolique – les plus modestes achetant globalement des volumes d'alcool pur plus élevés – combinée à une fiscalité exemptant le vin.

Dans un second temps, nous proposons des simulations de l'impact de plusieurs politiques de prix. Ces simulations sont dites comptables, au sens où elles évaluent l'impact de politiques sur les prix et les dépenses (*i*) dans le cas où producteurs et distributeurs décideraient de les répercuter entièrement sur les prix, et (*ii*) pour des choix de consommation inchangés. Cette approche repose sur l'hypothèse que les comportements des agents économiques ne changent pas en réaction aux politiques de prix. Nos scénarios sont construits sur l'idée de remplacer les diverses taxes spécifiques visant les alcools (droits d'accises et cotisations de sécurité sociale pour l'essentiel) par une taxe d'accise ciblant le contenu en alcool pur des boissons, sans discrimination entre produits, et/ou par une politique de prix minimum. Nous calibrons nos réformes de manière à atteindre, soit un objectif de neutralité fiscale (stabilité des recettes fiscales), soit un objectif d'internalisation des dépenses de santé liées à l'alcool, sous l'hypothèse d'absence de réaction des marchés.

Nos résultats indiquent qu'une politique de prix minimum présenterait des avantages certains par rapport à des scénarios de réforme de la fiscalité. En effet, l'implémentation d'un prix minimum entraînerait nécessairement une hausse des prix des alcools (et en particulier du vin) d'entrée de gamme, prisés par les consommateurs abusifs, et donc une baisse de leur consommation ; l'impact sur les prix serait a priori limité ou nul pour les filières de qualité, importantes pour le secteur vitivinicole. Par contraste, une réforme de la fiscalité conduirait en première instance à une augmentation du prix de *tous* les vins et à une diminution massive du prix des alcools forts, pouvant donc conduire de manière inattendue à une hausse de la consommation d'alcool pur. Seule une taxe progressive et très élevée sur le contenu en alcool des produits permettrait d'augmenter l'ensemble des prix. Enfin, la charge fiscale augmenterait avec une réforme fiscale, plus ou moins selon l'objectif fixé, et diminuerait légèrement avec une politique de prix minimum. Ces effets varient assez peu selon les niveaux de vie, suggérant qu'aucune de ces

réformes n'accentuerait le caractère régressif de la fiscalité actuelle.

Le reste de cet article est organisé de la façon suivante. La Section 1 présente nos données ainsi que la structure des achats par catégorie d'alcools. La Section 2 décrit la fiscalité actuelle, en montrant les distorsions entre catégories d'alcools, et caractérise sa régressivité. Dans la Section 3, nous simulons des scénarios de réforme des politiques de prix, et montrons les avantages d'une politique de prix minimum par rapport à une indexation des droits sur le contenu en alcool pur. Nous discutons la portée et les limites de nos exercices de simulation en conclusion de l'article.

1. Données et structure du marché des alcools

Cette section présente les données et quelques faits stylisés caractérisant la structure des achats d'alcools des ménages français, ce qui permettra de mieux comprendre les enjeux d'une réforme fiscale, en termes de santé publique et d'effets redistributifs.

1.1. Données Kantar WorldPanel

Nous exploitons les données de scanner collectées par Kantar WorldPanel (KWP) pour l'année 2014. KWP suit chaque année un échantillon de plus de 20 000 ménages qui, à l'aide d'un lecteur optique manuel, enregistrent la quantité, la dépense, et le code-barre de leurs achats, y compris en ligne, destinés à la consommation à domicile⁴. Un ménage reste dans l'échantillon pendant 4 ans en moyenne. En 2014, le panel KWP comptait 24 177 ménages ayant reporté au moins un achat. KWP qualifie un ménage d'inactif si le nombre d'achats reportés est trop faible par rapport à un niveau attendu fondé sur ses achats passés et ses caractéristiques sociodémographiques. Par ailleurs, seul un sous-panel de ménages reporte les achats de produits sans code-barre et donc l'ensemble des achats pour la consommation à domicile. Nous utilisons ce sous-panel afin de mieux couvrir les achats de boissons alcoolisées. Parmi ces ménages, 6 565 sont déclarés actifs toute l'année, c'est-à-dire actifs durant au moins 10 périodes (de 4 semaines) sur 13. Ils constituent ce que KWP appelle le *panel constant*. Dans ce panel constant, nous sélectionnons les 6 353 ménages qui ont acheté de l'alcool au moins une fois en 2014 (96.7 % du panel constant). Nous restreignons donc l'analyse aux consommateurs d'alcool, sous l'hypothèse raisonnable qu'une réforme de la régulation du prix des alcools sera

justifiée par un objectif de santé publique et ne pourra inciter des ménages abstinents à devenir consommateurs. Le tableau S1-1 de l'Annexe en ligne S1 (lien à la fin de l'article) fournit des statistiques descriptives sur quelques caractéristiques sociodémographiques des ménages consommateurs d'alcool dans le panel constant. L'encadré discute des avantages et limites des données de scanner KWP par rapport à l'enquête Budget de famille 2017.

Chaque ligne de la base de données correspond à un acte d'achat, c'est-à-dire l'achat d'un ou plusieurs produits identiques réalisé au même moment dans le même magasin (e.g., deux packs identiques de six bières, trois bouteilles identiques de vin, etc.). Nous observons un total de 216 987 actes d'achat de boissons alcoolisées. KWP ne fournit pas le code-barre du produit, mais un ensemble de caractéristiques, dont le type de boisson, le degré d'alcool, la marque et/ou le producteur, le nom du distributeur où l'achat a été fait. Les informations sur le nombre de lots et l'emballage (nombre d'unités et volume unitaire) permettent de calculer une quantité totale achetée tenant compte des promotions en volume.

De nombreux produits étant rarement achetés, nous faisons le choix de regrouper les produits proposés aux consommateurs en définissant des variétés homogènes. Pour ce faire, nous réduisons l'espace des caractéristiques différenciant les produits à quelques éléments clés en termes de préférences des consommateurs en matière de qualité, de stratégies des opérateurs et de degré alcoolique. Nous répartissons d'abord les produits en six catégories : les cidres, les bières, les apéritifs, les alcools forts, les vins tranquilles, les vins mousseux. Chaque catégorie est ensuite subdivisée selon le type de boisson (e.g. champagnes vs autres vins mousseux, pour les vins mousseux), le producteur, la marque et le distributeur. En croisant catégorie, type, producteur, distributeur et marque, nous obtenons ainsi 1 662 variétés distinctes⁵. Pour chaque variété et période de 4 semaines, nous calculons la quantité achetée et la somme dépensée au niveau national (en les redressant par les poids d'échantillonnage), puis la valeur unitaire moyenne (d'un litre). Les valeurs annuelles sont ensuite obtenues en faisant la moyenne sur les 13 périodes de 4 semaines, chacune affectée du même poids.

4. Aucune information n'est donnée sur la consommation d'alcool hors domicile, qui représente 42 % de la consommation totale d'alcool selon l'enquête Nutrinet 2014 (chiffres communiqués par Chantal Julia de l'Équipe de Recherche en Épidémiologie Nutritionnelle, que nous remercions). Pour une présentation complémentaire de ces données, voir Caillavet et al. (2019).

5. Voir l'Annexe en ligne S2 pour plus de détails.

ENCADRÉ – Quel est le bénéfice d'utiliser des données de scanner pour l'étude ?

Depuis les années 2000, les travaux économiques d'analyse des marchés de biens de consommation à rotation rapide et d'évaluation des politiques visant à réguler leur consommation s'appuient préférentiellement sur des données de scanner. Les données Kantar WorldPanel (KWP) que nous utilisons ici présentent trois avantages par rapport aux données des enquêtes Budget de famille (BDF) de l'Insee. Premièrement, elles fournissent des informations à la fois sur les quantités, les qualités et les dépenses. Dans BDF 2017, les informations sur les quantités achetées ne sont disponibles que pour 36 % des achats des carnets de consommation confiés aux ménages, et les catégories sont trop agrégées pour pouvoir étudier de manière précise l'incidence fiscale potentielle de scénarios de réforme ciblant le contenu en alcool des boissons. Deuxièmement, ces données de panel suivent les achats des mêmes ménages tout au long de l'année, limitant ainsi l'observation de consommations nulles produites par des fréquences d'achats faibles (Dubois *et al.*, 2022). Troisièmement, elles permettent de mesurer très précisément les prix (voir Ruhm *et al.*, 2012). Les données de scanner d'achats sont également moins sujettes à des biais de sous-déclaration des quantités d'alcool que les données de santé, du fait d'un dispositif d'enquête qui n'est pas spécifiquement centré sur le risque alcoolique et la stigmatisation afférente. Cependant, le mode de collecte des données demande un effort plus important de la part des enquêtés, ce qui soulève la question de la qualité des données en ce qui concerne la représentativité et la couverture de la population générale.

Toutes nos analyses utilisent les poids d'échantillonnage sociodémographiques mis à disposition par KWP. Ces poids sont construits par une procédure de calage sur marges tenant compte de la catégorie socioprofessionnelle et de la catégorie d'âge de la personne de référence, du nombre de personnes dans le ménage croisé avec l'âge, de la région d'habitation et du niveau de vie. On peut s'interroger sur la représentativité effective du panel de ménages suivi et la qualité des données de scanner collectées, en comparaison notamment avec les enquêtes BDF. Nous avons comparé la distribution des caractéristiques d'échantillonnage des ménages du panel constant Kantar à celle des ménages interrogés dans l'enquête BDF 2017 (voir le tableau S1-3 de l'Annexe en ligne). Cette comparaison met en évidence une sous-représentation par KWP des ménages dont la personne de référence est âgée de 50 à 64 ans, ainsi que des cadres, professions intermédiaires et employés au profit d'une surreprésentation des ouvriers et des retraités. Une partie des différences entre les deux sources de données s'explique par des différences de constitution des échantillons (Zhen *et al.*, 2009). Les ménages jeunes, aisés ou biactifs sont moins bien représentés dans les données de scanner, car le dispositif d'enquête demande une certaine assiduité. À l'inverse, les ménages retraités des catégories populaires sont surreprésentés, peut-être parce qu'ils ont plus de temps libre et que l'adhésion active au dispositif d'enquête leur permet de bénéficier de points cadeaux convertibles en bons d'achat.

Pour autant, la comparaison entre les deux sources des volumes agrégés de dépenses pour les catégories d'alcools de la nomenclature COICOP de BDF 2017 montre que la structure des dépenses observées dans notre échantillon de travail est très proche de celle calculée à partir de l'enquête BDF 2017, avec par exemple un volume total de dépense de 10.38 Mds € dans KWP 2014 contre 11.37 Mds € dans BDF 2017 (voir le tableau S1-4 de l'Annexe en ligne S1), la différence pouvant précisément s'expliquer par des dépenses plus élevées en valeur unitaire pour les ménages aisés. Notons enfin une limite commune aux deux enquêtes. Elles ne permettent pas d'identifier précisément les consommations d'alcool hors domicile. Celles-ci ne sont pas disponibles dans les données KWP dont nous disposons, et elles sont en partie agrégées dans les postes « Repas » hors domicile dans l'enquête BDF 2017.

1.2. Structure du marché des alcools

Le tableau 1 présente la répartition des actes d'achat par catégorie d'alcools, ainsi que les quartiles des valeurs unitaires de ces achats et le pourcentage d'alcool moyen dans les variétés achetées. Les variétés les plus achetées sont les vins tranquilles, avec plus de 41 % des

actes d'achat, loin devant les bières (23 % des achats) et les alcools forts (17 % des achats). Ces derniers sont aussi les alcools les plus chers, devant les vins mousseux et les apéritifs. La forte dispersion des prix des vins mousseux s'explique par l'écart de prix entre champagnes et autres vins mousseux. À l'exception du vin, les variations de prix unitaires médians entre

Tableau 1 – Distribution des actes d'achat par catégorie d'alcools

	Actes d'achat		VU (en €/L), quartiles			% d'alcool		
	N	%	Q(25)	Q(50)	Q(75)	Min.	Q(50)	Max.
Cidres	7 520	3.47	2.25	2.79	3.39	2.0	4.4	4.6
Bières	48 349	22.28	2.01	2.85	3.48	0.5	5.8	12.2
Apéritifs	21 112	9.73	4.23	6.25	9.10	0.0	15.0	25.0
Alcools forts	35 391	16.31	14.36	16.87	19.86	0.0	40.0	47.0
Vins tranquilles	90 944	41.91	2.42	3.23	4.24	11.9	12.0	13.0
Vins mousseux	13 671	6.30	6.00	8.11	22.76	0.0	12.0	12.5

Note : valeurs unitaires (VU) obtenues en rapportant, pour chaque variété, somme dépensée et quantité achetée pondérées par les poids d'échantillonnage des ménages et des achats fournis par Kantar WorldPanel.

Source et champ : données Kantar WorldPanel 2014 ; ménages non abstinentes du panel constant (N = 6 353).

catégories sont positivement corrélées au degré alcoolique médian de la catégorie d'alcools. Les prix unitaires des vins montrent également un différentiel de prix peu important avec la bière, contrairement à ce qui est observé dans les pays à tradition plus brassicole que viticole.

Le tableau 2 présente la répartition des achats entre grandes catégories d'alcools en termes de volume, en litres et en alcool pur (verres de 10 g)⁶. Les vins tranquilles et mousseux représentent 51.3 % du volume en litres et 52.6 % en alcool pur. La deuxième catégorie la plus achetée, les bières, représente 32.8 % du volume et 13.6 % de l'alcool pur. Ces chiffres sont respectivement de 8.3 % et 27.4 % pour les alcools forts. On note que les classements des catégories en termes de volume en litres d'une part, et d'actes d'achat d'autre part, sont similaires, mais les proportions sont un peu différentes. Les bières représentent 22 % des actes d'achat contre 32 % des volumes, alors que les apéritifs et alcools forts représentent 25 % des actes d'achat et 15 % des volumes. Ceci s'explique par la variabilité des tailles des contenants (e.g. packs pour la bière, cubitainers pour les vins).

Étant donné les enjeux économiques et culturels associés au marché des vins tranquilles, il est important de préciser sa segmentation. Le tableau 3 distingue les achats de vins tranquilles en volume et fréquence selon leur qualité.

Dans nos données, une majorité des volumes d'achat de vin est réalisée sur les segments de labels vins de table et vins de pays (55 %), et sur les segments de prix définissant l'entrée de gamme selon les professionnels du marché (Cubertafond, 2015) : plus de 80 % des volumes de vin sont achetés à moins de 5 euros par litre⁷. Les vins de table et de pays représentent 41 % des volumes achetés, et 75 % des achats réalisés à moins de 5 euros le litre. Les vins achetés à moins de 3 euros le litre représentent 35 % des achats pour près de 50 % du volume, ce qui s'explique par des prix unitaires décroissants avec le packaging en cubitainer et *bag-in-box*, modes de conditionnement qui concernent largement l'entrée de gamme. Ces statistiques descriptives rendent compte d'un fait ignoré des débats publics sur la régulation des alcools : une

6. Le degré d'alcool étant la quantité en millilitres (mL) d'alcool pur contenu dans 100 mL et la densité de l'alcool étant égale à 0.8 g/mL, la quantité en grammes d'alcool pur s'obtient par la formule suivante : $0.8 \times \text{degré d'alcool} \times \text{quantité en mL} / 100$. Par exemple, 100 mL de vin à 12 degrés contiennent 12 mL d'alcool pur, donc 120 mL par litre, soit $120 \times 0.8 = 96$ g d'alcool pur.

7. Suivant Cubertafond (2015, pp. 71–74), nous distinguons 5 segments sur le marché du vin : basique (moins de 3 €/litre), premium populaire (entre 3 et 5 €/litre), premium (entre 5 et 7 €/litre), super-premium (entre 7 et 15 €/litre), ultra-premium et iconique (au-delà de 15 €/litre). Les segments super- et ultra-premium comptent pour très peu dans nos données (0.13 % du volume et 0.23 % des achats), nous les regroupons avec le segment premium. Les catégories vins de pays et vins de table sont devenues plus hétérogènes en qualité au cours des vingt dernières années, beaucoup de producteurs indépendants préférant s'affranchir des contraintes liées aux appellations pour retrouver une liberté de style dans le processus de fabrication.

Tableau 2 – Quantités achetées et part (%) par catégorie d'alcools, par ménage par an

	Litres	% (vol. en L)	Verres standards	% (vol. en a.p.)
Cidres	1.69	2.29	4.87	0.71
Bières	24.17	32.77	94.05	13.63
Apéritifs	3.94	5.34	39.38	5.71
Alcools forts	6.15	8.33	189.00	27.39
Vins tranquilles	34.01	46.12	327.06	47.40
Vins mousseux	3.79	5.14	35.70	5.17
Total	73.75	100.00	690.06	100.00

Note : 1 verre standard = 10 g d'alcool pur (a.p.) ; valeurs pondérées par les poids d'échantillonnage des ménages et des achats fournis par Kantar WorldPanel.

Source et champ : données Kantar WorldPanel 2014 ; ménages non abstinents du panel constant (N = 6 353).

Tableau 3 – Quantités achetées et part (%) des achats de vin par segment, par ménage par an

	Litres	Part des volumes	Part des achats (%)
Vins de table	7.75	22.80	18.29
Vins de pays	11.10	32.63	23.16
Appellations	15.16	44.57	58.54
Prix ≤ 3 €/L	16.60	48.80	34.51
3 €/L < Prix ≤ 5 €/L	11.04	32.46	41.18
Prix > 5 €/L	6.38	18.74	24.32
Total	34.01	100.00	100.00

Note : moyennes (part en %) ; valeurs pondérées par les poids d'échantillonnage.

Source et champ : données Kantar WorldPanel 2014 ; ménages non abstinents du panel constant (N = 6 353).

part importante des volumes de vins mis sur le marché est de piètre qualité⁸.

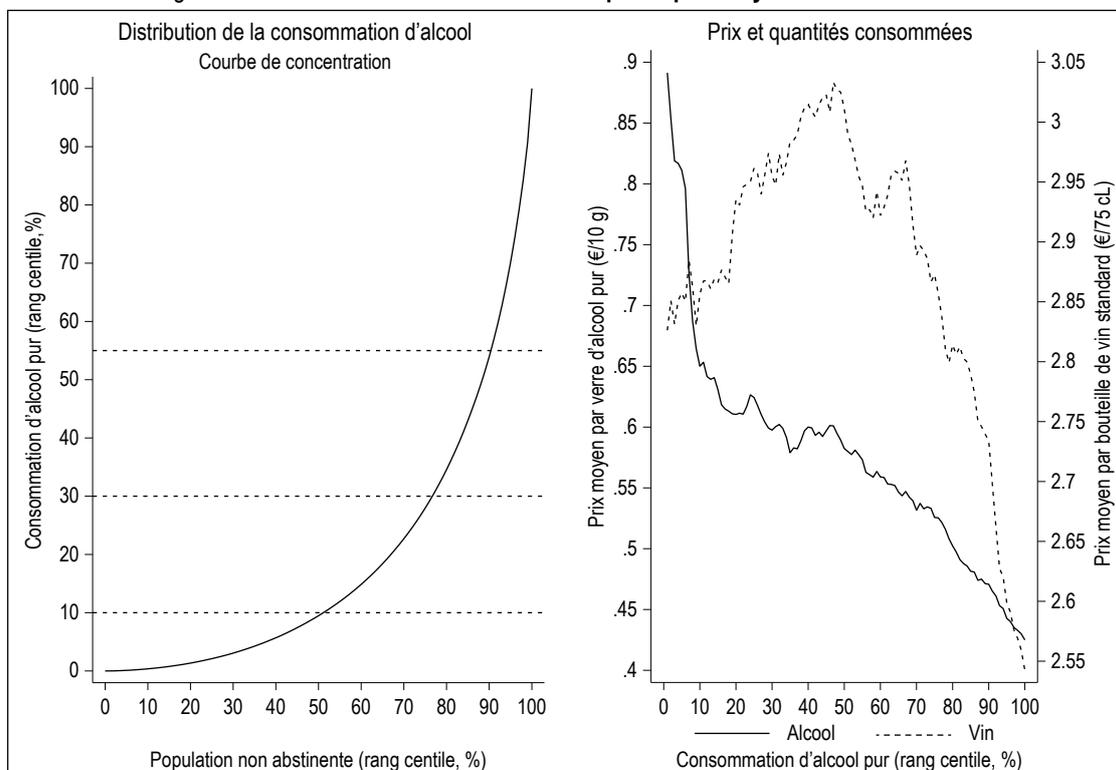
Le coût social de la consommation d'alcool dépendant du volume total d'alcool pur consommé, on peut finalement s'interroger sur l'hétérogénéité de la consommation d'alcool pur dans la population, en termes de quantités et de prix. Dans cette perspective, la partie gauche de la figure présente la distribution des achats d'alcool pur par adulte en 2014.

La moitié de la population non abstinente consomme 90 % de l'alcool pur, 70 % des quantités consommées le sont par seulement un quart de cette même population, et presque la moitié (45 %) par seulement 10 % (cf. lignes pointillées horizontales, du bas vers le haut). La partie droite de la figure représente le prix moyen payé par verre d'alcool pur (soit 10 g d'alcool pur, axe vertical de gauche), et pour une bouteille de vin standard à 12 degrés (75 cL soit 72 g d'alcool pur, axe vertical de droite), en fonction de la position dans la distribution de la consommation totale d'alcool pur. Le prix moyen du verre d'alcool pur diminue avec la consommation totale lorsque l'on considère l'ensemble des alcools. En revanche, la relation

est concave pour le vin : le prix moyen augmente d'abord avec les quantités consommées, atteint un maximum au-dessus de 3 €/bouteille autour de la médiane de la consommation totale d'alcool pur, puis redescend au-delà jusqu'à un minimum de 2.5 €/bouteille. Ces courbes illustrent le lien entre consommation habituelle et prix, notamment pour les grands consommateurs. Cette association reflète à la fois un effet des prix sur la consommation, et la recherche de prix bas par les ménages ayant une consommation habituelle élevée. Une politique de prix ciblant spécifiquement les produits d'entrée de gamme affecterait relativement plus les consommateurs abusifs, avec potentiellement des bénéfices de santé plus importants. Un prix minimum ou une taxe d'accise volumétrique permettent ce ciblage, contrairement à une taxe ad valorem⁹.

8. Nos données surestiment probablement cette caractéristique du marché du fait des biais de représentativité mentionnés plus haut. Nous couvrons mieux les consommations des classes populaires et retraités, dont le pouvoir d'achat restreint l'accès aux vins de qualité, que les consommations des classes aisées et actives. Cependant, ceci ne constitue pas une limite à notre étude qui s'intéresse particulièrement aux potentiels impacts de santé et effets redistributifs d'une réforme des politiques de prix de l'alcool.
9. Les taxes volumétriques s'expriment en unité du bien (hectolitre par exemple) et s'ajoutent au prix unitaire, alors que les taxes ad valorem sont proportionnelles à la valeur du bien (comme la TVA). Par conséquent, à recette fiscale identique, le poids des taxes volumétriques repose davantage sur les produits d'entrée de gamme.

Figure – Consommation habituelle d'alcool pur et prix moyens à l'achat en 2014



Note : le graphique de gauche représente la courbe de concentration de la consommation habituelle d'alcool pur des ménages (en g/adulte) ; le graphique de droite représente le prix unitaire moyen payé par verre standard (€/10 g d'alcool pur – courbe en trait plein, ordonnée à gauche) et le prix unitaire moyen par bouteille de vin (€/75 cL – courbe en pointillés, ordonnée à droite), en fonction du rang dans la distribution de la consommation habituelle d'alcool pur.

Source et champ : données Kantar WorldPanel 2014 ; ménages non abstinents du panel constant (N = 6 353).

2. Efficacité et régressivité de la fiscalité actuelle

2.1. Droits des alcools et boissons alcooliques

Les alcools sont soumis à plusieurs taxes spécifiques et volumétriques présentées dans le tableau 4¹⁰. Les droits d'accises, qui se subdivisent en droits de circulation, droits de consommation et droits spécifiques à la bière, varient selon la catégorie des produits (vin, bière, alcool fort, cidre, etc.), leurs caractéristiques physiques (vins tranquilles, vins mousseux, etc.), leur degré d'alcool (bières de moins de 2.8 degrés, bières de plus de 2.8 degrés, etc.) ou encore leurs conditions de production (petite ou grande brasserie pour les bières, etc.). Aux droits d'accises s'ajoutent des cotisations de sécurité sociale, indexées sur le volume d'alcool pur. Enfin, la taxe « prémix » s'applique, en plus des autres taxes, aux mélanges de boissons alcoolisées et non alcoolisées dont le marketing cible les adolescents et les jeunes adultes. Elle est réduite de 11 à 3 euros par décilitre d'alcool pur pour les prémix à base de vin (e.g. vin pamplemousse).

La fiscalité des alcools, qui a peu varié entre 2022 et 2014, présente trois caractéristiques saillantes. Tout d'abord, les accises sur le vin ne

dépendent pas du degré d'alcool, contrairement à celles pesant sur les autres alcools, marquant une déconnexion entre fiscalité et enjeux sanitaires puisque les risques santé de la consommation dépendent essentiellement du volume d'alcool pur des boissons. Ensuite, les accises pesant sur le vin sont apparemment fixées à un niveau bien inférieur aux accises pesant sur les autres alcools et notamment sur les alcools forts. Cependant, comme les premières sont calculées sur le volume de boisson et les secondes sur le volume d'alcool pur, la comparaison est malaisée. Enfin, la fiscalité spécifique des alcools est « mitée » par des exceptions concernant, outre le vin, les alcools patrimoniaux (Rhum des DOM, vins de liqueur) et les bières de petites brasseries. Nous ne rentrons pas ici dans l'exposé et la discussion des motifs économiques et culturels ayant justifié ces exemptions (lobbys des filières, protection des petits producteurs, barrières au commerce international, etc.)¹¹. Ces trois éléments justifient donc que l'on explore la possibilité de refonder la fiscalité spécifique des alcools afin de la mettre

10. La TVA s'applique sur le prix brut majoré de ces taxes. Elle est de 20 % pour les boissons à emporter, 10 % pour celles à consommer sur place (restaurants, cafés, bars, discothèques, buvettes).

11. Sur le rôle de barrière au commerce international, voir par exemple Arnaud et al. (2002).

Tableau 4 – Fiscalité spécifique des alcools en 2022 et 2014

	2022	2014
Droits d'accises		
Droits de circulation		
Vins tranquilles (€/hL)	3.92	3.72
Vins mousseux (€/hL)	9.70	9.23
Cidres/poirés/hydromels (€/hL)	1.37	1.31
Droits spécifiques		
Bières ≤ 2.8 % vol. (€/hL/degré)	3.85	3.66
Bières > 2.8 % vol. + petite brasserie (€/hL/degré)	3.85	3.66
Bières > 2.8 % vol. + grande brasserie (€/hL/degré)	7.70	7.33
Droits de consommation		
Rhum des DOM (€/hLap)	903.64	859.79
Bouilleurs de cru (€/hLap)	903.14	859.31
Autres alcools forts (€/hLap)	1 806.28	1 718.61
Vins doux naturels / de liqueur (€/hL)	48.97	46.59
Autres produits intermédiaires (€/hL)	195.86	186.36
Cotisation sécurité sociale (> 18 % vol.)		
Alcools forts (hors DOM) (€/hLap)	579.96	551.82
Vins doux naturels / de liqueur (€/hLap)	19.60	18.64
Autres produits intermédiaires (€/hLap)	48.97	46.59
Bières, petite brasserie (2022 = €/hL, 2014 = €/hL/degré)	19.60	1.47
Bières, grande brasserie (2022 = €/hL, 2014 = €/hL/degré)	48.97	2.93

Note : hL = hectolitre, hLap = hectolitre d'alcool pur ; petite brasserie = production ≤ 200 000 hL/an ; pour plus de détails sur 2022, voir <https://www.douane.gouv.fr/fiche/droits-des-alcools-et-boissons-alcooliques>; la page <https://www.service-public.fr/professionnels-entreprises/vosdroits/F32101> présente l'essentiel des textes de référence sur la taxation à date des boissons alcoolisées. La catégorie des autres produits intermédiaires inclut les alcools titrant moins de 22 degrés, qui ne sont ni des bières, ni des vins, par exemple les Vermouths ou les Gentianes.

Source : les données pour 2014 sont issues de l'Arrêté du 29 décembre 2013 fixant pour 2014 le tarif des droits d'accises sur les alcools et les boissons alcooliques prévus aux articles 317, 402 bis, 403, 438 et 520 A du code général des impôts, le tarif des contributions prévues aux articles 1613 ter et 1613 quater du code général des impôts, ainsi que le tarif de la cotisation prévue à l'article L. 245-9 du code de la sécurité sociale.

en cohérence, au moins partiellement, avec des objectifs de santé publique.

2.2. Une fiscalité « distorsive » au regard de l'objectif de santé publique

On peut assigner trois objectifs normatifs à la fiscalité des boissons alcoolisées : générer des recettes pour l'État pour, notamment, couvrir les coûts sociaux de l'abus d'alcool ; protéger la santé publique ; créer des barrières tarifaires afin de protéger la production domestique. Au regard des deux premiers objectifs, la fiscalité pourra être jugée efficace si la charge fiscale par volume d'alcool pur est identique quel que soit le produit.

Les données Kantar WorldPanel permettent de connaître le degré alcoolique des produits achetés et donc la fiscalité à laquelle ils sont soumis. À l'aide des informations fournies dans le tableau 4, nous pouvons calculer pour chaque achat la charge fiscale qui, retirée du prix unitaire moyen, permet d'obtenir un prix brut. Ceci permet de caractériser finement le différentiel de charge fiscale entre variétés et entre catégories.

La partie supérieure du tableau 5 fournit une estimation, à partir de nos données, des rentrées fiscales associées aux différentes taxes, globalement et par groupe d'alcools. Sur 9.5 Mds d'euros de dépenses des ménages (ou chiffre d'affaires intérieur), 1,9 Mds d'euros sont des droits indirects (hors TVA) : 77.3 % proviennent des alcools forts, 12.8 % de la bière, 7.4 % des apéritifs, 2.4 % des vins tranquilles et mousseux.

La charge fiscale apparente, i.e. la part des taxes (droits et TVA) dans la dépense consacrée par les ménages à l'achat de boissons alcoolisées, est de 36 % en moyenne, avec de fortes disparités entre groupes : 17 % pour le cidre et les vins (tranquilles et mousseux), 33 % pour les bières, 38 % pour les apéritifs, 68 % pour les alcools forts. Il existe donc un décalage entre répartition des quantités achetées et répartition de la charge fiscale. Les vins (tranquilles et mousseux) représentent 51.3 % des volumes d'achat pour 23.0 % des recettes fiscales, alors que les alcools forts représentent 8.3 % des volumes pour 55.7 % des recettes.

La partie inférieure du tableau 5 met en évidence la part de la fiscalité dans le prix d'achat moyen des différentes catégories exprimé en €/litre et en €/verre standard (10 g d'alcool pur). Quelle que soit l'unité de mesure, les droits représentent plus de la moitié (62 %) du prix hors TVA des alcools forts, contre environ 1 % pour le trio cidres, vins tranquilles et vins mousseux, et entre 20 et 27 % pour les bières et les apéritifs. Le prix TTC de l'alcool pur est bien inférieur pour les vins tranquilles (0.36 €). Il est au contraire très proche pour les bières, les apéritifs et les alcools forts (autour de 0.54 €).

Ces résultats confirment les conclusions d'un rapport d'information du Sénat¹² : les taxes en

12. *Fiscalité et santé publique : état des lieux des taxes comportementales. Rapport du Sénat, 2014, <https://www.senat.fr/notice-rapport/2013/r13-399-notice.html>. Sur la déconnexion entre fiscalité et enjeux sanitaires, voir les contributions récentes de Spach (2016) ou Mété (2017), ainsi que Nourrisson (1990) pour une étude historique.*

Tableau 5 – Recettes fiscales et décomposition du prix (€/L et €/10 g d'alcool pur) par catégorie d'alcools

	Cidres	Bières	Apéritifs	Alcools forts	Vins tranquilles	Vins mousseux	Total
<i>Recettes fiscales</i>							
Quantité (en millions de L)	48.27	689.31	112.42	175.31	969.94	108.05	2 103.29
Chiffre d'affaires (en millions d'€)	115.64	1 433.75	628.52	2 825.70	3 382.25	1 151.55	9 537.40
Recette fiscale hors TVA (droits)	0.63	244.11	141.27	1 471.81	36.08	9.72	1 903.63
Recette TVA	19.28	236.33	101.24	469.26	563.71	191.25	1 581.07
Recette fiscale totale	19.91	480.44	242.51	1 941.07	599.79	200.97	3 484.69
Charge fiscale apparente (%)	17.21	33.51	38.58	68.69	17.73	17.45	36.54
<i>Décomposition du prix</i>							
Prix TTC (€/L)	2.40	2.08	5.59	16.12	3.49	10.66	
Prix TTC (€/10 g)	0.83	0.53	0.56	0.52	0.36	1.13	
TVA (%)	16.67	16.48	16.11	16.61	16.67	16.61	
Prix hors TVA (€/L)	2.00	1.74	4.69	13.44	2.91	8.89	
Prix hors TVA (€/10 g)	0.69	0.45	0.47	0.44	0.30	0.94	
Taxes hors TVA (€/10 g)	0.005	0.09	0.13	0.27	0.004	0.009	
Taxes hors TVA (%)	0.66	20.39	26.79	62.46	1.28	1.01	
Prix brut (€/L)	1.98	1.39	3.67	5.00	2.87	8.80	
Prix brut (€/10 g)	0.69	0.36	0.37	0.16	0.30	0.93	

Note : quantités pondérées par les poids d'échantillonnage et ramenées à la population française ; charge fiscale apparente = 100 x recette fiscale / chiffre d'affaires ; prix pondérés par les quantités et par les poids d'échantillonnage ; TVA exprimée en pourcentage du prix TTC et taxes hors TVA exprimées en pourcentage du prix hors TVA.

Source et champ : données Kantar WorldPanel 2014 ; ménages non abstinents du panel constant (N = 6 353).

vigueur en France ne privilégient ni un objectif de rendement fiscal, ni des considérations de santé publique. Si leur objectif était de maximiser les recettes fiscales, elles devraient s'appliquer en priorité aux boissons les plus consommées (ou générant le plus gros chiffre d'affaires). Or le vin représente plus de la moitié des quantités d'alcool achetées, et ne contribue que pour 2.4 % du total des droits indirects. Si l'objectif était de minimiser les risques sur la santé, les taxes devraient être liées au degré d'alcool. Or, les vins (tranquilles et mousseux) sont peu taxés au regard de leur contenu en alcool et en comparaison avec les bières.

2.3. Régressivité et équité de la fiscalité actuelle

La fiscalité actuelle favorise les vins par rapport notamment aux alcools forts. Par conséquent, afin de comprendre les potentielles incidences redistributives de réformes des politiques de prix de l'alcool, il est important de considérer la part des différentes catégories de boissons dans les achats des ménages selon le niveau de vie. Pour ce faire, nous utilisons une partition en quatre classes de niveau de vie – modeste (15.7 %), moyen inférieur (30.6 %), moyen supérieur (41.3 %) et aisé (12.3 %) – fournie par Kantar WorldPanel¹³. L'analyse des structures de consommation montre que les plus aisés tendent à consommer à domicile relativement plus de vins et moins de bières et d'alcools forts que les ménages les plus modestes (voir tableau S3-1 de l'Annexe en ligne S3). De ce fait, on s'attend à ce que la fiscalité actuelle soit régressive, c'est-à-dire que les ménages modestes consacrent une part relativement plus importante de leur revenu aux taxes spécifiques sur les alcools.

La régressivité de la fiscalité actuelle est révélée par les différences de taux d'effort fiscal des

ménages, défini comme le rapport des taxes acquittées sur le revenu disponible (cf. Ruiz & Trannoy, 2008, et l'Annexe en ligne S3). Le tableau 6 compare les taux d'effort moyens des ménages modestes et aisés, sans ou avec inclusion de la TVA, et sans ou avec ajustement pour les caractéristiques sociodémographiques des ménages et leur consommation habituelle d'alcool pur¹⁴.

Les taux d'effort sont en moyenne de 0.26 % sans TVA et 0.48 % lorsque l'on inclut la TVA. Ces statistiques sont robustes à l'ajustement pour les différences de caractéristiques sociodémographiques entre ménages. De plus, les taux d'effort sont plus élevés pour les ménages de niveau de vie modeste, de l'ordre de 0.45 % sans TVA, contre 0.11 % pour les ménages aisés. À titre de comparaison, les taux d'effort calculés par Ruiz & Trannoy (2008) à partir de l'enquête Budget de famille 2001 étaient de 0.40-0.47 % pour les trois premiers déciles de niveau de vie, contre 0.16-0.26 % pour les trois déciles les plus élevés. Nos statistiques suggèrent donc que la régressivité de la fiscalité des alcools s'est accentuée entre 2001 et 2014. Le tableau 6 reporte également le taux de taxation implicite auquel font face les différentes catégories de ménages, c'est-à-dire le ratio de la charge fiscale sur les dépenses hors taxes. Le taux de taxation implicite

13. Kantar calcule les niveaux de vie (revenu équivalent-adulte) à partir de la composition du ménage et du revenu mensuel qu'ils déclarent. Voir le tableau S1-2 de l'Annexe en ligne S1 pour la définition. La partition en quatre classes est construite pour appréhender la segmentation du marché des produits de grande consommation en fonction du niveau de vie (e.g. choix des marques, du distributeur, etc.). Notons cependant que la méthodologie appliquée pour cette segmentation n'est pas documentée par Kantar WorldPanel. Les résultats de cette section sont robustes à l'utilisation d'une mesure alternative du revenu disponible brut construite à partir du revenu auto-déclaré et de la distribution des revenus fiscaux fournie par l'Institut des politiques publiques (IPP).

14. Nous ajustons pour les variables suivantes : niveau de consommation habituel d'alcool pur (moins d'un verre standard/adulte/jour, entre un et deux verres, deux verres ou plus), âge et âge au carré de la personne de référence, région (ZEAT) et type de lieu de résidence (taille de l'unité urbaine), structure du ménage (célibataire vs couple, avec ou sans enfants).

Tableau 6 – Taux d'effort et de taxation implicite par catégorie de ménages (%)

	Total	Classe		Nombre de verres par jour		
		Aisée	Modeste	≤ 1]1;2]	>2
Taux d'effort sans TVA						
Non ajusté	0.26	0.45	0.11	0.08	0.31	0.93
Ajusté	0.26	0.46	0.11	0.08	0.30	0.92
Taux d'effort avec TVA						
Non ajusté	0.48	0.77	0.22	0.16	0.58	1.62
Ajusté	0.48	0.78	0.21	0.17	0.57	1.59
Taux de taxation implicite						
Non ajusté	59.61	67.77	51.31	55.52	63.05	72.36
Ajusté	59.61	65.27	53.76	55.58	62.67	72.48

Note : valeurs pondérées par les poids d'échantillonnage ; les taux sont calculés par rapport au revenu auto-déclaré par le ménage dans KWP. Source et champ : données Kantar WorldPanel 2014 ; ménages non abstinentes du panel constant (N = 6 353).

ajusté des différences sociodémographiques est de 65.27 % pour les ménages modestes, contre 53.71 % pour les ménages aisés, ce qui pose une question d'équité horizontale, un euro dépensé en alcool n'étant pas taxé identiquement selon le niveau de vie du ménage.

La régressivité fiscale des taxes s'explique mécaniquement par des différences de revenu (au dénominateur du taux d'effort), mais aussi par une charge fiscale plus élevée supportée par les ménages modestes (au numérateur). En effet, les ménages modestes portent une charge fiscale supérieure en termes absolus (+18.65 €/an avant ajustement). Dans des analyses complémentaires présentées dans l'Annexe en ligne S3, nous décomposons le différentiel de charge fiscale entre ménages modestes et aisés en une somme de plusieurs effets : (1) un effet quantité dû aux différences de quantités achetées dans chacune des six catégories d'alcools ; (2) un effet qualité correspondant à des différences dans la qualité des produits à l'intérieur d'une catégorie, telle que reflétée par les prix hors taxes ; (3) un effet reflétant les différences dans les taux implicites de taxation appliqués aux variétés de produits achetées ; et (4) un effet résiduel produit par les corrélations entre prix hors taxes et quantités, et taxes et dépenses hors taxes. Le différentiel de charge fiscale s'explique largement par l'effet quantité, les plus modestes consommant des quantités plus importantes d'alcools forts qui sont plus fortement taxés.

Cependant, le différentiel devient négatif (-10.28 €/an) lorsque l'on ajuste pour les caractéristiques sociodémographiques des ménages et surtout pour leur consommation habituelle moyenne d'alcool pur. Ceci s'explique par une atténuation des différences de structure de consommation entre classes de revenu après ces ajustements (voir tableau S3-4 de l'Annexe en ligne S3). La charge fiscale supportée par les ménages modestes est alors plus faible que celle supportée par les ménages aisés, du fait essentiellement d'un effet qualité : ils achètent des produits moins chers à l'intérieur de chaque catégorie d'alcools. La comparaison des résultats ajustés et non ajustés montre donc que le différentiel de charge fiscale entre ménages aisés et modestes s'explique par la combinaison d'une fiscalité favorisant les vins au détriment des alcools forts, et de différences sociales dans les volumes globaux d'alcool pur habituellement consommés, qui induisent des différences dans la structure des achats d'alcool.

Finalement, la régressivité observée dans les taux d'effort s'explique d'une part par des inégalités

de capacités contributives et une fiscalité biaisée en faveur du vin, d'autre part par la conjugaison d'inégalités socio-économiques face au risque alcoolique tel que mesuré par la consommation moyenne d'alcool pur. Peut-on alors conclure de la régressivité actuelle de la fiscalité de l'alcool qu'elle est inéquitable ? Poser cette question revient à s'interroger et documenter le rôle des déterminismes socio-économiques dans les achats totaux d'alcool pur des ménages¹⁵. Au-delà de cette question d'équité verticale, on peut à minima noter que, dans une perspective de santé publique, la fiscalité actuelle pose un problème d'équité horizontale, les taxes payées par gramme d'alcool pur différant grandement selon les catégories de boissons.

3. Potentiel des politiques de prix

Une réforme des politiques de régulation des prix de l'alcool peut utiliser deux outils : (1) une refonte de la fiscalité spécifique des alcools ; (2) la mise en œuvre d'un prix minimum de vente. Dans le cas d'une réforme fiscale, nous avons considéré que l'ensemble des droits et cotisations spécifiques seraient remplacés par une taxe d'accise. Cette option politique, tout comme le prix unitaire minimum, est en ligne avec les recommandations internationales (e.g. OMS) et la littérature en santé publique. En effet, les taxes volumétriques ont plus d'impact sur le bas de la distribution des prix que les taxes portant sur la valeur des produits : les consommateurs à risque ou dépendants ayant tendance à acheter des produits d'entrée de gamme, taxer ces derniers pourrait être a priori un moyen de mieux cibler la population à risque.

3.1. Définition des scénarios

Hormis le cas du prix unitaire minimum considéré seul, c'est-à-dire non couplé à une nouvelle taxe, tous les scénarios considèrent la mise en place de taxes qui se substituent aux taxes actuelles (droits d'accises et cotisations de sécurité sociale, hors TVA). Formellement, soit $p_1 = p_0 + \tau$ avec p_1 le prix unitaire (au litre) simulé (hors TVA), p_0 le prix unitaire brut et τ la taxe unitaire, cette dernière étant définie comme $\tau = t \times d$, où d est le degré d'alcool et t la taxe unitaire par degré d'alcool. Dans le cas d'une taxe uniforme, t est identique pour toutes les boissons, quel que soit leur degré d'alcool (notons $t = x$), et la taxe unitaire τ augmente avec le degré d'alcool.

15. Une littérature récente en économie de la santé propose de décomposer les inégalités d'état de santé en une part liée aux circonstances (revenu, comportements de santé des parents, etc.) et une autre liée aux efforts (e.g. tabagisme), voir Jusot et al. (2013). À notre connaissance un tel exercice de décomposition n'a pas été réalisé pour les inégalités de comportements de santé.

Dans le cas d'une taxe progressive, t augmente avec le degré d'alcool. Considérons pour le degré d'alcool les 6 intervalles suivants : $[0 ; 5[$, $[5 ; 10[$, $[10 ; 15[$, $[15 ; 25[$, $[25 ; 45[$ et $[45 ; 100]$. La valeur de t est différente pour chaque intervalle. Nous avons supposé qu'elle serait deux fois plus élevée dans le second intervalle que dans le premier, trois fois plus élevée dans le troisième, etc., et marginalement croissante. Avec une taxation progressive, la taxe t varie pour chaque degré d'alcool d'une boisson : un vin titrant $d=13$ degrés se verra appliquer une taxe $t = x$ sur ses 5 premiers degrés, une taxe $t = 2 \times x$ sur les 5 suivants, et une autre $t = 3 \times x$ sur les 3 derniers, soit au total $\tau = (1 \times 5 + 2 \times 5 + 3 \times 3) \times x = (3 \times d - 15) \times x$ euros par litre. Le tableau S4-1 de l'Annexe en ligne S4 résume ces éléments.

Pour chacune de ces deux taxes, uniforme et progressive, nous calibrons deux valeurs de x , une valeur basse et une valeur élevée, sous l'hypothèse que les comportements ne changent pas. La valeur basse est calibrée de manière que les recettes fiscales totales soient inchangées par rapport à l'existant, afin d'atteindre une neutralité fiscale a priori¹⁶. La valeur élevée est calibrée en supposant que la réforme devrait générer un revenu fiscal hors TVA couvrant a priori les dépenses de finances publiques générées par l'alcool. Pour ces dernières, nous nous sommes basés sur les chiffres fournis par Kopp (2015) en appliquant un coefficient de 58 % correspondant à la part de la consommation à domicile dans la consommation totale¹⁷. Le second objectif est donc la neutralité pour les finances publiques. Après calibration, les quatre scénarios évalués (S1-S4) sont décrits dans le tableau 7.

Enfin, pour ce qui est du prix unitaire minimum, nous avons considéré tout d'abord que la fiscalité actuelle reste inchangée (scénario S5), puis qu'elle est remplacée par une taxe progressive similaire à S3 (scénario S6=S3+S5). Le prix minimum est fixé à 0.5 € par unité standard (10 g), ce qui est légèrement inférieur au prix implémenté en Écosse (0.5 £)¹⁸.

3.2. Impacts attendus sans réaction des agents économiques

Nous pouvons simuler de manière purement comptable l'impact attendu de ces scénarios sur les prix et les recettes fiscales en supposant que

(i) les producteurs et distributeurs répercutent entièrement la réforme sur les prix, et (ii) les choix de consommation à l'intérieur des catégories et entre catégories restent inchangés.

Le tableau 8 montre que le prix moyen des vins (tranquilles et mousseux) augmenterait de 0.8 à 2 €/litre selon le scénario, alors que le prix moyen des alcools forts baisserait de 3 à 7 €/litre dans les trois premiers scénarios (S1-S3) et augmenterait de 0.3 à 1.3 €/litre dans les trois autres (S4-S6). Au-delà des vins, la taxe uniforme est aussi défavorable aux cidres et aux bières. Ce n'est pas le cas des taxes progressives, qui profitent aux bières, pénalisent moins les vins et sont moins favorables aux alcools forts.

Le tableau 9 réplique cette analyse en examinant les effets sur le prix par verre d'alcool pur par catégorie d'alcools. De manière attendue, les différentes réformes fiscales tendent à augmenter fortement le prix du verre standard provenant de vins, et à diminuer le différentiel de prix entre catégories. Seule une taxe progressive élevée (S4) ou l'instauration d'un prix minimum (S5) éviterait une baisse du prix des alcools forts et des apéritifs. Dans tous les cas, le prix relatif des vins augmenterait fortement, ce qui laisse présager des substitutions vers les autres alcools qui deviennent relativement moins chers. Seule une modélisation des comportements de substitution des ménages peut permettre d'émettre des prédictions précises sur l'ampleur de ces substitutions et leurs conséquences sur la consommation d'alcool pur.

La recette fiscale totale simulée est à peu près la même pour les scénarios calés sur l'objectif d'invariance des recettes fiscales : aux erreurs d'approximation et d'arrondis près, la recette

16. Les recettes fiscales sont calculées comme dans le tableau 5, en tenant compte des poids d'échantillonnage des ménages pour extrapoler à la population nationale.

17. Nous remercions Chantal Julia et Mathilde Touvier de l'Équipe de Recherche en Épidémiologie Nutritionnelle de l'Université Paris-13 pour l'estimation de ces chiffres à partir des données de consommation 2014 de la cohorte Nutrinet Santé (rappels de 24H). On peut noter que les recettes fiscales totales des taxes spécifiques sur l'alcool étaient évaluées à 3.2 Mds € en 2011. À partir de nos données, nous chiffrons les recettes fiscales spécifiques sur la consommation à domicile à 1.9 Mds € (cf. tableau 5), soit un ratio de 59.5 %, cohérent avec les données Nutrinet.

18. Nous calculons pour chaque boisson le prix du gramme d'alcool pur en divisant son prix unitaire (taxes comprises mais hors TVA), p_i , par son contenu en grammes d'alcool pur. Nous le remplaçons par le prix minimum s'il lui est inférieur. C'est le cas de 521 variétés : 116 bières, 78 apéritifs, 117 alcools forts, 182 vins tranquilles et 28 vins mousseux. Puis, nous recalculons p_i .

Tableau 7 – Scénarios

	Taxe uniforme	Taxe progressive
Taux bas (neutralité fiscale)	S1 : $x = 7.24$ cts d'€	S3 : $x = 3.68$ cts d'€
Taux élevé (neutralité pour les finances publiques)	S2 : $x = 14.57$ cts d'€	S4 : $x = 6.74$ cts d'€

ne varie pas. En revanche, le tableau S4-2 de l'Annexe en ligne S4 montre que la répartition de la recette entre groupes d'alcools varie beaucoup. La contribution des vins est en forte hausse, compensant la baisse de celle des alcools forts, et augmentant la recette globale

dans les scénarios de prix minimum S5 et S6. L'adoption de taux élevés (S2 et S4) amplifie encore les impacts sur les vins, et atténue plutôt les impacts sur les recettes fiscales provenant des alcools forts. Étant donné que les quantités sont fixées, ces variations reflètent uniquement

Tableau 8 – Prix unitaires moyens avant et après réforme en €/L (variation relative en %)

	Fiscalité actuelle	Taxe uniforme		Taxe progressive		Prix minimum	
		Taux bas (S1)	Taux élevé (S2)	Taux bas (S3)	Taux élevé (S4)	Droits actuels (S5)	Taxe progressive (S6)
Cidres	2.40	2.69 (+12.1)	3.01 (+25.4)	2.54 (+5.8)	2.67 (+11.2)	2.40 (0.0)	2.54 (+5.8)
Bières	2.08	2.08 (0.0)	2.51 (+20.7)	1.90 (-8.7)	2.10 (+1.0)	2.26 (+8.7)	2.19 (+5.3)
Apéritifs	5.59	5.45 (-2.5)	6.55 (+17.2)	5.46 (-2.3)	6.37 (+14.0)	6.13 (+9.7)	6.05 (+8.2)
Alcools forts	16.12	9.33 (-42.1)	12.71 (-21.2)	12.15 (-24.6)	17.27 (+7.1)	17.38 (+7.8)	16.40 (+1.7)
Vins tranquilles	3.49	4.49 (+28.7)	5.54 (+58.7)	4.37 (+25.2)	5.15 (+47.6)	4.95 (+41.8)	5.23 (+49.9)
Vins mousseux	10.66	11.57 (+8.5)	12.61 (+18.3)	11.46 (+7.5)	12.21 (+14.5)	10.91 (+2.3)	11.53 (+8.2)

Note : prix pondérés par les quantités et par les poids d'échantillonnage.
Source et champ : données Kantar WorldPanel 2014 ; ménages non abstinentes du panel constant (N = 6 353).

Tableau 9 – Prix unitaires moyens avant et après réforme en €/verre standard (variation relative en %)

	Fiscalité actuelle	Taxe uniforme		Taxe progressive		Prix minimum	
		Taux bas (S1)	Taux élevé (S2)	Taux bas (S3)	Taux élevé (S4)	Droits actuels (S5)	Taxe progressive (S6)
Cidres	0.83	0.94 (+13.3)	1.05 (+26.5)	0.88 (+6.0)	0.93 (+12.0)	0.83 (0.0)	0.88 (+6.0)
Bières	0.53	0.54 (+1.9)	0.65 (+22.6)	0.49 (-7.5)	0.54 (+1.9)	0.58 (+9.4)	0.56 (+5.7)
Apéritifs	0.56	0.55 (-1.8)	0.66 (+17.9)	0.55 (-1.8)	0.64 (+14.3)	0.61 (+8.9)	0.61 (+8.9)
Alcools forts	0.52	0.30 (-42.3)	0.41 (-21.2)	0.40 (-23.1)	0.56 (+7.7)	0.57 (+9.6)	0.53 (+1.9)
Vins tranquilles	0.36	0.47 (+30.6)	0.57 (+58.3)	0.45 (+25.0)	0.54 (+50.0)	0.52 (+44.4)	0.54 (+50.0)
Vins mousseux	1.13	1.23 (+8.8)	1.34 (+18.6)	1.22 (+8.0)	1.30 (+15.0)	1.16 (+2.7)	1.22 (+8.0)

Note : prix pondérés par les quantités et par les poids d'échantillonnage.
Source et champ : données Kantar WorldPanel 2014 ; ménages non abstinentes du panel constant (N = 6 353).

des différences dans les variations de charges fiscales entre catégories d'alcools.

Le tableau S4-3 de l'Annexe en ligne S4 permet de détailler un peu plus précisément les effets attendus pour la filière vin. L'impact des différents scénarios décroît fortement avec la qualité telle que mesurée par le label ou le prix unitaire : la taxe uniforme, par exemple, représenterait une augmentation du prix moyen de près de 45 % pour les vins les moins chers, contre moins de 18 % seulement pour les vins les plus chers¹⁹. Le prix minimum, lui, n'affecterait que les vins dont le prix est inférieur à 3.20 euros le litre.

Enfin, lorsque l'on compare les impacts redistributifs attendus, détaillés dans le tableau S4-4 de

l'Annexe en ligne S4, le taux implicite de taxation augmente fortement dans les scénarios S2 et S4, et faiblement pour les scénarios S1 et S3. Ces effets sont similaires quels que soient les niveaux de revenu et de consommation habituelle du ménage, ce qui suggère que les réformes fiscales envisagées auraient peu d'effets redistributifs. En revanche, dans le scénario de prix minimum, le taux implicite de taxation diminue légèrement, car la fiscalité est inchangée alors que le prix des produits d'entrée de gamme augmente fortement.

19. Dans les quatre premiers scénarios, l'impact sur les prix est à peu près identique quelle que soit la valeur unitaire (environ +1.00, +2.06, +0.89 et +1.66 €/litre, respectivement).

* *
*

L'analyse de la fiscalité actuelle des alcools en France montre, d'une part qu'elle ne permet pas de couvrir les dépenses publiques générées par leur consommation, et d'autre part qu'elle est davantage orientée vers une protection (d'une grande partie) de la production domestique que vers des objectifs de santé publique. Des distorsions importantes existent entre catégories de produits, au profit essentiellement des vins, et singulièrement des vins d'entrée de gamme manufacturés par des grands groupes industriels, catégorie à la fois la plus consommée et la moins taxée au regard de son contenu en alcool. La priorité économique et culturelle donnée aux vins n'est pas une particularité française : la plupart des pays européens producteurs de vins ont des taux de taxation quasi nuls pour cette catégorie d'alcools, à l'inverse de ceux qui n'en produisent pas²⁰.

Une refonte de la fiscalité des alcools pourrait néanmoins permettre de la mettre en cohérence avec des objectifs de santé publique. Nous avons donc simulé l'impact potentiel sur les prix de plusieurs scénarios de réforme consistant en une homogénéisation des taxes spécifiques sur l'alcool, avec la mise en place d'une taxe proportionnelle au degré d'alcool – soit uniforme, soit progressive (pénalisant plus les alcools forts) – et la mise en place (séparément et en association) d'un prix minimum par gramme d'alcool pur contenu dans le produit. Ces deux options font l'objet d'un relatif consensus au sein de la communauté scientifique (santé publique/épidémiologie et économie). Elles ciblent en priorité la population à risque des buveurs excessifs : un quart des consommateurs d'alcool consomment presque les trois quarts des quantités, pour des qualités souvent médiocres (moins de 50 centimes d'euro le verre standard).

Nos résultats soulignent pour l'essentiel la supériorité d'une politique de prix minimum sur les autres scénarios. Cette politique permettrait d'augmenter le prix des alcools d'entrée de gamme, ceux dont le prix au litre est inférieur à 3.20 euros et qui constituent l'essentiel de la consommation des gros buveurs. Avec une hausse de prix de plus de 40 % en moyenne, les vins seraient particulièrement affectés, mais ils le seraient quasi exclusivement au travers du segment de base (à moins de 3 €/litre) dans lequel les vins verraient leur prix doubler.

Par rapport aux autres filières de l'alcool, notamment celle des alcools forts, la filière vin compte

de nombreux opérateurs de taille modeste (e.g. petites coopératives, vigneron indépendants). Dans nos données, qui sous-représentent probablement les petits producteurs du fait d'une surreprésentation des achats en grande distribution, les grandes sociétés et les distributeurs captent seulement 50 % des achats de vins tranquilles (et 45 % de la valeur du marché), contre 75 % pour les achats de vins mousseux et 90 % pour les achats d'alcools forts et de bières. L'acceptabilité d'une réforme de la fiscalité des alcools dépend donc crucialement de ses impacts potentiels pour la filière vitivinicole.

Une taxe uniforme ou progressive affecterait tous les opérateurs de la filière vitivinicole de manière relativement similaire. L'introduction d'un prix minimum présenterait l'avantage d'affecter uniquement les grandes sociétés et la grande distribution (produisant en majorité des vins d'entrée de gamme, dont les prix augmenteraient beaucoup), tandis que le profit des autres opérateurs augmenterait fortement en dépit de la baisse des quantités achetées sur ce marché. En revanche, ces opérateurs seraient de nouveau affectés si l'on ajoutait au prix minimum une taxe progressive (en remplacement des droits existants) : le surcroît de marge que produit mécaniquement la mise en place du prix minimum serait alors reprise par la fiscalité.

Nos analyses des effets potentiels de réforme des politiques de prix supposent une absence de réactions significatives des agents économiques. L'efficacité *sanitaire* d'une mesure de régulation des prix dépendra notamment de deux facteurs importants non pris en compte: (i) l'impact de la politique sur les prix, qui n'est pas qu'une question comptable et dépend aussi des réactions des consommateurs, des producteurs et distributeurs en fonction de la disposition des consommateurs à effectuer des substitutions entre produits (voire à ne plus consommer), du portefeuille de produits détenu par chaque firme, de la nature des contrats passés entre les producteurs et les distributeurs, et de la structure concurrentielle du marché ; (ii) la variation de la consommation d'alcool pur causée par les variations de prix.

Les travaux d'évaluation ex post de transmission de variations de taxe aux prix montrent que les taxes sont largement transmises aux prix de marché observés, c'est-à-dire incorporant les réactions des agents économiques. Ces

20. Sur l'organisation de la filière et son poids économique, voir Cubertafond (2015) et Palle (2013), ainsi que les diverses données de France Agrimer. L'interprofession vitivinicole revendique plus de 500 000 emplois directs et indirects, 85 000 exploitations et 13 Mds d'euros de CA à l'export.

évaluations proposent également des résultats qui convergent vers deux conclusions importantes. Premièrement, les variations de taxes d'accises sont généralement mieux transmises aux prix que les variations de taxe ad valorem (Carbonnier, 2013 ; Shrestha & Markowitz, 2016 ; Ardalan & Kessing, 2021). Deuxièmement, il existe une hétérogénéité des taux de transmission en fonction, d'une part du positionnement en qualité des produits, d'autre part des caractéristiques du marché (segments de consommateurs, structure de la concurrence ; voir Shang *et al.*, 2020 ; Hindriks & Serse, 2019). En particulier, certaines hausses de taxes (d'accises et ad valorem) ont été sous-transmises aux prix des produits d'entrée de gamme et sur-transmises aux prix des produits plus haut de gamme, sans que les taux de transmission soient très éloignés de 100 % (Ally *et al.*, 2014 ; Wilson *et al.*, 2021). Cette sous-transmission pourrait légèrement atténuer l'efficacité de réformes fiscales, les groupes à risque privilégiant l'achat d'alcool bon marché.

Quel peut être l'impact final sur la consommation d'alcool pur ? Une politique de prix aura pour conséquence d'induire des substitutions en qualité et en quantité dans les achats des consommateurs. Ces substitutions pourront amoindrir l'effet attendu de la politique, en modifiant la structure de consommation, par exemple en favorisant la consommation d'alcools forts au détriment des vins. Notre approche devra nécessairement être complétée par un travail de modélisation et d'identification économétrique des réactions probables des agents afin d'obtenir des prédictions plus précises quant aux impacts attendus pour les marchés des alcools et la santé publique. Nous

avons ici identifié le scénario potentiellement le plus intéressant pour une politique de prix de l'alcool à visée de santé publique. L'instauration d'un prix minimum du verre standard d'alcool pur a pour avantage d'induire une hausse du prix moyen de toutes les catégories d'alcools, limitant les opportunités de substitutions indésirables entre catégories d'alcools.

Il pourrait également être intéressant de compléter ce travail par une analyse des substitutions potentielles vers des achats potentiels à l'étranger (pour les habitants des zones frontalières) et vers la consommation d'alcool hors domicile, qui sont très mal documentés pour la France du fait de l'absence de données. Des études sur les pays scandinaves ont montré que les achats transfrontaliers sont une marge d'ajustement non négligeable des ménages frontaliers face à des régulations strictes des achats (Asplund *et al.*, 2007 ; Beatty *et al.*, 2009). Les consommations hors domicile concernent plus probablement les ménages jeunes et les jeunes adultes. Elles sont souvent caractérisées par des épisodes ponctuels d'alcoolisation aiguë aux ressorts différents de la consommation habituelle au domicile. Or, si les hausses de prix sont efficaces pour diminuer des consommations régulières, même élevées, elles le seraient moins pour les épisodes d'ivresse (Nelson, 2015 ; Xuan *et al.*, 2016 ; Sharma *et al.*, 2016 ; Byrnes *et al.*, 2016 ; Shrestha, 2015 ; Pryce *et al.*, 2019). Elles doivent être complétées par des mesures plus spécifiques comme une régulation de la disponibilité physique du produit (plages horaires de vente dans les bars, ventes nocturnes en épicerie, interdiction des « happy hours », etc.). □

Lien vers l'Annexe en ligne :

www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/7761820/ES541_Lecocq-et-al_Annexe-en-ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Ally, A. K., Meng, Y., Chakraborty, R., Dobson, P. W., Seaton, J. S., Holmes, J., Angus, C., Guo, Y., Hill-McManus, D., Brennan, A. & Meier, P. S. (2014).** Alcohol tax pass-through across the product and price range: do retailers treat cheap alcohol differently? *Addiction*, 109(12), 1994–2002. <https://doi.org/10.1111/add.12590>
- Arnaud, C., Giraud-Heraud, E. & Hammoudi, H. (2002).** Barrières fiscales et commerce international : l'exemple des vins et spiritueux. *Économie rurale*, 267, 79–90. <https://doi.org/10.3406/ecoru.2002.5296>
- Ardalan, A. & Kessing, S. G. (2021).** Tax pass-through in the European beer market. *Empirical Economics*, 60, 919–940. <https://doi.org/10.1007/s00181-019-01767-5>
- Asplund, M., Richard, F. & Wilander, F. (2007).** Demand and distance: Evidence on cross-border shopping. *Journal of Public Economics*, 91(1-2), 141–157. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2006.05.006>

- Beatty, T. K. M., Larsen, E. R. & Sommervoll, D. E. (2009).** Driven to drink: Sin taxes near a border. *Journal of Health Economics*, 28, 1175–1184. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2009.08.002>
- Bègue, L. (2012).** Conduites agressives et alcoolisation. *Economie et Statistique*, 448–449, 177–190. <https://doi.org/10.3406/estat.2011.9757>
- Bonaldi, C. & Hill, C. (2019).** La mortalité attribuable à l'alcool en France en 2015. *Bulletin Épidémiologique Hebdomadaire*, 5-6, 97–108. http://invs.santepubliquefrance.fr/beh/2019/5-6/2019_5-6_2.html
- Byrnes, J., Shakeshaft, A., Petrie, D & Doran, C. M. (2016).** Is response to price equal for those with higher alcohol consumption? *European Journal of Health Economics*, 17, 23–29. <https://doi.org/10.1007/s10198-014-0651-z>
- Caillavet, F., Darmon, N., Léoile, F. & Nichèle, V. (2019).** Quatre décennies d'achats alimentaires : évolutions des inégalités de qualité nutritionnelle en France, 1971-2010. *Economie et Statistique*, 513, 69–89. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2019.513.2003>
- Calcott, P. (2019).** Minimum unit prices for alcohol. *Journal of Health Economics*, 66, 18–26. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2019.04.007>
- Carbonnier, C. (2013).** Pass-through of per unit and ad valorem consumption taxes: evidence from alcoholic beverages in France. *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 13, 837–863. <https://doi.org/10.1515/bejeap-2013-0047>
- Cubertafond, M. (2015).** *Entreprendre dans le vin : stratégies 360° pour réussir sur le marché mondial du vin*. Paris: Eyrolles.
- Diamond, P. A. (1973).** Consumption Externalities and Imperfect Corrective Pricing. *The Bell Journal of Economics and Management Science*, 526–538. <https://doi.org/10.2307/3003052>
- Dubois, P., Griffith, R. & O'Connell, M. (2022).** The Use of Scanner Data for Economics Research. *Annual Review of Economics*, 14, 723–745. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-051520-024949>
- Gallet, C. A. (2007).** The demand for alcohol: A meta-analysis of elasticities. *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 51, 121–135. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8489.2007.00365.x>
- Griffith, R., O'Connell, M. & Smith, K. (2019).** Tax design in the alcohol market. *Journal of Public Economics*, 172, 20–35. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2018.12.005>
- Hindriks, J. & Serse, V. (2019).** Heterogeneity in the tax pass-through to spirit retail prices: Evidence from Belgium. *Journal of Public Economics*, 176, 142–160. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2019.06.009>
- Inserm (2021).** *Réduction des dommages associés à la consommation d'alcool*. Collection Expertise collective. Montrouge : EDP Sciences, XII–723. <https://www.ipubli.inserm.fr/handle/10608/10638>
- Jusot, F., Tubeuf, S. & Trannoy, A. (2013).** Circumstances and efforts: How important is their correlation for the measurement of inequality of opportunity in health? *Health Economics*, 22, 1470–1495. <https://doi.org/10.1002/hec.2896>
- Kopp, P. (2015).** *Le coût social des drogues en France*. Saint-Denis: Observatoire Français des Drogues et des Toxicomanies. <https://www.ofdt.fr/publications/collections/etudes-et-recherches/2015/le-cout-social-des-drogues-en-france-decembre-2015/>
- Kopp, P. (2023).** *Le coût social des drogues : estimation en France en 2019*. Saint-Denis: Observatoire Français des Drogues et des Tendances addictives. <https://www.ofdt.fr/publications/collections/methode/le-cout-social-des-drogues-estimation-en-france-en-2019/>
- Llopis, E. J., O'Donnell, A. & Anderson, P. (2021).** Impact of price promotion, price, and minimum unit price on household purchases of low and no alcohol beers and ciders: Descriptive analyses and interrupted time series analysis of purchase data from 70,303 British households, 2015–2018 and first half of 2020. *Social Science & Medicine*, 270, 113690. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2021.113690>
- Mété, D. (2017).** Fiscalité des rhums traditionnels en outre-mer et santé publique : l'exemple de l'île de La Réunion. *Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique*, 65, 443–452. <https://doi.org/10.1016/j.respe.2017.06.003>
- Nelson, J. P. (2013).** Meta-analysis of alcohol price and income elasticities with corrections for publication bias. *Health Economics Review*, 3, 17. <https://doi.org/10.1186/2191-1991-3-17>
- Nelson, J. P. (2014).** Estimating the price elasticity of beer: Meta-analysis of data with heterogeneity, dependence, and publication bias. *Journal of Health Economics*, 33, 180–187. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2013.11.009>
- Nelson, J. P. (2015).** Binge drinking and alcohol prices: A systematic review of age-related results from econometric studies, natural experiments and field studies. *Health Economics Review*, 5, 6. <https://doi.org/10.1186/s13561-014-0040-4>
- Nourrisson, D. (1990).** *Le buveur du XIX^e siècle*. Paris: Albin Michel.

- OCDE (2021).** *Preventing Harmful Alcohol Use*. Paris: OCDE, collection OECD Health Policy Studies. <https://doi.org/10.1787/6e4b4ffb-en>
- OMS (2010).** *Global Strategy to Reduce the Harmful Use of Alcohol*. Genève: Organisation Mondiale de la Santé. <https://www.who.int/publications/i/item/9789241599931>
- Palle, C. (2013).** Le poids économique de l'alcool. In: OFDT (Ed.), *Drogues et addictions, données essentielles*, Ch. 7. Paris: OFDT. <http://www.ofdt.fr/BDD/publications/docs/da13tra.pdf>
- Pryce, R., Hollingsworth, B. & Walker, I. (2019).** Alcohol quantity and quality price elasticities: Quantile regression estimates. *European Journal of Health Economics*, 20, 439–454. <https://doi.org/10.1007/s10198-018-1009-8>
- Ren, Y., Chase, E., d'Almeida, T., Allègre, J., Latino-Martel, P., Deschamps, V., Arwidson, P., Etilé, F., Hercberg, S., Touvier, M. & Julia, C. (2021).** Modelling the number of avoidable new cancer cases in France attributable to alcohol consumption by following official recommendations: a simulation study. *Addiction*, 116, 2316–2325. <https://doi.org/10.1111/add.15426>
- Richard, J.-B., Palle, C., Guignard, R., Nguyen-Thanh, V., Beck, F. & Arwidson, P. (2015).** La consommation d'alcool en France en 2014. *Évolutions*, 32, 1–6. <https://www.santepubliquefrance.fr/determinants-de-sante/alcool/documents/article/la-consommation-d-alcool-en-france-en-2014>
- Ruhm, C. J., Jones, A. S., McGeary, K. A., Kerr, W. C., Terza, J. V., Greenfield, T. K. & Pandian, R. S. (2012).** What U.S. data should be used to measure the price elasticity of demand for alcohol? *Journal of Health Economics*, 31, 851–862. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2012.08.002>
- Ruiz, N. & Trannoy, A. (2008).** Le caractère régressif des taxes indirectes : les enseignements d'un modèle de micro-simulation. *Economie et Statistique*, 413, 21–46. <https://doi.org/10.3406/estat.2008.7034>
- Shang, C., Ngo, A. & Chaloupka, F. J. (2020).** The pass-through of alcohol taxes to prices in OECD countries. *European Journal of Health Economics*, 21, 855–867. <https://doi.org/10.1007/s10198-020-01177-w>
- Sharma, A., Etilé, F. & Sinha, K. (2016).** The effect of introducing a minimum price on the distribution of alcohol purchase: a counterfactual analysis. *Health Economics*, 25, 1182–1200. <https://doi.org/10.1002/hec.3388>
- Shrestha, V. (2015).** Estimating the price elasticity of demand for different levels of alcohol consumption among young adults. *American Journal of Health Economics*, 1, 224–254. https://doi.org/10.1162/AJHE_a_00013
- Shrestha, V. & Markowitz, S. (2016).** The pass-through of beer taxes to prices: Evidence from state and federal tax changes. *Economic Inquiry*, 54, 1946–1962. <https://doi.org/10.1111/ecin.12343>
- Spach, M. (2016).** Enjeux économiques et politiques publiques de lutte contre la consommation nocive d'alcool en France. *Santé Publique*, 28, 461–470. <https://doi.org/10.3917/spub.164.0461>
- Wagenaar, A. C., Salois, M. J. & Komro, K. A. (2009).** Effects of beverage alcohol price and tax levels on drinking: A meta-analysis of 1003 estimates from 112 studies. *Addiction*, 104, 179–190. <https://doi.org/10.1111/j.1360-0443.2008.02438.x>
- Wilson, L. B., Pryce, R., Angus, C., Hiscock, R., Brennan, A. & Gillespie, D. (2021).** The effect of alcohol tax changes on retail prices: how do on-trade alcohol retailers pass through tax changes to consumers? *European Journal of Health Economics*, 22, 381–392. <https://doi.org/10.1007/s10198-020-01261-1>
- Xuan, Z., Babor, T. F., Naimi, T.S., Blanchette, J. G. & Chaloupka, F. J. (2016).** Comment on “binge drinking and alcohol prices. *Health Economics Review*, 6, 4. <https://doi.org/10.1186/s13561-016-0082-x>
- Zhen, C., Taylor, J. L., Muth, M. K. & Leibtag, E. (2009).** Understanding differences in self-reported expenditures between household scanner data and diary survey data: A comparison of Homescan and consumer expenditure survey. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 31, 470–492. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9353.2009.01449.x>

Les stéréotypes de genre en Europe

Gender Stereotypes in Europe

Clotilde Coron*

Résumé – Les stéréotypes de genre sont le plus souvent représentés sous la forme d’une échelle unidimensionnelle, allant d’une vision traditionnelle à une vision égalitaire, ce qui ne rend pas bien compte de la complexité du corpus de représentations sur le genre. À partir de l’enquête européenne *European Values Study* de 2017 enrichie d’indicateurs décrivant les pays en matière d’égalité entre les femmes et les hommes, l’apport de cet article est double. Tout d’abord, il montre que les stéréotypes de genre sur la séparation entre sphère privée et sphère professionnelle peuvent être représentés en deux dimensions, l’une correspondant à une adhésion globale à ces stéréotypes et renvoyant donc à l’approche dominante dans la littérature, et l’autre correspondant à une adhésion aux stéréotypes sur le rôle de la mère en particulier. Ensuite, il estime les déterminants individuels et nationaux de l’adhésion à ces deux dimensions et montre que les différences entre pays sont moindres sur la seconde dimension.

Abstract – *Gender stereotypes are most often represented in the form of a one-dimensional scale, ranging from a traditional view to an egalitarian view, which does not adequately reflect the complexity of the corpus of representations on gender. Using the 2017 European Values Study, which has a breadth of indicators describing countries in terms of equality between women and men, the contribution of this article is twofold. First of all, it shows that gender stereotypes relating to the separation between the private and professional spheres can be represented in two dimensions, one corresponding to an overall adherence to these stereotypes and therefore pertaining to the dominant approach in the literature, and the other corresponding to an adherence to stereotypes relating to the role of the mother in particular. Then, the article estimates the individual and national factors that determine adherence to those two dimensions and shows that the differences between countries are smaller in the second dimension.*

JEL : J16, M12, O52

Mots-clés : stéréotypes, genre, Europe, analyse statistique

Keywords: stereotypes, gender, Europe, statistical analysis

*Université Paris-Saclay (RITM). Correspondance : clotilde.coron@universite-paris-saclay.fr

Reçu en février 2023, accepté en décembre 2023.

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

Citation: Coron, C. (2023). Gender Stereotypes in Europe. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 541, 33–53. doi: 10.24187/ecostat.2023.541.2106

Le rôle des stéréotypes de genre dans les inégalités entre femmes et hommes est central. Notamment, les stéréotypes influent à la fois sur les comportements des individus par rapport à leur travail (Carrère *et al.*, 2006), sur l'importance que les femmes et les hommes attachent au travail et à la sphère professionnelle (Gaunt & Benjamin, 2007), mais aussi sur la façon dont ces comportements sont perçus au sein des organisations (Pigeyre & Vernazobres, 2013).

Nous nous intéressons ici principalement aux stéréotypes de genre liés au modèle de « monsieur gagne-pain ». La question de la mesure et de la représentation de ces stéréotypes constitue un enjeu central (Davis & Greenstein, 2009), mais est peu questionnée dans la recherche existante. En effet, la majeure partie des recherches qui s'intéressent au rôle des stéréotypes de genre les représentent sous la forme d'une échelle unidimensionnelle, allant d'une vision dite « traditionnelle » du genre, dans laquelle les comportements attendus de la part des femmes et des hommes sont très différenciés, les femmes étant cantonnées à la sphère domestique et familiale et les hommes à la sphère publique et professionnelle, à une vision égalitaire du genre, dans laquelle les comportements ne sont pas différenciés en fonction du sexe (Vespa, 2009). Or, un article récent a montré que cette représentation sous forme unidimensionnelle masquait le fait que les stéréotypes de genre ne forment pas un corpus de croyances homogènes, et que l'adhésion d'un individu à une de ces croyances ou représentations n'allait pas automatiquement de pair avec l'adhésion à toutes les représentations stéréotypées qui constituent l'idéologie sous-jacente au modèle de « monsieur gagne-pain » (Grunow *et al.*, 2018). Notre article cherche donc tout d'abord à proposer une autre représentation des stéréotypes de genre, tenant compte d'une possible multidimensionalité.

La prévalence des stéréotypes de genre varie en fonction d'un grand nombre de déterminants, à la fois liés à l'individu (Braun & Scott, 2009 ; Depoilly, 2017), à ses parents (Donnelly *et al.*, 2016), mais aussi aux cultures nationales et à la situation des pays en matière d'égalité entre femmes et hommes (Beblo & Görges, 2018). Cependant, à notre connaissance, aucune étude n'a cherché à mesurer le poids du niveau national dans la variation de l'adhésion aux stéréotypes de genre, ni à identifier de façon conjointe les déterminants individuels et nationaux de l'adhésion aux stéréotypes de genre.

Cet article vise donc à proposer une nouvelle représentation des stéréotypes de genre, selon plusieurs dimensions. Il cherche aussi à identifier les déterminants individuels et nationaux des stéréotypes de genre. Pour cela, il se fonde sur les données issues de l'enquête européenne *European Values Study*, qui offre un échantillon représentatif d'individus. En nous appuyant sur une analyse en composantes principales, nous montrons que les stéréotypes de genre liés au modèle de « monsieur gagne-pain » peuvent se décliner en deux dimensions, l'une sur une adhésion globale aux stéréotypes correspondant donc à l'approche dominante dans la littérature, et l'autre sur le rôle de la mère. Ensuite, l'utilisation de modèles multiniveaux nous permet, entre autres, de constater que le poids du niveau national dans la variance de l'adhésion aux stéréotypes est beaucoup plus faible sur la seconde dimension que sur la première.

La suite de l'article est structurée de la façon suivante. La section 1 présente la littérature existant sur la façon de mesurer les stéréotypes de genre et sur leurs déterminants. La section 2 décrit les données et la méthodologie utilisées. La section 3 expose les principaux résultats, tout d'abord sur la façon de représenter et mesurer les stéréotypes de genre (résultats de l'analyse en composantes principales), ensuite sur les déterminants des stéréotypes (résultats des modèles économétriques multiniveaux). Enfin, la section 4 discute les résultats au regard de la littérature existante.

1. Revue de la littérature

Cette première section dresse un état des lieux des connaissances sur les stéréotypes de genre et sur leurs déterminants.

1.1. Les stéréotypes de genre : de quoi parle-t-on ?

Les stéréotypes de genre renvoient aux représentations et croyances sur les différences entre femmes et hommes, à la fois en matière d'aspirations, de comportements et de compétences (Lefkofridi *et al.*, 2019). Ils sont à la fois descriptifs (portant sur ce que les femmes et les hommes sont supposés être) et prescriptifs (portant sur ce que les femmes et les hommes doivent être) (Heilman, 2012). Ils sont intériorisés très tôt par les individus, dès l'enfance, entre autres par le biais de la socialisation (Duru-Bellat, 2008 ; 2017 ; Glaude, 2006). Ces stéréotypes ne concernent pas uniquement la sphère professionnelle : ils peuvent porter par exemple sur la manière dont les femmes et les

hommes sont supposés dépenser leur argent ou passer leur temps (Champagne *et al.*, 2015), ou encore sur les aptitudes supposées chez les filles et les garçons, puis chez les femmes et chez les hommes (Cvencek *et al.*, 2011).

Nous nous intéressons ici plus spécifiquement à la définition et à l'opérationnalisation dans la recherche des stéréotypes de genre sous-jacents au modèle de « monsieur gagne-pain », dans lequel une famille est supposée dépendre des revenus du père de famille. Ce modèle s'est développé dans les classes moyennes avant de s'étendre aux classes ouvrières au milieu du XX^e siècle (Creighton, 1996), et a servi pendant longtemps de justification aux inégalités salariales (Downs, 2006 ; Meron & Silvera, 2006). Même si le modèle traditionnel de la famille avec une mère au foyer et un père principal pourvoyeur de revenu est devenu minoritaire dans la plupart des pays européens, l'idée que le salaire de l'homme est le principal revenu reste répandue (Coron & Schmidt, 2022) et les tâches domestiques restent très inégalement partagées. Cela peut expliquer ou s'expliquer par la persistance des stéréotypes constitutifs de ce modèle (Brousse, 2015 ; Charles & James, 2005). Ces stéréotypes (qualifiés dans la suite de ce texte de « stéréotypes de genre ») renvoient globalement à l'idée que les femmes sont mieux placées et plus compétentes pour gérer les aspects de la vie familiale et domestique, et les hommes pour gérer la vie professionnelle et la carrière (Gaunt & Benjamin, 2007 ; Lee, 2006). Il s'agit donc de stéréotypes descriptifs et prescriptifs, qui portent sur les souhaits respectifs des femmes et des hommes (les souhaits des femmes étant supposés orientés vers la sphère domestique, ceux des hommes vers la sphère professionnelle) ; leurs comportements (priorisation entre vie familiale et vie professionnelle par exemple) ; et leurs compétences (compétences pour gérer un foyer et s'occuper d'enfants chez les femmes versus compétences professionnelles chez les hommes) (Cha & Thébaud, 2009).

Shannon Davis et Theodore Greenstein (2009) ont étudié les différentes tentatives menées dans la recherche anglophone pour mesurer ces stéréotypes de genre. Leur article souligne tout d'abord que la plupart de ces stéréotypes se fondent avant tout sur une distinction entre la sphère du travail rémunéré et la sphère domestique (du travail non rémunéré). Plus précisément, il identifie plusieurs catégories de représentations qui peuvent donner lieu à des stéréotypes de genre, incluant par exemple l'idée que les femmes ont des aspirations intrinsèquement différentes de celles des hommes, ou encore que les femmes

et les hommes ont des compétences différentes. Cependant, il acte aussi le fait que, le plus souvent, les stéréotypes de genre sont finalement représentés et opérationnalisés sous forme d'une échelle unidimensionnelle, ou encore d'un continuum, entre une vision traditionnelle et une vision égalitaire, ce qui est en effet repris massivement dans la recherche, anglo-saxonne notamment, s'intéressant aux stéréotypes de genre (Carriero & Todesco, 2018 ; Gaunt & Benjamin, 2007).

Pourtant, les stéréotypes sous-jacents au modèle de « monsieur gagne-pain » forment un corpus qui semble plus complexe, avec de potentielles ambivalences (Glick & Fiske, 1997). Par exemple, le fait d'adhérer à un principe d'égalité dans le partage des soins aux enfants ne va pas forcément toujours de pair avec le fait de se positionner en faveur de l'égalité des revenus. De la même façon, la division sexuée du travail rémunéré (Giraud & Rémy, 2013) et le partage sexué des tâches domestiques chez les couples hétérosexuels (Champagne *et al.*, 2015 ; Champeaux & Marchetta, 2022) persistent, y compris au sein des couples à double carrière.

Ainsi, un article récent, s'appuyant sur l'enquête *European Values Study* de 2008 restreinte à huit pays, a proposé une modélisation des stéréotypes de genre sous forme de « classes », correspondant à différents profils de stéréotypes de genre : égalitaire, essentialisme égalitaire, parentalité intensive, traditionnelle modérée et traditionnelle (Grunow *et al.*, 2018).

Une autre manière de représenter les stéréotypes de genre consiste à identifier des « dimensions » sous-jacentes à ces stéréotypes, chacune de ces dimensions donnant lieu à une échelle sur laquelle on peut positionner les individus. C'est ce que notre article cherche à proposer, en s'appuyant sur des données plus récentes (2017) de la même enquête *European Values Study*.

1.2. Les déterminants individuels et nationaux des stéréotypes de genre

L'intériorisation des stéréotypes de genre est influencée par différents niveaux, notamment l'environnement immédiat de l'individu (ses caractéristiques personnelles, mais aussi les caractéristiques de ses parents), mais aussi le contexte national (Dhar *et al.*, 2019).

Ainsi, des études ont montré que les femmes avaient généralement une vision plus égalitaire du genre que les hommes (Braun & Scott, 2009 ; Papuchon, 2017). Des recherches ont montré une diminution lente mais continue de la prévalence

des stéréotypes de genre au fil du temps, indiquant ainsi qu'il pouvait exister, outre un effet d'âge (les personnes les plus jeunes étant moins en accord avec une vision stéréotypée du genre) un effet de génération (Braun & Scott, 2009 ; Donnelly *et al.*, 2016). Le niveau de diplôme joue également un rôle, les personnes les plus diplômées ayant en moyenne une vision moins stéréotypée du genre dans de nombreux pays (Braun & Scott, 2009 ; Papuchon, 2017), et une moins grande acceptation des inégalités de genre (Parodi, 2010). Ces différences se retrouvent selon les catégories socioprofessionnelles, les stéréotypes de genre et la division sexuée du travail et des tâches étant souvent plus marqués dans les milieux populaires (Pasquier, 2021).

Les déterminants liés aux parents ont également été mis en avant, et concernent à la fois les représentations sur le genre et les comportements de ces derniers (Halpern & Perry-Jenkins, 2016 ; Platt & Polavieja, 2016). Dhar *et al.* (2019) ont par exemple montré que les stéréotypes de genre se transmettent de génération en génération au sein des familles, ce qui peut être rapproché du fait que les stéréotypes de genre se diffusent entre autres par le biais de la socialisation, processus dans lequel les parents jouent un rôle clé. Ce sont aussi les comportements familiaux, et en particulier leur dimension égalitaire ou au contraire traditionnelle (dans la répartition des tâches domestiques et du travail rémunéré chez les parents notamment), qui jouent sur l'adhésion aux stéréotypes de genre. En particulier, les enfants de mères qui travaillent ont généralement une vision plus égalitaire que les enfants de mères au foyer (Donnelly *et al.*, 2016). Plus globalement, puisque l'adhésion aux stéréotypes de genre varie en fonction des caractéristiques socioéconomiques et que les stéréotypes de genre des parents se transmettent au moins en partie aux enfants, les caractéristiques socioéconomiques des parents peuvent également influencer sur l'adhésion d'un individu aux stéréotypes de genre (Davis & Greenstein, 2009).

Les comparaisons internationales en matière de stéréotypes de genre ont dans l'ensemble montré de grandes variations entre les pays (Braun & Scott, 2009). De fait, le niveau national joue un rôle important : la culture et les institutions forgent en partie le rapport des femmes et des hommes au genre, mais aussi aux sphères personnelle, familiale, et professionnelle (Beblo & Görge, 2018). Gwenaëlle Perrier et Isabelle Engeli (2015) montrent par exemple que la représentation de ce qu'est une « bonne mère » varie beaucoup d'un pays à l'autre, en fonction notamment des politiques en matière de garde

d'enfants. Des politiques familiales mettant en place des systèmes de garde performants pour les enfants en bas âge contribuent à réduire les stéréotypes supposant qu'être une bonne mère est incompatible avec le fait de s'investir dans la sphère professionnelle. La situation des pays en matière d'égalité femmes-hommes peut aussi contribuer aux représentations des individus sur le genre. Au-delà des politiques publiques et de la situation des pays en matière d'égalité, la dimension nationale est importante à prendre en compte aussi parce que les cultures nationales diffusent plus ou moins de stéréotypes de genre, et pas forcément toutes les mêmes stéréotypes (Ashwin & Isupova, 2018 ; Beblo & Görge, 2018).

2. Méthodologie

Cet article se fonde essentiellement sur les données de l'enquête européenne *European Values Study* (EVS) de 2017 (section 2.1), et mobilise une analyse en composantes principales pour déterminer les principales dimensions des stéréotypes de genre, puis des modèles économétriques multiniveaux pour décrire les variations des stéréotypes de genre selon les caractéristiques individuelles et nationales (section 2.2).

2.1. Données mobilisées

L'enquête *European Values Study* est réalisée régulièrement depuis 1981 dans les pays européens et fournit un échantillon conséquent d'individus (de 18 ans et plus). Quatre pays (Arménie, Azerbaïdjan, Géorgie et Russie) présents dans l'échantillon de l'enquête de 2017 n'ont pas été retenus dans notre analyse du fait de leur position géographique aux frontières de l'Europe. Les données sont fournies avec des pondérations qui permettent d'extrapoler les résultats à l'ensemble de la population, aux niveaux national et européen (encadré 1).

Cette enquête comporte plusieurs questions relatives aux stéréotypes de genre. Notamment, les individus doivent donner leur degré d'accord avec chacune des huit affirmations suivantes :

- « Quand une mère a un emploi, les enfants en souffrent. »
- « En général, quand la femme a un emploi à plein temps, la vie de famille en souffre. »
- « Avoir un travail, c'est bien, mais ce que la plupart des femmes veulent vraiment, c'est un foyer et des enfants. »
- « Le travail d'un homme, c'est de gagner de l'argent, celui d'une femme de s'occuper de la maison et de la famille. »

- « En général, les hommes s'avèrent être de meilleurs dirigeants politiques que les femmes. »
- « En général, les hommes s'avèrent être de meilleurs dirigeants d'entreprise que les femmes. »
- « Faire des études universitaires est plus important pour un garçon que pour une fille. »
- « Quand les emplois sont rares, un homme a plus droit à un travail qu'une femme. »

ENCADRÉ 1 – L'enquête *European Values Study* de 2017

L'enquête *European Values Study* est une enquête européenne de grande envergure sur les comportements, opinions et valeurs des Européens. Elle est réalisée environ tous les neuf ans depuis 1981 auprès d'Européens âgés de 18 ans et plus, résidant dans un des pays couverts par l'enquête. La dernière vague d'enquête (EVS 2017) a été conduite en 2017-2018.

Le questionnaire de l'enquête est administré en face-à-face et aborde des thèmes très variés : famille, travail, politique, morale, croyances, représentations sur le genre.

Chaque pays doit fournir un échantillon d'au moins 1 000 individus (1 200 pour les plus gros pays). La base de données est fournie avec des pondérations qui permettent de redresser les données et d'obtenir des résultats représentatifs aux niveaux national et/ou international. Ainsi, la base est fournie avec des poids de calibration, qui tiennent compte de l'âge, du sexe, de la région (d'après la Nomenclature des unités territoriales statistiques, NUTS) et du niveau d'éducation, ainsi qu'avec des poids de population, qui visent à extrapoler les poids de calibration en fonction de la population des pays. Pour analyser des différences entre pays et raisonner au niveau international, il faut multiplier les poids de calibration par les poids de population.

Le tableau A donne la répartition des 49 172 individus interrogés par pays.

Tableau A – Échantillon de l'enquête *European Values Study*

Pays	Nombre d'individus
Albanie	1 435
Allemagne	2 170
Autriche	1 644
Biélorussie	1 548
Bosnie-Herzégovine	1 724
Bulgarie	1 558
Croatie	1 487
Danemark	3 362
Espagne	1 209
Estonie	1 304
Finlande	1 199
France	1 870
Grande-Bretagne	1 788
Hongrie	1 514
Islande	1 624
Italie	2 277
Lituanie	1 448
Macédoine du Nord	1 117
Monténégro	1 003
Norvège	1 122
Pays-Bas	2 404
Pologne	1 352
Portugal	1 215
République tchèque	1 811
Roumanie	1 613
Serbie	1 499
Slovaquie	1 432
Slovénie	1 075
Suède	1 194
Suisse	3 174

Source et champ : EVS 2017. Personnes âgées de 18 ans et plus.

Ces affirmations représentent des stéréotypes de genre courants, et sont celles qui sont le plus souvent utilisées (parfois avec des formulations un peu différentes) par les chercheurs pour mesurer les stéréotypes de genre sous-jacents au modèle de « monsieur gagne-pain » sous forme d'échelle unidimensionnelle (Davis & Greenstein, 2009 ; Grunow *et al.*, 2018). L'adhésion moyenne à chacun de ces stéréotypes dans les 30 pays retenus pour l'analyse est indiquée dans les tableaux 1a et 1b¹.

L'affirmation qui recueille le plus d'assentiment est « En général, quand la femme a un emploi à plein temps, la vie de famille en souffre. » (43.5 % des Européens sont tout à fait d'accord ou plutôt d'accord), suivie par « Avoir un travail, c'est bien, mais ce que la plupart des femmes veulent vraiment, c'est un foyer et des enfants. » (42.1 % sont tout à fait d'accord ou plutôt d'accord). À l'inverse, l'affirmation qui recueille le moins d'assentiment est « Faire des études universitaires est plus important pour un garçon que pour une fille. » (seuls 8.0 % sont tout à fait d'accord ou plutôt d'accord), suivie par « Quand les emplois sont rares, un homme a plus droit à un travail qu'une femme. » (15.5 % sont tout à fait d'accord ou plutôt d'accord, sachant que l'échelle est sur cinq modalités, contre

quatre modalités pour les autres affirmations). Autrement dit, les stéréotypes les plus répandus portent sur l'idée que l'emploi à temps plein est difficilement compatible avec une vie de famille pour les femmes, et sur l'idée que les femmes ont intrinsèquement des désirs différents de ceux des hommes, plus orientés vers le foyer et la vie domestique et moins vers la sphère professionnelle. À l'inverse, les stéréotypes les moins répandus portent sur la justification des inégalités (dans l'accès à l'éducation et l'accès à l'emploi), ce qui rejoint les conclusions d'études précédentes montrant que les inégalités entre femmes et hommes sont de plus en plus considérées comme injustifiées (Parodi, 2010).

Pour ce qui est des déterminants individuels, nous avons retenu les caractéristiques socio-démographiques dont la littérature a montré qu'elles étaient corrélées avec l'adhésion aux stéréotypes de genre (cf. section 1.2),

1. Certaines de ces affirmations portent uniquement sur les femmes (par exemple, « Quand une mère a un emploi, les enfants en souffrent »), d'autres à la fois sur les femmes et les hommes (par exemple, « En général, les hommes s'avèrent être de meilleurs dirigeants politiques que les femmes »). Cela limite peut-être la comparaison sur la prégnance des différents stéréotypes et entre les différents pays. Cependant, il faut souligner que, dans le protocole EVS, l'ensemble des affirmations du tableau 1a sont montrées en un seul bloc (sous forme d'une « carte ») à la personne interviewée, qui peut donc comprendre l'ensemble de ces questions comme un bloc sur le genre et les différences femmes-hommes.

Tableau 1a – Adhésion moyenne à chaque stéréotype de genre

	Pas du tout d'accord (%)	Plutôt pas d'accord (%)	Plutôt d'accord (%)	Tout à fait d'accord (%)
« Quand une mère a un emploi, les enfants en souffrent. »	20.7	43.7	27.4	8.2
« En général, quand la femme a un emploi à plein temps, la vie de famille en souffre. »	18.6	37.9	32.4	11.1
« Avoir un travail, c'est bien, mais ce que la plupart des femmes veulent vraiment, c'est un foyer et des enfants. »	19.2	38.7	32.1	10.0
« Le travail d'un homme, c'est de gagner de l'argent, celui d'une femme de s'occuper de la maison et de la famille. »	34.9	39.1	17.9	8.0
« En général, les hommes s'avèrent être de meilleurs dirigeants politiques que les femmes. »	38.5	42.7	14.4	4.4
« En général, les hommes s'avèrent être de meilleurs dirigeants d'entreprise que les femmes. »	41.9	42.2	12.9	3.1
« Faire des études universitaires est plus important pour un garçon que pour une fille. »	51.6	40.4	6.0	2.0

Source et champ : EVS 2017. Personnes âgées de 18 ans et plus, résidant dans l'un des 30 pays européens retenus pour l'analyse (cf. encadré 1).

Tableau 1b – Adhésion moyenne au stéréotype sur les emplois

	Pas du tout d'accord (%)	Plutôt pas d'accord (%)	Ni d'accord, ni pas d'accord (%)	Plutôt d'accord (%)	Tout à fait d'accord (%)
« Quand les emplois sont rares, un homme a plus droit à un travail qu'une femme. »	35.6	34.7	14.2	10.1	5.4

Source et champ : EVS 2017. Personnes âgées de 18 ans et plus, résidant dans l'un des 30 pays européens retenus pour l'analyse (cf. encadré 1).

notamment, le sexe, l'âge, le niveau d'études et la catégorie socioprofessionnelle. Dans l'enquête EVS, le sexe est codé en deux catégories (femme/homme) et l'âge en six catégories (15-24, 25-34, 35-44, 45-54, 55-64, 65 ans et plus). L'enquête distingue huit niveaux d'études (inférieur à la primaire, primaire, collège, lycée, post-secondaire non tertiaire, formations universitaires courtes, licence, master et plus). La catégorie socioprofessionnelle (codée par l'enquêteur sur la base de la description que la personne interrogée donne de son emploi) est décrite selon dix modalités issues de la *European socio-economic classification* (cadres de direction, managers intermédiaires, professions intermédiaires, indépendants, agriculteurs, contremaîtres, ouvriers qualifiés, employés, ouvriers non qualifiés, personnes n'ayant jamais eu d'emploi – sachant que nous avons dû interpréter la nomenclature utilisée et la traduire dans des catégories françaises, voir tableau A1-1 de l'annexe 1 pour la correspondance).

Nous avons aussi mobilisé certaines caractéristiques des parents. Même si la littérature existante s'est principalement centrée sur le statut d'emploi de la mère (Donnelly *et al.*, 2016), nous avons pris en compte le niveau d'études du père, celui de la mère, le statut d'emploi du père et celui de la mère lorsque l'interviewé avait 14 ans (salarié, non salarié, sans emploi), et la catégorie socioprofessionnelle du parent qui gagnait le plus d'argent quand l'interviewé avait 14 ans (en distinguant dix catégories : professions intellectuelles supérieures, métiers de direction, employés de bureau, métiers de la vente, métiers des services, contremaîtres et ouvriers qualifiés, ouvriers semi-qualifiés, ouvriers non qualifiés, ouvriers agricoles, agriculteurs exploitants). Pour cette dernière variable, c'est l'interviewé qui choisit la catégorie dans une liste proposée par l'enquêteur, nous avons donc repris les modalités de la liste de la version française du questionnaire (voir tableau A1-2 de l'annexe 1 pour la correspondance avec les modalités de la version anglaise du questionnaire). Il nous a semblé intéressant de mesurer l'effet de caractéristiques liées au père. En effet, la littérature a par exemple montré que le chômage des hommes pouvait en partie contribuer à une remise en cause du modèle de « monsieur gagne-pain » et ainsi de certains stéréotypes de genre associés (Charles & James, 2005).

Nous avons complété notre analyse en utilisant des variables nationales sur la situation des différents pays en matière d'égalité entre les femmes et les hommes, qui peuvent avoir des effets sur les représentations en matière de genre

(Perugini & Vladislavljević, 2019), mais aussi sur les politiques publiques en la matière, dont l'importance est soulignée par d'autres travaux (Hook, 2006 ; Orloff, 1993).

La base « *Gender, Institutions and Development Database* » de 2014 produite par l'OCDE² a permis de récupérer les informations suivantes : ratio du temps passé par les femmes au travail domestique rapporté au temps passé par les hommes et existence de lois sur les droits économiques des femmes (2 modalités, selon le degré de contrainte de ces lois). Nous avons également utilisé l'indice d'inégalité de genre proposé par le PNUD (Programme des Nations Unies pour le Développement), visant à mesurer de façon synthétique les inégalités entre les genres dans le développement et les progrès, et qui incorpore notamment le taux de mortalité maternelle, le taux de naissances chez les adolescentes, le taux de représentation parlementaire, les différences genrées de scolarisation et de taux d'activité. Pour cette source, les données datent de 2015. Nous avons enfin mobilisé des variables ayant trait aux politiques publiques en matière de parentalité, issues de la « *OECD Family database* », en retenant les années pour lesquelles les données étaient disponibles pour le plus grand nombre de pays, et en faisant l'hypothèse que ces chiffres ont une certaine inertie. Nous avons ainsi inclus les dépenses publiques consacrées aux systèmes de garde d'enfants âgés de 0 à 5 ans (en pourcentage du PIB) en 2014, mais aussi, à l'instar de Hook (2006), le pourcentage d'enfants de 0 à 2 ans inscrits dans des systèmes officiels de garde en 2017, le nombre de semaines du congé de maternité en 2014 et le nombre de semaines du congé de paternité en 2014. Pour les pays hors OCDE, la collecte de données a été faite manuellement, à partir de sites web officiels (UNICEF, PNUD, ...).

2.2. Méthodologie

Tout d'abord, afin de proposer une représentation des stéréotypes de genre selon plusieurs dimensions, nous privilégions une analyse en composantes principales (ACP), du fait du caractère ordonné des variables retenues. Les réponses aux huit questions relatives aux stéréotypes de genre ont en effet été linéarisées de 1 pour « Pas du tout d'accord » à 4 pour « Tout à fait d'accord » (ou 5 pour la question comportant 5 modalités de réponse), en sorte qu'un chiffre plus élevé corresponde à une adhésion plus grande au stéréotype. Les huit variables numériques ainsi obtenues ont ensuite été centrées et réduites.

2. Une telle base de données n'existait pas en 2017. 2014 nous a semblé une date suffisamment proche pour que les évolutions entre les différentes sources de données soient faibles.

L'ACP a permis de faire ressortir deux dimensions principales orthogonales, combinaisons linéaires des huit variables initiales.

Pour chacune des deux dimensions, le score de l'individu i a été calculé de la façon suivante :

$$SCORE_i = CoordS1 \times S1_i + Coords2 \times S2_i + Coords3 \times S3_i + Coords4 \times S4_i + Coords5 \times S5 + Coords6 \times S6 + Coords7 \times S7 + Coords8 \times S8,$$

où $CoordS1$ représente la coordonnée du stéréotype 1 sur la dimension concernée, et $S1_i$ est la réponse de l'individu i pour le stéréotype $S1$. Les formules exactes pour chaque dimension sont données en annexe 3.

Ensuite, afin 1) d'identifier les déterminants individuels et nationaux de l'adhésion à chacune des dimensions, et 2) d'estimer l'importance de la dimension nationale dans la variance de l'adhésion, nous retenons des modèles multiniveaux à effets aléatoires. Les modèles multiniveaux sont adaptés aux données imbriquées (ici, le niveau individuel est imbriqué dans le niveau national). Ils permettent de rendre compte du fait que certains phénomènes peuvent être expliqués à différents niveaux (ici, le niveau individuel et le niveau national) et d'estimer le poids du niveau supérieur dans les variations observées (Givord & Guillermin, 2016 ; Mouillet & Salibekyan, 2019) (encadré 2)³.

3. Résultats

3.1. Des stéréotypes qui se déclinent sur deux dimensions

L'analyse en composantes principales indique que les stéréotypes de genre se déclinent principalement sur deux dimensions (d'après la règle

du coude et la règle de Kaiser), qui captent 67.7 % de l'information (respectivement 52.2 % et 15.4 %, pour des valeurs propres de 4.18 et 1.23). L'annexe 2 donne les contributions et coordonnées des variables sur chacune de ces deux dimensions et quelques précisions méthodologiques complémentaires.

La première dimension se caractérise par un poids quasi équivalent de chacun des huit stéréotypes de genre : leurs contributions sont toutes comprises entre 11 % et 15 %, et leurs coordonnées toutes positives sur l'axe. Autrement dit, cette première dimension correspond à une adhésion globale et quasi indifférenciée aux stéréotypes de genre, soit une représentation assez proche d'une représentation sous forme linéaire des stéréotypes. Ainsi, cette dimension correspond peu ou prou à la représentation dominante dans la littérature et qui oppose d'un côté une vision traditionnelle, dans laquelle les hommes doivent se spécialiser dans la sphère professionnelle notamment parce qu'ils y sont plus compétents, et les femmes dans la sphère domestique, et de l'autre côté une vision égalitaire. Plus précisément, cette dimension accorde cependant un peu plus d'importance aux stéréotypes liées à une forme de spécialisation rationnelle des femmes et des hommes dans des sphères distinctes, sur la base de compétences supposées différentes mais aussi de désirs vus comme intrinsèquement sexués. Ainsi, l'affirmation qui a la contribution la plus forte sur cette dimension 1 (« Le travail d'un homme, c'est de gagner de l'argent,

3. Les résultats des modèles multiniveaux avec les covariables individuelles et nationales et des effets pays aléatoires sont proches de ceux obtenus en estimant des modèles de régression où les effets pays sont des effets fixes.

ENCADRÉ 2 – Les modèles multiniveaux

Les modèles multiniveaux, appelés aussi modèles hiérarchiques, sont utiles quand les données sont structurées en différents niveaux imbriqués les uns dans les autres (ici les individus sont regroupés dans des pays). Ils permettent de mesurer l'importance respective des différents niveaux, ici le niveau individuel et le niveau national (Boutchenik *et al.*, 2015 ; Mouillet & Salibekyan, 2019) Dans ces cas-là, des modèles non hiérarchiques risquent de donner des estimations biaisées (Givord & Guillermin, 2016).

Le modèle à deux niveaux est ainsi modélisé :

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta X_{ij} + \gamma X_j + \alpha_j + u_{ij}$$

où β_0 est une constante, Y_{ij} correspond au score d'adhésion aux stéréotypes pour l'individu i résidant dans le pays j , X_{ij} est un vecteur de covariables de niveau 1 (ici le niveau individuel, par exemple le sexe, le niveau d'études, etc.) pour l'individu i du pays j , X_j est un vecteur de covariables de niveau 2 (ici le niveau national, par exemple l'indice national d'inégalité de genre) pour le pays j , et $\alpha_j + u_{ij}$ correspond aux termes inobservés, décomposés en un terme individuel (u_{ij}) et un terme commun à tous les individus d'un même pays j (α_j). La variance des scores obtenus peut être décomposée en deux parties : une partie intra-pays (*within*) et une partie inter-pays (*between*). Le rapport entre la variance inter-pays et la variance totale reflète alors le poids du niveau national dans la variation des scores obtenus à chacune des dimensions. Ce rapport est appelé coefficient de corrélation intra-classe (ICC). Dans ces modèles multiniveaux, les effets « pays » sont donc aléatoires, ce qui permet d'estimer les coefficients respectifs des variables nationales (qui sont absorbées par l'effet fixe dans les modèles où les effets « pays » sont fixes).

celui d'une femme de s'occuper de la maison et de la famille »), met sur le même pied le travail rémunéré et le travail domestique, en considérant notamment que « s'occuper de la maison et de la famille » constitue un « travail », mais estime que le travail rémunéré doit rester l'apanage des hommes et le travail domestique, non rémunéré, celui des femmes. Cette affirmation renvoie directement à l'idéologie de « monsieur gagne-pain » (Creighton, 1996).

Les deux affirmations ayant la contribution immédiatement inférieure (« En général, les hommes s'avèrent être de meilleurs dirigeants politiques que les femmes », et « En général, les hommes s'avèrent être de meilleurs dirigeants d'entreprise que les femmes ») portent sur les compétences couramment jugées importantes dans la sphère professionnelle (compétences politiques et compétences de direction) et renvoient à une potentielle différence genrée dans la détention ou l'exercice de ces compétences. Ces affirmations se retrouvent dans le paradigme dénommé « *think manager – think male* », qui correspond au fait d'associer les qualités jugées nécessaires à la prise de responsabilités aux hommes (Eagly & Karau, 2002).

Cette première dimension, que nous qualifions de dimension de spécialisation dans la suite du texte, est donc centrée sur la spécialisation genrée des tâches entre sphère domestique et sphère professionnelle ou publique, et renvoie à une adhésion globale aux stéréotypes de genre sur ce sujet. Elle correspond donc à la représentation dominante dans la littérature existante.

La seconde dimension est constituée principalement par les affirmations suivantes, dans l'ordre de leur contribution à la dimension : « Quand une mère a un emploi, les enfants en souffrent », et « En général, quand la femme a un emploi à plein temps, la vie de famille en souffre ». Ces deux affirmations correspondent à une vision moraliste, dans laquelle l'exercice d'une activité professionnelle pour une femme est perçu comme ayant des retombées négatives sur ses enfants ou sa famille. Ces stéréotypes renvoient donc, d'une part à la souffrance que pourrait potentiellement occasionner une mère ayant un travail chez ses enfants, d'autre part à une supposée incompatibilité entre vie familiale et vie professionnelle (Acker, 1990), et ce pour les mères uniquement (Wynn, 2017). Par ailleurs, il faut noter que sur cette dimension, les stéréotypes sur les différences de compétences professionnelles entre femmes et hommes (« En général, les hommes s'avèrent être de meilleurs dirigeants politiques que les femmes », « En

général, les hommes s'avèrent être de meilleurs dirigeants d'entreprise que les femmes », « Faire des études universitaires est plus important pour un garçon que pour une fille » et « Quand les emplois sont rares, un homme a plus droit à un travail qu'une femme ») se projettent du côté négatif de l'axe, alors que les autres stéréotypes se projettent du côté positif. Cet axe montre donc que l'adhésion aux stéréotypes de genre n'est pas forcément générale : il est possible d'adhérer à certains stéréotypes (ici, sur le rôle de la mère), mais pas à d'autres (ici, sur les différences de compétences).

Cette seconde dimension est donc centrée sur le rôle de la mère et sera qualifiée ainsi dans la suite du texte : elle est centrée sur la façon dont les femmes doivent jouer leur rôle de mère, et sur une apparente incompatibilité entre le fait de bien jouer son rôle de mère et s'investir dans la sphère professionnelle, ce qui renvoie à l'idéologie de la « maternité intensive » (Preisner *et al.*, 2020).

3.2. Des déterminants individuels et nationaux différents selon la dimension

Nous nous penchons à présent sur les déterminants de l'adhésion à chacune de ces deux dimensions. Pour cela, nous restreignons l'échantillon aux individus dont les caractéristiques individuelles les plus importantes (type de métier occupé, profession et catégorie socio-professionnelle des parents, notamment) sont connues, soit un échantillon de 37 627 individus, dont 20 977 femmes et 16 650 hommes (soit 76.5 % de l'échantillon initial).

Nous construisons deux variables (centrées et réduites) correspondant à chacune des deux dimensions (voir annexe 3). Ces deux dimensions sont par construction orthogonales. L'annexe 3 donne les distributions des deux scores sur chacune des deux dimensions. Le tableau 2 donne les scores moyens et les écarts-types selon chacune des caractéristiques individuelles et les figures I et II les scores moyens par pays sur ces deux dimensions.

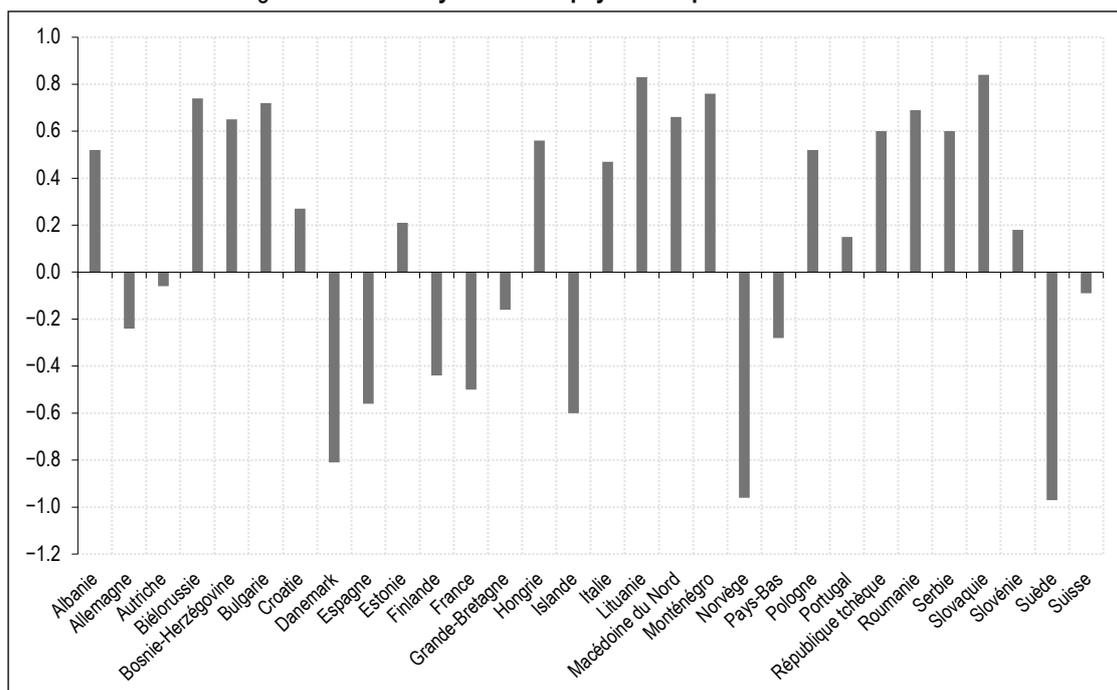
Les résultats sont cohérents avec la littérature (cf. section 1.2) : les femmes, les personnes plus diplômées, les jeunes et les catégories socioprofessionnelles qualifiées adhèrent globalement moins aux stéréotypes de genre (scores moins élevés sur la première dimension). En ce qui concerne les caractéristiques des parents, les personnes dont la mère travaillait ont une vision moins stéréotypée, de même que celles dont les parents font partie des catégories socioprofessionnelles aisées (professions intellectuelles

Tableau 2 – Score moyen (et écart-type) sur les deux dimensions selon les caractéristiques individuelles

	Dimension « Spécialisation »	Dimension « Rôle de la mère »
Ensemble	0.0 (1.0)	0.0 (1.0)
Sexe		
Femme	-0.13 (0.95)	0.13 (0.97)
Homme	0.14 (1.05)	-0.13 (1.02)
Âge		
15-24 ans	-0.28 (0.96)	-0.18 (0.98)
25-34 ans	-0.19 (1.05)	-0.14 (1.03)
35-44 ans	-0.21 (0.97)	0.01 (1.01)
45-54 ans	-0.13 (1.01)	-0.01 (0.99)
55-64 ans	0.09 (0.91)	0.06 (0.95)
65 ans et plus	0.46 (0.93)	0.17 (1.00)
Niveau d'études		
Inférieur primaire	0.66 (1.49)	0.15 (1.66)
Primaire	0.42 (1.44)	0.16 (1.41)
Collège	0.35 (1.22)	0.18 (1.26)
Lycée sans début d'université	0.14 (0.90)	-0.00 (0.95)
Lycée avec début d'université	-0.03 (0.84)	0.02 (0.92)
Université inférieur licence	-0.32 (0.85)	-0.12 (0.86)
Licence	-0.52 (0.76)	-0.21 (0.78)
Master et plus	-0.47 (0.86)	-0.23 (0.84)
Catégorie socioprofessionnelle		
Cadres de direction et managers de haut niveau	-0.38 (0.81)	-0.18 (0.83)
Managers intermédiaires	-0.35 (0.87)	-0.08 (0.90)
Professions intermédiaires	-0.27 (0.92)	0.04 (0.99)
Indépendants	0.25 (1.04)	0.16 (1.05)
Agriculteurs	0.59 (0.99)	0.16 (1.09)
Contremaîtres	-0.03 (0.98)	0.09 (1.08)
Ouvriers qualifiés	0.47 (1.02)	0.01 (1.10)
Employés	-0.04 (0.96)	0.06 (1.01)
Ouvriers non qualifiés	0.47 (1.05)	0.13 (1.14)
N'a jamais eu d'emploi	0.29 (1.12)	0.03 (1.07)
Niveau d'études du père		
Inférieur primaire	0.22 (1.35)	0.07 (1.37)
Primaire	0.21 (1.13)	0.12 (1.11)
Collège	0.16 (0.97)	0.04 (0.98)
Lycée sans début d'université	-0.08 (0.88)	-0.09 (0.89)
Lycée avec début d'université	-0.15 (0.83)	0.01 (0.88)
Université inférieur licence	-0.33 (0.84)	-0.15 (0.94)
Licence	-0.54 (0.78)	-0.23 (0.81)
Master et plus	-0.53 (0.89)	-0.24 (0.93)
Niveau d'études de la mère		
Inférieur primaire	0.24 (1.30)	0.08 (1.32)
Primaire	0.19 (1.10)	0.16 (1.10)
Collège	0.09 (0.93)	0.02 (0.94)
Lycée sans début d'université	-0.12 (0.93)	-0.06 (0.98)
Lycée avec début d'université	-0.19 (0.84)	-0.04 (0.89)
Université inférieur licence	-0.41 (0.91)	-0.42 (0.81)
Licence	-0.59 (0.69)	-0.26 (0.75)
Master et plus	-0.49 (0.93)	-0.25 (0.93)
Statut d'emploi du père		
Salarié	-0.02 (0.99)	-0.03 (0.99)
Non salarié	-0.02 (1.03)	0.11 (1.01)
Sans emploi	0.27 (0.96)	-0.05 (0.96)
Statut d'emploi de la mère		
Salarié	-0.13 (0.93)	-0.11 (0.94)
Non salarié	0.01 (1.01)	0.08 (1.00)
Sans emploi	0.15 (1.08)	0.13 (1.07)
Catégorie socioprofessionnelle des parents		
Professions intellectuelles supérieures	-0.49 (0.85)	-0.22 (0.85)
Direction	-0.59 (0.84)	-0.17 (0.88)
Employés de bureau	-0.27 (0.94)	0.00 (1.00)
Métiers de la vente	-0.23 (0.96)	-0.02 (0.97)
Métiers des services	-0.14 (0.93)	-0.05 (0.94)
Contremaîtres et ouvriers qualifiés	-0.05 (0.95)	0.04 (1.02)
Ouvriers semi-qualifiés	0.11 (1.00)	-0.01 (1.03)
Ouvriers non qualifiés	0.30 (1.03)	0.10 (1.08)
Ouvriers agricoles	0.65 (0.92)	0.09 (0.98)
Agriculteurs exploitants	0.29 (0.93)	0.18 (0.95)

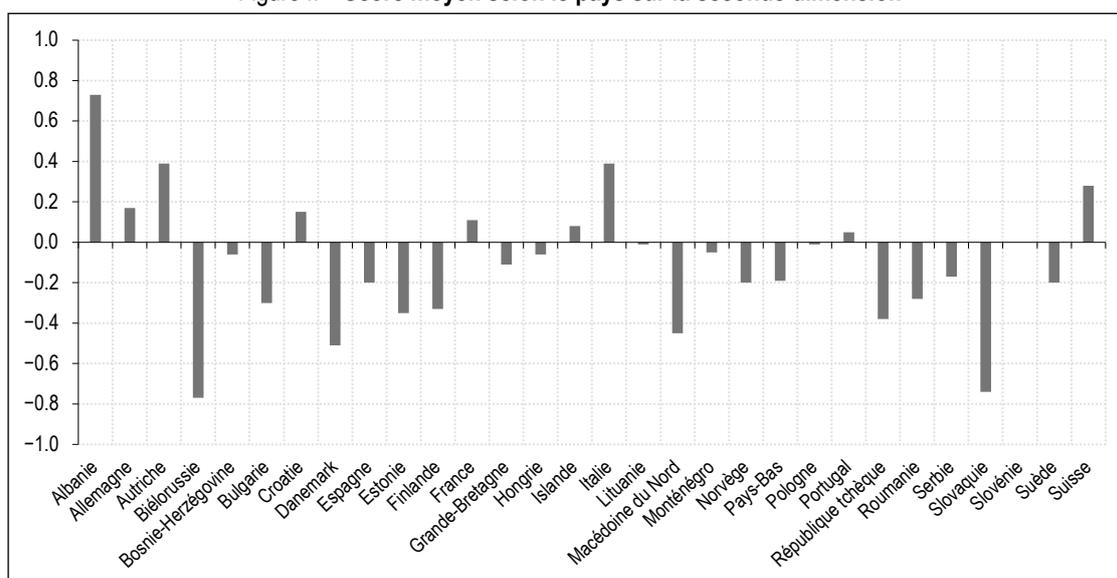
Source et champ : EVS 2017. Personnes âgées de 18 ans et plus, résidant dans l'un des 30 pays européens retenus pour l'analyse (cf. encadré 1).

Figure I – Score moyen selon le pays sur la première dimension



Source et champ : EVS 2017. Personnes âgées de 18 ans et plus, résidant dans l'un des 30 pays européens retenus pour l'analyse (cf. encadré 1).

Figure II – Score moyen selon le pays sur la seconde dimension



Source et champ : EVS 2017. Personnes âgées de 18 ans et plus, résidant dans l'un des 30 pays européens retenus pour l'analyse (cf. encadré 1).

supérieures par exemple). Les différences entre pays sont les plus importantes, l'adhésion globale moyenne aux stéréotypes allant de +0.83 pour la plus forte (Lituanie) à -0.96 pour la plus faible (Norvège).

L'interprétation des scores sur la seconde dimension est plus complexe, puisque cette dimension renvoie à la fois à une adhésion aux stéréotypes sur le rôle de la mère et à une non-adhésion aux stéréotypes liés aux différences de compétences

professionnelles. Les femmes ont un score plus élevé que les hommes, le score est plus élevé pour les personnes les plus âgées, et plus faible pour les personnes les plus diplômées ou de parents plus diplômés. Les personnes dont la mère travaillait ont un score moins élevé. Pour cette dimension également, les différences entre pays sont celles qui ont la plus grande ampleur, le score moyen le plus faible étant de -0.77 (Biélorussie) et le plus élevé de +0.73 (Albanie).

Pour approfondir ces résultats, nous utilisons des modèles multiniveaux à effets aléatoires expliquant respectivement l'adhésion aux stéréotypes de la dimension 1 (« Spécialisation ») et de la dimension 2 (« Rôle de la mère ») par les caractéristiques individuelles et les caractéristiques des pays de résidence.

Les résultats sont cohérents avec la littérature sur la plupart des variables individuelles pour la dimension d'adhésion globale aux stéréotypes liés au modèle de « monsieur gagne-pain » (tableau 3). Notamment, toutes choses égales, les femmes adhèrent globalement moins que les hommes aux stéréotypes (Braun & Scott, 2009 ; Papuchon, 2017). L'adhésion aux stéréotypes croît avec l'âge, avec cependant une sorte de palier entre 25 et 54 ans, pouvant correspondre à la situation de parentalité. Ainsi, les individus qui sont parents pourraient renouer avec une vision stéréotypée, un phénomène par ailleurs étudié dans la littérature (Vespa, 2009). Les diplômés jouent également un rôle, le degré d'adhésion

aux stéréotypes (dimension 1) diminuant avec le niveau de diplôme, ce qui est déjà souligné par Papuchon (2017). En ce qui concerne les catégories socioprofessionnelles, les ouvriers non qualifiés et les personnes n'ayant jamais eu d'emploi adhèrent le plus aux stéréotypes. Du côté des déterminants familiaux, avoir un père ayant un niveau de diplôme inférieur au lycée va de pair avec le fait d'avoir une vision plus stéréotypée et avoir eu une mère qui ne travaillait pas correspond à une vision plus stéréotypée. Enfin, les personnes dont les parents exerçaient une profession intellectuelle supérieure ou dans l'administration ont une vision plus égalitaire que ceux dont les parents travaillaient dans l'agriculture ou avaient un emploi non qualifié, qui ont une vision plus traditionnelle et stéréotypée. En ce qui concerne les variables nationales, un taux d'inscription des enfants en crèche plus élevé correspond à une moindre adhésion aux stéréotypes. Cela souligne que les systèmes de garde d'enfants entretiennent des liens étroits avec la prévalence de certains stéréotypes (Perrier & Engeli, 2015).

Tableau 3 – Résultats des modèles

	Modèle 1 « Spécialisation »	Modèle 2 « Rôle de la mère »
Constante	0.37 (0.13)*	0.04 (0.11)
Sexe (réf. : Homme)		
Femme	-0.30 (0.01)***	0.26 (0.01)***
Âge (réf. : 65 ans et plus)		
15-24 ans	-0.57 (0.02)***	-0.20 (0.03)***
25-34 ans	-0.34 (0.02)***	-0.15 (0.02)***
35-44 ans	-0.39 (0.02)***	-0.06 (0.02)**
45-54 ans	-0.37 (0.02)***	-0.10 (0.02)***
55-64 ans	-0.27 (0.02)***	-0.05 (0.02)**
Niveau d'études (réf. : lycée avec début univ.)		
Inférieur primaire	0.57 (0.05)***	0.08 (0.05)
Primaire	0.32 (0.02)***	0.09 (0.02)***
Collège	0.18 (0.01)***	0.13 (0.02)***
Lycée sans début d'université	0.13 (0.02)***	0.04 (0.02)
Université inférieur licence	-0.05 (0.02)*	0.01 (0.02)
Licence	-0.16 (0.02)***	-0.09 (0.02)***
Master et plus	-0.19 (0.02)***	-0.10 (0.02)***
Catégorie socioprofessionnelle (réf. : ouvriers qualifiés)		
Cadres de direction et managers de haut niveau	-0.28 (0.02)***	-0.13 (0.02)***
Managers intermédiaires	-0.25 (0.02)***	-0.09 (0.02)***
Professions intermédiaires	-0.19 (0.02)***	-0.09 (0.02)**
Indépendants	-0.06 (0.03)*	0.03 (0.03)
Agriculteurs	0.03 (0.04)	-0.00 (0.05)
Contremaîtres	-0.16 (0.02)***	0.03 (0.03)
Employés	-0.10 (0.02)***	-0.03 (0.02)
Ouvriers non qualifiés	0.10 (0.02)***	0.03 (0.02)
N'a jamais eu d'emploi	0.10 (0.02)**	-0.13 (0.03)***
Niveau d'études du père (réf. : lycée avec début univ.)		
Inférieur primaire	0.10 (0.03)***	-0.00 (0.03)
Primaire	0.09 (0.02)***	-0.09 (0.03)***
Collège	0.05 (0.02)**	0.02 (0.02)
Lycée sans début d'université	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.03)
Université inférieur licence	-0.02 (0.02)	-0.01 (0.03)
Licence	-0.01 (0.03)	-0.03 (0.03)
Master et plus	0.01 (0.02)	-0.04 (0.03)

→

Tableau 3 – (suite)

Niveau d'études de la mère (réf. : lycée avec début univ.)		
Inférieur primaire	0.04 (0.03)	0.09 (0.03)**
Primaire	0.04 (0.02)*	0.13 (0.02)***
Collège	0.06 (0.02)**	0.02 (0.02)
Lycée sans début d'université	0.07 (0.03)***	0.08 (0.03)**
Université inférieur licence	-0.03 (0.03)	-0.10 (0.03)**
Licence	0.02 (0.03)	0.02 (0.04)
Master et plus	-0.04 (0.03)	0.01 (0.03)
Statut d'emploi du père (réf. : salarié)		
Non salarié	-0.00 (0.01)	0.06 (0.02)***
Sans emploi	-0.07 (0.03)*	-0.05 (0.03)
Statut d'emploi de la mère (réf. : salarié)		
Salarié	0.02 (0.02)	0.04 (0.02)
Sans emploi	0.14 (0.01)***	0.08 (0.01)***
Catégorie socioprofessionnelle des parents (réf. : contremaîtres et ouvriers qualifiés)		
Profession intellectuelle supérieure	-0.11 (0.02)***	-0.10 (0.03)***
Direction	-0.13 (0.02)***	-0.09 (0.03)**
Employés de bureau	-0.04 (0.02)*	-0.00 (0.02)
Métiers de la vente	-0.03 (0.02)	-0.07 (0.03)*
Métiers des services	0.02 (0.02)	-0.06 (0.03)*
Ouvriers semi-qualifiés	-0.00 (0.02)	-0.06 (0.02)**
Ouvriers non qualifiés	0.06 (0.02)***	-0.07 (0.02)**
Ouvriers agricoles	0.14 (0.02)***	-0.10 (0.02)***
Agriculteurs exploitants	0.12 (0.03)***	-0.02 (0.03)
Ratio travail domestique	-0.06 (0.05)	0.11 (0.04)**
Législation égalité professionnelle (réf. : droits garantis par la loi)		
Droits partiellement garantis	0.16 (0.17)	-0.24 (0.14)
Indice de développement de genre	0.07 (0.08)	-0.04 (0.07)
Dépenses publiques garde d'enfants	-0.10 (0.06)	0.03 (0.05)
Taux d'inscription des enfants en crèche	-0.18 (0.09)*	-0.04 (0.08)
Durée du congé de maternité	0.01 (0.04)	-0.03 (0.03)
Durée du congé de paternité	-0.00 (0.07)	0.02 (0.06)
ICC	0.15	0.08
-2 log vraisemblance	119 997	130 992
AIC	120 001	130 996

Note : Les variables d'intérêt ainsi que les variables nationales ont été centrées-réduites avant l'analyse.

*** : p-value<0.001 ; ** : p-value<0.01 ; * : p-value<0.05.

Modèle 1 : Un coefficient positif correspond à un score plus élevé sur la dimension, et donc à une vision plus stéréotypée.

Modèle 2 : Un coefficient positif correspond à un score plus élevé sur la dimension, et donc à une vision plus stéréotypée sur le rôle de la mère ou à une vision moins stéréotypée sur les différences de compétences entre femmes et hommes.

Source et champ : EVS 2017. Personnes âgées de 18 ans et plus, résidant dans l'un des 30 pays européens retenus pour l'analyse (cf. encadré 1).

Pour ce qui est de la dimension à la fois d'adhésion aux stéréotypes sur le rôle de la mère et de non-adhésion aux stéréotypes sur les différences de compétences entre femmes et hommes (dimension 2), ce sont au contraire les femmes qui obtiennent un score plus élevé. Cela peut tenir autant à une plus grande adhésion aux stéréotypes sur le rôle de la mère qu'à une moindre adhésion aux stéréotypes sur les compétences. Le score sur la dimension croît globalement avec l'âge, ce qui peut être lié à la forte prégnance de l'idéologie de la maternité intensive chez les personnes plus âgées (Cotter *et al.*, 2011), mais a plutôt tendance à décroître avec le niveau d'études. Les cadres, managers et professions intermédiaires ont les scores les plus faibles. Il n'y a pas de différences significatives selon le niveau d'études du père, à l'exception du

niveau primaire qui est associé à une adhésion plus faible, mais les scores sont plus élevés pour les personnes dont les mères ont un faible niveau d'études et pour celles dont les mères ne travaillaient pas, ce qui peut s'expliquer par le fait que les enfants de mères qui ne travaillaient pas ont intériorisé l'idée qu'une mère devait en priorité s'occuper de ses enfants, quelles que soient ses compétences professionnelles. Cela souligne l'importance du travail des femmes dans la diffusion d'une vision plus égalitaire (Donnelly *et al.*, 2016). Enfin, concernant les différences selon les pays, aucune variable n'est significative⁴.

4. Il faut noter que les variables « Dépenses publiques en matière de garde d'enfants » et « Taux d'inscription des enfants en crèche » sont corrélées positivement (0.50 sur la base pays, 0.56 sur la base individus).

Tableau 4 – ICC de différents modèles

	Modèles sans aucune covariable (%)	Modèles avec covariables individuelles (%)	Modèles avec covariables individuelles et nationales (%)
Dimension 1 (Spécialisation)	27	29	15
Dimension 2 (Rôle de la mère)	10	9	8

Pour évaluer l'ampleur des différences nationales dans l'adhésion aux stéréotypes de genre, nous comparons les coefficients de corrélation intra-classe (ICC) de plusieurs modèles (tableau 4) : l'ICC d'un modèle multiniveaux sans aucune covariable, l'ICC d'un modèle avec uniquement les covariables individuelles, et l'ICC d'un modèle avec les covariables individuelles et nationales (celui du tableau 3).

Tout d'abord, 27 % de la variance de l'adhésion aux stéréotypes sur la spécialisation est attribuable à des différences entre pays, contre 10 % de la variance de l'adhésion aux stéréotypes sur le rôle de la mère. L'ajout de covariables individuelles ne diminue pas les ICC (respectivement 29 % et 9 %) : les différences nationales ne sont donc pas expliquées par des différences de caractéristiques individuelles des populations nationales. Si l'on ajoute aux covariables individuelles les covariables nationales, l'ICC devient beaucoup plus faible, il s'élève à 15 % (dimension 1) et 8 % (dimension 2). Cette baisse pourrait être due au simple fait que l'on a ajouté un grand nombre de variables nationales (7), sachant qu'il y a relativement peu de pays (30). Pour vérifier que ce n'est pas le seul mécanisme à l'œuvre, nous avons calculé l'ICC des modèles comprenant les covariables individuelles et uniquement une variable nationale (la seule variable significative : taux d'inscription des enfants en crèche). Les ICC sont alors respectivement de 14 % et 10 %, ce qui montre que, sur la dimension 1 en tout cas, c'est bien l'ajout de cette variable (et pas le simple fait d'ajouter de nombreuses variables nationales) qui fait baisser l'ICC.

4. Discussion

Cette étude a donc permis de montrer que les stéréotypes de genre sous-jacents au modèle de « monsieur gagne-pain » pouvaient être représentés par deux dimensions, l'une portant sur l'adhésion globale à ces stéréotypes, avec l'idée d'une spécialisation fondée sur des compétences et des désirs vus comme intrinsèquement genrés, et l'autre sur le rôle de la mère et son incompatibilité avec l'exercice d'une activité professionnelle (combiné avec une non-adhésion aux stéréotypes relatifs aux différences

de compétences entre femmes et hommes). Elle a ensuite permis de montrer que les déterminants de l'adhésion (ou la non-adhésion) à ces deux dimensions diffèrent en partie. Notamment, le poids du niveau national dans la variance de l'adhésion est moindre pour la dimension 2 sur le rôle de la mère. Par ailleurs, les variations selon le genre et les caractéristiques des parents diffèrent également. Cette discussion revient sur ces quatre points.

Comme nous l'avons mentionné, les stéréotypes de genre sous-jacents au modèle de « monsieur gagne-pain » sont le plus souvent représentés et opérationnalisés sous forme d'une échelle unidimensionnelle, allant d'une vision traditionnelle à une vision égalitaire (Davis & Greenstein, 2009 ; Gaunt & Benjamin, 2007). Cependant, à la lueur de nos résultats, cette représentation peut sembler réductrice, et manquer une partie de la complexité de ce phénomène (Grunow *et al.*, 2018). Certains travaux optent pour une analyse multidimensionnelle, définissant ex ante ces dimensions, par exemple « opinions sur les capacités et compétences des femmes et des hommes », « opinions en matière de division sexuée du travail » (Donnelly *et al.*, 2016 ; Papuchon, 2017). Cependant, ces distinctions sont faites ex ante, et ne sont pas fondées sur une analyse directe des données pour les identifier. En l'occurrence, notre étude montre que les stéréotypes de genre peuvent empiriquement être déclinés en deux dimensions (adhésion globale d'une part, et focalisation sur le rôle de la mère vs stéréotypes sur les compétences d'autre part). Un point intéressant de cette seconde dimension est qu'elle correspond à la fois à une adhésion aux stéréotypes sur le rôle de la mère et à une non-adhésion aux stéréotypes sur les différences de compétences professionnelles.

Les autres résultats centraux de cette étude portent sur les déterminants du niveau d'adhésion aux stéréotypes sur ces deux dimensions. Alors que la littérature existante s'est centrée soit sur les déterminants individuels (Papuchon, 2017), soit sur les déterminants nationaux de l'adhésion aux stéréotypes de genre (Grunow *et al.*, 2018), une des contributions de cette étude est d'examiner conjointement ces deux niveaux. Nous montrons en outre que les déterminants ne

sont pas exactement les mêmes pour les deux dimensions. Ainsi, le poids du niveau national dans la variance de l'adhésion est beaucoup plus important pour la première que pour la seconde dimension (27 %, contre 10 %). Dans le même temps, seule la variable relative au taux d'inscription des enfants en crèche est significative sur la dimension 1 (« Spécialisation »), un taux d'inscription plus élevé correspondant sans surprise à une moindre adhésion aux stéréotypes. Cela semble indiquer que ce sont d'autres caractéristiques nationales, non observées, telles que la culture par exemple, qui jouent un rôle dans l'adhésion globale aux stéréotypes de genre et plus particulièrement dans l'adhésion à une vision stéréotypée sur la question de la spécialisation genrée entre sphère domestique et sphère professionnelle. Cela incite alors à se pencher plus précisément sur les institutions et politiques qui peuvent permettre de faire évoluer les cultures nationales, et donc par exemple sur le rôle d'une institution telle que l'école, entre autres (Duru-Bellat, 2008). Par ailleurs, le fait que le niveau national ait un poids plus faible dans la variance de la dimension 2 (« Rôle de la mère ») que dans celle de la dimension 1 (« Spécialisation ») relativise les travaux qui soulignent la variabilité du rôle de la mère selon les cultures nationales (Perrier & Engeli, 2015). Nos résultats montrent en effet que les différences entre pays en matière d'adhésion aux stéréotypes sur le rôle de la mère s'expliquent davantage par des différences des caractéristiques individuelles (potentiellement inobservables) que par des différences liées à la culture ou aux institutions nationales. Cela pourrait mettre en question l'importance, soulignée dans d'autres travaux (Lin, 2018), des institutions et politiques nationales dans les stéréotypes de genre.

Concernant les différences entre femmes et hommes, alors que les femmes ont une vision plus égalitaire que les hommes en termes d'adhésion globale aux stéréotypes (première dimension), leur score est plus élevé que celui des hommes sur la seconde dimension, ce qui peut traduire à la fois une plus grande adhésion aux stéréotypes de genre sur le rôle de la mère et une moindre adhésion aux stéréotypes sur les différences genrées de compétences professionnelles. Pour tester cela, nous avons mesuré l'adhésion à chaque stéréotype pris séparément, pour les femmes et les hommes. Nous constatons que, en ce qui concerne les stéréotypes sur le rôle de la mère, les moyennes pour les femmes sont très proches des moyennes pour les hommes, alors que, en ce qui concerne les stéréotypes sur les différences genrées de compétences

professionnelles, les moyennes pour les femmes sont très inférieures aux moyennes pour les hommes. Cela semble indiquer que les femmes restent soumises à l'idéologie de la maternité intensive et à l'image d'une mère totalement dévouée à ses enfants, au point de ne pas pouvoir se consacrer à une activité professionnelle, alors même qu'elles remettent plus en cause que les hommes l'idée que les femmes sont moins compétentes que les hommes dans la sphère professionnelle. Ce résultat renvoie à de précédentes études sur le poids de l'idéologie de la maternité intensive pour les femmes (Cotter *et al.*, 2011). Il souligne aussi l'importance de tenir compte des différences genrées dans la mise en place de politiques et de pratiques visant la réduction des stéréotypes de genre.

Les différences selon les caractéristiques parentales varient aussi entre les deux dimensions. Notamment, le niveau d'études du père semble jouer un rôle plus important sur la première dimension, et celui de la mère sur la seconde. Cela peut s'expliquer par le fait que la seconde dimension porte sur le rôle de la mère, et l'on peut donc supposer que le rôle de la mère est globalement plus important dans l'adhésion d'un individu à une vision traditionnelle ou au contraire égalitaire sur ce sujet. Le statut d'emploi du père et de la mère sont significatifs sur les deux dimensions. Ces résultats viennent enrichir la littérature sur les déterminants parentaux de l'adhésion aux stéréotypes de genre, qui considère généralement ces derniers comme un corpus unidimensionnel et s'arrête donc à ce qui correspond à notre première dimension (Davis & Greenstein, 2009 ; Dhar *et al.*, 2019 ; Platt & Polavieja, 2016).

* *
*

Finalement, ces résultats invitent à discuter avec les deux théories centrales sur l'adhésion aux stéréotypes de genre, la théorie « *interest-based* » (renvoyant à l'idée que les individus adhèrent ou non aux stéréotypes selon leurs propres intérêts), et la théorie « *exposure-based* » (renvoyant à l'idée que les individus adhèrent ou non aux stéréotypes selon leur degré d'exposition à des configurations égalitaires) (Davis & Greenstein, 2009). En l'occurrence, nos résultats montrent que ces deux théories sont complémentaires : par exemple, les femmes adhèrent moins aux stéréotypes globalement (*interest-based*), tout comme les individus dont la mère travaillait (*exposure-based*).

Malgré ses apports, cette étude présente plusieurs limites qui permettent d'ouvrir des perspectives de recherche. Tout d'abord, ce sont principalement les stéréotypes de genre sous-jacents au modèle de « monsieur gagne-pain » qui ont été étudiés, alors que les stéréotypes de genre portent également sur d'autres sujets (par exemple, la supposée infériorité des femmes dans le domaine mathématique). Il serait donc intéressant d'élargir cette étude, et notamment la représentation sous forme multidimensionnelle, à un corpus plus général de stéréotypes. Ensuite, les déterminants individuels des stéréotypes de genre que nous avons pris en compte sont limités par les informations disponibles dans l'enquête EVS utilisée. Il aurait pu être intéressant de prendre en compte d'autres déterminants, tels que le type d'éducation reçu.

De la même façon, d'autres caractéristiques nationales pourraient être prises en compte, par exemple celles décrivant le contexte social. Par ailleurs, nous avons étudiés les stéréotypes tels qu'ils sont déclarés par les individus. Or, la littérature a montré l'existence de cas où les individus adhèrent à des stéréotypes de façon inconsciente tout en déclarant des convictions tout à fait égalitaires (Kahneman, 2015 ; Madsen & Andrade, 2018), ce qu'il serait aussi intéressant d'étudier. Enfin, en ce qui concerne les caractéristiques nationales, le sens de la causalité est impossible à établir : les stéréotypes de genre peuvent aussi sans doute contribuer à la situation des pays en matière d'égalité entre femmes et hommes. Établir cette causalité nécessiterait par exemple de disposer de données longitudinales. □

BIBLIOGRAPHIE

- Acker, J. (1990).** Hierarchies, Jobs, Bodies: A Theory of Gendered Organizations. *Gender & Society*, 4(2), 139–158. <http://dx.doi.org/10.1177/089124390004002002>
- Ashwin, S. & Isupova, O. (2018).** Anatomy of a Stalled Revolution: Processes of Reproduction and Change in Russian Women's Gender Ideologies. *Gender & Society*, 32(4), 441–468. <https://doi.org/10.1177/0891243218776309>
- Beblo, M. & Görge, L. (2018).** On the nature of nurture. The malleability of gender differences in work preferences. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 151, 19–41. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2018.05.002>
- Boutchenik, B., Coron, S., Grobon, S., Goffette, C. & Vallet, L.-A. (2015).** Quantifier l'influence totale de la famille d'origine sur le devenir scolaire et professionnel des individus. *Économie et Statistique*, 477(1), 5–23. <https://doi.org/10.3406/estat.2015.10532>
- Braun, M. & Scott, J. (2009).** Changing public views of gender roles in seven nations, 1988-2002. In: M. Haller, R. Jowell, & T. W. Smith (Éds.), *The International Social Survey Programme, 1984-2009. Charting the globe*, pp. 358–377. London: Routledge. <https://aspace.repository.cam.ac.uk/bitstream/handle/1810/242230/JS%20Braun%20and%20Scott%202009.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Brousse, C. (2015).** Travail professionnel, tâches domestiques, temps « libre » : quelques déterminants sociaux de la vie quotidienne. *Économie et Statistique*, 478-479-480, 119–154. <https://doi.org/10.3406/estat.2015.10560>
- Carrère, M., Louvel, S., Mangematin, V., Marry, C., Musselin, C., Pigeyre, F., Sabatier, M. & Valette, A. (2006).** *Entre discrimination et autocensure. Les carrières des femmes dans l'enseignement supérieur et la recherche*. INRA/MENRT. <https://shs.hal.science/halshs-00185533/document>
- Carriero, R. & Todesco, L. (2018).** Housework division and gender ideology: When do attitudes really matter? *Demographic Research*, 39, 1039–1064. <http://dx.doi.org/10.4054/DemRes.2018.39.39>
- Cha, Y. & Thébaud, S. (2009).** Labor Markets, Breadwinning, and Beliefs: How Economic Context Shapes Men's Gender Ideology. *Gender & Society*, 23(2), 215–243. <https://doi.org/10.1177/0891243208330448>
- Champagne, C., Pailhé, A. & Solaz, A. (2015).** Le temps domestique et parental des hommes et des femmes : quels facteurs d'évolutions en 25 ans ? *Économie et Statistique*, 478(1), 209–242. <https://doi.org/10.3406/estat.2015.10563>
- Champeaux, H. & Marchetta, F. (2022).** Couples in Lockdown : “La vie en rose” ? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 536-37, 27–50. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2022.536.2087>

- Charles, N. & James, E. (2005).** ‘He earns the bread and butter and I earn the cream’: Job insecurity and the male breadwinner family in South Wales. *Work, Employment and Society*, 19(3), 481–502. <https://doi.org/10.1177/0950017005055667>
- Coron, C. & Schmidt, G. (2022).** Sex, breadwinner status, and perceived job insecurity: A comparative analysis in Europe. *Economic and Industrial Democracy*, 44(4), 1052–1083. <https://doi.org/10.1177/0143831X221100849>
- Cotter, D., Hermsen, J. M. & Vanneman, R. (2011).** The End of the Gender Revolution? Gender Role Attitudes from 1977 to 2008. *American Journal of Sociology*, 117(1), 259–289. <https://doi.org/10.1086/658853>
- Creighton, C. (1996).** The Rise of the Male Breadwinner Family: A Reappraisal. *Comparative Studies in Society and History*, 38(2), 310–337. <http://dx.doi.org/10.1017/S0010417500020296>
- Cvencek, D., Meltzoff, A. N. & Greenwald, A. G. (2011).** Math–Gender Stereotypes in Elementary School Children. *Child Development*, 82(3), 766–779. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2010.01529.x>
- Davis, S. N. & Greenstein, T. N. (2009).** Gender Ideology: Components, Predictors, and Consequences. *Annual Review of Sociology*, 35, 87–105. <https://doi.org/10.1146/annurev-soc-070308-115920>
- Depoilly, S. (2017).** Affirmation et contestation du genre dans les lycées professionnels. *Travail, genre et sociétés*, 38(2), 113–132. <https://doi.org/10.3917/tgs.038.0113>
- Dhar, D., Jain, T. & Jayachandran, S. (2019).** Intergenerational Transmission of Gender Attitudes: Evidence from India. *The Journal of Development Studies*, 55(12), 2572–2592. <https://doi.org/10.1080/00220388.2018.1520214>
- Donnelly, K., Twenge, J. M., Clark, M. A., Shaikh, S. K., Beiler-May, A. & Carter, N. T. (2016).** Attitudes Toward Women’s Work and Family Roles in the United States, 1976–2013. *Psychology of Women Quarterly*, 40(1), 41–54. <https://doi.org/10.1177/0361684315590774>
- Downs, L. L. (2006).** Salaires et valeur du travail. L’entrée des femmes dans les industries mécaniques sous le sceau de l’inégalité en France et en Grande-Bretagne (1914-1920). *Travail, genre et sociétés*, 15(1), 31–49. <https://doi.org/10.3917/tgs.015.0031>
- Duru-Bellat, M. (2008).** La (re)production des rapports sociaux de sexe : quelle place pour l’institution scolaire ? *Travail, genre et sociétés*, 1(19), 131–149. <https://doi.org/10.3917/tgs.019.0131>
- Duru-Bellat, M. (2017).** *La tyrannie du genre*. Paris: SciencesPo, les presses.
- Eagly, A. H. & Karau, S. J. (2002).** Role congruity theory of prejudice toward female leaders. *Psychological Review*, 109(3), 573–598. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.109.3.573>
- Gaunt, R. & Benjamin, O. (2007).** Job insecurity, stress and gender: The moderating role of gender ideology. *Community, Work & Family*, 10(3), 341–355. <https://doi.org/10.1080/13668800701456336>
- Giraud, C. & Rémy, J. (2013).** Division conjugale du travail et légitimité professionnelle : Le cas des activités de diversification agricole en France. *Travail, genre et sociétés*, 2(30), 155–172. <https://doi.org/10.3917/tgs.030.0155>
- Givord, P. & Guillerm, M. (2016).** *Les modèles multi-niveaux*. Insee, *Méthodologie statistique N° M2016/05*, 1–68. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2022152>
- Glaude, M. (2006).** L’égalité entre les hommes et les femmes : entre avancées et résistances. *Économie et Statistique*, 398(1), 3–10. <https://doi.org/10.3406/estat.2006.7114>
- Glick, P. & Fiske, S. T. (1997).** Hostile and Benevolent Sexism. *Psychology of Women Quarterly*, 21(1), 119–135. <https://doi.org/10.1111/j.1471-6402.1997.tb00104.x>
- Grunow, D., Begall, K. & Buchler, S. (2018).** Gender Ideologies in Europe: A Multidimensional Framework. *Journal of Marriage and Family*, 80(1), 42–60. <https://doi.org/10.1111/jomf.12453>
- Halpern, H. P. & Perry-Jenkins, M. (2016).** Parents’ Gender Ideology and Gendered Behavior as Predictors of Children’s Gender-Role Attitudes: A Longitudinal Exploration. *Sex Roles*, 74(11), 527–542. <https://doi.org/10.1007/s11199-015-0539-0>
- Heilman, M. E. (2012).** Gender stereotypes and workplace bias. *Research in Organizational Behavior*, 32, 113–135. <https://doi.org/10.1016/j.riob.2012.11.003>
- Hook, J. L. (2006).** Care in Context: Men’s Unpaid Work in 20 Countries, 1965-2003. *American Sociological Review*, 71(4), 639–660. <https://www.jstor.org/stable/30039013>
- Kahneman, D. (2015).** *Système 1, système 2 : Les deux vitesses de la pensée*. Paris: Flammarion.
- Lee, K. S. (2006).** Gender Beliefs and the Meaning of Work Among Okinawan Women. *Gender & Society*, 20(3), 382–401. <https://doi.org/10.1177/0891243206286727>
- Lefkofridi, Z., Giger, N. & Holli, A. M. (2019).** When All Parties Nominate Women: The Role of Political Gender Stereotypes in Voters’ Choices. *Politics & Gender*, 15(4), 746–772. <https://doi.org/10.1017/S1743923X18000454>

- Lin, I.-H. (2018).** Ranking Work-Family Policies across OECD Countries: Implications for Work-Family Conflict, Gender Equality, and Child Well-being. *Social Work & Society*, 16(1), 36. <https://ejournals.bib.uni-wuppertal.de/index.php/sws/article/view/539/1065>
- Madsen, S. R. & Andrade, M. S. (2018).** Unconscious Gender Bias: Implications for Women's Leadership Development. *Journal of Leadership Studies*, 12(1), 62–67. <https://doi.org/10.1002/jls.21566>
- Meron, M. & Silvera, R. (2006).** Salaires féminins : le point et l'appoint. *Travail, genre et sociétés*, 1(15), 27–30. <https://doi.org/10.3917/tgs.015.0027>
- Moulet, S. & Salibekyan, Z. (2019).** Le sentiment d'insécurité de l'emploi en France : entre déterminants individuels et pratiques managériales. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 507-508, 71–90. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2019.507d.1978>
- Orloff, A. S. (1993).** Gender and the Social Rights of Citizenship: The Comparative Analysis of Gender Relations and Welfare States. *American Sociological Review*, 58(3), 303. <https://doi.org/10.2307/2095903>
- Papuchon, A. (2017).** Rôles sociaux des femmes et des hommes. L'idée persistante d'une vocation maternelle des femmes malgré le déclin de l'adhésion aux stéréotypes de genre. In: Insee, coll. *Références, Femmes et hommes, l'égalité en question*, pp. 79–96. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2586467?sommaire=2586548>
- Parodi, M. (2010).** Les discriminations entre les hommes et les femmes au prisme de l'opinion. *Revue de l'OFCE*, 3(114), 135–166. <https://doi.org/10.3917/reof.114.0135>
- Pasquier, D. (2021).** Les mises en ligne du travail domestique : une étude de comptes Facebook en milieu populaire. *Travail, genre et sociétés*, 46(2), 55–73. <https://doi.org/10.3917/tgs.046.0055>
- Perrier, G. & Engeli, I. (2015).** Chapitre 14 / Pourquoi les politiques publiques ont toutes quelque chose en elles de très genré. In: *Une French touch dans l'analyse des politiques publiques ?* pp. 349–376. Paris: Presses de Sciences Po. <https://doi.org/10.3917/scpo.bouss.2015.01.0349>
- Perugini, C. & Vladislavljević, M. (2019).** Gender inequality and the gender-job satisfaction paradox in Europe. *Labour Economics*, 60, 129–147. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2019.06.006>
- Pigeyre, F. & Vernazobres, P. (2013).** Le « management au féminin » : Entre stéréotypes et ambiguïtés. *Management international*, 17(4), 194–209. <https://doi.org/10.7202/1020677ar>
- Platt, L. & Polavieja, J. (2016).** Saying and Doing Gender: Intergenerational Transmission of Attitudes towards the Sexual Division of Labour. *European Sociological Review*, 32(6), 820–834. <https://doi.org/10.1093/esr/jcw037>
- Preisner, K., Neuberger, F., Bertogg, A. & Schaub, J. M. (2020).** Closing the Happiness Gap: The Decline of Gendered Parenthood Norms and the Increase in Parental Life Satisfaction. *Gender & Society*, 34(1), 31–55. <https://doi.org/10.1177/0891243219869365>
- Vespa, J. (2009).** Gender Ideology Construction: A Life Course and Intersectional Approach. *Gender & Society*, 23(3), 363–387. <https://doi.org/10.1177/0891243209337507>
- Wynn, A. T. (2017).** Gender, Parenthood, and Perceived Chances of Promotion. *Sociological Perspectives*, 60(4), 645–664. <https://doi.org/10.1177/0731121416672426>
-

ANNEXE 1

Tableau A1-1 – Correspondance pour la catégorie socioprofessionnelle du répondant

Terme utilisé dans la base EVS (« <i>European Socio-economic Classification</i> »)	Terme utilisé dans l'article
Large employers, higher managers	Cadres de direction
Lower managers, higher technicians	Managers intermédiaires
Intermediate	Professions intermédiaires
Small employers self-employed	Indépendants / Chefs de petites entreprises
Agriculture	Agriculteurs
Lower technicians	Contremaîtres
Lower technical	Ouvriers qualifiés
Lower sales and service	Employés
Routine	Ouvriers non qualifiés
Retired, Homemaker not otherwise employed, Student, Unemployed, Disabled, who have never had a job	N'a jamais eu d'emploi

Tableau A1-2 – Correspondance pour la catégorie socioprofessionnelle des parents

Terme utilisé dans la base EVS	Terme utilisé dans le questionnaire français EVS et dans l'article
Prof technical	Professions intellectuelles supérieures
Higher admin	Métiers de direction
Clerical	Employés de bureau
Sales	Métiers de la vente
Service	Métiers des services
Skilled worker	Contremaîtres et ouvriers qualifiés
Semi-skilled worker	Ouvriers semi-qualifiés
Unskilled worker	Ouvriers non qualifiés
Farm worker	Ouvriers agricoles
Farm manager	Agriculteurs exploitants

PRÉCISIONS MÉTHODOLOGIQUES SUR L'ACP

L'analyse a conduit à retenir les deux premiers axes, que ce soit par application de la règle de Kaiser (les deux premiers axes sont les seuls avec des valeurs propres supérieures à 1) ou par application de la règle du coude, comme l'indique le graphique des parts d'inertie expliquée ci-dessous.

Tableau A2-1 – Valeurs propres

N°	Valeur propre	Différence	Pourcentage	Pourcentage cumulé	
1	4.1787	.	52.23	52.23	*****
2	1.2345	2.9442	15.43	67.67	*****
3	0.6030	0.6315	7.54	75.20	*****
4	0.5256	0.0774	6.57	81.77	*****
5	0.4497	0.0759	5.62	87.40	*****
6	0.3892	0.0605	4.87	92.26	*****
7	0.3288	0.0604	4.11	96.37	*****
8	0.2903	0.0385	3.63	100.00	*****

Source et champ : EVS 2017. Personnes âgées de 18 ans et plus, résidant dans l'un des 30 pays européens retenus pour l'analyse (cf. encadré 1).

Tableau A2-2 – Contributions et coordonnées des variables sur les axes 1 et 2

Variable	Contribution axe 1	Coordonnée axe 1	Contribution axe 2	Coordonnée axe 2
S1	11.1	0.68	21.0	0.51
S2	12.2	0.71	9.3	0.34
S3	11.6	0.70	22.8	0.53
S4	15.5	0.80	0.9	0.10
S5	13.4	0.75	13.9	-0.41
S6	12.9	0.73	18.2	-0.47
S7	12.1	0.71	12.1	-0.39
S8	11.3	0.69	2.0	-0.16

Source et champ : EVS 2017. Personnes âgées de 18 ans et plus, résidant dans l'un des 30 pays européens retenus pour l'analyse (cf. encadré 1).

S1 : « Quand une mère a un emploi, les enfants en souffrent. »

S2 : « Avoir un travail, c'est bien, mais ce que la plupart des femmes veulent vraiment, c'est un foyer et des enfants. »

S3 : « En général, quand la femme a un emploi à plein temps, la vie de famille en souffre. »

S4 : « Le travail d'un homme, c'est de gagner de l'argent, celui d'une femme de s'occuper de la maison et de la famille. »

S5 : « En général, les hommes s'avèrent être de meilleurs dirigeants politiques que les femmes. »

S6 : « En général, les hommes s'avèrent être de meilleurs dirigeants d'entreprise que les femmes. »

S7 : « Faire des études universitaires est plus important pour un garçon que pour une fille. »

S8 : « Quand les emplois sont rares, un homme a plus droit à un travail qu'une femme. »

ANNEXE 3

FORMULES DE CALCUL UTILISÉES POUR LES SCORES ISSUS DES DEUX DIMENSIONS DE L'ACP

Les formules ci-dessous ont été utilisées pour calculer les scores individuels issus des deux dimensions de l'ACP. Les paramètres chiffrés correspondent aux coordonnées des variables sur les axes.

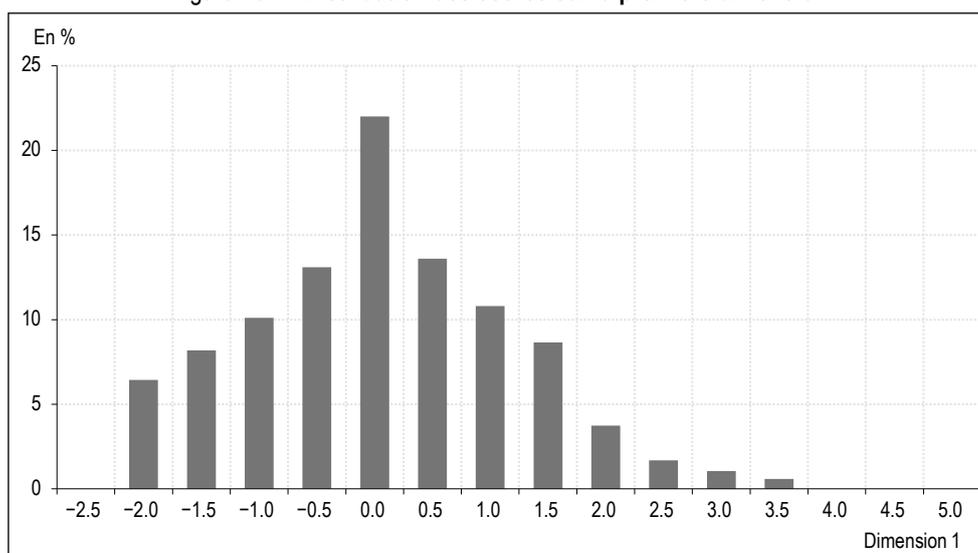
$$DIM1_i = 0.68 \times S1_i + 0.71 \times S2_i + 0.70 \times S3_i + 0.80 \times S4_i + 0.75 \times S5_i + 0.73 \times S6_i + 0.71 \times S7_i + 0.69 \times S8_i$$

$$DIM2_i = 0.51 \times S1_i + 0.34 \times S2_i + 0.53 \times S3_i + 0.1 \times S4_i - 0.41 \times S5_i - 0.47 \times S6_i - 0.39 \times S7_i - 0.16 \times S8_i$$

où $DIM1_i$ représente la façon dont le score de l'individu i est calculé sur la dimension 1 (« Spécialisation »), et $S1_i$ correspond à la réponse de l'individu i sur le premier stéréotype (voir ci-dessus pour la liste des différents stéréotypes).

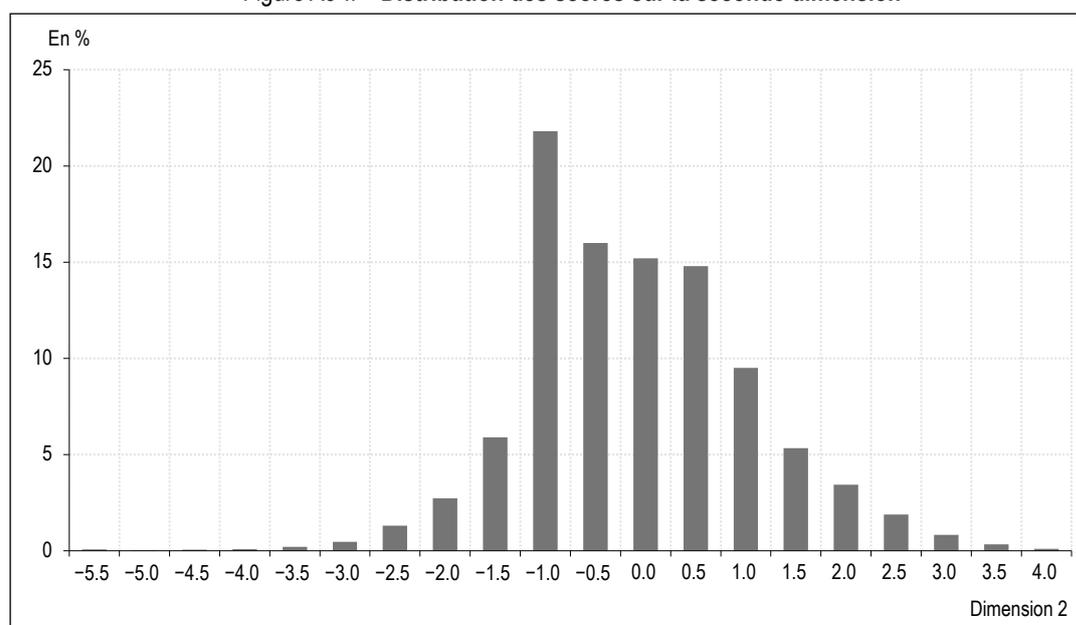
Les deux dimensions ont ensuite été centrées-réduites.

Figure A3-I – Distribution des scores sur la première dimension



Source et champ : EVS 2017. Personnes âgées de 18 ans et plus, résidant dans l'un des 30 pays européens retenus pour l'analyse (cf. encadré 1).

Figure A3-II – Distribution des scores sur la seconde dimension



Source et champ : EVS 2017. Personnes âgées de 18 ans et plus, résidant dans l'un des 30 pays européens retenus pour l'analyse (cf. encadré 1).

La non-imposition des loyers imputés : un cadeau pour Harpagon ? Une estimation dans le cas de la France

Non-Taxation of Imputed Rent: A Gift to Scrooge? Evidence from France

Montserrat Botey* et Guillaume Chapelle**

Résumé – Le creusement spectaculaire des inégalités de richesse alimente le débat sur la possibilité de taxer le patrimoine. La hausse des prix de l’immobilier est, dans une certaine mesure, à l’origine de ces disparités croissantes de richesse. Cet article examine le potentiel impact redistributif de l’imposition des loyers imputés, c’est-à-dire des loyers que les propriétaires devraient payer s’ils étaient locataires de leur bien. Nous estimons les économies d’impôt correspondantes et leur répartition entre les ménages en France à l’aide du simulateur fiscal mis au point par Landais *et al.* (2011). Nous évaluons à 7 % du revenu national net le montant des loyers imputés nets, leur non-imposition constituant des dépenses fiscales cachées pouvant aller jusqu’à 11 milliards d’euros par an. La non-imposition constitue ainsi la plus grande dépense publique envers les propriétaires occupants. Elle profite principalement aux ménages les plus âgés et les plus riches.

Abstract – *The dramatic rise in wealth inequalities has generated debates on the opportunity to tax wealth. Increasing housing prices are, to some extent, driving these widening wealth disparities. This paper examines the potential redistributive impact of taxing imputed rents, which usually are exempt from income taxation. We estimate tax savings and their distribution between households in France by using a fiscal simulator that Landais et al. (2011) developed. We find that while net imputed rents represent 7% of national net income, their non-taxation amounts to hidden fiscal spending (i.e. tax expenditures) totaling up to 11 billion euros annually. This indicates that non-taxation is the largest public spending directed at homeowners, benefiting mostly the oldest and wealthiest households.*

JEL : H23, R38, D31, I31, I32

Mots-clés : logement, patrimoine, loyers imputés, imposition, inégalités

Keywords: housing, wealth, imputed rents, taxation, inequalities

* OFCE (Observatoire français des conjonctures économiques) et LIEPP, Sciences Po Paris ; ** THEMA, CY Cergy Paris Université, UMR CNRS 8184 et LIEPP, Sciences Po Paris. Correspondance : montserrat.botey@sciencespo.fr

Guillaume Chapelle remercie CY Initiative of Excellence (subvention « Investissements d’avenir » (ANR-16-IDEX0008)), ANR-11-LABX-0091 (LIEPP), ANR-11-IDEX0005-02 et ANR-17-CE41-0008 (Echoppe) pour leur soutien. Les auteurs expriment leur plus profonde reconnaissance à Camille Landais, Emmanuel Saez et Thomas Piketty pour leur avoir facilité l’accès à leurs données et à leur simulateur fiscal qui ont été d’une grande utilité. Ils remercient également Pierre-Henri Bono, Clément Carbonnier, Alexis Direr, Jean-Benoît Eyméoud, André Masson, Nathalie Morel, Bruno Palier, Claude Taffin, Alain Trannoy, Benjamin Vignolles, Étienne Wasmer et Mickaël Zemmour pour leurs discussions et commentaires utiles et inspirants lors de la rédaction de la première ébauche du projet. Ils tiennent également à remercier les participants aux séminaires ECHOPPE, AFSE et ERSA. Toute erreur est la nôtre.

Reçu en janvier 2022, accepté en juin 2023. Traduit de « Non-Taxation of Imputed Rent: A Gift to Scrooge? Evidence from France ».

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

Citation: Botey, M. & Chapelle, G. (2023). Non-Taxation of Imputed Rent: A Gift to Scrooge? Evidence from France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 541, 55–79 (First published online: December 2023). doi: 10.24187/ecostat.2023.541.2107

Les loyers imputés désignent les loyers que les propriétaires occupant leur logement devraient payer s'ils étaient locataires de leur bien. On estime qu'ils représentent 7 % du revenu national net, et leur prise en compte aurait des implications majeures dans la mesure des inégalités de revenu (Driant & Jacquot, 2005). Depuis 1914, l'administration française, comme celle de la plupart des pays développés entre 1910 et 1980, les incluait dans l'assiette de l'impôt sur le revenu. Elle les en a exclus à partir de 1965, dans l'objectif de faciliter l'accès à la propriété et dans un contexte d'émergence d'une classe moyenne de propriétaires. Toutefois, certains pays de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) – par exemple l'Islande, le Luxembourg, les Pays-Bas, la Slovénie et la Suisse – incluent encore aujourd'hui dans leur assiette fiscale et traitent les loyers imputés comme tout autre revenu du capital.

La flambée des prix des logements qui a débuté au début des années 2000, combinée à la chute du taux d'accession à la propriété dans le décile de revenu le plus bas (Laferrère *et al.*, 2017), a remis l'imposition du capital et le patrimoine immobilier sur le devant de la scène (Piketty, 2014 ; Bonnet *et al.*, 2021). Selon Piketty (2014), bien que les guerres mondiales aient considérablement atténué la concentration des richesses en Europe, les 1 % de personnes les plus riches de France détiennent actuellement 25 % du patrimoine total. Dans ce contexte, l'inclusion des loyers imputés dans l'assiette de l'impôt sur le revenu pourrait être un outil de redistribution (Landais *et al.*, 2011). Nous présentons dans ce qui suit des éléments empiriques qui soutiennent ce point de vue, et nous analysons en outre les dimensions intergénérationnelles et démographiques de cette redistribution.

Dans cet article, nous défendons l'idée que la non-imposition des loyers imputés devrait être traitée comme une subvention. Nous transposons partiellement les travaux de Figari *et al.* (2017) au contexte français en utilisant le modèle de micro-simulation TAXIPP mis au point par Landais *et al.* (2011). Ce modèle nous permet d'évaluer le montant de l'impôt sur le revenu que les propriétaires occupants épargnent en l'absence de taxation des loyers imputés et nous décrivons les bénéficiaires de cette incitation fiscale. Répondre à ces questions revêt une importance majeure dans le débat sur la possibilité de rétablir l'imposition du loyer imputé. Nos travaux sont également étroitement liés à ceux de Poterba & Sinai (2008), qui analysent l'effet que la suppression de la déduction des intérêts d'emprunt ou le

rétablissement de l'impôt sur les loyers imputés aurait sur le coût d'utilisation du logement aux États-Unis. Nous arrivons à trois conclusions principales. Premièrement, la non-imposition des loyers imputés représente des dépenses fiscales comprises entre 9 et 11 milliards d'euros par an, ce qui correspond globalement aux recettes fiscales provenant de la taxe foncière sur les propriétaires occupants. Il s'agit également de la principale dépense fiscale visant les propriétaires. Deuxièmement, sachant que la proportion de propriétaires occupants augmente considérablement avec l'âge, la non-imposition des loyers imputés est un transfert important depuis les jeunes vers les plus âgés. Troisièmement, cette subvention profite principalement aux foyers fiscaux les plus riches, qui sont propriétaires de plein droit. La subvention moyenne est en effet relativement faible, mais elle est répartie de façon très inégale. Le régime fiscal profite principalement aux ménages du décile de revenu le plus élevé, dont 90 % sont propriétaires de leur logement. Cependant, ce phénomène est moins frappant chez les propriétaires accédants (i.e. ayant encore un emprunt à rembourser pour l'achat de leur logement), car les remboursements d'intérêts réduisent fortement ces écarts, supprimant en moyenne 70 % de la valeur locative des résidences de ces contribuables. Le fait que ce sont les propriétaires les plus aisés qui bénéficient le plus de cette subvention remet sérieusement en question sa capacité à promouvoir l'accession à la propriété dans les déciles de revenus les plus faibles. Compte tenu du fait que la taxe foncière repose sur une valeur locative obsolète (Chapelle *et al.*, 2020), nous proposons comme politique alternative de la remplacer par un impôt sur les loyers imputés. Ce changement générerait 4 milliards d'euros de revenus supplémentaires par an à l'État, qui pourraient servir à diminuer d'autres impôts, comme Trannoy & Wasmer (2022) le suggèrent. Il pourrait rendre l'accession à la propriété plus abordable pour les ménages plus jeunes et les plus pauvres, dont les taux d'accession sont extrêmement faibles, tout en augmentant le coût de l'accession à la propriété pour le décile de revenu le plus élevé. Une réforme de ce type pourrait marquer un premier pas vers une réforme plus globale de la fiscalité foncière, comme le suggèrent divers travaux récents (Bérard & Trannoy, 2019 ; Trannoy & Wasmer, 2022).

La suite de cet article s'articule comme suit : la section 1 présente la fiscalité sur le logement en France et le rôle particulier de l'impôt sur le revenu. Dans la section 2, nous définissons le biais en faveur des propriétaires occupants

et expliquons les raisons pour lesquelles la non-imposition des loyers imputés devrait être traitée comme une subvention qui favorise les propriétaires occupants. Dans la section 3, nous présentons notre méthode d'évaluation de la répartition de cette subvention à l'aide du modèle TAXIPP. Nous exposons nos résultats dans la section 4, avant de conclure.

1. Imposition des biens résidentiels en France

Le logement représentant près de 50 % du patrimoine total en France, sa fiscalité suscite de plus en plus d'intérêt, notamment à des fins de redistribution. Cet intérêt est justifié, d'autant que l'on considère que l'offre de logements reste inélastique en France. En effet, il semblerait plus efficace de taxer le logement plutôt que tout autre type de capital, comme Bonnet *et al.* (2021) le démontrent. Toutefois, la pression fiscale sur l'immobilier résidentiel est actuellement relativement limitée. À partir des données des comptes nationaux du logement, on peut estimer que les impôts relatifs au secteur du logement représentent environ 4.67 % du produit intérieur brut (PIB) français.

Les revenus et le patrimoine générés par la propriété de logements sont imposés principalement par le biais de trois régimes. Premièrement, la plupart des propriétaires de biens occupés, loués ou vides doivent payer la taxe foncière, taxe locale bénéficiant principalement aux communes et communautés de communes qui fixent le taux d'imposition. La taxe foncière sur les propriétés bâties représente environ 34 milliards d'euros en termes de recettes fiscales en 2018 (dont un peu plus de 10 milliards payés par les propriétaires occupants). Cependant, cet impôt très ancien présente plusieurs inconvénients, car il repose sur des valeurs cadastrales datant de 1970, qui ne correspondent quasiment plus aux valeurs de marché actuelles (Chapelle *et al.*, 2020). En outre, les taux d'imposition fixés par les collectivités locales dépendent également de leurs autres ressources. En conséquence, cette taxe tend à être régressive (Carbonnier, 2019 ; André & Meslin, 2021). L'actualisation en cours des assiettes fiscales pourrait atténuer cette régressivité tout au moins au sein des communes (Chapelle *et al.*, 2020).

Le deuxième régime est l'impôt sur la fortune immobilière (IFI), qui a remplacé l'impôt sur la fortune en 2017. Cet impôt est un impôt progressif sur la valeur du patrimoine immobilier, dès lors que l'assiette fiscale dépasse 1.3 million d'euros. L'assiette fiscale est le

patrimoine immobilier net total, qui comprend 70 % de la valeur de marché estimée de la résidence principale du propriétaire et tous les autres actifs immobiliers, y compris les parts dans des sociétés détenant des biens immobiliers. Dans la pratique, cet impôt ne concerne qu'un nombre relativement limité de ménages et génère des recettes fiscales relativement modestes (environ 2 milliards d'euros en 2018).

Troisièmement, les revenus fonciers peuvent être assujettis à l'impôt sur le revenu, avec un taux marginal d'imposition de 0 % pour la tranche inférieure et de 41 % pour la tranche supérieure en 2010, relevé à 45 % en 2013. À partir de 1914, tous les revenus tirés de biens immobiliers ont été assujettis à cet impôt, y compris les loyers imputés. En 1965, les loyers imputés ont été retirés de l'assiette fiscale, dans le but de faciliter l'accession à la propriété. Cette logique a été poussée encore plus loin dans les années 1990, ainsi qu'entre 2007 et 2011, lorsque la loi « Travail, emploi, pouvoir d'achat » (TEPA) a permis aux propriétaires ayant contracté un prêt pour l'achat de leur résidence principale de déduire les intérêts du crédit correspondant de leur impôt sur le revenu, creusant ainsi davantage l'écart entre propriétaires et locataires. Aujourd'hui, si les paiements d'intérêts ne sont plus déductibles, les loyers imputés ne sont pas imposés et seuls les revenus locatifs restent soumis à l'impôt sur le revenu ainsi qu'à la contribution sociale généralisée (CSG) et à la contribution au remboursement de la dette sociale (CRDS) à un taux forfaitaire de 17.2 %¹. Selon nous, la politique fiscale lancée en 1965 subventionne l'accession à la propriété d'une façon qui n'est pas prise en compte dans les comptes nationaux. Nous expliquons pourquoi dans la section suivante. Notre objectif dans le cadre de cet article est d'estimer la perte fiscale générée par cette politique de 1965.

Pour finir, le logement est également imposé par le biais de plusieurs régimes fiscaux subsidiaires, s'agissant pour la plupart de taxes sur les transactions, comme les droits de timbre, ou de taxes sur la consommation, comme la taxe sur la valeur ajoutée appliquée aux nouvelles constructions/rénovations ou la taxe d'habitation. Cette dernière fait l'objet d'une suppression progressive pour les ménages les plus pauvres et sera définitivement supprimée pour tous les ménages d'ici à la fin 2023.

1. Nous examinons les implications de ces cotisations sociales sur nos résultats dans le cadre de tests de robustesse supplémentaires.

2. La non-imposition des loyers imputés crée un biais en faveur des propriétaires occupants

2.1. Définition du biais en faveur de la propriété – cas en l'absence de taxe foncière

Cette section illustre pourquoi la non-imposition des loyers imputés a été mise en œuvre en tant que subvention visant à favoriser l'accès à la propriété. Dans la pratique, il s'agit d'une dépense fiscale favorisant les propriétaires dont le taux marginal de l'impôt sur le revenu est élevé. Considérons un ménage initialement locataire percevant un salaire w et ayant un taux moyen d'impôt sur le revenu $\tau(I)$ dans lequel $\frac{\partial \tau(I)}{\partial I} > 0$ et I représente le revenu fiscal du ménage. Ce ménage possède un capital K qu'il peut soit investir en totalité dans un actif alternatif (A), demeurer locataire et percevoir un rendement $r \times A$, soit consacrer en totalité à l'achat de sa résidence principale pour un prix P , où il pourra vivre et économiser un loyer net R^2 . Sans perte de généralité, nous supposons qu'il n'y a pas de plus-value $g_p = 0$. La variation de son patrimoine net dépendra du mode d'occupation choisi. En cas d'accès à la propriété, elle sera la suivante :

$$\Delta W^0 = [1 - \tau(w)] \times w. \quad (1)$$

L'équation (1) reflète la situation actuelle, où le loyer imputé n'est pas imposé. La seule dépense du propriétaire est son impôt sur le revenu, qui dépend de son salaire $\tau(w) \times w$. Si le ménage investit dans un actif alternatif et devient locataire, il obtient :

$$\Delta W^T = [1 - \tau(w + rA)] \times [w + rA] - R. \quad (2)$$

La non-imposition du loyer imputé engendre une différence importante entre les propriétaires et les locataires. On peut illustrer cette subvention en supposant que les rendements nets du logement et de l'investissement alternatif sont les mêmes, c'est-à-dire $rA = rK = R$. Dans ce cas, la subvention accordée aux propriétaires serait la suivante :

$$\text{subvention} = \Delta W^0 - \Delta W^T = \tau(w + R) \times R + [\tau(w + R) - \tau(w)] \times w \quad (3)$$

ou, en supposant que l'incidence de la non-imposition du loyer imputé sur le taux d'imposition moyen du salaire est négligeable (c'est-à-dire $[\tau(w + R) - \tau(w)] \times w = 0$) :

$$\text{subvention} = \tau(w + R) \times R. \quad (4)$$

Cette définition simple est relativement proche de la situation dans laquelle l'investissement alternatif est un autre logement acheté afin

d'être loué. En effet, Goode (1960) affirme que les propriétaires occupants pourraient choisir de louer leur logement. Ainsi, le fait d'occuper son bien soi-même révèle que les rendements perçus par les propriétaires occupants sont au moins équivalents ou supérieurs à ceux d'une location sur le marché. De plus, à salaire égal, un propriétaire est plus avantageux qu'un locataire. Ainsi, l'inclusion du loyer imputé est conforme à la définition d'assiette fiscale de Haig (1921) et de Simons (1938)³ et pour Figari *et al.* (2017), son exclusion viole le principe d'équité horizontale et engendre un « biais en faveur des propriétaires occupants ».

Nous pouvons formuler plusieurs remarques à partir de cette première définition de la subvention. Premièrement, le montant de la subvention augmente avec le loyer net, ce qui favorise les propriétaires vivant dans des logements chers, par exemple résidant dans de grandes zones urbaines où les prix sont élevés, ou ceux qui vivent dans de grands logements. Elle favorise également les ménages ayant accumulé davantage de patrimoine immobilier. En conséquence, la théorie du cycle de vie de Modigliani & Miller (1958) peut nous amener à penser que la non-imposition des loyers imputés favorise les personnes les plus âgées. Deuxièmement, le montant de la subvention augmente avec le taux marginal d'imposition sur le revenu, et donc avec le revenu du propriétaire lorsque l'impôt sur le revenu est progressif. Goode (1960) constate que la non-imposition des loyers imputés aggrave les inégalités existantes dans la mesure où l'accès à la propriété devient plus rentable pour les ménages dont les taux marginaux d'imposition sont plus élevés. Cette intuition est confirmée par Bourassa & Hendershott (1994) qui, dans le cadre d'une analyse du total des impôts payés au cours du cycle de vie en Australie, trouvent que le rétablissement de l'impôt sur les loyers imputés pourrait potentiellement diminuer les inégalités de consommation entre les ménages. Des études similaires menées en Angleterre (Yates, 1994) et en Finlande (Saarimaa, 2011) indiquent que l'imposition des loyers imputés ferait diminuer le coefficient de Gini du revenu après redistribution. Pour finir, si l'on se concentre sur les ménages les plus riches, on peut supposer que la non-imposition des loyers imputés pourrait avoir un effet semblable sur les taux d'accès à la propriété à celui des politiques permettant

2. Lorsqu'un prêt est contracté, on peut supposer que R est le montant net des paiements d'intérêts, qui serait traité comme un coût en ignorant l'effet de levier.

3. Tout type de revenu qui augmente la capacité individuelle de consommation devrait être inclus dans l'assiette de l'impôt sur le revenu (Haig, 1921 ; Simons, 1938).

de déduire de la base imposable les impôts ou les intérêts d'emprunt liés à l'acquisition d'une résidence principale (Glaeser & Shapiro, 2003 ; Chambers *et al.*, 2009 ; Hanson, 2012a, b). En effet, ces dispositifs confèrent également un avantage aux propriétaires ayant des taux marginaux élevés. Or, Hilber & Turner (2014) et Gruber *et al.* (2021) trouvent que la déduction des intérêts d'emprunt ne parvient pas à faire progresser les taux d'accession à la propriété et tend à faire augmenter les prix des logements, notamment lorsque l'offre est inélastique.

2.2. Le biais en faveur de la propriété occupante en présence d'une taxe foncière

En pratique, les propriétaires sont imposés par le biais de la taxe foncière. Nous montrons dans cette section que le biais en faveur des propriétaires occupants se maintient quand on prend cette taxe en considération. Comparons par exemple un propriétaire recevant $\Delta W^o = [1 - \tau(w)] \times w - \tau_p$, où τ_p est la taxe foncière, avec un locataire qui investit dans un logement pour le louer⁴. Le locataire-loueur devra payer un loyer R tout en ne recevant que $(1 - \tau(w + R - \tau_p)) \times R - \tau_p$. Ainsi, dans une telle situation, les deux paieraient la taxe foncière et la subvention correspondante serait la suivante :

$$\begin{aligned} \text{subvention} &= \tau(w + R - \tau_p) \times [R - \tau_p] \\ &+ [\tau(w + R - \tau_p) - \tau(w)] \times w. \end{aligned} \quad (5)$$

C'est la définition de la subvention que nous utiliserons dans les principaux scénarios de cet article (scénarios 1 à 3). Si l'investissement alternatif est un autre actif assujéti uniquement à l'impôt sur le revenu, en supposant que l'effet des loyers imputés sur le taux d'imposition moyen est négligeable, alors la subvention serait la suivante :

$$\text{subvention} = \tau(w + R - \tau_p) \times [R - \tau_p] - \tau_p. \quad (6)$$

Cette définition alternative amène plusieurs commentaires. Premièrement, en France, le montant de la taxe foncière est calculé sur la base de valeurs locatives obsolètes, ce qui génère d'importantes subventions pour les propriétaires occupants et les loueurs propriétaires de logements sous-évalués et chers. Deuxièmement, dans la mesure où la taxe foncière n'est pas progressive en France (Carbonnier, 2019 ; André & Meslin, 2021), la subvention augmente avec le revenu et pourrait même devenir négative pour les propriétaires à faible revenu. De plus, la taxe foncière doit être acquittée quel que soit le niveau d'endettement. En outre, la taxe foncière est utilisée pour financer les biens publics locaux, essentiels au développement des zones résidentielles où les logements continuent de dégager

des plus-values immobilières, et l'impôt sur le revenu est le principal outil de redistribution au niveau national. Cette définition alternative de la subvention est relativement proche des transferts estimés dans le scénario 4 dans lequel on estime la variation de l'imposition dans l'hypothèse où un impôt sur les loyers imputés remplacerait la taxe foncière⁵.

Pour résumer, un propriétaire recevra une subvention positive s'il se trouve dans une tranche d'imposition sur le revenu relativement élevée, de telle sorte que la taxe foncière est inférieure au traitement fiscal du loyer imputé (équivalent au revenu de l'investissement alternatif). Le biais qui en résulte pour un ménage à revenu moyen/élevé devrait être important puisque les rendements du logement et des autres investissements sont assez similaires (Jordà *et al.*, 2019). De ce fait, la seule imposition des loyers imputés se fait à travers la taxe foncière qui représente une imposition moyenne de 8 % alors que le taux moyen d'imposition des revenus du capital productif (i.e. hors logement) est de l'ordre de 30 %⁶.

Dans cet article, nous étudions si la non-imposition des loyers imputés pourrait être traitée comme un crédit d'impôt, tel que défini à l'équation 5, et si, à ce titre, elle peut être comptabilisée comme une dépense publique, de la même façon que d'autres incitations fiscales mises en place pour promouvoir l'accession à la propriété en France. Par exemple, la possibilité offerte entre 2007 et 2009 de déduire les intérêts payés sur un emprunt pour l'achat d'une résidence principale est considérée comme une dépense publique et représentait en 2010 une dépense fiscale de 7 milliards d'euros. Dans le cadre de référence retenu par Goode (1960) ou Figari *et al.* (2017), la situation de référence à partir de laquelle les dépenses fiscales devraient être évaluées est une situation dans laquelle le traitement fiscal ne varie pas en fonction du statut d'occupation. Nous illustrons une telle situation dans le tableau 1, qui prend en compte les deux principales politiques généralement mises en œuvre pour promouvoir l'accession à la propriété⁷.

4. Cela pourrait également correspondre à une situation dans laquelle l'investissement alternatif dégagerait un rendement $rA = R - \tau_p$.

5. La variation de l'imposition serait $\Delta \text{Impôt} = \tau(w + R) \times [R] - \tau(w) \times [w] - \tau_p$.

6. Le taux d'imposition du capital productif était d'environ 58 % en 2013 (Artus *et al.*, 2013) tandis que l'impôt sur les loyers imputés était d'environ 8 %. Depuis la réforme de 2017, la plupart des revenus du capital sont imposés au taux forfaitaire unique de 30 %.

7. Ici, nous omettons les autres subventions qui influencent le choix du mode d'occupation, comme le logement social, les allocations logement ou les prêts bonifiés, car elles sont comptabilisées en dépenses publiques. Nous reviendrons sur cette question plus tard.

Tableau 1 – Définition de l'environnement neutre

	Déduction des paiements d'intérêts pour les prêts immobiliers	Non-déduction des paiements d'intérêts pour les prêts immobiliers
Imposition du loyer imputé	Environnement neutre	Non favorable aux propriétaires occupants
Non-imposition du loyer imputé	Très favorable aux propriétaires occupants	Favorable aux propriétaires occupants

La politique fiscale française est favorable aux propriétaires occupants et a brièvement été très favorable (dans les années 1990, ainsi qu'après la loi TEPA susmentionnée). Cependant, de nombreux autres pays offrent également un traitement fiscal favorable ou très favorable aux propriétaires (Kholodilin *et al.*, 2023), en particulier les États-Unis (Sommer *et al.*, 2013) et le Royaume-Uni (voir Figari *et al.* (2017) pour une analyse de plusieurs pays européens). On peut se demander si un contexte dans lequel, d'une part, les paiements d'intérêts ne pourraient pas être déduits et, d'autre part, les loyers imputés seraient imposés, constituerait un environnement neutre. Toutefois, compte tenu du fait qu'un loueur peut également déduire ses paiements d'intérêts du loyer qu'il déclare, nous considérons que les paiements d'intérêts devraient être déductibles⁸. Dans un marché concurrentiel, les hausses de prix pourraient supprimer la subvention. Toutefois, ces ajustements pourraient être limités par les frictions inhérentes aux marchés du logement (Wheaton, 1990 ; Desgranges & Wasmer, 2000) et par des coûts de transaction importants (Bérard & Trannoy, 2018). Pour finir, nous supposons, dans le cadre de nos principaux scénarios, que les loyers imputés ne sont pas assujettis aux cotisations sociales, dans la mesure où, contrairement à l'impôt sur le revenu, l'assiette fiscale de ces cotisations n'a jamais inclus les loyers imputés⁹.

3. Évaluation de la subvention dont bénéficient les propriétaires occupants avec le modèle TAXIPP

3.1. Le modèle TAXIPP

La plupart des travaux universitaires antérieurs simulent une réintégration des loyers imputés dans la base fiscale afin d'évaluer son potentiel redistributif. Notre approche est légèrement différente dans la mesure où notre objectif principal ne consiste pas à évaluer l'effet potentiel de l'imposition des loyers imputés. Nous cherchons avant tout à évaluer les transferts entre les ménages résultant de cette exonération fiscale et à les comparer avec les autres politiques socio-fiscales destinées à soutenir la consommation de logement en France. Pour résumer, nous regardons la non-imposition

des loyers imputés comme une subvention qui devrait être comptabilisée dans les dépenses publiques comme une allocation logement ou les crédits d'impôts destinés à soutenir l'investissement locatif. Par la suite, nous analysons la mesure dans laquelle cette subvention affecte différemment les ménages selon leur revenu et leur âge.

Pour cette raison, nous créons une situation contrefactuelle en reproduisant un traitement fiscal neutre des loyers imputés à l'aide du simulateur fiscal de Landais *et al.* (2011), TAXIPP, un modèle de micro-simulation des cotisations sociales obligatoires qui, contrairement à l'approche standard de micro-simulation, accorde une importance particulière à l'imputation des revenus élevés et au calibrage du modèle à partir des comptes nationaux. Le simulateur combine un code Stata (qui permet de calculer la contribution fiscale des ménages à partir d'informations relatives à leurs revenus) et un jeu de données représentatives de la population française. Le code est une traduction du code fiscal français de 2010. Le jeu de données, qui comprend plus de 800 000 observations de ménages fiscaux, a été construit grâce à un tirage aléatoire reproduisant les tendances de la population¹⁰. Si deux ménages fiscaux appartiennent au même ménage, le simulateur l'indique. Il fournit des informations sur le revenu à l'aide des données du Fichier échantillonné de l'impôt sur le revenu, ainsi que d'enquêtes nationales sur le logement, la population active et la richesse qui font correspondre ces observations à des ménages similaires. Ces deux éléments permettent de simuler les réformes fiscales et d'estimer les recettes fiscales supplémentaires et leurs conséquences redistributives de manière flexible, en incluant les dimensions qui sont imposées dès le début (par exemple le revenu du travail) et d'autres dimensions qui ne le sont pas (par exemple le loyer imputé).

8. Dans un contexte dynamique, la capacité à déduire les paiements d'intérêts soulève d'autres questions, qui sont traitées à la section 4.5.

9. Si l'on tient compte des cotisations sociales, la subvention serait la suivante : $subvention = \tau(w+R-\tau_r) \times [R-\tau_r] + [\tau(w + 0.932 \times R - \tau_r) - \tau(w)] \times w + 0.172 \times (R - \tau_r)$.

10. Un membre d'un ménage physique (vivant dans le même logement) peut appartenir à plusieurs ménages fiscaux, par exemple lorsque les personnes ne sont pas pacsées ou mariées.

Cette dernière dimension est un atout majeur de TAXIPP. Avec d'autres simulateurs fiscaux, comme INES, les variables disponibles ne couvrent pas les loyers imputés ou les taxes foncières, qui sont les principales variables de notre étude. De plus, la taille de l'échantillon est plus importante dans le modèle TAXIPP. Cependant, TAXIPP a ses limites comme par exemple le fait que tous les propriétaires remboursent les intérêts d'un emprunt. Pour contourner ce problème, nous recalculons la répartition des intérêts des emprunts¹¹.

3.2. Calcul du loyer imputé net

Le loyer imputé est la valeur que les propriétaires retirent de l'occupation de leur propre logement. Goode (1960) définit le loyer imputé net comme la valeur locative d'un logement au prix du marché, de laquelle sont déduits la taxe foncière, la dépréciation, les frais de réparation, l'entretien et les paiements d'intérêts sur emprunt. Sur la base des comptes du logement français, les loyers imputés bruts représentent jusqu'à 7 % du revenu national net et 70 % du revenu locatif dans le secteur privé. Landais *et al.* (2011) ont calculé le loyer imputé brut de chaque ménage à l'aide de modèles de régression hédonique suivant les procédures standard appliquées dans les comptes nationaux français. Ces modèles de régression hédoniste estiment le loyer en fonction des caractéristiques du logement (localisation [départements et types d'unités urbaines], surface, nombre de pièces et qualité globale). Nous utilisons ensuite plusieurs scénarios décrits dans le tableau 2 pour calculer le loyer imputé net à l'aide de divers paramètres, comme le taux de dépréciation du capital, les paiements d'intérêts sur prêt hypothécaire et la taxe foncière. Dans le premier scénario, nous utilisons les paramètres de base de Landais *et al.* (2011). Toutefois, nous modifions légèrement leur approche en estimant les paiements d'intérêts sur prêt hypothécaire selon les principes des

comptes nationaux distributifs, pour une plus grande exactitude. Ainsi, nous faisons une différence entre les propriétaires devant rembourser un prêt hypothécaire sur leur résidence principale et les propriétaires de plein droit (c'est-à-dire ceux qui ont fini de rembourser leur prêt).

Nous nous appuyons sur l'enquête Patrimoine des ménages 2010 pour nous concentrer sur les propriétaires devant rembourser un prêt hypothécaire et définir des groupes en fonction de deux dimensions : les tranches d'âge et le revenu financier. Deuxièmement, pour chaque groupe, nous calculons la part des intérêts totaux remboursés par le groupe. Nous identifions ensuite les mêmes groupes dans TAXIPP et déduisons les montants des paiements d'intérêts de chaque ménage à l'aide du montant moyen remboursé par le groupe. Pour finir, nous répartissons ces paiements d'intérêts entre les unités fiscales de chaque ménage. Nous utilisons également les taxes foncières imputées fournies par Landais *et al.* (2011) pour les ménages physiques, que nous attribuons à chaque ménage fiscal. Lorsque la dépréciation et les paiements d'intérêts sont supérieurs aux loyers imputés (4.5 % de l'échantillon), l'assiette fiscale est fixée à 0. Notre étude est limitée par le fait que les informations disponibles sur les régressions hédoniques effectuées sont peu nombreuses. Notamment, la sélection entre les maisons louées et occupées par leurs propriétaires pourrait engendrer un biais, et nos résultats pourraient être affectés si les régressions introduisaient un biais systématique entre les tranches d'âge ou de revenu. Dans les figures I et II, nous effectuons le même exercice avec des données agrégées pour comparer l'assiette fiscale du simulateur

11. Les paiements ont été déterminés par décile et par tranche d'âge à l'aide de l'enquête Patrimoine, ce qui a permis de répartir le crédit d'impôt de façon plus précise et de prendre en compte la dimension du cycle de vie des remboursements du prêt. Des informations plus détaillées sont fournies ci-dessous.

Tableau 2 – Les scénarios retenus pour le calcul du loyer imputé net

	Scénario 1	Scénario 2	Scénario 3	Scénario 4
Base des comptes nationaux	2005	2010	2010	2005
Taux de dépréciation (% du loyer)	18	28	28	18
Paiements d'intérêts sur emprunt (%)	imputés	imputés	70	imputés
Taxe foncière (%)	déclarée	déclarée	8	supprimée
Loyer imputé net/brut – propriétaire de plein droit (%)	82 – Taxe foncière imputée	72 – Taxe foncière imputée	64	82
Loyer imputé net/brut – propriétaire accédant (%)	12 – Taxe foncière imputée	5.4 – Taxe foncière imputée	0	12
Total des loyers imputés nets (en milliards d'euros)	70.60	59.07	55.19	83.31

Note : calculs des auteurs à partir de TAXIPP (Landais *et al.*, 2011) et de l'enquête Patrimoine de l'Insee 2010.

avec les comptes nationaux. Il est rassurant de constater que les loyers nets agrégés sont très proches de la somme de l'assiette fiscale des micro-données. Le total des loyers imputés nets se maintient entre 53 et 73 milliards d'euros, ce qui représente environ 4 % du revenu national net, comme dans les données agrégées.

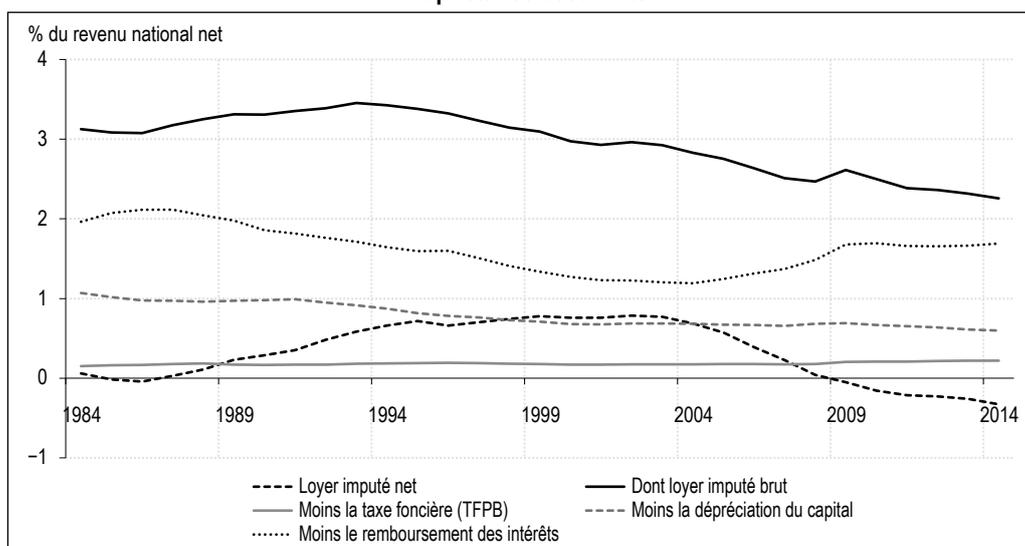
Les autres scénarios sont utilisés aux fins de tests de robustesse. Dans le scénario 2, nous tenons compte du changement intervenu dans les comptes nationaux et du rôle particulier joué par l'hypothèse de la dépréciation du capital lors du passage de la base 2005 à la base 2010. En effet, la base 2010 a adopté un taux de dépréciation beaucoup plus élevé pour le capital logement, lequel a augmenté de 10 points de pourcentage entre 2000 et 2010. Ainsi, en comparant l'écart entre les scénarios 1 et 2, on peut tenir compte de l'influence de différentes hypothèses sur la dépréciation du capital. Dans le troisième scénario, nous avons remplacé la taxe foncière déclarée et les paiements d'intérêts sur emprunt imputés par des parts constantes du loyer brut, plutôt que d'utiliser ceux imputés dans le jeu de données initial. Selon nous, cette approche permet d'évaluer la robustesse de nos résultats lorsque nous ne nous appuyons ni sur nos imputations pour les paiements d'intérêts ni sur la taxe foncière déclarée, dont le barème de calcul est en cours d'actualisation, tout en restant cohérents avec les comptes nationaux agrégés, comme indiqué aux figures I et II. Tous ces scénarios donnent des résultats relativement similaires : le changement le plus important au

niveau de l'assiette fiscale provient des hypothèses de dépréciation du capital, avec un écart d'environ 10 milliards d'euros entre les deux scénarios extrêmes (scénarios 1 et 3).

Pour finir, le quatrième scénario adopte une approche différente et tente d'évaluer ce que serait le revenu fiscal si un impôt sur les loyers imputés des propriétaires occupants venait à remplacer l'actuelle taxe foncière locale. Compte tenu du fait que la taxe foncière repose sur une valeur locative obsolète (Chapelle *et al.*, 2020), et afin de limiter la hausse potentielle de l'impôt, nous proposons de la remplacer par un impôt sur les loyers imputés. Ainsi, nous utilisons les mêmes paramètres que dans le scénario 1, mais supposons que la taxe foncière locale est supprimée pour les propriétaires. Nous supposons également que la taxe foncière est maintenue pour les propriétés locatives, les logements vacants et les résidences secondaires, assurant ainsi des revenus stables pour les collectivités locales. En outre, les pertes fiscales liées à la taxe foncière pourraient être compensées en octroyant aux collectivités locales une partie des recettes provenant de l'impôt sur le revenu. Ce scénario permet de déterminer si le remplacement d'un impôt par un autre auprès des propriétaires est susceptible de se traduire par un gain fiscal net ou une perte fiscale nette pour l'État, sans tenir compte des réactions comportementales des ménages.

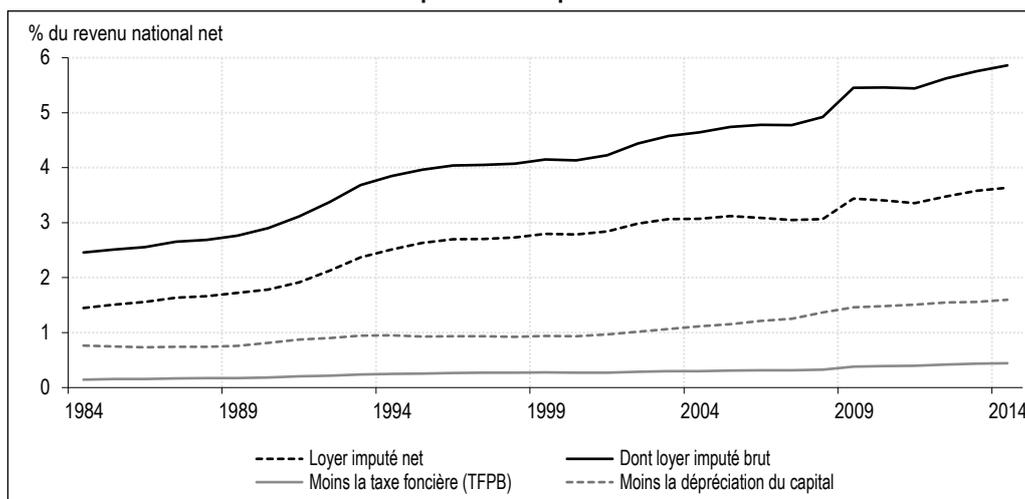
Dans la figure III, nous illustrons la répartition des loyers imputés nets moyens par décile de revenu imposable pour tous les ménages, pour les

Figure I – Loyers imputés bruts/nets et taxe foncière pour les propriétaires occupants. Propriétaires accédants



Note : les loyers imputés nets des propriétaires accédants (ligne noire en pointillés) sont décomposés en quatre éléments : les loyers imputés bruts, la dépréciation du capital, le remboursement des intérêts et la taxe foncière.
Source : calculs des auteurs à partir des comptes du logement 2014 de la France.

Figure II – Loyers imputés bruts/nets et taxe foncière pour les propriétaires occupants.
Propriétaires de plein droit



Note : les loyers imputés nets des propriétaires de plein droit (ligne noire en pointillés) sont décomposés en trois éléments : les loyers imputés bruts, la dépréciation du capital et la taxe foncière.

Source : calcul des auteurs à partir des comptes du logement 2014 de la France.

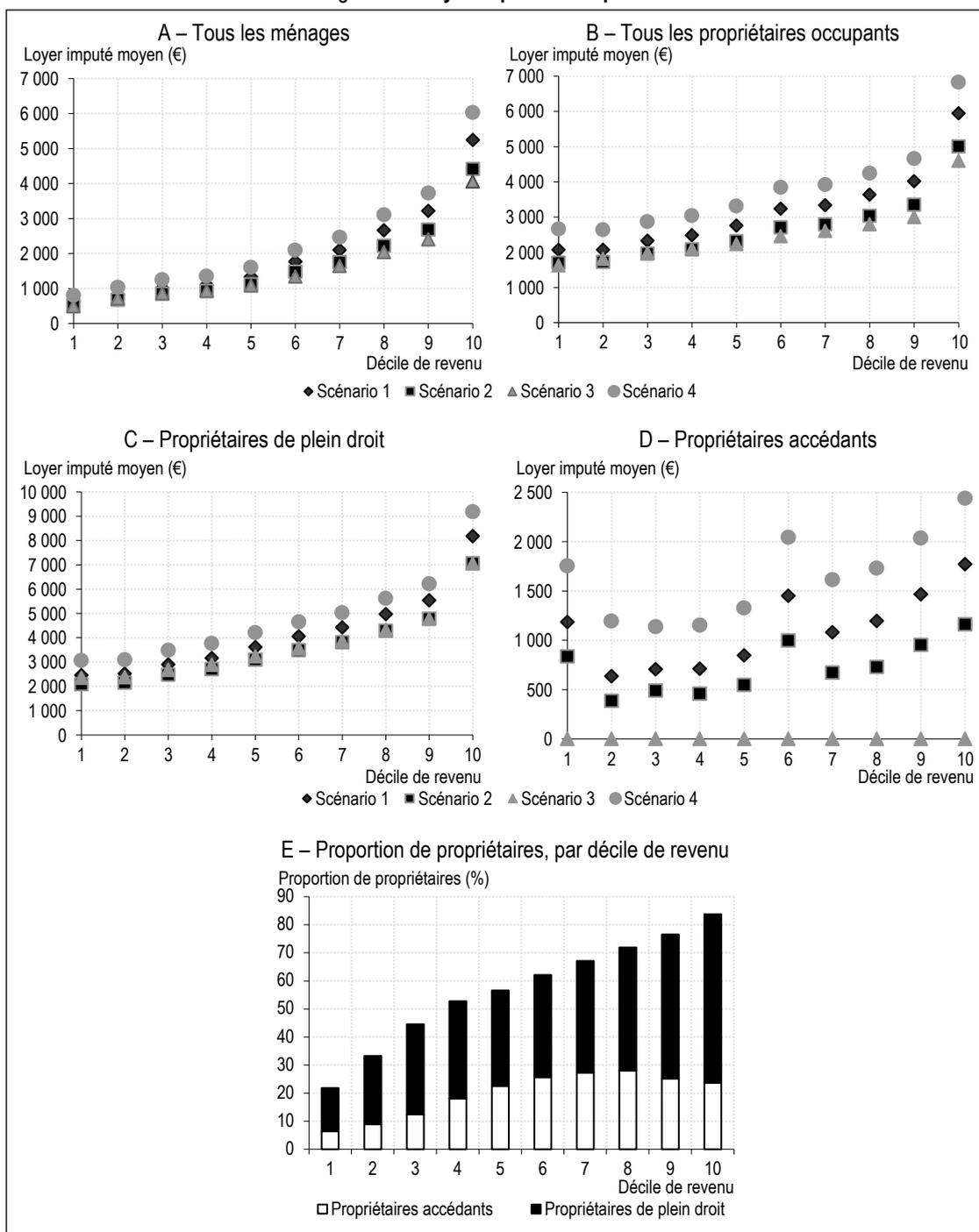
propriétaires avec un prêt hypothécaire et pour les propriétaires de plein droit. En examinant les ménages dans leur ensemble, on constate que la base imposable augmente considérablement avec le revenu, ce qui s'explique facilement par deux phénomènes. Tout d'abord, la part des propriétaires est plus élevée dans les déciles supérieurs ayant une base imposable plus importante. De plus, les ménages plus riches présentent une consommation de logement plus élevée et, par conséquent, des loyers imputés plus élevés. Le panel C indique que ce sont les particuliers du dixième décile le plus riche, qui sont propriétaires de plein droit, qui perçoivent les loyers imputés nets les plus élevés. Pour ces ménages, le loyer imputé net moyen se situe entre 7 000 et 9 000 euros par an, lequel diminue fortement à mesure que les revenus diminuent. En effet, le neuvième décile ne perçoit en moyenne qu'entre 5 000 et 6 000 euros, et le premier décile, entre 2 000 et 3 000 euros. L'écart entre les propriétaires accédants et les propriétaires de plein droit est frappant si l'on compare les panels C et D, car le loyer imputé net diminue considérablement dès lors que l'on prend en compte le remboursement des taux d'intérêt. Dans le dixième décile de revenu, les propriétaires accédants perçoivent en moyenne environ 1 800 euros dans le scénario 1, contre environ 2 500 si l'on supprime la taxe foncière dans le scénario 4, qui ne représente qu'environ 25 % de la subvention perçue par les propriétaires de plein droit dont les revenus sont similaires.

De plus, la répartition des loyers imputés par tranche d'âge révèle une forte inégalité intergénérationnelle, comme l'illustre le panel A de la

figure IV. Ils sont notamment répartis de façon inégale entre les générations. Ainsi, les revenus des loyers imputés non imposés sont indéniablement plus importants pour les personnes plus âgées, avec en moyenne 194 euros pour les 18-29 ans contre 3 713 euros et 3 316 euros respectivement pour les 60-74 ans et les 75 ans et plus. Ces tendances s'expliquent facilement si l'on examine le panel B. En effet, les ménages de 18-29 ans et de 30-44 ans qui sont propriétaires sont peu nombreux (13 % et 50 %, respectivement) et, parmi ceux qui sont propriétaires de leur logement, la grande majorité ont un emprunt en cours. Cependant, le taux de propriétaires est relativement élevé chez les groupes les plus âgés (plus de 60 %), et la plupart des propriétaires plus âgés sont des propriétaires de plein droit.

Pour finir, même si les données ne permettent pas de connaître la localisation avec précision, il est également intéressant de comparer les loyers imputés entre les différentes régions de France. Nos données ne permettent de comparer que trois grandes zones : la zone urbaine de Paris (zone 1), les grandes zones urbaines de plus de 200 000 habitants hors celle de Paris (zone 2) et le reste de la France métropolitaine (zone 3). La figure A1-IV en annexe présente les loyers imputés moyens par zone. Pour les propriétaires, les loyers imputés sont plus élevés à Paris et dans les grandes zones urbaines que dans le reste du pays. Toutefois, si l'on considère l'ensemble des ménages, les loyers imputés des zones les moins urbaines sont en moyenne supérieurs à ceux des zones urbaines de plus de 200 000 habitants, car le taux de propriétaires est plus élevé en milieu rural.

Figure III – Loyer imputé net imposable



Source : calculs des auteurs à partir de TAXIPP (Landais *et al.*, 2011) et de l'enquête Patrimoine de l'Insee 2010.

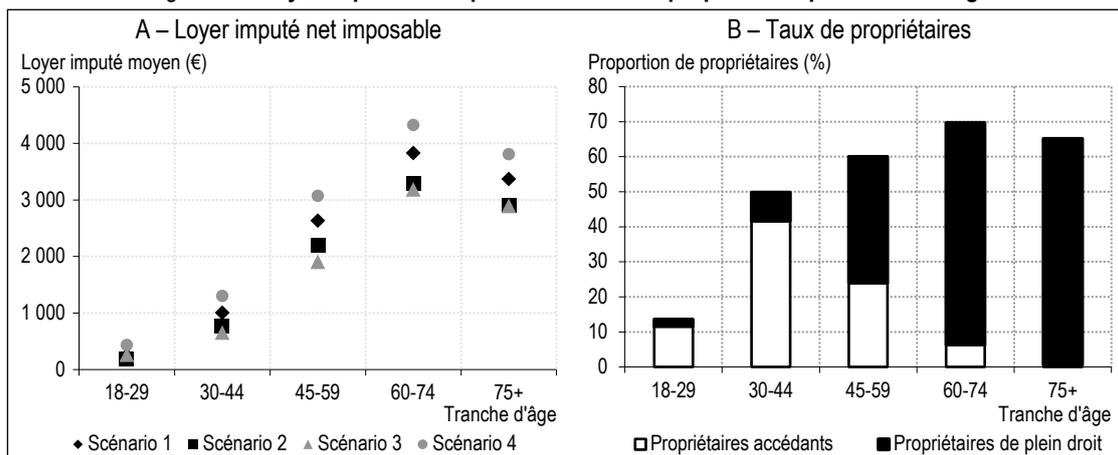
4. Résultats

4.1. La non-imposition des loyers imputés est la subvention la plus importante pour les propriétaires occupants

Nous présentons d'abord nos estimations de la subvention fiscale globale découlant de la non-imposition des loyers imputés. Comme le montre le tableau 3, compte tenu des paramètres de la simulation, la subvention fiscale totale est

comprise entre 9 et 11 milliards d'euros. Cette subvention représente environ 25 % du total des subventions consacrées au logement dans les comptes nationaux français 2010. En effet, comme indiqué dans le tableau A1-2 de l'annexe, qui présente les comptes nationaux du logement 2010 actualisés avec nos résultats, le total des subventions était de 40 milliards d'euros en 2010. Ainsi, la non-imposition des loyers imputés représente le deuxième plus grand dispositif

Figure IV – Loyer imputé net imposable et taux de propriétaires par tranche d'âge



Source : calculs des auteurs à partir de TAXIPP (Landais *et al.*, 2011) et de l'enquête Patrimoine de l'Insee 2010.

en matière de logement après les allocations logement, qui étaient de 17 milliards d'euros. Cette subvention est notamment supérieure à la taxe foncière payée par les propriétaires, qui se chiffrait à environ 10 milliards d'euros en 2010, comme l'illustre le tableau A1-1 de l'annexe.

En conséquence, le remplacement de la taxe foncière par un impôt sur les loyers imputés pour les propriétaires est un dispositif qui s'autofinancerait dans son intégralité.

La non-imposition des loyers imputés semble être la principale subvention pour les propriétaires – et de loin. Elle est suivie par la déduction des taux d'intérêt des prêts, une mesure introduite entre 2007 et 2009 (dispositif fiscal « Travail, emploi, pouvoir d'achat » – TEPA) dont les conséquences budgétaires se font encore sentir, plusieurs années après son abrogation. Les mesures de soutien visant à favoriser l'accès à la propriété sont sous-estimées dans la mesure où la non-imposition des loyers imputés n'est pas prise en compte dans les comptes nationaux. Nous remarquons que la prise en compte de la non-imposition des loyers imputés modifie radicalement la répartition des subventions entre les modes d'occupation des logements. Si les comptes nationaux actuels indiquent que la grande majorité des aides au logement concernent le secteur locatif, cette tendance n'est plus valable si l'on tient compte de la non-imposition des

loyers imputés. En effet, le total des subventions versées aux propriétaires occupants est quasiment doublé et est très proche des subventions existant pour les locataires (environ 23 milliards d'euros pour les propriétaires contre 26 milliards d'euros pour les locataires).

En comparant ces résultats à ceux de Figari *et al.* (2017), dans le cas de l'imposition des loyers imputés, les recettes fiscales supplémentaires resteraient relativement modérées, car l'impôt sur le revenu ne représente que moins de 10 % des recettes publiques en France (Guillot & André, 2014) et est complété par des cotisations sociales telles que la contribution sociale générale (CSG) et la contribution pour le remboursement de la dette sociale (CRDS), qui sont des impôts sur le revenu supplémentaires assortis d'un taux d'imposition unique de 17,2 %. L'inclusion des loyers imputés nets dans l'assiette fiscale des cotisations sociales générerait notamment des recettes fiscales supplémentaires comprises entre 9 et 12 milliards d'euros, ce qui doublerait plus ou moins l'impact de la réforme. Dans le présent article, nous nous sommes concentrés sur l'impact redistributif découlant de l'impôt sur le revenu.

Il est à noter que ces estimations et les profils redistributifs ne tiennent pas compte des potentielles réactions comportementales des ménages et des effets d'équilibre général. Nous traitons ces questions à la section 4.4.

Tableau 3 – Estimation de la subvention fiscale due à la non-imposition des loyers imputés

	Sans loyers imputés	Scénario 1	Scénario 2	Scénario 3	Scénario 4
Total des recettes fiscales (en milliards d'euros)	53.54	65.60	63.57	62.92	67.75
Subvention estimée (en milliards d'euros)	-	12.06	10.03	9.38	14.21

Note : calculs des auteurs à partir de TAXIPP (Landais *et al.*, 2011) et de l'enquête Patrimoine de l'Insee 2010.

Dans le tableau A1-3 de l'annexe, nous présentons également les caractéristiques de notre échantillon de ménages fiscaux. Il ressort de nos estimations qu'environ 1.8 million de ménages – principalement dans les troisième, quatrième et cinquième déciles – deviendraient imposables si les loyers imputés étaient inclus dans l'assiette fiscale. Néanmoins, en moyenne, le montant de l'impôt sur le revenu de ces groupes serait inférieur à 300 euros.

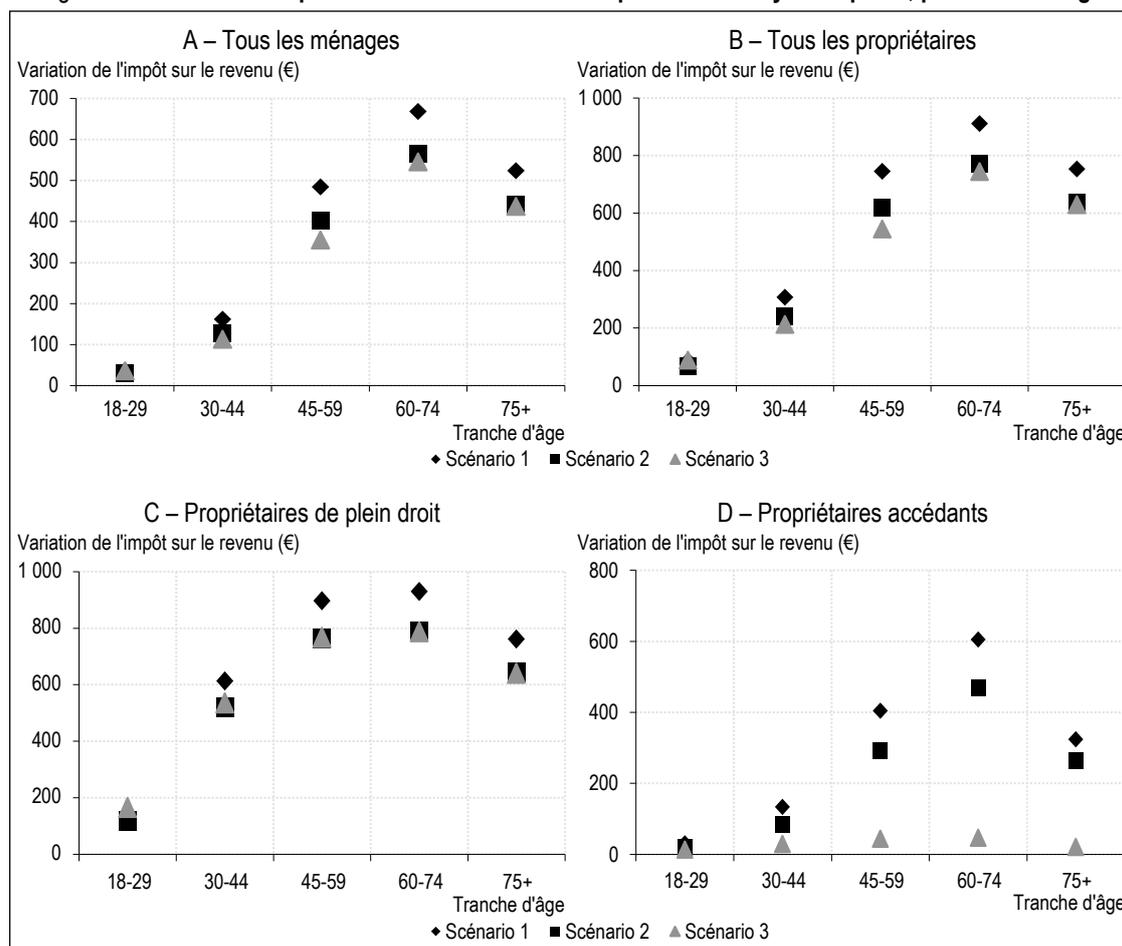
4.2. La non-imposition des loyers imputés profite principalement aux ménages les plus âgés

La figure V présente la subvention moyenne par tranche d'âge. Les résultats globaux soulignent que les groupes de personnes plus âgées (60-74 ans et 75 ans et plus) sont les principaux bénéficiaires de la non-imposition du loyer imputé. La subvention suit de près les tendances du loyer imputé net perçu par chaque génération et le taux d'accession à la propriété par tranche d'âge. On peut observer que les ménages plus jeunes, c'est-à-dire âgés de 18 à 29 ans, ne

reçoivent qu'une subvention résiduelle inférieure à 20 euros par an, et que ceux âgés de 30 à 44 ans reçoivent environ 100 euros (figure V). En effet, ces générations sont principalement des locataires ou des propriétaires accédants et, pour cette raison, leur impôt sur les loyers imputés nets serait soit nul soit très faible. La subvention moyenne augmente ensuite très rapidement pour les ménages plus âgés, dont le taux d'accession à la propriété est plus élevé et qui sont plus susceptibles d'être des propriétaires de plein droit. Les ménages âgés de 45 à 59 ans ou de 75 et plus reçoivent une subvention annuelle comprise entre 400 et 550 euros, tandis que ceux âgés de 60 à 74 ans reçoivent la subvention la plus élevée à 600 euros.

Ces tendances sont confirmées si nous répartissons les propriétaires entre propriétaires de plein droit et propriétaires accédants. Par exemple, la subvention moyenne est nettement plus élevée pour les propriétaires de plein droit dans les tranches 45-59 ans et 60-74 ans, qui économisent en moyenne environ 850 euros sur leur impôt sur le revenu. Ce montant se limiterait à 40-90 euros

Figure V – Subvention implicite actuelle due à la non-imposition des loyers imputés, par tranche d'âge



Source : calculs des auteurs à partir de TAXIPP (Landais *et al.*, 2011) et de l'enquête Patrimoine de l'Insee 2010.

pour les propriétaires accédants dans les mêmes cohortes d'âge. Inversement, les ménages de moins de 30 ans propriétaires accédants, ce qui est le cas de la plupart des ménages fiscaux de cette tranche d'âge (figure IV, panel B), économisent en moyenne environ 15 euros par an, contre environ 180 euros pour les propriétaires de plein droit (moins de 0.5 % du total des propriétaires de plein droit dans toutes les tranches d'âge).

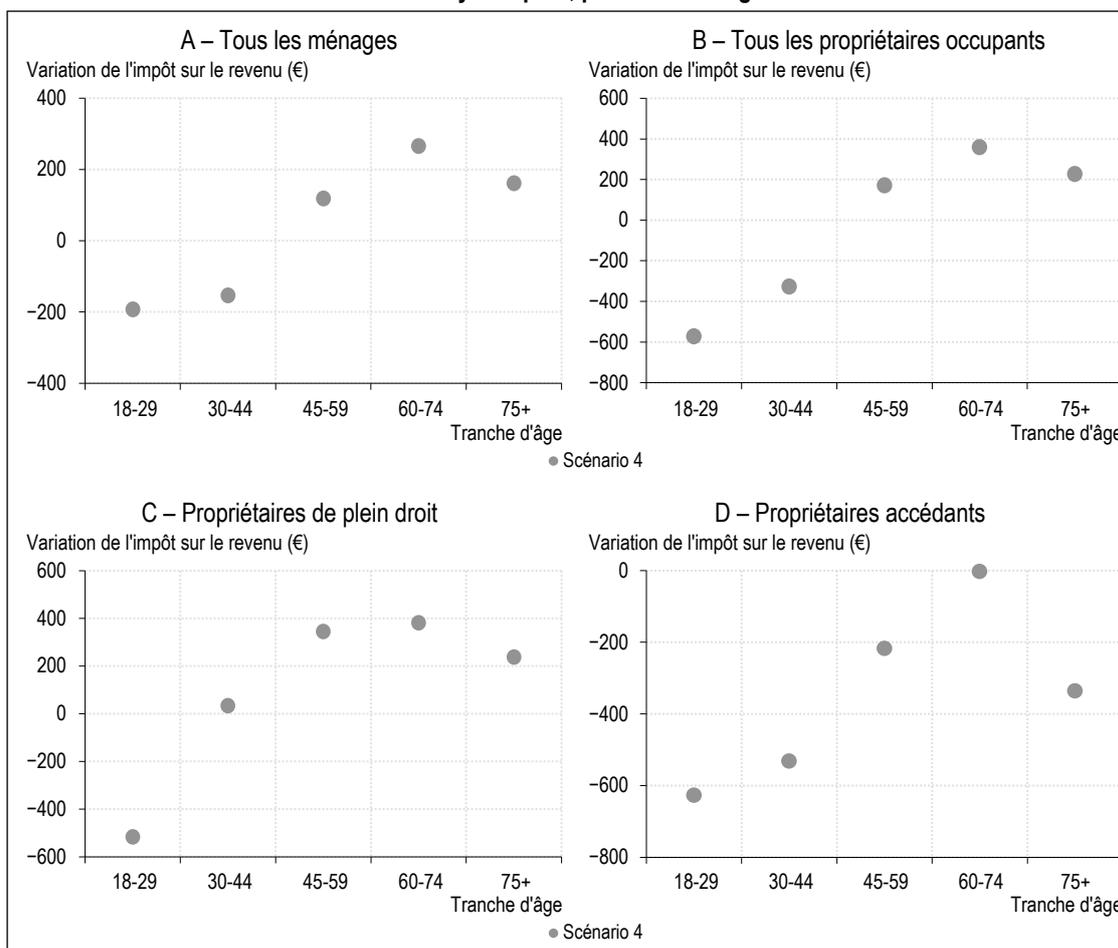
Ces chiffres suggèrent que l'analyse intergénérationnelle est un enjeu majeur qui mérite une attention particulière lorsqu'on envisage la possibilité de supprimer cette subvention cachée.

La non-imposition des loyers imputés profitant principalement aux ménages plus âgés, elle pourrait exacerber les inégalités sur le marché du logement, pour deux raisons. Premièrement, elle profite aux ménages âgés qui ont déjà perçu de fortes plus-values dans les années 2000 et dont le patrimoine est important, tandis que les autres politiques relatives au logement semblent

entraver l'accès à la propriété des ménages jeunes et plus pauvres. Ainsi, elle renforce les inégalités entre les générations. Deuxièmement, compte tenu du rôle croissant des dons entre vifs dans l'accès à la propriété, les inégalités intergénérationnelles ont également de lourdes conséquences sur les inégalités intragénérationnelles. Dans ce contexte, on peut s'interroger sur la pertinence d'une subvention qui, au bout du compte, avantage les ménages ayant bénéficié d'un don entre vifs de la part de leurs proches pour accéder à la propriété. Les inégalités en matière de logement ne doivent pas être négligées, car les difficultés rencontrées par les jeunes aux revenus modestes sur le marché du logement peuvent avoir des conséquences néfastes sur leur capacité à trouver un emploi (Eyméoud & Wasmer, 2016).

La figure VI illustre comment le remplacement de la taxe foncière par un impôt sur les loyers imputés pour les propriétaires est susceptible d'affecter les différentes tranches d'âge. Comme l'on peut s'y attendre, une telle subvention

Figure VI – Variation de l'imposition en cas de remplacement de la taxe foncière par un impôt sur le loyer imputé, par tranche d'âge



Source : calculs des auteurs à partir de TAXIPP (Landais *et al.*, 2011) et de l'enquête Patrimoine de l'Insee 2010.

profiterait aux plus jeunes et aux propriétaires accédants, car les plus jeunes ont les plus gros passifs financiers et se situent dans les tranches de revenu les plus faibles. En moyenne, les jeunes ménages bénéficieraient d'une réduction d'impôt d'environ 200 euros, tandis que les ménages plus âgés subiraient une hausse d'impôt de plus de 150 euros. La réforme profiterait considérablement aux propriétaires accédants, car ils bénéficieraient d'une baisse de 600 euros de leur niveau d'imposition. Une réforme de ce type constituerait un transfert important depuis les ménages âgés vers les ménages les plus jeunes à court terme et pourrait être une réponse appropriée au creusement des inégalités de richesse découlant de la flambée des prix du logement. En effet, si l'on examine l'évolution du patrimoine net par tranche d'âge, comme l'illustre la figure VII, on observe que les générations les plus âgées ont surtout bénéficié de l'appréciation de leur patrimoine immobilier, tandis que le patrimoine des ménages plus jeunes n'a quasiment pas évolué.

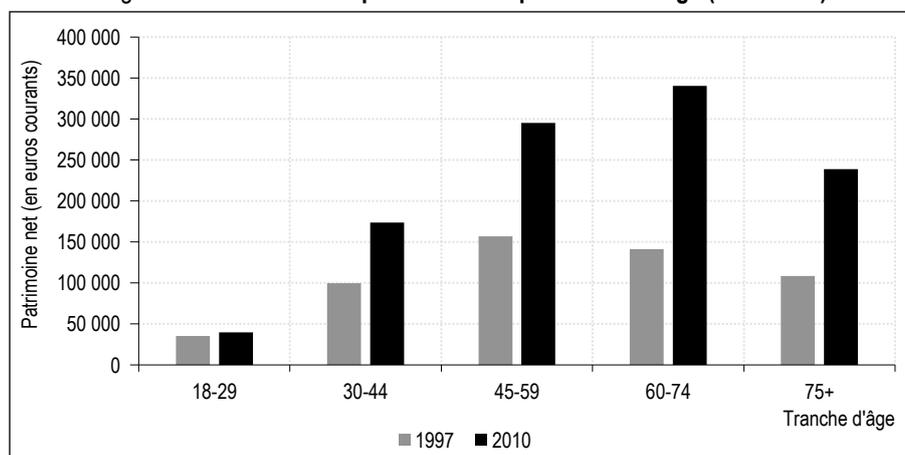
4.3. Les propriétaires de plein droit des déciles supérieurs sont les principaux bénéficiaires

La figure VIII montre la répartition de la subvention par décile de revenu. De toute évidence, la non-imposition des loyers imputés profite principalement aux ménages dont les revenus sont élevés. Deux facteurs peuvent expliquer cette tendance. Premièrement, comme nous l'avons déjà évoqué, les ménages plus riches sont pour la plupart propriétaires, ont une plus grande consommation de logement et sont moins dépendants d'un financement par emprunt. Ainsi, leur loyer implicite est beaucoup plus élevé, comme le montre la figure III.

Deuxièmement, il est important de rappeler que 50 % des ménages fiscaux français ne paient aucun impôt sur le revenu dans la mesure où leur revenu total est inférieur au seuil d'imposition. Ces données remettent en question la capacité d'une subvention de ce type à renforcer le taux d'accession à la propriété, car elle profite principalement aux ménages les plus riches qui sont déjà propriétaires. En effet, pour faire augmenter le taux de propriétaires, il faudrait introduire des dispositifs axés principalement sur les ménages plus pauvres, qui constituent la grande majorité des locataires.

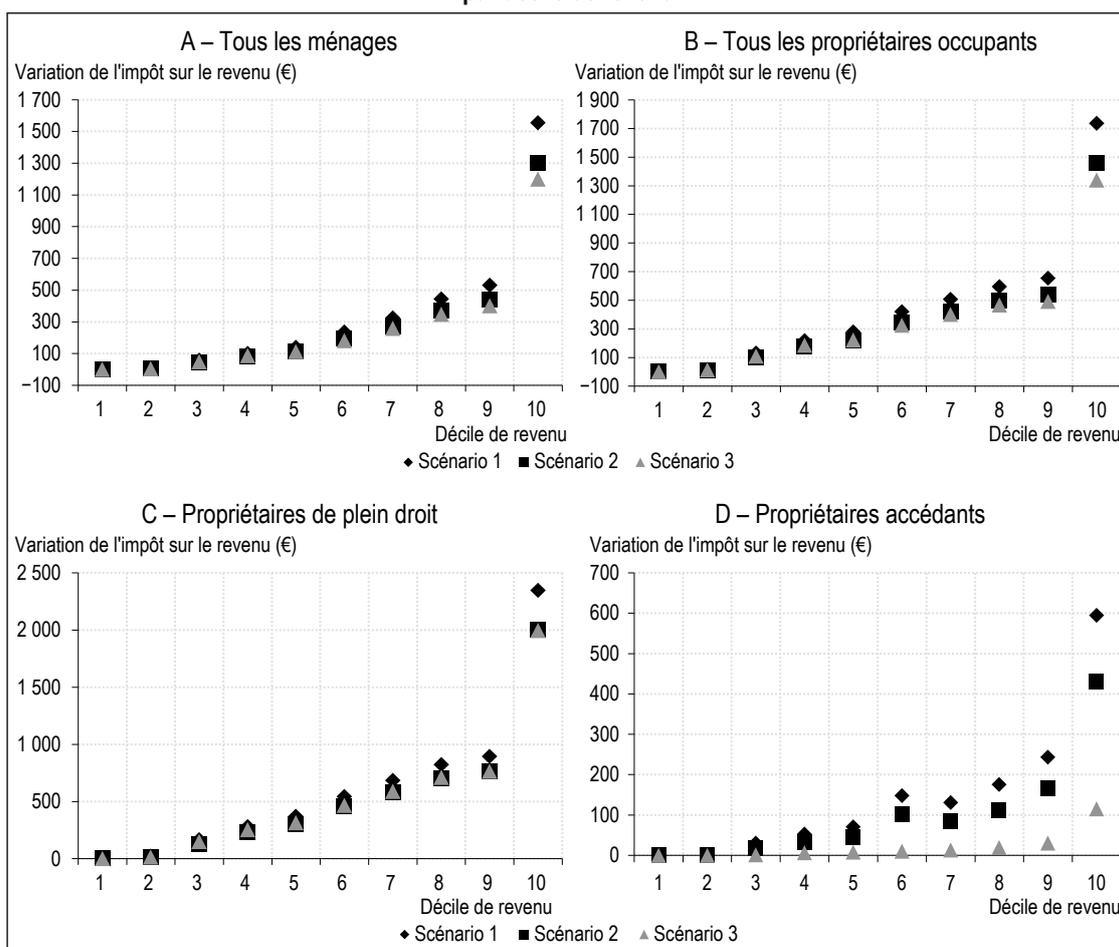
Comme l'on pouvait s'y attendre, la subvention concerne principalement les propriétaires de plein droit, qui reçoivent une subvention implicite de 2 000 euros dans le décile de revenu supérieur, mais de seulement 500 à 800 euros dans les septième, huitième et neuvième déciles les plus riches. Enfin, la subvention perçue par les déciles inférieurs est de moins de 500 euros et est quasiment nulle pour les deux premiers déciles. S'agissant des propriétaires accédants, la subvention annuelle reçue dans le décile de revenu supérieur se situe légèrement au-dessus de 100 euros. En conséquence, les propriétaires de plein droit des déciles de revenu supérieurs reçoivent la majeure partie de l'avantage, tandis que les propriétaires accédants ne reçoivent quasiment pas de subvention. Nous fournissons le profil redistributif de la subvention en annexe. Dans le tableau A2, nous estimons les taux marginaux d'imposition qui augmentent pour chaque décile de revenu. De plus, la figure A2 reproduit la figure VIII qui illustre la variation de l'imposition en pourcentage du revenu. Le profil reste le même, à l'exception du neuvième décile dans lequel l'impôt est moins important que dans le huitième décile. Enfin, dans la

Figure VII – Évolution du patrimoine net par tranche d'âge (1997-2010)



Source : calculs des auteurs à partir des enquêtes Patrimoine de l'Insee, 1997 et 2010.

Figure VIII – Subvention implicite actuelle due à la non-imposition des loyers imputés, par décile de revenu



Source : calculs des auteurs à partir de TAXIPP (Landais *et al.*, 2011) et de l'enquête Patrimoine de l'Insee 2010.

figure A1-II de l'annexe, nous examinons également le cas où les loyers imputés pourraient être assujettis à des cotisations sociales à un taux forfaitaire de 17.2 %. Le profil reste le même, tandis que les recettes fiscales de chaque décile sont susceptibles d'augmenter. Compte tenu de l'application d'un taux forfaitaire, un plus grand nombre de ménages des déciles inférieurs subiraient une hausse d'impôt.

La figure IX illustre la redistribution entre déciles après le remplacement de la taxe foncière par un impôt sur les loyers imputés. Il est à noter qu'une réforme de ce type profiterait principalement aux cinq premiers déciles de revenu, qui verraient leur impôt diminuer de 200 euros (500 euros pour les propriétaires des deux premiers déciles). La réforme serait neutre pour les déciles 6 à 9, tandis que les impôts du dixième décile augmenteraient de 800 euros (1 000 euros pour les propriétaires). Cette réforme subventionnerait les ménages dont le taux de propriétaires occupants est le plus bas et imposerait les ménages dont les revenus et

le taux de propriétaires occupants sont les plus élevés. Enfin, comme l'illustre la figure A1-III de l'annexe, aucun ménage des deux déciles inférieurs ne subirait de hausse d'impôt, tandis que 70 % des ménages des déciles supérieurs verraient leur impôt augmenter.

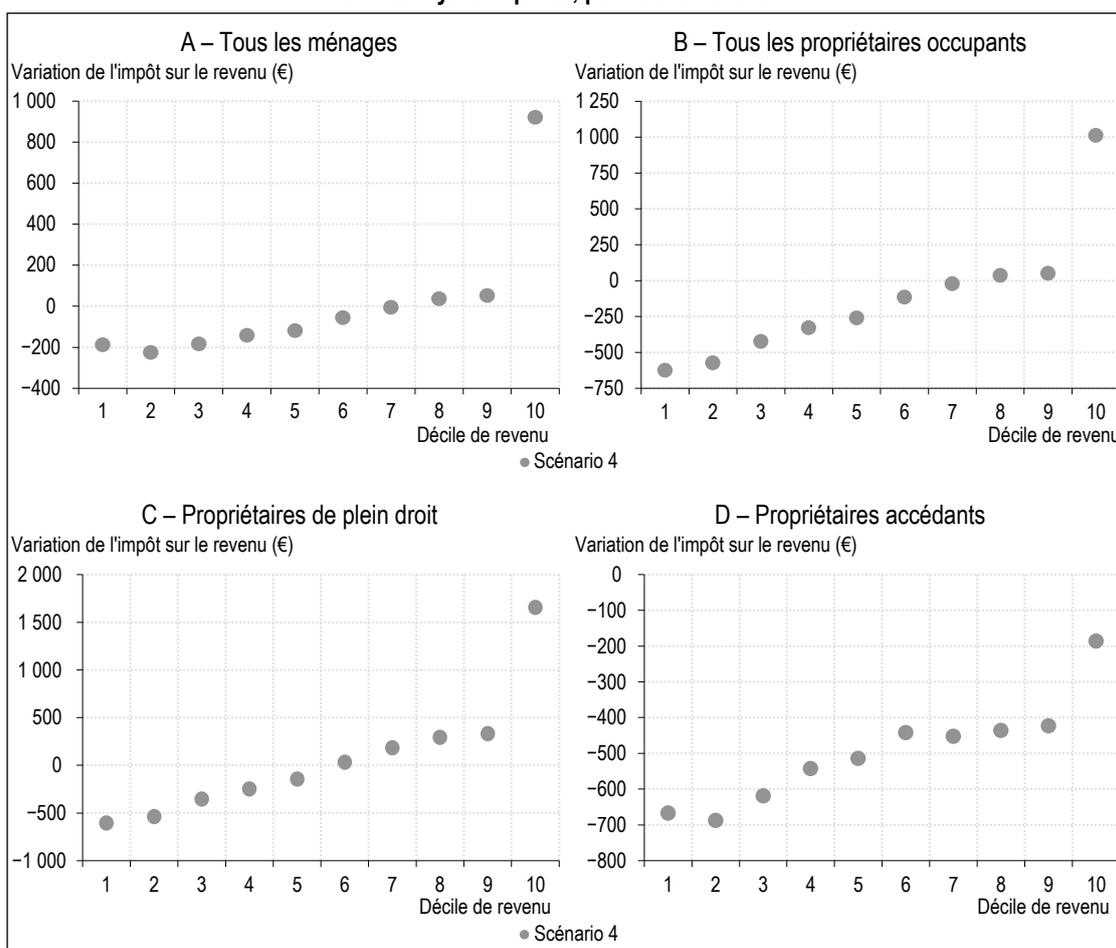
Ces données se révèlent particulièrement intéressantes dans la mesure où le taux de propriétaires occupants des déciles des revenus les plus faibles est en forte baisse. En 1984, 43.6 % des personnes du premier décile étaient propriétaires de leur logement, contre seulement 24.2 % en 2013. En revanche, le taux de propriétaires occupants du décile des revenus les plus élevés a augmenté de façon spectaculaire, passant de 74.5 % en 1984 à 89.9 % en 2013. Si l'on ignore l'effet d'équilibre général, on peut espérer qu'une telle réforme contribuera à améliorer l'accès des ménages les plus pauvres à la propriété et à atténuer, tout au moins en partie, le poids du logement pour ces ménages. Avec une imposition progressive tenant compte de la situation de chaque ménage, ce remplacement pourrait s'avérer plus utile que

d'autres politiques visant à favoriser l'accès à la propriété pour les ménages à revenu faible ou moyen. En effet, les autres politiques mises en place pour réduire le coût de l'accès à la propriété, comme les prêts bonifiés, se sont révélées relativement inefficaces, avec une incidence positive sur les prix des logements (Labonne & Welter-Nicol, 2015) et, dans une large mesure, un effet d'aubaine pour les propriétaires potentiels (Gobillon & Le Blanc, 2008). On pourrait s'attendre à ce qu'un tel régime fiscal profite principalement aux ménages à faible revenu en réduisant leur charge fiscale et en érodant la volonté de payer des ménages situés dans les tranches supérieures de l'impôt sur le revenu. Nous ne savons pas si une réforme de ce type pourrait faire diminuer les prix du logement, dans la mesure où elle encourage le financement de l'accès à la propriété par endettement. Néanmoins, sous réserve que la réforme atténue les avantages de l'accès à la propriété pour le décile de revenu supérieur, on peut espérer que ce régime fiscal ait la capacité d'améliorer la

position des ménages à revenu faible ou moyen sur le marché du logement.

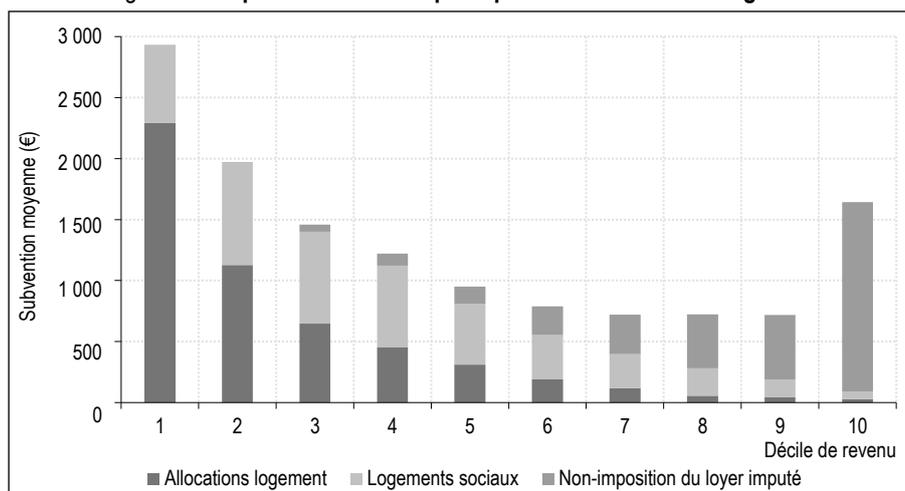
Pour finir, à la figure X, nous présentons les profils redistributifs des trois principales politiques en matière de logement : les allocations logement, les logements sociaux (dont les avantages ont été évalués par Trevien (2014)) et la non-imposition des loyers imputés. Il est à noter que la non-imposition des loyers imputés annule le profil redistributif des deux autres politiques. Si les deux premiers déciles reçoivent le transfert annuel le plus important (3 200 euros et 2 200 euros respectivement), le troisième décile de revenu reçoit autant que le dixième (environ 1 500 euros). La classe moyenne (déciles 4 à 9) reçoit environ 500 euros. Alors que les aides au logement, en particulier les allocations logement, sont souvent présentées comme le principal outil de redistribution du système fiscal français, il est à noter que ce constat tend à s'atténuer si l'on tient compte de la non-imposition des loyers imputés, puisque le décile de revenu supérieur semble bénéficier des dispositifs fiscaux dans une bien plus large mesure que les déciles 4 à 9.

Figure IX – Variation de l'imposition en cas de remplacement de la taxe foncière par un impôt sur les loyers imputés, par décile de revenu



Source : calculs des auteurs à partir de TAXIPP (Landais *et al.*, 2011) et de l'enquête Patrimoine de l'Insee 2010.

Figure X – Répartition des trois principales subventions au logement



Source : calculs des auteurs à partir de Trevien (2014) et de l'enquête Revenus fiscaux et sociaux 2010.

4.4. Potentiels effets d'équilibre général de l'imposition des loyers imputés

Dans le présent article, nous avons adopté un cadre statique sans ajustement du comportement de l'agent et sans effet d'équilibre général pour estimer la subvention implicite reçue par les propriétaires. Cette approche est courante dans la littérature pour estimer les économies d'impôt (Poterba & Sinai, 2008 ; Figari *et al.*, 2017), mais ne tient pas compte des effets d'une telle politique. Compte tenu des coûts de transaction élevés en vigueur sur le marché immobilier et du faible taux de mobilité des propriétaires, on pourrait penser que les économies d'impôt estimées seraient relativement proches des recettes fiscales réelles en cas de rétablissement de l'impôt sur les loyers imputés, au cours des premières années. À court terme, le remplacement de la taxe foncière par un impôt sur les loyers imputés est susceptible de générer une certaine redistribution depuis les générations les plus âgées vers les générations les plus jeunes. Les études tentant d'estimer l'effet d'équilibre général de la non-imposition des loyers imputés sont peu nombreuses. Néanmoins, nous pouvons citer Skinner (1996), dont le modèle à générations imbriquées estime le coût d'efficacité du traitement fiscal préférentiel du logement. Si le modèle exclut la dimension du choix du mode d'occupation et n'a pas d'hétérogénéité dans les revenus, les implications du traitement fiscal préférentiel du logement en termes d'efficacité complètent nos estimations, en mettant en avant le rôle des plus-values. Dans ce cadre, un traitement fiscal préférentiel du logement génère une hausse des prix des logements et, par conséquent, une plus-value inattendue pour les propriétaires actuels au détriment des

générations futures, qui sont confrontées à des prix plus élevés pour les mêmes logements. Cette description semble extrêmement proche de ce qu'illustre la figure VII. L'impact fiscal pourrait amplifier les inégalités intergénérationnelles que nous avons soulignées. En outre, Skinner (1996) va au-delà du simple impact redistributif d'un tel régime fiscal et constate que le coût d'efficacité d'un transfert intergénérationnel de ce type est élevé. Dans une perspective d'équilibre général, la baisse des prix du logement résultant de l'imposition des loyers imputés devrait améliorer l'efficacité économique.

Dans une perspective d'équité, nous avons souligné que la non-imposition des loyers imputés profite principalement aux ménages les plus riches. Le rétablissement de l'impôt sur les loyers imputés en remplacement de la taxe foncière devrait accroître le coût d'usage des ménages les plus riches et faire diminuer celui des ménages aux revenus modestes. Ainsi, l'effet redistributif net d'une telle réforme, si l'on tient compte de l'impact fiscal, est difficile à prévoir. Premièrement, les propriétaires dont l'endettement est faible pourraient essayer de l'augmenter afin de réduire leur loyer imputé net, ce qui réduirait le profil redistributif de la non-imposition des loyers imputés d'une façon semblable à celle illustrée dans la littérature sur la déduction des intérêts de prêts hypothécaires (Maki, 1996 ; Dunsky & Follain, 2000 ; Hendershott & Pryce, 2006 ; Gervais & Pandey, 2008 ; Cole *et al.*, 2011). Deuxièmement, les prix et les loyers peuvent varier à moyen terme. Si l'on peut s'attendre à une baisse des prix de l'immobilier pour les ménages des tranches de revenu les plus élevées, il est également possible que les prix capitalisent la subvention

reçue par les ménages à faible revenu (Hilber & Turner, 2014). L'effet net dépendrait alors de la façon dont parviendraient à se connecter les marchés – segmentés – du logement (Piazzesi *et al.*, 2015). Certaines études, comme Fack (2005), constatent que les allocations logement tendent à être capitalisées dans le loyer payé par les ménages à faible revenu, contrairement aux ménages non concernés par la politique. Cette tendance pourrait se vérifier tout particulièrement dans les régions où l'offre de logements est inélastique (Eriksen & Ross, 2015). Ainsi l'impact redistributif que nous avons estimé en remplaçant la taxe foncière par un impôt sur les loyers imputés pourrait se révéler inférieur à ce qu'il pourrait être dans la pratique, puisque les prix peuvent varier selon les différents segments du marché. Les ménages à revenu élevé vivant dans un segment cher pourraient également subir une moins-value, tandis que les ménages à faible revenu vivant dans des quartiers moins chers pourraient observer une baisse du taux de capitalisation.

* *
*

Dans le présent article, nous avons documenté comment la non-imposition des loyers imputés représente une dépense fiscale significative, dont les principaux bénéficiaires sont les propriétaires occupants les plus riches et propriétaires de plein droit. Les loyers imputés représentent, comme on le voit dans les comptes nationaux français, la deuxième aide au logement par son montant (après les allocations logement). Par ailleurs, nous estimons que la hausse des prix du logement enregistrée dans les années 2000, qui a creusé l'écart de richesse entre les générations plus âgées et plus jeunes, devrait rouvrir le débat sur la possibilité de rétablir un impôt foncier par le biais de l'imposition des loyers imputés.

Selon nos calculs, en utilisant le modèle TAXIPP et en rétablissant l'imposition des loyers imputés

dans l'assiette de l'impôt sur le revenu, comme c'était le cas avant 1965, nous constatons que la suppression d'une subvention qui profite principalement aux déciles de revenu supérieurs ne devrait pas affecter les propriétaires accédants et, en conséquence, ne devrait pas nuire à l'accès à la propriété. De plus, d'autres simulations portent sur un scénario dans lequel la taxe foncière actuelle serait remplacée par un impôt sur les loyers imputés. Nos résultats indiquent que ce changement de fiscalité ferait diminuer l'impôt actuel pour les quatre déciles de revenus les plus modestes et constituerait une politique alternative beaucoup plus viable qui augmenterait les impôts des autres déciles dans une moindre mesure. Les changements survenus depuis 2010 tendent à renforcer nos conclusions : la baisse des taux d'intérêt enregistrée jusqu'en 2020 pourrait accroître les recettes fiscales potentielles tirées du rétablissement de l'impôt sur les loyers imputés, tandis que le relèvement de la tranche supérieure de l'impôt sur le revenu, qui est passée de 41 % à 45 % en 2013, a probablement accru davantage la taille relative de la subvention reçue par les ménages les plus riches.

Pour finir, dans le cadre d'un débat plus large sur les inégalités intergénérationnelles, il pourrait être utile d'examiner l'imposition des loyers imputés pour améliorer l'équité intergénérationnelle et intragénérationnelle. Dans la pratique, un nouvel ensemble de politiques incluant le rétablissement de l'imposition des loyers imputés pourrait, dans une certaine mesure, mettre fin à une subvention qui favorise les ménages les plus riches, ceux-ci ayant bénéficié dans les années 2000 de plus-values sans précédent qui ont créé des inégalités intergénérationnelles, perpétuées par des dons entre vifs ou des héritages transférés à des proches, creusant les inégalités intragénérationnelles en France, comme Bonnet *et al.* (2016) l'expliquent. De plus, sachant que les inégalités intergénérationnelles et intragénérationnelles augmentent dans le monde, cette évaluation a une portée allant au-delà du seul contexte français. □

BIBLIOGRAPHIE

André, M. & Meslin, O. (2021). Et pour quelques appartements de plus : Étude de la propriété immobilière des ménages et du profil redistributif de la taxe foncière. Insee, *Documents de travail* N° 2021-04. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/5893223>

Artus, P., Bozio, A. & García-Peñalosa, C. (2013). Fiscalité des revenus du capital. *Notes du conseil d'analyse économique*, 9, 1–12. <https://doi.org/10.3917/ncae.009.0001>

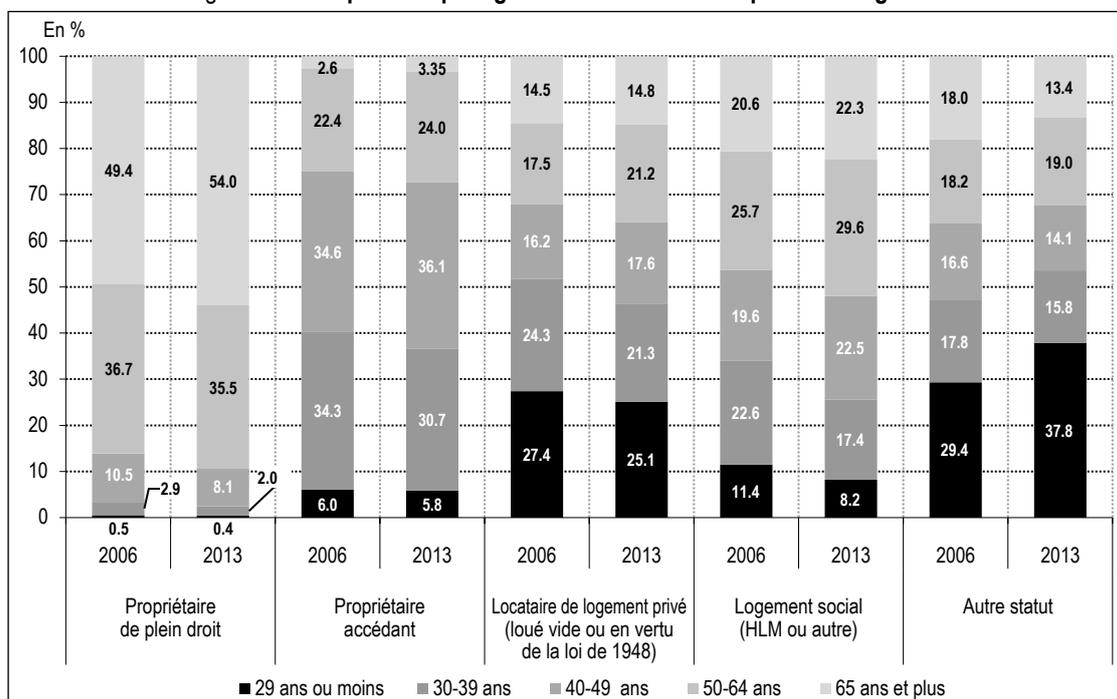
- Bérard, G. & Trannoy, A. (2018).** The impact of the 2014 increase in the real estate transfer taxes on the french housing market. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 500-501-502, 179–200. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.500t.1951>
- Bérard, G. & Trannoy, A. (2019).** Un impôt immobilier tout en un : rendement, progressivité et faisabilité. *Revue de l'OFCE*, 161, 177–224. <https://doi.org/10.3917/reof.161.0177>
- Bonnet, C., Garbinti, B. & Sébastien, G. (2016).** Accès à la propriété : les inégalités s'accroissent depuis 40 ans. *Études et Résultats* N° 961, 1–4. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/etudes-et-resultats/acces-la-propriete-les-inegalites-sac-croissent-depuis-quarante-ans>
- Bonnet, O., Chapelle, G., Trannoy, A. & Wasmer, E. (2021).** Land is back, it should be taxed, it can be taxed. *European Economic Review*, 134, 103696. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2021.103696>
- Bourassa, S. C. & Hendershott, P. H. (1994).** On the equity effects of taxing imputed rent: Evidence from Australia. *Housing Policy Debate*, 5(1), 73–95. <https://doi.org/10.1080/10511482.1994.9521152>
- 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>
- Chambers, M., Garriga, C. & Schlagenhauf, D. E. (2009).** Housing policy and the progressivity of income taxation. *Journal of Monetary Economics*, 56(8), 1116–1134. [http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304-3932\(09\)00142-1](http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304-3932(09)00142-1)
- Chapelle, G., Fabre, B. & Lallemand, C. (2020).** Révision des valeurs locatives sur les locaux d'habitation : une évaluation sur grandes agglomérations. Rapport IPP N° 29. <https://www.ipp.eu/publication/decembre-2020-revision-valeurs-locatives-locaux-d-habitation-une-evaluation-sur-grandes-agglomerations/>
- Cole, A. J., Gee, G. & Turner, N. (2011).** The distributional and revenue consequences of reforming the mortgage interest deduction. *National Tax Journal*, 64(4), 977–1000. <https://doi.org/10.17310/ntj.2011.4.04>
- Desgranges, G., & Wasmer, É. (2000).** Appariements sur le marché du logement. *Annales d'Économie et de Statistique*, 58, 253–287. <https://doi.org/10.2307/20076236>
- Driant, J.-C. & Jacquot, A. (2005).** Loyers imputés et inégalités de niveau de vie. *Economie & Statistique*, 381-382, 177–206. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376585?sommaire=1376587>
- Dunsky, R. M. & Follain, J. R. (2000).** Tax-induced portfolio reshuffling: The case of the mortgage interest deduction. *Real Estate Economics*, 28(4), 683–718. <https://doi.org/10.1111/1540-6229.00816>
- Eriksen, M. D. & Ross, A. (2015).** Housing Vouchers and the Price of Rental Housing. *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(3), 154–176. <https://doi.org/10.1257/pol.20130064>
- Eyméoud, J.-B. & Wasmer, E. (2016).** Vers une société de mobilité : les jeunes, l'emploi et le logement. Presses de Sciences Po. <https://www.pressesciencespo.fr/fr/livre/?GCOI=27246100614630>
- Fack, G. (2005).** Pourquoi les ménages pauvres paient-ils des loyers de plus en plus élevés ? L'incidence des aides au logement en France (1973-2002). *Economie et Statistique*, 381-382, 17–40. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376573?sommaire=1376587>
- Figari, F., Paulus, A., Sutherland, H., Tsakoglou, P., Verbist, G. & Zantomio, F. (2017).** Removing Homeownership Bias in Taxation: The Distributional Effects of Including Net Imputed Rent in Taxable Income. *Fiscal Studies*, 38(4), 525–557. <https://doi.org/10.1111/1475-5890.12105>
- Garbinti, B., Goupille-Lebret, J. & Piketty, T. (2020).** Accounting for Wealth-Inequality Dynamics: Methods, Estimates, and Simulations for France. *Journal of the European Economic Association*, 19(1), 620–663. <https://doi.org/10.1093/jeea/jvaa025>
- Gervais, M. & Pandey, M. (2008).** Who Cares about Mortgage Interest Deductibility? *Canadian Public Policy / Analyse de Politiques*, 34(1), 1–23. <https://doi.org/10.3138/cpp.34.1.001>
- Glaeser, E. L. & Shapiro, J. M. (2003).** The Benefits of the Home Mortgage Interest Deduction. *Tax Policy and the Economy*, 17, 37–82. <https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/tp.17.20140504>
- Gobillon, L. & Le Blanc, D. (2008).** Economic effects of upfront subsidies to ownership: The case of the Prêt à Taux Zéro in France. *Journal of Housing Economics*, 17(1), 1–33. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2007.06.003>
- Goode, R. (1960).** Imputed Rent of Owner-Occupied Dwellings Under the Income Tax. *The Journal of Finance*, 15(4), 504–530. <https://doi.org/10.2307/2325629>
- Gruber, J., Jensen, A. & Kleven, H. (2021).** Do People Respond to the Mortgage Interest Deduction? Quasi-experimental Evidence from Denmark. *American Economic Journal: Economic Policy*, 13(2), 273–303. <https://doi.org/10.1257/pol.20170366>
- Guillot, M. & André, M. (2014).** 1914-2014: One hundred years of income tax in France. *IPP Policy Brief* N° 12, 1–5. <https://www.ipp.eu/wp-content/uploads/2014/09/n12-notesIPP-july2014.pdf>

- Haig, R. M. (1921).** The Concept of Income—Economic and Legal Aspects. In: R. M. Haig, ed., *The Federal Income Tax*.
- Hanson, A. (2012a).** The Incidence of the Mortgage Interest Deduction: Evidence from the Market for Home Purchase Loans. *Public Finance Review*, 40(3), 339–359. <https://doi.org/10.1177/1091142111422432>
- Hanson, A. (2012b).** Size of Home, Homeownership, and the Mortgage Interest Deduction. *Journal of Housing Economics*, 21(3), 195–210. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2012.06.001>
- Hendershott, P. H. & Pryce, G. (2006).** The Sensitivity of Homeowner Leverage to the Deductibility of Home Mortgage Interest. *Journal of Urban Economics*, 60(1), 50–68. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2006.01.003>
- Hilber, C. A. & Turner, T. M. (2014).** The Mortgage Interest Deduction and its Impact on Homeownership Decisions. *Review of Economics and Statistics*, 96(4), 618–637. https://doi.org/10.1162/REST_a_00427
- Jordà, O., Knoll, K., Kuvshinov, D., Schularick, M. & Taylor, A. M. (2019).** The Rate of Return on Everything, 1870–2015. *The Quarterly Journal of Economics*, 134(3), 1225–1298. <https://doi.org/10.1093/qje/qjz012>
- Kholodilin, K., Kohl, S., Korzhenevych, A. & Pfeiffer, L. (2023).** The Hidden Homeownership Welfare State: An International Long-Term Perspective on the Tax Treatment of Homeowners. *Journal of Public Policy*, 43(1), 86–114. <https://doi.org/10.1017/S0143814X2200023X>
- Labonne, C. & Welter-Nicol, C. (2015).** Cheap Credit, Unaffordable Houses ? Banque de France, *Débats économiques et financiers* N°20. <https://acpr.banque-france.fr/cheap-credit-unaffordable-houses>
- Landais, C., Piketty, T. & Saez, E. (2011).** Pour une révolution fiscale : Un impôt sur le revenu pour le XXI^e siècle. Le Seuil.
- Laferrère, A., Pouliquen, E. & Rougerie, C. (2017).** *Les conditions de logement en France*, édition 2017. Insee. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2586377>
- Maki, D. M. (1996).** Portfolio Shuffling and Tax Reform. *National Tax Journal*, 49(3), 317–329. <https://www.jstor.org/stable/41789208>
- Modigliani, F. & Miller, M. H. (1958).** The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American Economic Review*, 48(3), 261–297. <https://www.jstor.org/stable/1809766>
- Piazzesi, M., Schneider, M. & Stroebel, J. (2015).** Segmented Housing Search. NBER, *Working Paper* N° 20823. <https://www.nber.org/papers/w20823>
- Piketty, T. (2014).** *Capital in the Twenty-First Century*. Translated by Arthur Goldhammer. Cambridge, Massachusetts: Belknap Press of Harvard University Press. <https://doi.org/10.1017/S0047279415000616>
- Poterba, J. & Sinai, T. (2008).** Tax expenditures for owner-occupied housing: Deductions for property taxes and mortgage interest and the exclusion of imputed rental income. *American Economic Review*, 98(2), 84–89. <https://doi.org/10.1257/aer.98.2.84>
- Saarimaa, T. (2011).** Imputed Rental Income, Taxation and Income Distribution in Finland. *Urban Studies*, 48(8), 1695–1714. <https://doi.org/10.1177/0042098010377474>
- Simons, H. C. (1938).** *Personal income taxation: The definition of income as a problem of fiscal policy*. University of Chicago Press. https://econpapers.repec.org/article/cupapsrev/v_3a32_3ay_3a1938_3ai_3a03_3ap_3a557-559_5f03.htm
- Skinner, J. (1996).** The dynamic efficiency cost of not taxing housing. *Journal of Public Economics*, 59(3), 397–417. [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(95\)01509-4](https://doi.org/10.1016/0047-2727(95)01509-4)
- Sommer, K., Sullivan, P. & Verbrugge, R. (2013).** The equilibrium effect of fundamentals on house prices and rents. *Journal of Monetary Economics*, 60(7), 854–870. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2013.04.017>
- Trannoy, A. & Wasmer, É. (2022).** *Le grand retour de la terre dans les patrimoines : et pourquoi c'est une bonne nouvelle !* Odile Jacob. https://www.odilejacob.fr/catalogue/sciences-humaines/economie-et-finance/grand-retour-de-la-terre-dans-les-patrimoines_9782415000998.php
- Trevien, C. (2014).** Habiter en HLM : quel avantage monétaire et quel impact sur les conditions de logement ? *Economie et Statistique*, 471, 33–64. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377926?sommaire=1377932>
- Wheaton, W. C. (1990).** Vacancy, search, and prices in a housing market matching model. *Journal of Political Economy*, 98(6), 1270–1292. <https://doi.org/10.1086/261734>
- Yates, J. (1994).** Imputed rent and income distribution. *Review of Income and Wealth*, 40(1), 43–66. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.1994.tb00044.x>

ANNEXE 1

GRAPHIQUES ET TABLEAUX COMPLÉMENTAIRES

Figure A1-I – Répartition par âge selon le statut d'occupation du logement



Note : une barre représente la répartition par tranche d'âge de l'ensemble des personnes de même statut d'occupation du logement à une date donnée (2006 ou 2013).

Source : calculs des auteurs à partir des enquêtes Logement 2006 et 2013.

Tableau A1-1 – Taxe foncière sur les propriétés bâties (TFPB) portant sur les logements, par type de propriétaire

Contributeurs	Montant de la TFPB (en milliards d'euros)	Pourcentage
Propriétaires accédants	3.392	19.8
Propriétaires de plein droit	6.767	39.5
Propriétaires bailleurs physiques	2.815	16.4
Bailleurs sociaux	2.094	12.2
Autres	2.063	12.0
Total	17.137	100

Source : calculs des auteurs à partir des comptes du logement 2014 de la France.

Tableau A1-2 – Ensemble des aides au logement en 2010

	Propriétaires	Résidences principales				Total (résidences principales)	Résidences secondaires	Résidences provisaires	Total
		Secteur locatif							
		Loueurs du secteur privé	Loueurs de biens sociaux	Autres loueurs	Total (location)				
Subventions aux consommateurs									
Allocations logement	0.948	7.757	5.772	0.760	13.843	14.791	-	1.137	15.928
Autres allocations	0.005	0.095	0.131	0.038	0.264	0.268	-	0	0.268
Subvention fiscale	1.061	-	-	-	0.354	1.141	-	-	1.414
Total	2.013	-	-	-	14.460	16.474	-	1.137	17.611
Subventions aux producteurs									
Aides au fonctionnement et subventions à l'invest.	0.134	0.230	1.288	0.497	2.015	2.149	-	0.027	2.176
Prêts bonifiés	2.818	-	-	-	2.833	5.651	1	0	5.652
Subventions fiscales	7.027	-	-	-	4.249	11.276	-	-	11.276
Autres	1.252	0.156	1.936	0.419	2.510	3.762	0.099	0.070	3.931
Total	11.231	-	-	-	11.607	22.838	0.100	0.096	23.034
TOTAL									
Total	13.244	-	-	-	26.067	39.311	0.100	1.233	40.645
Prise en compte de la non-imposition des loyers imputés									
Non-imposition des loyers imputés	9-11	0	0	0	0	9-11	0	0	9-11
Total, y.c. non-imposition des loyers imputés	22.244- 24.244	-	-	-	26.067	48.311- 50.311	0.100	1.233	49.645- 51.645

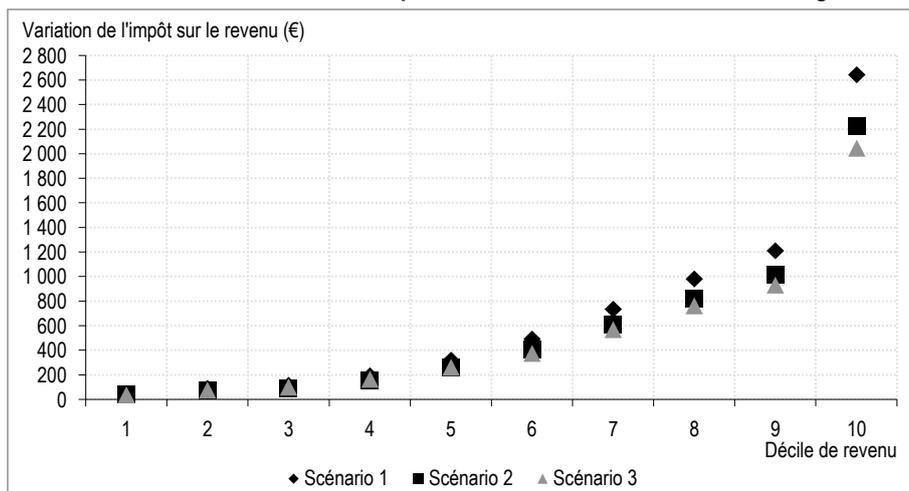
Source : comptes du logement 2010 de la France et calculs des auteurs à partir de TAXIPP (Landais *et al.*, 2011) et de l'enquête Patrimoine de l'Insee 2010.

Tableau A1-3 – Statistiques descriptives - caractéristiques sociodémographiques des bénéficiaires

	Total	Jamais imposé	Devient imposé	Toujours imposé
Effectif pondéré (en milliers)	35 560	13 024	1 826	20 710
Loyer imputé moyen (€)	2 750.89	1 374.63	5 266.81	3 394.55
Impôt moyen hors impôt sur les loyers imputés (€)	1 505.73	0.00	0.00	2 585.42
Impôt moyen y.c. impôt sur les loyers imputés (€)	1 780.99	0.00	291.69	3 032.34
Économie d'impôt moyenne (€)	275.26	0.00	291.69	446.92
Caractéristiques démographiques				
Mariés (%)	35.88	22.20	34.25	44.63
Femmes (%)	45.27	26.37	31.36	58.39
Âge moyen	48.27	45.39	61.15	48.94
Tranches d'âge				
18-29 (%)	20.98	27.93	10.01	17.57
30-44 (%)	28.33	30.27	14.20	28.35
45-59 (%)	24.28	19.01	18.22	28.13
60-74 (%)	14.51	10.41	26.90	15.99
≥ 75 (%)	11.90	12.38	30.67	9.95
Zone				
Zone 1 – Paris (%)	13.28	9.27	7.24	16.34
Zone 2 – Autres agglomérations (%)	32.83	34.30	28.22	32.31
Zone 3 – Autres (%)	53.89	56.43	64.54	51.34
Déciles de revenu brut				
1	10	27.47	0.01	0.00
2	10	26.67	3.32	0.00
3	10	20.48	25.47	2.04
4	10	10.43	25.82	8.33
5	10	6.73	21.44	11.05
6	10	3.90	14.61	13.43
7	10	2.36	4.13	15.32
8	10	1.20	2.56	16.19
9	10	0.43	1.51	16.77
10	10	0.32	1.13	16.87

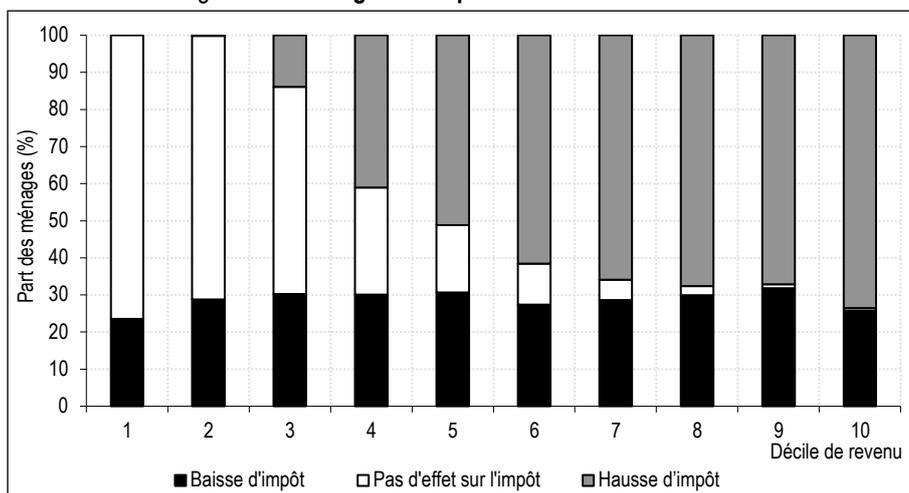
Note : description de l'échantillon de TAXIPP en fonction du statut. La colonne 1 correspond à l'ensemble de l'échantillon, la colonne 2 aux ménages jamais imposés (dans le scénario 1), la colonne 3 aux ménages initialement non soumis à l'impôt sur le revenu et devenant imposable dans le scénario 1, la colonne 4 correspond aux ménages imposables avant et après la prise en compte des loyers imputés dans le scénario 1.
Source : calculs des auteurs à partir de TAXIPP (Landais *et al.*, 2011) et de l'enquête Patrimoine de l'Insee 2010.

Figure A1-II – Profil redistributif tenant compte des cotisations sociales, tous ménages confondus



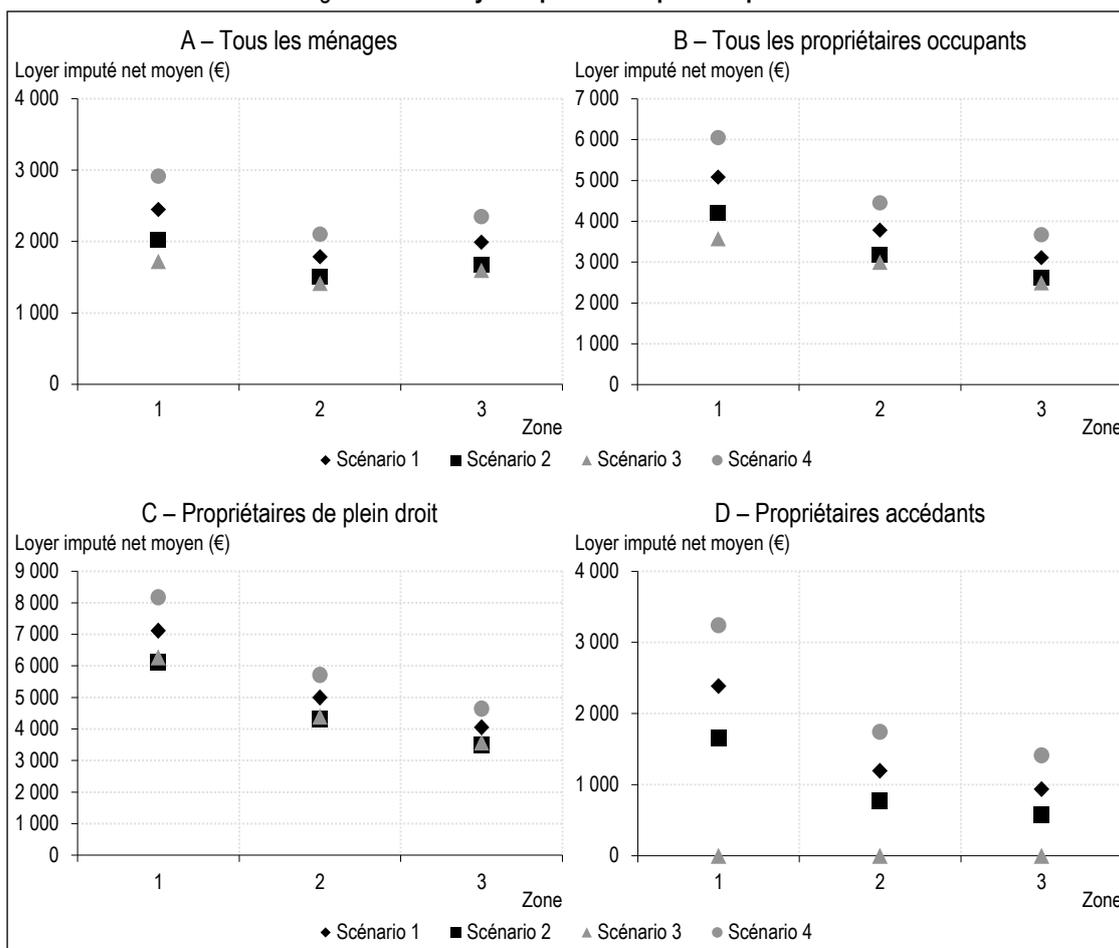
Note : ce graphique reproduit le panel A de la figure VIII, en incluant 17.2 % de cotisations sociales (CSG+CRDS).
 Source : calculs des auteurs à partir de TAXIPP (Landais *et al.*, 2011) et de l'enquête Patrimoine de l'Insee 2010.

Figure A1-III – Gagnants et perdants dans le scénario 4



Source : calculs des auteurs à partir de TAXIPP (Landais *et al.*, 2011) et de l'enquête Patrimoine de l'Insee 2010.

Figure A1-IV – Loyer imputé net imposable par zone



Note : les zones 1, 2 et 3 correspondent au zonage élaboré en 1978 pour la mise en place des politiques du logement. La zone 1 correspond à la zone urbaine de Paris. La zone 2 correspond aux autres grandes zones urbaines de plus de 200 000 habitants. La zone 3 correspond au reste du territoire. Voir <https://www.ecologie.gouv.fr/zonage-1-2-3> pour davantage de précisions.

Source : calculs des auteurs à partir de TAXIPP (Landais *et al.*, 2011) et de l'enquête Patrimoine de l'Insee 2010.

ANNEXE 2

ESTIMATION DU TAUX MARGINAL D'IMPOSITION DU LOYER IMPUTÉ

Comme indiqué à l'équation 5, l'ampleur de la subvention dépend du taux marginal d'imposition sur le revenu des ménages et de leur loyer imputé net. Dans la mesure où le barème de l'impôt sur le revenu est progressif, nous estimons, dans les colonnes 1 et 3 du tableau A2, l'équation suivante :

$$Y_i = \tau_j \times D_{d(i)=j} \times R_i + \varepsilon_i. \quad (\text{A.1})$$

Nous introduisons une interaction entre les indicatrices du décile de revenu ($D_{d(i)=j}$) et le loyer imputé (R_i) afin d'obtenir le taux marginal d'imposition de chaque décile de revenu j (τ_j). Dans la colonne 1, Y_i est la subvention implicite estimée dans le scénario 1 et définie dans l'équation 5. Dans la colonne 3, Y_i représente la variation de l'imposition résultant du remplacement de la taxe foncière par un impôt sur les loyers imputés¹², tel que défini dans le scénario 4. Les colonnes 2 et 4 estiment l'équation suivante :

$$Y_i = \tau \times R_i + \varepsilon_i, \quad (\text{A.2})$$

ce qui nous permet d'obtenir τ , qui est le taux marginal d'imposition moyen du loyer imputé pour l'ensemble de l'échantillon de propriétaires. Les variables dépendantes sont les mêmes que dans les colonnes 1 et 3.

Selon les résultats présentés dans le tableau A2, nous observons que, dans le premier scénario, tous les déciles de revenu enregistreraient une augmentation progressive de leur impôt sur le revenu si l'imposition des loyers imputés était rétablie en France tout en conservant le système fiscal actuel. En effet, le premier et le deuxième décile paieraient respectivement 0.01 euro et 0.0248 euro par euro net imposable de loyer imputé, ce qui engendrerait une imposition marginale de 1 % et 2.48 %. En revanche, les classes moyennes des cinquième et sixième déciles paieraient respectivement 0.110 euro et 0.139 euro par euro net imposable, avec des taux marginaux de 11 % et 13.9 %. Enfin, les classes supérieures des neuvième et dixième déciles, paieraient 0.167 euro et 0.346 euro par euro net imposable, ce qui impliquerait un taux marginal d'imposition de 16.7 % pour le neuvième décile et de 34.6 % pour les 10 % de revenus les plus élevés en France. En outre, on observe que, si, dans le scénario 1, on ne fait que régresser sur le loyer imputé net imposable sans contrôler les déciles de revenu, pour chaque euro imposable net de loyer imputé, il y aurait une augmentation de 0.273 euro, soit un taux marginal d'imposition de 27.3 %.

S'agissant du quatrième scénario, qui consiste simultanément à rétablir l'imposition des loyers imputés et à supprimer la taxe foncière pour les propriétaires, la charge fiscale passe d'un impôt régressif local à un impôt progressif national. Au vu des résultats des colonnes 3 et 4 (tableau A2), nous pouvons conclure, simplement en examinant les signes de nos coefficients, que les premiers déciles de revenu bénéficieraient d'une diminution de l'impôt sur le revenu, ce qui favoriserait la redistribution. Les taux marginaux négatifs des 40 % de revenus les plus modestes en France seraient compris entre -12.8 % (premier décile de revenu) et -2.24 % (quatrième décile de revenu). De plus, pour la classe moyenne (à partir des cinquième et sixième déciles), les taux marginaux représenteraient 0.349 % et 3.61 %, soit des niveaux inférieurs à ceux calculés pour le premier scénario. Enfin, pour les déciles de revenu les plus élevés, la suppression de la taxe foncière engendrerait des taux marginaux d'imposition inférieurs à ceux décrits aux colonnes 1 et 3 : 11.3 % pour le neuvième décile et 6.43 % pour le dixième décile. En régressant uniquement la variable dépendante sur le net imposable imputé, le taux marginal global d'imposition est de 23 %. La progressivité est également confirmée lorsque l'on examine la variation de l'imposition en pourcentage du revenu, comme l'illustre la figure A2.

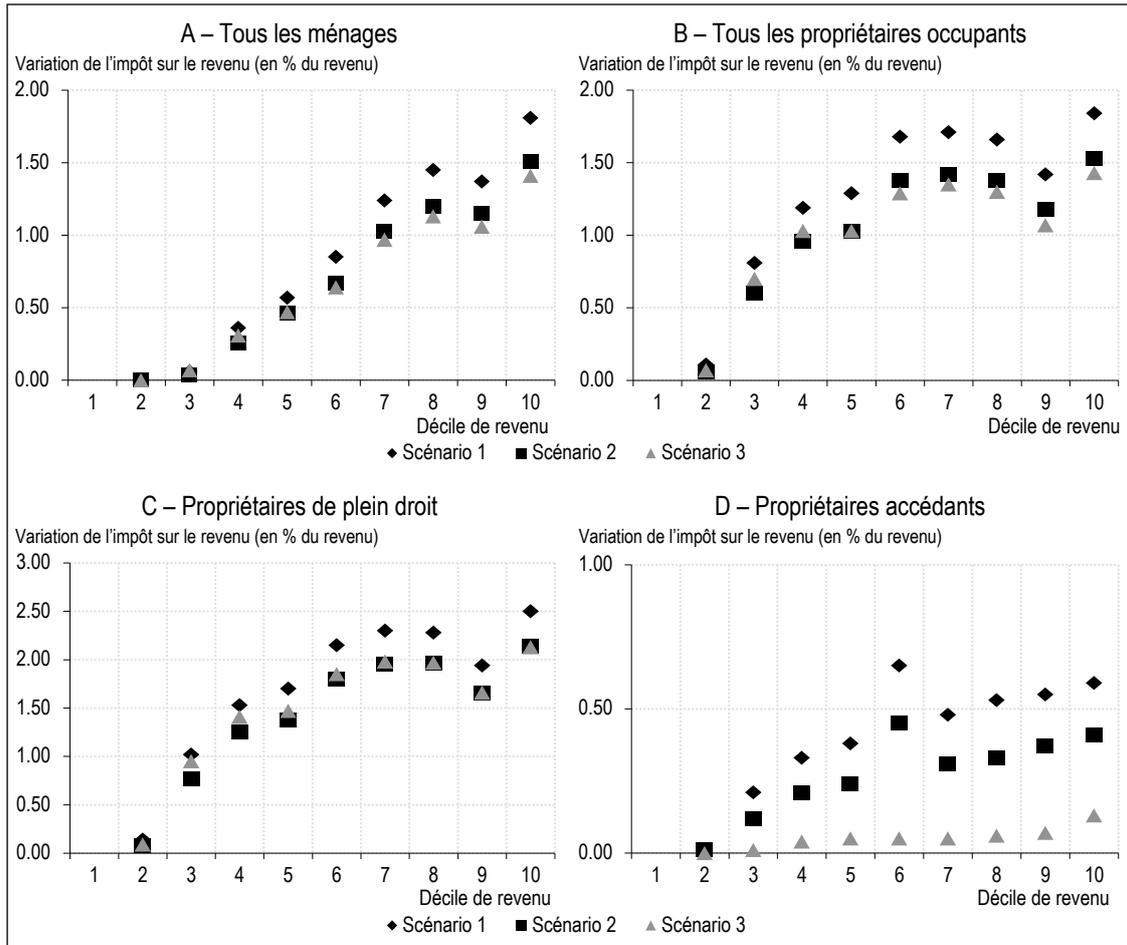
12. $Y_i = \Delta \text{Impôt} = \tau(w + R) \times R - \tau(w) \times w - \tau_p$.

Tableau A2 – Taux marginal d'imposition selon le loyer imputé net imposable et le décile de revenu

	Maintien de la taxe foncière		Suppression de la taxe foncière	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Variation de l'imposition			
1 ^{er} décile de revenu * <i>R</i>	0.0100*** (0.0009)		-0.128*** (0.0013)	
2 ^e décile de revenu * <i>R</i>	0.0248*** (0.0008)		-0.103*** (0.0012)	
3 ^e décile de revenu * <i>R</i>	0.0672*** (0.0007)		-0.0485*** (0.0010)	
4 ^e décile de revenu * <i>R</i>	0.0917*** (0.0007)		-0.0224*** (0.0010)	
5 ^e décile de revenu * <i>R</i>	0.110*** (0.0006)		0.00349*** (0.0009)	
6 ^e décile de revenu * <i>R</i>	0.139*** (0.0005)		0.0361*** (0.0007)	
7 ^e décile de revenu * <i>R</i>	0.160*** (0.0005)		0.0591*** (0.0007)	
8 ^e décile de revenu * <i>R</i>	0.168*** (0.0004)		0.0665*** (0.0006)	
9 ^e décile de revenu * <i>R</i>	0.167*** (0.0003)		0.0643*** (0.0005)	
10 ^e décile de revenu * <i>R</i>	0.346*** (0.0001)		0.230*** (0.0002)	
<i>R</i>		0.273*** (0.0002)		0.160*** (0.0002)
Observations	489 578	489 578	489 578	489 578
<i>R</i> ²	0.920	0.777	0.697	0.463

Note : *R* correspond au loyer imputé. Dans les colonnes (1) et (2), la variable dépendante est la subvention implicite reçue par un ménage en raison de la non-imposition des loyers imputés calculée dans le scénario 1 avec le système fiscal actuel. Dans les colonnes (3) et (4), la variable dépendante est la variation de l'imposition si l'on remplace la taxe foncière par un impôt sur les loyers imputés, calculé dans le scénario 4. Pour les colonnes (1) et (2), les termes d'interaction représentent les valeurs marginales par décile de revenu, selon *R* en euros. Les écarts-types sont entre parenthèses (***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.1$).

Figure A2 – Profil redistributif en pourcentage du revenu



Source : calculs des auteurs à partir de TAXIPP (Landais *et al.*, 2011) et de l'enquête Patrimoine de l'Insee 2010.

N° 540 (2023)

- Qui est mieux classé que ses parents dans l'échelle des revenus ? Une analyse de la mobilité intergénérationnelle en France / *Who Climbs Up the Income Ladder? An Analysis of Intergenerational Income Mobility in France* – Michaël Sicsic
- Les délocalisations jouent-elles encore un rôle dans le déclin de l'emploi industriel ? / *Does Offshoring Still Play a Role in the Decline in Manufacturing Employment?* – Camille Beaurepaire & Victor Lavielle
- Aides publiques et performances des entreprises nées mondiales / *Public Aid and the Performance of Born Globals* – Flora Bellone, Catherine Laffineur & Sophie Pommet
- Brexit et exportations agricoles et alimentaires bretonnes / *Brexit and Breton Agricultural and Food Exports* – Angela Cheptea, Marilyne Huchet & Lucile Henry

N° 539 (2023)

- Au-delà du PIB : une évaluation de la croissance du bien-être monétaire dans 14 pays européens et aux États-Unis / *Beyond GDP: A Welfare-Based Estimate of Growth for 14 European Countries and the USA Over Past Decades* – Jean-Marc Germain
- Produits numériques gratuits et mesures agrégées de l'activité économique / *Free Digital Products and Aggregate Economic Measurement* – Diane Coyle & David Nguyen

TÉLÉTRAVAIL ET PRODUCTIVITÉ / TELEWORK AND PRODUCTIVITY

- Les liens entre télétravail et productivité pendant et après la pandémie de Covid-19 / *The Role of Telework for Productivity During and Post COVID-19* – Chiara Criscuolo, Peter Gal, Timo Leidecker, Francesco Losma & Giuseppe Nicoletti
- Télétravail et productivité avant, pendant et après la pandémie de Covid-19 / *Telework and Productivity Before, During and After the COVID-19 Crisis* – Antonin Bergeaud, Gilbert Cette & Simon Drapala
- Commentaire – Télétravail et productivité trois ans après les débuts de la pandémie / *Comment – Telework and Productivity Three Years After the Start of the Pandemic* – Pierre Pora

N° 538 (2023)

VEILLISSEMENT ET RETRAITE / AGEING AND RETIREMENT

- Vieillesse, retraites et dépendance – Introduction / *Ageing, Pensions and Dependency – Introduction* – Didier Blanchet
- Dynamique du processus de perte d'autonomie dans les populations vieillissantes / *Dynamic of the Disabling Process in Ageing Populations* – Mahdi Ben Jelloul, Antoine Bozio, Elsa Perdrix, Audrey Rain & Léa Toulemon
- Le recours aux établissements pour personnes âgées en France (2008-2015) : le rôle de l'entourage familial / *Institutional Long-Term Care Use in France (2008-2015): The Role of Family Resources* – Amélie Carrère, Emmanuelle Cambois & Roméo Fontaine
- Effets sur la consommation de soins d'un report de l'âge de départ à la retraite annoncé en fin de carrière / *The Health-Consumption Effects of Increasing Retirement Age Late in the Game* – Eve Caroli, Catherine Pollak & Muriel Roger
- Le droit à l'information sur la retraite introduit par la réforme de 2003 rend-il les Français mieux informés et moins inquiets quant à leur future retraite ? / *Does the Right to Information on their Pension Introduced by the 2003 Reform Make the French Better Informed and Less Concerned about their Future Pension?* – Luc Arrondel, Loïc Gautier, Aurélie Lemonnier & Laurent Soulat
- Les perspectives financières du système de retraite et du niveau de vie des retraités à l'horizon 2070 / *Financial Outlook for the Pension System and the Standard of Living of Pensioners by 2070* – Frédérique Nortier-Ribordy

N° 536-37 (2022)

DOSSIER THEMATIQUE / THEMATIC SECTION

- Travail domestique et parental au fil des confinements en France : comment ont évolué les inégalités socio-économiques et de sexe ? / *Housework and Parenting during the Lockdowns in France: How Have Socio-Economic and Gender Inequalities Changed?* – Ariane Pailhé, Anne Solaz, Lionel Wilner & l'équipe EpiCov
- Les couples pendant le confinement : « La vie en rose » ? / *Couples in Lockdown: "La vie en rose"?* – Hugues Champeaux & Francesca Marchetta
- *Commentaire* – La crise du Covid-19 a-t-elle contribué à modifier la division du travail selon le genre au sein des familles ? / *Comment – Did the COVID-19 Crisis Contribute to a Change in the Gender-Based Division of Work within Families?* – Hélène Couprie
- Migrations résidentielles et crise de la Covid-19 : vers un exode urbain en France ? / *Residential Migration and the COVID-19 Crisis: Towards an Urban Exodus in France?* – Marie-Laure Breuillé, Julie Le Gallo & Alexandra Verlihiac

• Covid-19 et dynamique des marchés de l'immobilier résidentiel en France : une exploration / *COVID-19 and Dynamics of Residential Property Markets in France: An Exploration* – Sylvain Chareyron, Camille Régnier & Florent Sari

• Une analyse territoriale de l'impact de la crise sanitaire de 2020 sur la masse salariale du secteur privé : effets structurels et effets locaux / *Regional Analysis of the Impact of the 2020 Health Crisis on the Private-Sector Wage Bill: Structural and Local Effects* – Mallory Bedel-Mattmuller, Fadia El Kadiri & Lorraine Felder Zentz

ARTICLE

• Le déficit protéique français – Une analyse prospective / *Protein Deficit in France – A Prospective Analysis* – Alexandre Gohin & Alice Issanchou

N° 534-35 (2022) – VARIA

• Les anticipations d'inflation des ménages en France : leçons d'une nouvelle enquête et de la crise du Covid-19 / *Household Inflation Expectations in France: Lessons from a New Survey and the COVID-19 Crisis* – Erwan Gautier & Jérémie Montornès

• Crise sanitaire et situation financière des ménages en France – Une étude sur données bancaires mensuelles / *The Health Crisis and the Financial Situation of Households in France – A Study on Monthly Bank Data* – Odran Bonnet, Simon Boutin, Tristan Loisel & Tom Olivia

• Difficultés de recrutement et caractéristiques des entreprises : une analyse sur données d'entreprises françaises / *Recruitment Difficulties and Firms' Characteristics: An Analysis of French Company Data* – Antonin Bergeaud, Gilbert Cette & Joffrey Stary

• Les critères de sélection du candidat : un résumé du processus de recrutement / *Candidate Selection Criteria: A Summary of the Recruitment Process* – Bertrand Lhommeau & Véronique Rémy

• Le programme hexagonal de développement rural : quelle contribution à l'attractivité des territoires ? / *The National Rural Development Programme in France: How Does It Contribute to the Attractiveness of Regions?* – Marielle Berriet-Sollicé, Abdoul Diallo, Cédric Gendre, Vincent Larmet, Denis Lépicier & Lionel Védrine

• Impact sur la pollution de l'air des restrictions d'activité liées à la Covid-19 : apports méthodologiques dans l'évaluation économique des effets de long terme sur la mortalité / *Impact of COVID-19 Activity Restrictions on Air Pollution: Methodological Considerations in the Economic Valuation of the Long-Term Effects on Mortality* – Olivier Chanel

N° 532-33 (2022)

DOSSIER THEMATIQUE / THEMATIC SECTION

• Un an de crise Covid : comment évaluer l'impact de la pandémie sur l'activité économique des entreprises françaises ? Construction de contrefactuels individuels et diagnostics de l'année 2020 / *One Year of COVID: What Impact Did the Pandemic Have on the Economic Activity of French Companies? Construction of Individual Counterfactuals and Diagnoses for 2020* – Benjamin Bureau, Anne Duquerroy, Julien Giorgi, Mathias Lé, Suzanne Scott & Frédéric Vinas

• Un examen au microscope de l'impact de la crise sanitaire et des mesures de soutien public sur la situation financière des entreprises / *A Granular Examination of the Impact of the Health Crisis and the Public Support Measures on French Companies' Financial Situation* – Benjamin Bureau, Anne Duquerroy, Julien Giorgi, Mathias Lé, Suzanne Scott & Frédéric Vinas

• Difficultés financières des entreprises pendant l'épidémie de Covid-19 et réponses des politiques publiques : une évaluation / *Liquidity Shortfalls during the COVID-19 Outbreak: Assessment and Policy Responses* – Lilas Demmou, Guido Franco, Sara Calligaris & Dennis Dlugosch

• Commentaire – Aider les entreprises en période crise : l'intérêt des microsimulations sur données d'entreprises / *Comment – Public Support to Companies in Times of Crisis: The Value of Microsimulations based on Company Data* – Xavier Ragot

ARTICLES

• Valeurs, volumes et partages volume-prix : sur quelques questions (re)soulevées par la crise sanitaire / *Values, Volumes, and Price-Volume Decompositions: On Some Issues Raised (Again) by the Health Crisis* – Didier Blanchet & Marc Fleurbaey

• La sous-traitance des travaux agricoles en France : une perspective statistique sur un phénomène émergent / *Agricultural Outsourcing in France: A Statistical Perspective on an Emerging Phenomenon* – Geneviève Nguyen, François Purseigle, Julien Brailly & Melvin Marre

• Apprentissages informels en entreprise et sécurisation des mobilités professionnelles / *Informal Learning at Work and the Securing of Professional Mobility* – Olivier Baguelin & Anne Fretel

• Une nouvelle nomenclature, la PCS Ménage / *A New Nomenclature for French Statistics: The Household PCS* – Thomas Amossé & Joanie Cayouette-Rembrière

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 manuscrits doivent être adressés au secrétariat de la revue (redaction-ecostat@insee.fr), de préférence en format MS-Word. Il doit s'agir de travaux originaux, qui ne sont pas soumis en parallèle à une autre revue. Les articles peuvent être soumis en français ou en anglais. Le texte d'un article standard fait environ 11 000 mots en français (y compris encadrés, tableaux, figures, annexes et bibliographie, non compris d'éventuelles annexes en ligne). Aucune proposition initiale de plus de 12 500 mots (11 500 mots pour les soumissions en anglais) ne sera examinée.

La soumission doit comporter deux fichiers distincts :

- Un fichier d'une page indiquant : le titre de l'article ; les prénom, nom, affiliations (maximum deux) et adresses e-mail et postale de chaque auteur ; un résumé de 160 mots maximum (140 mots pour les soumissions en anglais) 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 should be sent to the editorial team (redaction-ecostat@insee.fr), preferably in MS-Word format. The manuscript must be original work and not submitted at the same time to any other journal. It can be submitted either in French or in English. The standard length of an article is of about 10,000 words (including boxes if any, tables, figures, appendices, bibliography, but not counting online appendices if any). Manuscripts of more than 11,500 words will not be considered. Submissions must include two separate files:

- A one-page file providing: the title of the article; the first name, name, affiliation-s (at most two), e-mail et postal addresses of each author; an abstract of maximum 140 words, briefly presenting the research question, data and methodology, and the main conclusions; JEL codes and a few keywords; acknowledgements if any.
- An anonymised manuscript (including the main text, illustrations, bibliography and appendices if any), mentioning only the title, abstract, JEL codes and keywords on the front page.

Proposals that meet the journal objectives are reviewed by two to three referees ("double-blind" review). The articles accepted for publication will have to be presented according to the guidelines for authors (available at <https://www.insee.fr/en/information/2591257>). They may be subject to editorial work aimed at improving their readability and formal presentation.

Publication

The articles are published in French in the printed edition, and simultaneously in French and in English in the online edition. The online issue is available, in open access, on the Insee website the day of its publication; this immediate and free online availability gives the articles a high visibility. The journal is also available online on the French portal Persée, and indexed in Repec and EconLit.

N° 541 - 2023

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

ISBN 978-2-11-162420-7 - ISSN 0336-1454 - ECO 541
Parution février 2024 - PRIX : 22 €

