

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

Dossier
**Les ménages face
au défi environnemental**

Varia
Les revenus au cours de la vie

Thematic Section
**Households and the
Environmental Challenge**

Varia
Income Mobility

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, IRISSE, PSL Research University)
Carole BONNET (Institut national d'études démographiques)
Jérôme BOURDIEU (École d'Économie de Paris)
Pierre CAHUC (Sciences Po)
Sandrine CAZES (OCDE)
Gilbert CETTE (NEOMA Business School)
Olivier GODECHOT (Sciences Po, CRIS, CNRS et AxPo)
Dominique GOUX (Insee)
Yannick L'HORTY (Université Gustave Eiffel - Erudite, TEPP)
Ivaylo PETEV (CREST, CNRS, ENSAE, Institut Polytechnique de Paris)
Katheline SCHUBERT (École d'Économie de Paris, Université Paris D)
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

Rédacteur en chef adjoint / Deputy Editor in Chief:

Riyad ABBAS

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 545 – 2024

LES MÉNAGES FACE AU DÉFI ENVIRONNEMENTAL

3 **Quelles préférences spatiales pour la localisation des parcs éoliens en mer ?**

François-Charles Wolff, Pierre-Alexandre Mahieu, Brice Trouillet, Alexia Pigeault et Nicolas Rollo

27 **L'influence des caractéristiques et des décisions des ménages sur leur empreinte carbone : une analyse par régression quantile**

Raphaël Semet

49 **Tarifcation du carbone et subventions vertes : quelle combinaison des deux est optimale ?**

Riyad Abbas, Mathieu Fouquet et Alexandre Godzinski

LES REVENUS AU COURS DE LA VIE

67 **La mobilité des individus le long de l'échelle des revenus en France sur la période 2003-2021**

Tristan Loisel et Michaël Sicsic

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.

Quelles préférences spatiales pour la localisation des parcs éoliens en mer ?

Spatial Preferences for the Location of Offshore Wind Farms

François-Charles Wolff*, **Pierre-Alexandre Mahieu****,
Brice Trouillet***, **Alexia Pigeault****** et **Nicolas Rollo*****

Résumé – Au regard des objectifs attendus de production d'énergie renouvelable, la France vise la création de 50 nouveaux parcs éoliens offshore à l'horizon 2050. En lien avec le débat sur la planification maritime organisé par la Commission nationale du débat public, une enquête mixte associant économie et géographie a été réalisée pour étudier les préférences spatiales des ménages français en vue de l'implantation de ces futurs parcs éoliens offshore. Les résultats de cette expérience de choix discrets montrent que les enquêtés préfèrent des parcs éoliens éloignés des côtes et sans superposition avec des espaces naturels protégés ou des zones de pêche, tandis qu'ils sont plutôt opposés à des parcs éoliens dont le lien avec le territoire est insuffisamment local. L'adhésion au projet de 50 parcs éoliens reste toutefois mitigée, avec près de 30 % des enquêtés opposés, mais le degré d'adhésion ne vient pas modifier les préférences en termes de localisation des parcs.

Abstract – To achieve its renewable energy production targets, France is aiming to create 50 new offshore wind farms by 2050. In line with the debate on maritime planning organised by the Commission nationale du débat public, (CNDP - French National Commission for Public Debate), a mixed survey combining economics and geography was conducted to study the spatial preferences of French households in terms of the location of these future offshore wind farms. The results of this discrete choice experiment show that respondents prefer the offshore wind farms to be located far from the coasts without overlapping with marine protected areas or fishing grounds, and are opposed to wind farms that have an insufficiently local link to the land. Support for the project, consisting of 50 offshore wind farms, however, remains mixed, with almost 30% of respondents opposed. Nevertheless, the level of support for the project does not change people's preferences in terms of the location of the offshore wind farms.

JEL : Q42, Q51, R52

Mots-clés : parc éolien offshore, préférences spatiales, expérience de choix discrets

Keywords: offshore wind farm, spatial preferences, discrete choice experiment

* LEMNA, Nantes Université et TEPP ; ** LEMNA, Nantes Université ; *** Nantes Université, CNRS, LETG, UMR 6554 ;

**** Nantes Université, CAPACITÉS SAS, Nantes Université, CNRS, LETG, UMR 6554. Correspondance : francois.wolff@univ-nantes.fr

Nous tenons à remercier deux rapporteurs anonymes et la rédactrice en chef de la revue, Dominique Goux, pour leurs nombreuses remarques constructives. Nous remercions aussi Francis Beaucire, Natacha Péraud et Floran Augagneur de la Commission nationale du débat public. Ce document n'engage pas la Commission nationale du débat public et nous restons seuls responsables des éventuelles erreurs et omissions qui pourraient subsister.

Reçu en mai 2024, accepté en janvier 2025.

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: Wolff, F.-C., Mahieu, P.-A., Trouillet, B., Pigeault, A. & Rollo, N. (2024). Spatial Preferences for the Location of Offshore Wind Farms. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 545, 3–25. doi: 10.24187/ecostat.2024.545.2126

En France, les lois relatives à la transition énergétique pour la croissance verte (LTECV, publiée au Journal Officiel du 18 août 2015) et à l'énergie et au climat (LEC, publiée au Journal Officiel le 8 novembre 2019) ont établi des objectifs ambitieux afin de réduire les émissions de gaz à effet de serre et diversifier les sources d'énergie, en cohérence avec les objectifs affichés au sein de l'Union européenne. Ces lois ont explicitement inscrit dans le cadre législatif l'objectif de neutralité carbone d'ici 2050, tel que la France devra émettre autant de gaz à effet de serre qu'elle en absorbe sur son territoire. Dans la LEC, la France s'est fixée pour objectif d'atteindre 33 % d'énergies renouvelables dans sa consommation finale d'énergie à l'horizon 2030, ce qui nécessite de produire 40 % d'électricité d'origine renouvelable à cette date¹.

Depuis 2005, les énergies renouvelables se sont fortement développées. Leur importance dans la consommation finale d'énergie a progressé de 11,5 points entre 2005 et 2022, en lien avec les investissements croissants qui ont été réalisés pour favoriser le développement (SDES, 2023). Cette progression s'est principalement appuyée sur quatre filières d'énergies renouvelables : l'éolien, le photovoltaïque, le biodiesel et les pompes à chaleur. Les différentes filières sont toutefois très loin d'afficher le même potentiel de développement en France : l'essentiel du potentiel hydraulique, autre énergie renouvelable, est par exemple déjà exploité à ce jour. Cette dynamique positive n'a d'ailleurs pas permis d'atteindre les objectifs européens en termes de part d'énergies renouvelables dans la consommation finale brute d'énergie. Cette part était ainsi de 20,7 % fin 2022, en hausse de 1,4 point par rapport à 2021, alors même que l'objectif avait été fixé à 23 % pour 2020 (Eguienta & Phan, 2023)².

Dans un contexte de demande croissante d'électricité, un développement rapide et massif de nouvelles sources de production d'énergies renouvelables est inéluctable pour être en phase avec les objectifs attendus. L'éolien, qui est devenu la deuxième source de production d'électricité renouvelable en France, joue un rôle clé dans la stratégie bas carbone. Actuellement au troisième rang en Europe derrière l'Allemagne et l'Espagne (les deux premières places étant occupées par la Chine et les États-Unis), le parc éolien s'est très fortement développé en France depuis le début des années 2010, avec un doublement de la puissance produite entre 2014 et 2022. La priorité a été récemment donnée à l'éolien offshore qui est en plein développement

(encadré 1) et la France vise désormais la création de 50 nouveaux parcs éoliens offshore d'ici 2050.

Indépendamment des éventuels freins technologiques, une condition nécessaire pour qu'un tel développement de l'éolien offshore puisse être possible est la bonne adhésion de la population générale à cette démarche. Mieux comprendre quels peuvent être les éventuels freins ainsi que les opportunités perçues par la population générale devient dès lors une question cruciale pour que le déploiement des futurs parcs éoliens puisse être assuré et ainsi faire prochainement de l'éolien offshore la première source d'énergie renouvelable en France. L'installation des parcs éoliens soulève de nombreuses questions en termes de localisation, autour par exemple de leur distance à la côte, de leur impact potentiel sur les espaces naturels protégés ou bien sur les zones de pêche, des rapports qu'ils peuvent entretenir avec les territoires notamment à travers les créations d'emplois, ou bien encore de leur plus ou moins grande concentration le long des côtes.

Dans un principe similaire à celui du grand débat national lancé en janvier 2019 en réponse au mouvement des Gilets jaunes, la Commission nationale du débat public (CNDP) a organisé un débat qui s'est tenu entre le 20 novembre 2023 et le 26 avril 2024 autour de la planification maritime. La CNDP est une autorité indépendante qui est garante du droit à l'information et à la participation sur les projets et les politiques qui peuvent avoir un impact sur l'environnement. Le débat, décliné sur les différentes façades en France métropolitaine, devait permettre à toute personne qui le souhaitait de prendre part aux discussions sur l'exploitation de la mer autour de multiples sujets, comme les énergies marines renouvelables, les aires marines protégées, la pollution plastique, la pêche durable, le transport maritime ou encore l'exploitation minière en mer³. Dans une volonté d'expertise académique, la CNDP a sollicité des enseignants-chercheurs de Nantes Université sur le volet relatif à la planification spatiale (définie comme une action publique pour un territoire donné recherchant un équilibre entre développement économique, prise en compte de l'environnement et satisfaction des besoins sociaux) des éoliennes offshore.

1. <https://www.ecologie.gouv.fr/dispositifs-soutien-aux-energies-renouvelables>

2. <https://www.statistiques.developpement-durable.gouv.fr/media/6390/download?inline>

3. <https://www.debatpublic.fr/la-mer-en-debat>

ENCADRÉ 1 – Émergence et développement de l'éolien offshore en France

L'éolien est devenu la deuxième source de production d'électricité renouvelable en France et joue un rôle clé dans la stratégie bas carbone.

Fin 2023, le parc éolien français était parvenu à produire une puissance de 23,5 gigawatts (GW), décomposée en 22 GW pour l'éolien terrestre et 1,5 GW pour l'éolien en mer, des réalisations un peu en deçà des objectifs de 24,1 GW pour l'éolien terrestre et de 2,4 GW pour l'éolien en mer fixés par la programmation pluriannuelle de l'énergie (SDES, 2024). Le parc éolien français terrestre est aujourd'hui bien développé puisqu'il comptabilise environ 8 000 éoliennes sur près de 2 000 sites distincts, les Hauts-de-France et le Grand Est étant les deux régions les plus concernées. Il doit néanmoins faire face à une double limite, relevant d'une part de la variabilité de l'exposition au vent et d'autre part des possibilités de stockage de l'énergie ainsi produite. L'acceptabilité par les populations est également un enjeu très fort et les nouveaux projets d'installation sont désormais soumis à des enquêtes d'utilité publique depuis la loi Climat et Résilience du 22 août 2021^(a).

C'est dans ce contexte que la politique de développement de l'éolien en France a été réorientée vers l'éolien offshore qui, en dépit de coûts de mise en œuvre accrus et de problèmes de stockage, permet de viser de plus grandes capacités de puissance tout en réduisant les contraintes liées à l'occupation du territoire. L'activité en France est actuellement en plein essor, avec un premier parc en exploitation à Saint-Nazaire (parc du banc de Guérande, 0,48 GW) et les deux parcs de Saint-Brieuc (au large de la baie de Saint-Brieuc, 0,5 GW) et Fécamp (éoliennes offshore des Hautes Falaises, 0,5 GW) qui ont commencé leur production d'électricité. Neuf autres projets sont actuellement en cours de déploiement le long des façades ouest et nord de la France^(b). Dans le prolongement de cette dynamique, la France vise désormais la création de 50 nouveaux parcs éoliens offshore d'ici 2050 et mise tout particulièrement sur la technologie de l'éolien offshore flottant, pour une production d'électricité de 45 GW, qui peut être déployée loin des côtes sur un plus vaste territoire maritime que l'éolien posé, offrant de fait une flexibilité plus importante et un impact sur le paysage potentiellement moins important.

La nécessité de développer rapidement la production d'énergies renouvelables a conduit à une modification du cadre législatif avec la publication au Journal Officiel du 11 mars 2023 de la loi APER (Accélération de la Production d'Énergies Renouvelables)^(c). Celle-ci est venue simplifier les procédures requises pour développer ces énergies, avec un rôle accru pour les collectivités territoriales et d'autres acteurs locaux. La loi met notamment en avant une planification territoriale destinée à coordonner les projets d'énergies renouvelables (Titre II) et prévoit des dispositions réglementaires spécifiques pour le développement des installations de production d'énergie renouvelable en mer (Titre IV). En particulier, chaque façade doit comprendre une cartographie des zones maritimes prioritaires pour installer des éoliennes offshore et les collectivités locales à proximité des zones d'implantation des futurs parcs éoliens seront amenées à formuler un avis. Ces mesures s'inscrivent dans le prolongement de la loi ESSOC du 10 août 2018 (État au Service d'une Société de Confiance), qui a introduit davantage de souplesse dans les dossiers des développeurs éoliens, mais aussi la nécessité d'un débat public en amont des appels d'offres, et de la loi ASAP du 7 décembre 2020 (Accélération et Simplification de l'Action Publique), qui a autorisé l'organisation de débats publics au niveau d'une façade plutôt que d'un parc.

^(a) <https://www.legifrance.gouv.fr/jorf/id/JORFTEXT000043956924>

^(b) <https://www.eoliennesenmer.fr/>

^(c) <https://www.legifrance.gouv.fr/jorf/id/JORFTEXT000047294244>

Le présent travail a pour objectif de préciser quels sont les choix de localisation préférés par les ménages français. Pour parvenir à cet objectif, une démarche mixte associant des compétences en économie et géographie a été mise en œuvre pour étudier les préférences spatiales pour l'éolien offshore. Celle-ci a consisté à introduire des éléments de visualisation cartographique relatifs à la localisation des futurs parcs dans le cadre d'une enquête réalisée en mars 2024 par un institut de sondage auprès d'un échantillon de près de 2 400 enquêtés représentatifs de la population française en termes d'âge et de genre, en parallèle du grand débat public organisé par la CNDP. Le questionnaire est essentiellement basé sur une expérience de choix discrets (DCE, *Discrete Choice Experiment*) spécialement conçue pour l'occasion. Cette méthode, largement répandue chez les économistes, consiste

à élaborer une série de scénarios basés sur plusieurs attributs ou caractéristiques dont les modalités ou niveaux varient d'un scénario à l'autre (Hanley *et al.*, 2001). Cette approche de type DCE a été complétée par une approche plus directe consistant à demander aux individus de classer par ordre d'importance les différents attributs, puis les modalités pour chaque attribut, ce qui permet de tester la robustesse des résultats du DCE.

Après une revue des principaux enseignements des DCE réalisés à ce jour sur l'éolien, l'article détaille les attributs et leurs modalités qui ont été retenus dans l'enquête et la méthodologie mise en œuvre. Il examine ensuite la façon dont les enquêtés ont classé à la fois les différents attributs retenus pour l'installation des futurs parcs éoliens prévus et les différentes modalités

associées à chacun de ces attributs, ainsi que les préférences exprimées à travers le DCE. Il s'interroge enfin sur l'acceptation d'un développement de l'éolien offshore le long des côtes françaises à hauteur de 50 parcs et conclut sur les limites de l'étude réalisée.

1. Les enseignements des DCE sur l'éolien

Le DCE est utilisé dans de nombreux domaines (Mahieu *et al.*, 2017). Après le transport et le marketing, il a fait son apparition en agriculture, environnement ou bien encore en santé. Peyron *et al.* (2021, encadré 1, p. 71) décrivent la méthode qui est appliquée aux préférences pour l'accès à l'information génétique. Dans le domaine de l'environnement, de nombreux biens, services ou technologies ont été évalués grâce à cette approche. Les énergies renouvelables ne font pas exception, en particulier l'éolien qui pose des problèmes récurrents d'acceptation de la part de la population au niveau local ou national, qu'il soit terrestre ou en mer, et qui donne souvent lieu à des recours juridiques de la part d'associations citoyennes en France et ailleurs. Il est donc important de comprendre les freins et opportunités perçus par le grand public pour cette technologie.

Mattmann *et al.* (2016) proposent une méta-analyse sur 17 études DCE. Ils mettent en évidence le fait que les préférences pour les éoliennes ont été étudiées sur tous les continents de la planète, avec différents publics interrogés (visiteurs, résidents locaux, etc.) et avec différents modes d'administration (enquêtes en ligne, face à face, etc.). Plusieurs externalités ont été considérées dans le choix des attributs, relatives notamment au changement climatique, au paysage, ou bien encore à la biodiversité. Un autre fait stylisé de cette synthèse est que la majorité des études concerne les éoliennes terrestres. Plus récemment, Joalland & Mahieu (2023) se sont focalisés sur les éoliennes offshore à partir d'une revue de la littérature de 12 articles publiés de type DCE. Les auteurs montrent que les externalités dans les études réalisées à ce jour portent généralement sur la biodiversité et le paysage, mais il manque à l'inverse d'autres externalités, par exemple l'impact sur la pêche. Les travaux cités portent tous sur un seul parc éolien, que celui-ci soit en projet ou en cours de construction. Une étude ambitieuse à plus grande échelle ou au niveau national reste à mener dans la mesure où un ensemble de pays (Royaume-Uni, Allemagne, Pays-Bas, Italie, Norvège et France) visent un déploiement massif de cette technologie⁴.

Dans leur enquête en ligne conduite en 2021 en France, Joalland & Mahieu (2023) proposent aux sondés un projet de déploiement massif des éoliennes offshore. Les résultats montrent que les enquêtés sont très sensibles à l'impact potentiel du déploiement des éoliennes sur la pêche, exprimé sous la forme d'une variation du nombre d'emplois dans ce secteur et d'un changement dans la provenance des produits de la mer. Il paraît donc intéressant de tester si d'autres effets du déploiement à grande échelle des parcs sont susceptibles d'en influencer l'acceptabilité, par exemple à travers une plus ou moins forte concentration des parcs le long des côtes. Plus généralement, l'acceptabilité sociale d'un projet de parc donné n'est pas forcément la même que celle associée à un déploiement massif de l'éolien⁵. De nouvelles questions se posent également comme l'articulation des différents parcs éoliens et les règles communes qui s'y imposent. Outre l'aspect spatial, la dimension temporelle prend une importance différente. Un déploiement massif prend davantage de temps que la construction d'un unique parc et revêt un caractère quasi définitif, étant donné qu'il paraît difficile de démanteler plusieurs milliers d'éoliennes.

En complément du travail réalisé par Joalland & Mahieu (2023), seuls deux autres DCE ont été réalisés à ce jour en France. Westerberg *et al.* (2013) ont conduit au cours de l'été 2010 une enquête en face-à-face auprès de touristes sur les plages situées dans le Languedoc-Roussillon afin d'étudier l'acceptabilité de la mise en place d'un parc d'éoliennes offshore, l'accent étant mis sur la distance à la côte. D'autres attributs visaient à examiner si les nuisances visuelles potentielles pouvaient être compensées par la reconstitution des récifs associés au parc éolien ou par l'adoption d'une politique environnementale cohérente. Les auteurs ont montré que les touristes préféraient en général une distance importante du parc éolien à la côte. Kermagoret *et al.* (2016) ont réalisé un DCE en octobre 2013 pour étudier les préférences des communautés locales pour diverses mesures compensatoires dans le cadre d'un projet de parc offshore dans la baie de Saint-Brieuc. Leur questionnaire a été administré auprès des usagers récréatifs de la baie, avec l'objectif d'évaluer leurs préférences par rapport à différentes options de compensation. L'étude a montré que le type

4. <https://www.euractiv.fr/section/energie-climat/news/reseaux-eoliens-offshore-400-milliards-deuros-seraient-necessaires-pour-atteindre-les-objectifs-de-2050/>

5. Ladenburg & Skotte (2022) proposent un déploiement à grande échelle du DCE pour le Danemark.

de compensation proposé suite à la mise en place d'un parc pouvait avoir une incidence sur l'acceptation d'un projet.

Définir des règles communes à tous les parcs futurs nécessite d'obtenir des informations fiables sur les préférences du grand public. Si les résultats des études sur les préférences ne sont pas obtenus dans de bonnes conditions, il se peut que ces règles soient contestées par la suite. Contrairement au travail de Joalland & Mahieu (2023) où seule la méthode du DCE a été appliquée, le présent travail étudie en complément le classement des attributs et de leurs modalités. Un des attraits du classement direct est qu'il requiert une faible charge cognitive pour le répondant. Ceci explique que ce type d'approche par classement a été largement utilisé dans d'autres domaines que les énergies éoliennes (Gonzalez, 2019). Cette étude se distingue par ailleurs des travaux réalisés à ce jour autour des deux dimensions suivantes. En premier lieu, la dimension spatiale est présente pour les quatre attributs retenus dans l'enquête, alors même qu'aucune étude passée ne s'est intéressée exclusivement aux différences spatiales. En second lieu, une approche cartographique avec l'utilisation de pictogrammes est retenue pour l'explicitation des attributs et de leurs modalités.

2. Une enquête sur les préférences spatiales pour les parcs éoliens

Un questionnaire comprenant une vingtaine de questions a été préparé par une équipe de géographes et d'économistes de Nantes Université rattachés à l'unité mixte de recherche Littoral - Environnement - Télédétection - Géomatique (LETG) et au Laboratoire d'Économie et de Management de Nantes Atlantique (LEMNA)⁶. Cette collaboration visait à appliquer une méthode économique, le DCE, tout en tirant parti de l'expertise géographique pour aborder les aspects spatiaux et approfondir la compréhension de la planification maritime. Les réponses obtenues avaient pour vocation à être communiquées aux décideurs publics et étaient susceptibles d'avoir une influence sur les règles à venir pour la construction de nouveaux parcs offshore⁷.

Le questionnaire a été organisé autour de trois grands temps. Tout d'abord, six questions initiales venaient préciser des caractéristiques individuelles telles que le genre, l'année de naissance, le diplôme ou le lieu de résidence du répondant. Le revenu n'a en revanche pas été demandé, car ce type de question était jugé trop

intrusif. Ensuite, les enquêtés étaient amenés à exprimer leurs préférences spatiales pour l'installation de ces futurs parcs sur la base de quatre attributs distincts, détaillés par la suite : la distance à la côte, la superposition à d'autres enjeux (économiques ou environnementaux), le lien avec le territoire, et la concentration en mer des parcs. Enfin, dans un dernier temps, les répondants étaient invités à préciser leur niveau de connaissances sur les parcs éoliens et certains enjeux maritimes, leur soutien ou non à la mise en place de 50 parcs éoliens d'ici 2050 sur les côtes françaises, ou bien encore le nombre optimal de parcs qui devraient être installés le long des côtes françaises.

Pour analyser les préférences spatiales, deux approches distinctes ont été retenues. La première était fondée sur un DCE tel que les participants étaient amenés à choisir un scénario parmi trois, chaque scénario correspondant à une combinaison de modalités distinctes pour les quatre attributs (encadré 2). Ce classement des scénarios était à effectuer à six reprises. La seconde approche s'appuyait sur un classement direct des critères pour la localisation des parcs éoliens, avec un double niveau. D'un côté, les répondants devaient classer de 1 (le plus important) à 4 (le moins important) les quatre attributs, ce qui correspond à un classement inter-attributs. De l'autre, les répondants devaient classer pour chaque attribut les trois modalités proposées avec des rangs allant de 1 (modalité la plus appréciée) à 3 (modalité la moins appréciée), ce qui correspond à un classement intra-attribut.

Les quatre attributs retenus ont été sélectionnés sur la base d'une revue de la littérature (Joalland & Mahieu, 2023). Leur description effective dans le questionnaire est précisée dans l'encadré 2. Le premier attribut était celui de la distance à la côte à laquelle les parcs éoliens devaient être placés. La distance va venir jouer sur la visibilité depuis le bord de mer. Elle peut aussi influencer les coûts de raccordement et d'installation des éoliennes ainsi que la production d'électricité. Le deuxième attribut était celui d'un éventuel placement en dehors des zones de pêche et/ou des espaces naturels protégés. L'installation des éoliennes offshore ainsi que leur exploitation peuvent avoir des effets sur les activités de pêche dans les parcs éoliens et à proximité, et également venir modifier les

6. <https://letg.cnrs.fr/> et <https://lemna.univ-nantes.fr/>.

7. Ce point a été mis en avant dès le début du questionnaire. La littérature sur la conséquentialité (Carson & Groves, 2007) indique qu'il est important pour la qualité des réponses fournies que les sondés anticipent une probabilité non-nulle que leurs réponses puissent avoir un impact sur les décisions.

milieux marins, que les effets induits soient positifs ou négatifs. Le troisième attribut était le lien avec le territoire. La construction des éoliennes et leur maintenance vont être à l'origine de créations d'emplois au niveau local, national ou international. Il en est de même dans la provenance des matériaux qui vont être

nécessaires à la construction des parcs éoliens. Enfin, le quatrième attribut concernait la concentration des parcs le long des côtes. La dispersion des parcs, ou à l'inverse leur concentration dans un même espace, peut avoir une influence sur d'autres activités en lien avec la mer (loisirs nautiques par exemple).

ENCADRÉ 2 – Description de l'enquête

Après une courte série de questions sur les caractéristiques sociodémographiques des enquêtés, le questionnaire évoque l'installation du tout premier parc éolien offshore au large de Saint-Nazaire et l'objectif d'installation d'au moins 50 parcs éoliens sur l'ensemble des façades maritimes françaises. Il souligne immédiatement que plusieurs questions se posent pour la construction de ces futurs parcs.

- « À quelle distance placer ces parcs ? La distance des parcs à la côte va jouer sur leur visibilité depuis le bord de mer. Elle va aussi influencer les coûts de raccordement et d'installation des éoliennes, ainsi que la production d'électricité. »
- « Faut-il placer ces parcs en dehors des zones de pêche et des espaces naturels protégés ? La construction des éoliennes et leur exploitation peuvent avoir des effets sur les activités de pêche dans les parcs éoliens et à proximité, et modifier les milieux marins. »
- « Quelle doit être la localisation des emplois et la provenance des matériaux nécessaires à leur construction ? La localisation des emplois créés pour la construction des éoliennes et leur maintenance peuvent être locale, nationale, ou au contraire internationale. Il en va de même pour l'origine des matériaux utilisés. »
- « Faut-il concentrer ou disperser les parcs le long des côtes ? La concentration des parcs dans un même espace peut avoir une influence sur d'autres activités en lien avec la mer telles que les pêches ou les activités nautiques et de plaisance. »

Le questionnaire explicite ensuite les pictogrammes. Ceux-ci sont représentés dans le tableau 1. Juste après cette présentation, le questionnaire précise (pour une partie des répondants tirés au sort, ceux qui voient le DCE en premier) que chaque répondant va à présent réaliser une série de six choix : « à chaque fois, il y a un choix à faire parmi trois options différentes (A, B ou C), qui décrivent différentes règles de mise en place des parcs éoliens offshore. Vous devez indiquer votre option préférée parmi A, B ou C. La quantité d'électricité produite est la même pour les trois options A, B et C ». Tous les scénarios présentés aux enquêtés sont résumés dans le tableau A.

Tableau A – Les deux jeux de scénarios du DCE

Bloc 1		Distance	Superposition	Lien territoire	Concentration
Choix 1	A				
	B				
	C				
Choix 2	A				
	B				
	C				



ENCADRÉ 2 – (suite)

Tableau A – (suite)

Choix 3	A				
	B				
	C				
Choix 4	A				
	B				
	C				
Choix 5	A				
	B				
	C				
Choix 6	A				
	B				
	C				
Bloc 2		Distance	Superposition	Lien territoire	Concentration
Choix 1	A				
	B				
	C				



ENCADRÉ 2 – (suite)

Tableau A – (suite)

Choix 2	A				
	B				
	C				
Choix 3	A				
	B				
	C				
Choix 4	A				
	B				
	C				
Choix 5	A				
	B				
	C				
Choix 6	A				
	B				
	C				

Parc éolien
 Câble électrique de raccordement
 Visibilité depuis la côte
 Zone de pêche
 Espace naturel protégé

Source : représentation des auteurs. Un bloc a été assigné de manière aléatoire à chacun des répondants. →

ENCADRÉ 2 – (suite)

Le DCE mis en œuvre présente deux singularités. En premier lieu, à l'instar de Kermagoret *et al.* (2016), le choix a été fait dans le questionnaire de ne pas intégrer de caractéristiques pouvant correspondre au coût du programme. Il eût par exemple été possible d'évoquer une augmentation de la facture d'électricité d'un certain montant suite à la mise en œuvre des futurs parcs éoliens. Il est toutefois très difficile de chiffrer avec précision les coûts induits par l'installation et l'exploitation de parcs éoliens installés à distance des côtes, avec des charges différentes suivant la localisation retenue. L'absence de recul sur les coûts de fonctionnement de parcs en exploitation rend l'exercice très hypothétique. La contrepartie de cette absence d'attribut coût est qu'il n'est pas possible de calculer des consentements à payer exprimés en termes monétaires pour les différents attributs (Hanley *et al.*, 2001). En revanche, il est possible de calculer les désutilités (en cas de signe négatif) ou les gains (en cas de signe positif) qui vont être associés aux modalités de chacun des attributs.

En second lieu, le DCE ne propose aucun statu quo, de telle sorte que les enquêtés n'ont pas eu la possibilité de ne choisir aucune des alternatives proposées dans l'expérience. Dans un DCE, le statu quo est très souvent inclus comme une option supplémentaire. Ceci permet alors d'évaluer la valeur relative de nouvelles options par rapport à la situation actuelle ou future si aucune mesure supplémentaire n'est entreprise. L'inclusion d'un statu quo aide à comprendre si les nouvelles options sont suffisamment attrayantes pour inciter les répondants à changer leurs comportements ou les choix. Le DCE mis en œuvre ici part du postulat selon lequel l'implantation des parcs n'est pas un objectif pouvant être remis en question et que seule la localisation fait l'objet de discussions. Cela permet d'éviter le biais de statu quo suivant lequel certaines personnes ont une tendance naturelle à préférer le statu quo même si les alternatives proposées sont objectivement meilleures. Ceci permet aussi de réduire les réponses non informatives. Certains participants peuvent être amenés à choisir le statu quo de manière systématique s'ils ne veulent pas prendre le temps et faire l'effort d'évaluer les différentes alternatives proposées.

Pour chaque attribut, trois modalités étaient proposées. La distance à la côte pouvait ainsi être faible, moyenne, ou élevée. En ce qui concerne la superposition, le parc éolien pouvait chevaucher des zones de pêche, des espaces naturels protégés, ou aucune de ces zones. Le lien avec le territoire pouvait être soit majoritairement local, soit majoritairement national, soit majoritairement international. Enfin, la concentration des parcs éoliens le long des côtes pouvait être faible, moyenne, ou forte. Pour chaque attribut, le choix a été fait lors de la passation du questionnaire de recourir à une approche cartographique permettant aux enquêtés de visualiser directement les différentes modalités possibles et ainsi objectiver chacune des situations décrites. Le tableau 1 présente les différents pictogrammes utilisés pour les modalités associées aux attributs.

Dans le DCE proposé, les enquêtés ont été conviés à réaliser des choix entre différentes combinaisons d'attributs. Plus précisément, ils ont dû choisir un scénario (correspondant à une combinaison spécifique de quatre modalités illustrées par des pictogrammes) parmi une série de trois scénarios, et ce à six reprises. Deux jeux de dix-huit scénarios, présentés dans l'encadré 2, ont ainsi été sélectionnés et les répondants ont été confrontés de façon aléatoire à l'un ou l'autre de ces deux jeux. Une approche de type *efficient design* (Rose & Bliemer, 2009) a été utilisée à l'aide du logiciel Ngene pour sélectionner les deux jeux de dix-huit scénarios

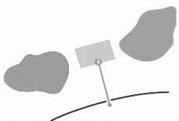
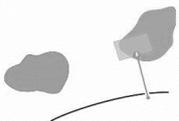
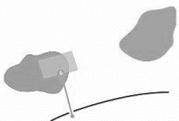
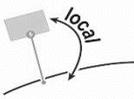
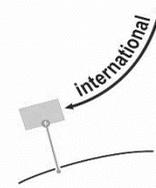
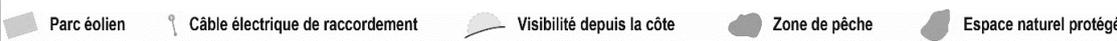
qui ont été proposés. Cette approche consiste à exploiter au mieux l'information existante pour accroître la précision des estimations, en se basant sur des a priori concernant la valeur ou le signe des coefficients. Chaque répondant a indiqué quel était son scénario préféré parmi la série des trois proposés, sans classement des deux autres non retenus⁸. Une originalité de l'enquête vient de ce que les préférences spatiales sont mesurées de deux façons distinctes, soit à partir d'un DCE classique, soit à partir d'un double classement des attributs (inter) et des modalités par attribut (intra). Les places respectives du DCE et des classements à compléter ont été désignées de manière aléatoire afin de neutraliser tout biais de contamination lors de la passation du questionnaire : les réponses du DCE peuvent influencer celle du classement et vice versa.

L'enquête a été administrée en ligne sur la période allant du 19 mars au 28 mars 2024 par la société Easypanel, avec une cible de 2 400 questionnaires complets⁹. Des entretiens semi-directifs et un pré-test auprès de 30 personnes ont au préalable été réalisés afin

8. L'exercice consistant à classer l'ensemble des alternatives (Caparrós *et al.*, 2008) n'a pas été retenu afin de limiter la charge cognitive imposée aux répondants.

9. La société Easypanel est spécialisée en études de marché réalisées sur Internet. Elle s'appuie sur un panel de plus de 120 000 membres sur tout le territoire métropolitain inscrits dans toute la France, qui se sont déclarés volontaires pour participer à des études de marché en ligne. Les panélistes sont rémunérés en échange de leur participation à différentes missions, l'une d'entre elle étant le fait de répondre à des sondages sur Internet.

Tableau 1 – Visualisation des modalités pour chaque attribut

Attributs	Modalités		
Distance à la côte	 La distance à la côte est faible	 La distance à la côte est moyenne	 La distance à la côte est élevée
Superposition	 Le parc n'a pas le droit de chevaucher les zones de pêche et les espaces naturels protégés	 Le parc a le droit de chevaucher les espaces naturels protégés	 Le parc a le droit de chevaucher les zones de pêche
Lien avec le territoire	 Le lien avec le territoire est majoritairement local	 Le lien avec le territoire est majoritairement national	 Le lien avec le territoire est majoritairement international
Concentration des parcs	 La concentration des parcs le long de la côte est faible	 La concentration des parcs le long de la côte est moyenne	 La concentration des parcs le long de la côte est forte
			

Source : représentation des auteurs.

de s'assurer de la bonne compréhension et de la pertinence des questions posées. L'échantillon de 2 400 individus a été constitué de façon à être représentatif de la population française pour l'âge et le genre, sur la base d'une méthode des quotas. Au total, 3 218 personnes ont accepté de répondre à cette enquête et 2 401 d'entre elles ont complété le questionnaire jusqu'à son terme, soit un taux de réponses complètes égal à 74,6 %. Les deux restrictions suivantes ont été apportées pour les questionnaires complets. D'une part, trois questionnaires sans indication du genre ont été supprimés. D'autre part, les questionnaires de huit enquêtés âgés de moins de 18 ans ou de plus de 76 ans ont été exclus. L'échantillon final comprend au total 2 390 répondants.

Le tableau 2 présente les principales caractéristiques des enquêtés. Les femmes sont un peu plus nombreuses que les hommes (51,2 % contre 48,8 %). L'âge moyen des enquêtés est de 47,5 ans. La proportion de participants âgés de 60 à 76 ans est de 27,4 %, tandis que les plus jeunes (au plus 29 ans) sont les moins représentés (17,2 %). En termes de diplôme, 21,5 % des enquêtés n'ont pas le baccalauréat et 18,8 % ont au moins un diplôme équivalent à une licence. Le rapport des enquêtés à la mer et aux parcs éoliens est assez distant : 62,1 % habitent dans un département n'ayant aucune façade maritime et la majorité des participants déclarent avoir des connaissances faibles à très faibles aussi bien sur les parcs éoliens (84,4 %) que sur les enjeux maritimes (79,8 %).

Tableau 2 – Description de l'échantillon

Variables		Ensemble	Hommes	Femmes
Genre	Homme	0,488	1,000	0,000
	Femme	0,512	0,000	1,000
Âge	18 – 29 ans	0,172	0,186	0,159
	30 – 44 ans	0,264	0,262	0,266
	45 – 59 ans	0,290	0,284	0,296
	60 – 76 ans	0,274	0,268	0,279
Diplôme	Inférieur au Bac	0,215	0,210	0,221
	Bac	0,241	0,226	0,255
	Bac +2	0,219	0,221	0,217
	Bac +3	0,136	0,142	0,132
	Supérieur à Bac +3	0,188	0,201	0,176
Département	Aucune façade maritime	0,621	0,634	0,608
	Façade maritime	0,379	0,366	0,392
Connaissances sur les parcs éoliens	Très faibles	0,315	0,237	0,391
	Faibles	0,529	0,549	0,511
	Bonnes	0,155	0,214	0,099
Connaissances sur les enjeux maritimes	Très faibles	0,293	0,215	0,367
	Faibles	0,505	0,530	0,482
	Bonnes	0,202	0,255	0,151
Ensemble		2 390	1 166	1 224

Source : DCE éolien, calcul des auteurs.

3. Classements des attributs et des modalités par attribut

Les enquêtés ont été invités à proposer des classements pour les différents attributs suivant deux dimensions. La première consistait à ordonner les différents attributs (niveau inter). La deuxième ordonnait les différentes modalités pour chaque attribut (niveau intra).

Le tableau 3 présente les résultats du classement des attributs suivant leur importance perçue (niveau inter-attribut), avec des classements allant de 1 pour l'attribut jugé le plus important à 4 pour l'attribut jugé le moins important. La distance entre les parcs éoliens et la côte est l'attribut considéré comme le plus important par les participants : 43,4 % d'entre eux ont classé cet attribut au premier rang. Cette préoccupation pour la proximité des parcs éoliens à la côte est à mettre en lien avec des impacts attendus sur les

paysages. Le deuxième attribut le plus souvent cité au premier rang est la superposition à d'autres enjeux, qu'il s'agisse de zones de pêche ou d'espaces naturels protégés (37,9 %). À l'inverse, le lien avec le territoire et la concentration sont les attributs jugés les moins importants : seulement 10 % des participants classent l'un ou l'autre en première position, respectivement 10,4 % pour le lien avec le territoire et 8,3 % pour la concentration. Les rôles de la distance et de la superposition suggèrent une certaine priorisation des préoccupations environnementales, même si l'attribut lié à la distance peut aussi faire référence à des considérations de nature économique (avec notamment des coûts d'installation et d'exploitation plus élevés pour des parcs éoliens lointains) ou paysagère¹⁰.

10. La question paysagère n'est pas orthogonale aux préoccupations économiques. Par exemple, une forte visibilité des parcs de la côte peut donner lieu à des pertes de valeur foncière (Skenteris et al., 2019).

Tableau 3 – Classement des attributs (par ordre d'importance) pour les parcs éoliens

Classement	Distance	Superposition	Lien territoire	Concentration
1 (le plus important)	0,434	0,379	0,104	0,083
2	0,289	0,291	0,238	0,182
3	0,155	0,208	0,299	0,338
4 (le moins important)	0,122	0,122	0,359	0,397
Observations	2 390	2 390	2 390	2 390

Source : DCE éolien, calcul des auteurs.

La figure I précise pour chaque caractéristique individuelle les classements opérés par les répondants par ordre d'importance. Quelques différences apparaissent, en particulier pour le genre ou bien encore l'âge. Par exemple, les hommes accordent une importance un peu plus élevée que les femmes à la distance. La distance est classée au premier rang par 46,6 % des hommes contre 40,4 % pour les femmes. Les participants âgés de 45 ans et plus accordent également davantage d'importance à l'attribut distance. La distance est la première préoccupation pour les 60 à 76 ans (dans 48,2 % des cas), contre seulement 33,0 % pour les jeunes de 18 à 29 ans. La superposition avec des espaces naturels protégés ou des zones de pêche est l'attribut le plus important pour les femmes (43,4 % des cas), les 18-29 ans (39,3 %), les 30-44 ans (43,9 %), et les diplômés ayant un baccalauréat +3 (42,9 %) et plus (44,1 %). Quelles que soient les caractéristiques individuelles, les attributs relatifs au lien avec le territoire et à la concentration des parcs éoliens offshore jouent un rôle secondaire. Pour ces deux attributs, ce sont les jeunes âgés de 18 à 29 ans qui sont les plus nombreux à les placer en première position.

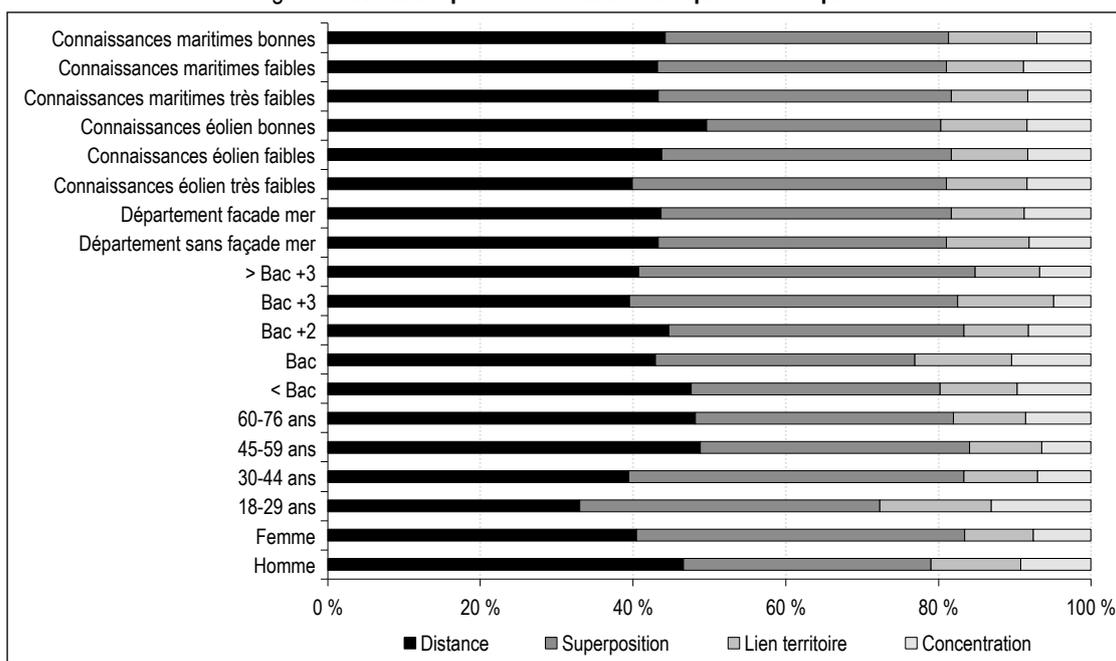
Chaque enquêté a également hiérarchisé les quatre attributs. Sur les 24 combinaisons possibles, cinq d'entre elles représentent plus de 50 % des classements observés (52,6 % exactement)¹¹. Les quatre classements les plus fréquents placent tous aux premier et deuxième

rangs soit la distance, soit la superposition. Il existe une réelle hiérarchie dans les préférences exprimées puisque le profil préféré a été choisi 13 fois plus souvent par les enquêtés que le profil le moins apprécié. Il est par ailleurs possible d'établir un profil type des répondants en fonction du classement délivré. Le classement le plus fréquent (superposition, puis distance, puis lien avec le territoire, et enfin concentration) se caractérise par une surreprésentation des femmes et des diplômés du supérieur. À l'inverse, pour le deuxième classement le plus fréquent, qui place la distance au premier rang, les enquêtés sont en moyenne plus âgés (49,5 ans contre 47,5 ans pour l'ensemble de l'échantillon), ils habitent plus souvent dans des départements en bord de mer, et déclarent avoir un meilleur niveau de connaissance des parcs éoliens.

Les enquêtés ont également été invités à classer les différentes modalités proposées pour chaque attribut (niveau intra-attribut). Ces classements sont ici indépendants au sens où chaque enquêté doit indiquer un classement attribut par attribut, sans que des modalités précises relatives aux autres attributs ne soient fournies, comme c'est le cas dans le cadre d'un DCE (les choix sont alors réalisés en comparant des combinaisons de modalités pour l'ensemble des attributs). Les résultats sont présentés en figure II.

11. Les résultats sont présentés dans le tableau S1 de l'Annexe en ligne.

Figure I – Attributs préférés et caractéristiques des enquêtés



Source : DCE éolien, calcul des auteurs.

Pour la distance, un éloignement important est préféré par les enquêtés puisque 58,1 % ont classé cette modalité au premier rang. La distance la plus faible est classée au troisième rang par 58,6 % des enquêtés. Les préférences convergent fortement pour l'attribut lié à la superposition. Très majoritairement, les enquêtés classent au premier rang la modalité d'absence de superposition avec d'autres enjeux (71,1 %). La superposition à un espace naturel protégé est la modalité la moins bien classée (au troisième rang) par 47,1 % des enquêtés. La dimension locale du lien avec le territoire est la modalité classée au premier rang par 57,7 % des répondants, tandis que 73,5 % d'entre eux placent au troisième rang la dimension internationale. Enfin, sur l'attribut lié à la concentration, les classements sont hétérogènes. Si la modalité associée à une faible concentration est classée au premier rang par 42,6 % des enquêtés, 39,5 % d'entre eux préfèrent à l'inverse la modalité correspondant à une concentration forte des parcs.

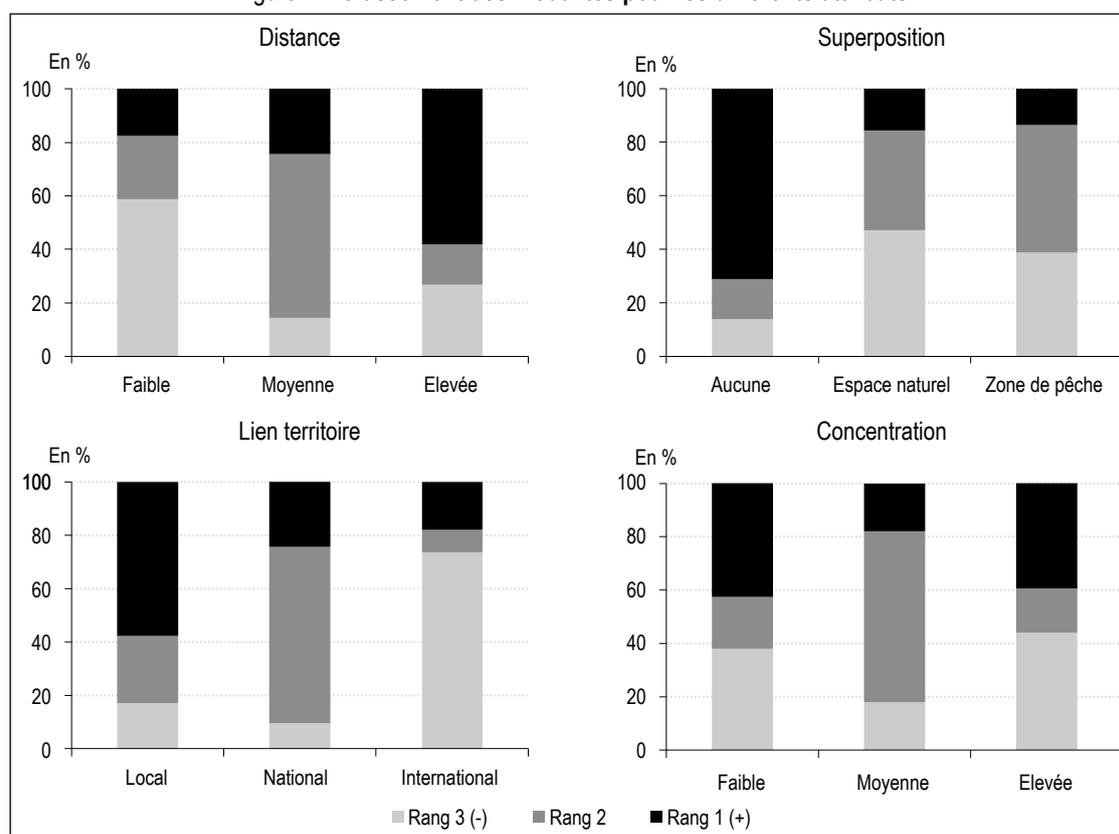
Il est intéressant de regarder les classements les plus fréquemment observés des trois modalités ainsi que le profil type des enquêtés associés à chaque attribut¹². Dans près d'un cas sur deux

(48,2 %), le classement préféré pour la distance place la modalité élevée (loin des côtes) au premier rang, puis la modalité moyenne, et enfin la modalité faible (près des côtes). Les enquêtés concernés sont alors plus souvent des femmes (57,0 % au lieu de 51,2 %) et ils sont plus âgés que la moyenne (49,7 ans au lieu de 47,5 ans). Le deuxième classement le plus fréquent place au premier rang la modalité intermédiaire pour la distance. Pour les deuxième et troisième classements, la modalité élevée pour la distance (loin des côtes) est classée au dernier rang. Dans 71,1 % des cas, l'absence de superposition à d'autres enjeux est la modalité préférée pour les deux classements les plus fréquemment observés.

Les préférences sont en revanche moins claires entre les zones de pêche et les espaces naturels protégés en cas de superposition. Plus de la moitié des enquêtés (54,0 %) classent de la même façon les modalités de l'attribut indiquant le lien avec le territoire, avec un lien local en premier rang, puis national, et enfin international. Pour cet attribut, les personnes qui indiquent ce classement sont plus souvent des femmes et sont un

12. Les résultats sont présentés dans le tableau S2 de l'Annexe en ligne.

Figure II – Classement des modalités pour les différents attributs



Source : DCE éolien, calcul des auteurs.

peu plus âgées en moyenne. Enfin, les deux classements les plus fréquents pour la concentration des parcs placent comme modalité préférée une concentration soit faible (suivie de moyenne, puis forte), soit forte (suivie de moyenne, puis faible). Le choix effectué varie suivant la localisation des répondants, qui préfèrent davantage une concentration faible s'ils résident dans un département avec une façade maritime.

Puisque l'enquête précise le classement des modalités pour chacun des attributs, il est

possible de déterminer quels sont les contours des parcs éoliens préférés par chaque individu : il s'agit ici de celui pour lequel chaque attribut est classé au premier rang. Les données mettent en évidence une forte hétérogénéité dans les compositions préférées pour les parcs éoliens. Parmi les 81 scénarios possibles, les dix premiers scénarios reportés dans le tableau 4 totalisent seulement 51,9 % de l'ensemble des cas. Le scénario le plus fréquemment cité (13,6 %) se caractérise par une distance à la côte élevée, une

Tableau 4 – Scénarios préférés à partir des classements des modalités

Rang	Prop. (%)	Distance	Superposition	Lien territoire	Concentration
1	13,6				
2	12,9				
3	4,9				
4	4,4				
5	4,0				
6	3,4				
7	3,3				
8	2,8				
9	2,6				
10	2,4				

Parc éolien
 Câble électrique de raccordement
 Visibilité depuis la côte
 Zone de pêche
 Espace naturel protégé

Lecture : le scénario « une distance éloignée à la côte, sans superposition, un lien local avec le territoire et une concentration forte » est préféré par 13,6 % des enquêtés.

Source : DCE éolien, calcul des auteurs.

absence de superposition avec d'autres enjeux, un lien local avec le territoire, et une concentration forte des parcs éoliens offshore. Le deuxième scénario le plus fréquent (12,9 % des cas) est identique au premier pour trois attributs sur quatre : il se distingue du premier scénario par une concentration faible des parcs éoliens offshore. À l'inverse, le troisième scénario, avec une distance proche de la côte, n'a été choisi que par moins de 5 % des participants. Parmi les dix premiers scénarios, aucun n'envisage de superposition avec d'autres enjeux (espace naturel protégé ou zone de pêche).

Il est également possible de regarder dans quelle mesure les scénarios préférés varient suivant le genre, la catégorie d'âge et le caractère maritime ou non du département de résidence (tableau 5). Deux résultats principaux apparaissent. D'un

côté, la proportion d'enquêtés reportant le même scénario préféré sur la base des classements des modalités reste limitée puisqu'elle oscille entre 11,9 % pour les hommes et 15,3 % pour les femmes. De l'autre, le scénario préféré combine toujours les trois mêmes modalités pour la distance (élevée), la superposition (absence de superposition avec d'autres enjeux) et le lien avec le territoire (local). Seul l'attribut lié à la concentration affiche une variabilité. Si la concentration la plus forte prédomine aussi bien chez les hommes que chez les femmes et chez les moins de 40 ans, la concentration la plus faible fait à l'inverse partie du classement le plus fréquemment observé pour les plus de 40 ans. Les personnes qui résident dans un département avec une façade maritime classent au premier rang un scénario intégrant une concentration forte.

Tableau 5 – Scénarios préférés suivant les caractéristiques des enquêtés

Variables	Prop. (%)	Distance	Superposition	Lien territoire	Concentration
Hommes	11,9				
Femmes	15,3				
Âge : 18-29 ans	11,2				
Âge : 30-44 ans	14,7				
Âge : 45-59 ans	14,1				
Âge : 60-76 ans	14,8				
Département : aucune façade maritime	13,2				
Département : façade maritime	14,7				

Parc éolien

Câble électrique de raccordement

Visibilité depuis la côte

Zone de pêche

Espace naturel protégé

Source : DCE éolien, calcul des auteurs.
Lecture : chez les hommes, le scénario préféré, choisi par 11,9 % d'entre eux, consiste en « une distance éloignée à la côte, sans superposition, avec un lien local au territoire et une concentration forte ».

4. Déterminants des préférences inter et intra attributs

Dans l'enquête, les répondants sont invités à établir des classements, que ce soit entre attributs (dimension inter) ou entre modalités pour chaque attribut (dimension intra). Si ceci permet de connaître par définition l'attribut (inter) ou la modalité (intra) préférée par les enquêtés, le choix est pour le moment fait d'expliquer le rang donné pour chaque attribut ou modalité à l'aide d'un modèle Logit à classement ordonné (Allison & Christakis, 1994). Cette spécification correspond à une extension du modèle Logit ordonné standard. Elle repose sur un modèle d'utilité aléatoire tel que les répondants font face à un ensemble de choix composé de J attributs (inter) ou modalités par attribut (intra).

Chaque répondant classe les attributs ou modalités en fonction des niveaux d'utilités associés. L'utilité est supposée être la somme d'une composante déterministe et d'une composante aléatoire résiduelle, les différents résidus étant supposés indépendants et identiquement distribués selon une distribution de valeurs extrêmes de type I. La composante déterministe peut inclure des variables décrivant les attributs (inter) ou les modalités (intra) ainsi que des variables d'interactions entre les caractéristiques des enquêtés (par exemple leur genre et leur âge) avec les facteurs relatifs aux modalités. En revanche, puisque les caractéristiques sociodémographiques d'un enquêté donné sont invariantes pour les différents attributs ou modalités, les coefficients associés à ces variables ne sont pas identifiés. La vraisemblance du modèle Logit à classement ordonné est équivalente à la vraisemblance résultant d'une série de choix séquentiels où chaque enquêté indique son attribut préféré ou sa modalité préférée parmi l'ensemble restant des attributs ou des modalités¹³.

La dimension inter-attributs est explorée dans un premier temps. Dans une première régression, seules des variables indicatrices correspondant à chaque attribut sont prises en compte, l'attribut

de référence étant la distance. Les résultats présentés dans le tableau 6 montrent que les trois attributs relatifs à la superposition, le lien avec le territoire et la concentration des parcs ont tous une probabilité significativement moindre d'être mieux classés que la distance. Les effets marginaux diffèrent toutefois selon les attributs puisque les coefficients obtenus pour le lien avec le territoire et la concentration des parcs éoliens sont beaucoup plus élevés en valeur absolue (autour de 1 contre 0,1 pour la superposition). L'attribut mesurant la concentration est celui qui est le moins bien classé : un test de Wald indique que les coefficients associés au lien avec le territoire et la concentration sont significativement différents l'un de l'autre (avec une statistique égale à 8,84 pour le test, $p = 0,003$).

Des termes d'interaction entre les attributs et les caractéristiques individuelles ont ensuite été ajoutés comme variables explicatives¹⁴. Par rapport à la distance (l'attribut de référence), l'attribut superposition est mieux classé que la distance par les femmes et les personnes les plus diplômées, alors que les 45-76 ans accordent relativement moins d'importance à cet attribut qu'à la distance. Il en est de même pour les enquêtés qui déclarent avoir de bonnes connaissances sur l'éolien. Pour le lien avec le territoire et la concentration, c'est essentiellement l'âge qui importe. Le rang donné au lien avec le territoire est plus élevé pour les plus jeunes, tandis que les 45-76 ans sont moins sensibles à cet attribut. Les 45-76 ans donnent également un rang plus faible à la concentration des parcs éoliens par rapport aux 18-30 ans.

Dans un second temps, des modèles Logit à classement ordonné sont estimés pour expliquer les préférences relatives aux différentes modalités de chaque attribut (dimension intra).

13. Le répondant va d'abord choisir l'attribut préféré ou la modalité préférée parmi l'ensemble des J attributs ou modalités possibles, puis il choisit ensuite son deuxième attribut préféré ou sa deuxième modalité préférée parmi les J-1 attributs ou modalités encore possibles, et ainsi de suite.

14. Les résultats sont présentés dans le panel B du tableau S3 de l'Annexe en ligne.

Tableau 6 – Facteurs explicatifs du classement ordonné des attributs (inter)

Variables	Attributs		
	Superposition	Lien territoire	Concentration
Attribut (Réf. : distance)	-0,112*** (0,040)	-0,973*** (0,042)	-1,074*** (0,040)
Observations (enquêtés)	9 560 (2 390)		
Log pseudo-vraisemblance	-6 958,3		

Note : les coefficients sont obtenus à partir de l'estimation de modèles Logit à classement ordonné, avec calcul d'écarts-types robustes reportés entre parenthèses. Les seuils de significativité retenus sont 1 % (***), 5 % (**) et 10 % (*).

Source : DCE éolien, calcul des auteurs.

L'hypothèse est faite que les classements donnés pour chaque attribut sont indépendants des autres attributs. Les résultats sont présentés pour chaque attribut dans le tableau 7. Pour la distance à la côte, la probabilité d'être en haut du classement augmente très significativement pour les distances moyennes et plus encore pour les distances importantes (panel A1). La modalité d'absence de superposition est très clairement préférée à de possibles chevauchements avec d'autres enjeux (panel A2). La modalité qui contribue le plus négativement au classement final est l'insertion d'un parc éolien dans un espace naturel protégé, les deux modalités liées aux espaces naturels et aux zones de pêche étant significativement différentes l'une de l'autre ($\chi^2 = 15,5$ et $p = 0,001$).

Il existe également des différences très significatives entre les trois modalités de l'attribut relatif au lien sur le territoire. Les dimensions nationale et surtout internationale viennent réduire la probabilité d'être dans le haut du classement pour les liens avec le territoire (panel A3). La situation est plus contrastée pour l'attribut relatif à la concentration des parcs. Par rapport

à un niveau faible, la probabilité d'un meilleur classement augmente lorsque la concentration est moyenne, mais diminue à l'inverse lorsque la concentration est forte (panel A4). Ceci s'explique par le fait que la concentration moyenne est très fréquemment placée au deuxième rang par les enquêtés (dans plus de 60 % des cas), qui placent pourtant plus souvent au premier rang soit des concentrations faibles, soit des concentrations fortes.

Il est également possible, pour chaque attribut, de regarder l'influence des caractéristiques individuelles en ajoutant des termes croisant ces dernières avec les différentes modalités de l'attribut concerné. Plusieurs résultats d'intérêt ressortent des régressions estimées¹⁵. Pour la distance, le classement est corrélé positivement avec les modalités moyenne et élevée pour les femmes. Des effets d'âge apparaissent très clairement, tels que les 45-59 ans et surtout les 60 ans et plus manifestent une préférence

15. Les résultats des régressions sont présentés dans les tableaux S4, S5, S6 et S7 de l'Annexe en ligne.

Tableau 7 – Facteurs explicatifs du classement ordonné des modalités par attribut (intra)

Variables	Modalités		
Panel A1 : Attribut distance			
	Faible	Moyenne	Élevée
Modalités	Réf.	0,801*** (0,032)	0,999*** (0,053)
Observations (enquêtés)	7 170 (2 390)		
Log pseudo-vraisemblance	-3 938,0		
Panel A2 : Attribut superposition			
	Aucune	Espace naturel	Pêche
Modalités	Réf.	-1,319*** (0,051)	-1,180*** (0,047)
Observations (enquêtés)	7 170 (2 390)		
Log pseudo-vraisemblance	-3 711,6		
Panel A3 : Attribut lien territoire			
	Local	National	International
Modalités	Réf.	-0,325*** (0,036)	-1,630*** (0,060)
Observations (enquêtés)	7 170 (2 390)		
Log pseudo-vraisemblance	-3 513,8		
Panel A4 : Attribut concentration			
	Faible	Moyenne	Forte
Modalités	Réf.	0,105*** (0,033)	-0,147*** (0,051)
Observations (enquêtés)	7 170 (2 390)		
Log pseudo-vraisemblance	-4 259,2		

Note : les coefficients sont obtenus à partir de l'estimation de modèles Logit à classement ordonné, avec calcul d'écart-types robustes reportés entre parenthèses. Les seuils de significativité retenus sont 1 % (***), 5 % (**) et 10 % (*).
Source : DCE éolien, calcul des auteurs.

beaucoup plus forte pour des distances lointaines. Ceci est également le cas pour les plus diplômés, titulaires d'au moins une licence. À l'inverse, la participation au débat sur la planification maritime est corrélée négativement avec la probabilité de reporter un rang élevé pour des distances moyennes ou élevées. Très peu de caractéristiques individuelles influencent les rangs déclarés pour les modalités associées à la superposition. Les femmes accordent des rangs plus faibles que les hommes à la fois aux dimensions nationale et internationale. La probabilité d'un rang élevé pour la dimension internationale diminue fortement avec les différentes catégories d'âge.

5. Classements ordonnés versus choix préférés

Dans le cadre du DCE, les enquêtés ont été conviés à réaliser des choix entre différentes combinaisons d'attributs. Chaque répondant a indiqué son scénario préféré parmi les trois scénarios proposés, sans classement des deux autres non retenus¹⁶. Les données collectées permettent ainsi de constituer un panel au niveau individuel puisque chaque personne a effectué à six reprises un choix entre trois scénarios. La variable à expliquer est alors la probabilité que le scénario j soit choisi par l'enquêté i . La spécification retenue est un modèle Logit conditionnel de type McFadden (McFadden, 1974). Ce modèle suppose que chaque enquêté choisit le scénario qui maximise son utilité parmi les trois proposés. L'utilité U_{ij} du scénario j pour l'individu i comprend une partie déterministe, modélisée comme une fonction linéaire des modalités de chaque attribut et des caractéristiques des individus, et d'une perturbation aléatoire. Si ce modèle se caractérise par sa simplicité et sa facilité d'interprétation, il suppose en revanche que les préférences des enquêtés sont homogènes¹⁷.

Les résultats du modèle Logit conditionnel pour le DCE sont présentés dans le tableau 8. Les caractéristiques des enquêtés ne sont pas prises en compte dans la régression estimée, mais leur inclusion n'a aucune incidence particulière sur les coefficients des modalités des attributs comme le montre le tableau S8 de l'Annexe en ligne. L'interprétation des résultats se fonde sur les rapports des chances (*odds ratios*), qui correspondent aux exponentielles des coefficients estimés et sont présentés dans le tableau S9 de l'Annexe en ligne.

Par rapport à une distance faible à la côte, la probabilité que le scénario soit retenu est

1,43 fois plus élevé lorsqu'il se caractérise par une distance moyenne et 1,75 fois plus élevé pour une distance lointaine. Le niveau de distance est donc un facteur très clivant dans les décisions des enquêtés. En cas de superposition avec un enjeu, la probabilité qu'un scénario soit retenu diminue d'environ 45 % que l'enjeu corresponde à un espace naturel protégé ou à une zone de pêche. Il n'est d'ailleurs pas possible de rejeter l'hypothèse selon laquelle les coefficients obtenus pour ces deux types de zones sont identiques (la statistique du test associé est égale à 0,56, $p = 0,456$). Clairement, ce sont les effets marginaux associés à ces deux attributs, distance et superposition, qui sont les plus importants. À titre de comparaison, la probabilité de retenir un scénario donné diminue de 10,8 % lorsque celui-ci affiche une dimension nationale et de 28,8 % lorsque le lien avec le territoire est international. Enfin, les enquêtés affichent une préférence pour une concentration faible des parcs éoliens sur le territoire. La probabilité qu'un scénario soit choisi diminue de 13,7 % lorsque la concentration des parcs éoliens est moyenne et de 10,8 % en cas de forte concentration.

L'enquête permet de comparer les préférences exprimées pour les différents attributs à partir du DCE, où chaque répondant fait le choix d'un seul scénario, à celles exprimées à partir des classements ordonnés pour chaque attribut. Partant de ces classements, une variable binaire construite pour chaque attribut vient indiquer quel est le choix préféré par l'enquêté (classement en rang 1). Cette approche permet de savoir quel est le scénario préféré en termes de modalités pour les quatre attributs parmi les 81 scénarios possibles, là où le DCE précise six scénarios préférés parmi 18 proposés (par tranche de trois). Il est donc possible de reconstruire un plan factoriel complet sur la base des classements par critère, tel que chaque personne aurait choisi un unique scénario parmi les 81 possibles¹⁸. La comparaison porte dès lors sur les résultats de deux modèles Logit conditionnels à la McFadden, d'un côté celui reporté dans le tableau 8 et correspondant au DCE, de

16. L'exercice consistant à classer l'ensemble des alternatives (Caparrós et al., 2008) n'a pas été retenu afin de limiter la charge cognitive imposée aux répondants.

17. Pour une présentation formalisée du modèle Logit conditionnel appliqué aux DCE, se reporter au rapport de Hauber et al. (2016). Il est également possible d'estimer des modèles plus complexes prenant en compte l'hétérogénéité des préférences des répondants. L'estimation d'un modèle Logit mixte à paramètres aléatoires conduit à des résultats similaires à ceux présentés dans ce travail.

18. Une différence vient toutefois du fait que, dans un plan factoriel complet pour un DCE, chaque enquêté visualise les modalités associées aux autres attributs pour chaque scénario. La reconstruction opérée ici repose à l'inverse sur une hypothèse d'indépendance des attributs.

Tableau 8 – Effet des modalités sur les scénarios préférés (DCE)

Variables	Modalités		
Attribut distance	Faible	Moyenne	Élevée
	Réf.	0,361*** (0,037)	0,560*** (0,051)
Attribut superposition	Aucune	Espace naturel	Pêche
	Réf.	-0,606*** (0,039)	-0,638*** (0,049)
Attribut lien territoire	Local	National	International
	Réf.	-0,115*** (0,031)	-0,339*** (0,044)
Attribut concentration	Faible	Moyenne	Forte
	Réf.	-0,148*** (0,028)	-0,114*** (0,040)
Observations (enquêtés)	43 020 (2 390)		
Log pseudo-vraisemblance	-15 440,8		

Note : les coefficients sont obtenus à partir de l'estimation d'un modèle Logit conditionnel à la McFadden, avec calcul d'écarts-types robustes reportés entre parenthèses. Les seuils de significativité retenus sont 1 % (***) , 5 % (**) et 10 % (*). Les coefficients associés aux constantes ne sont pas reportés.

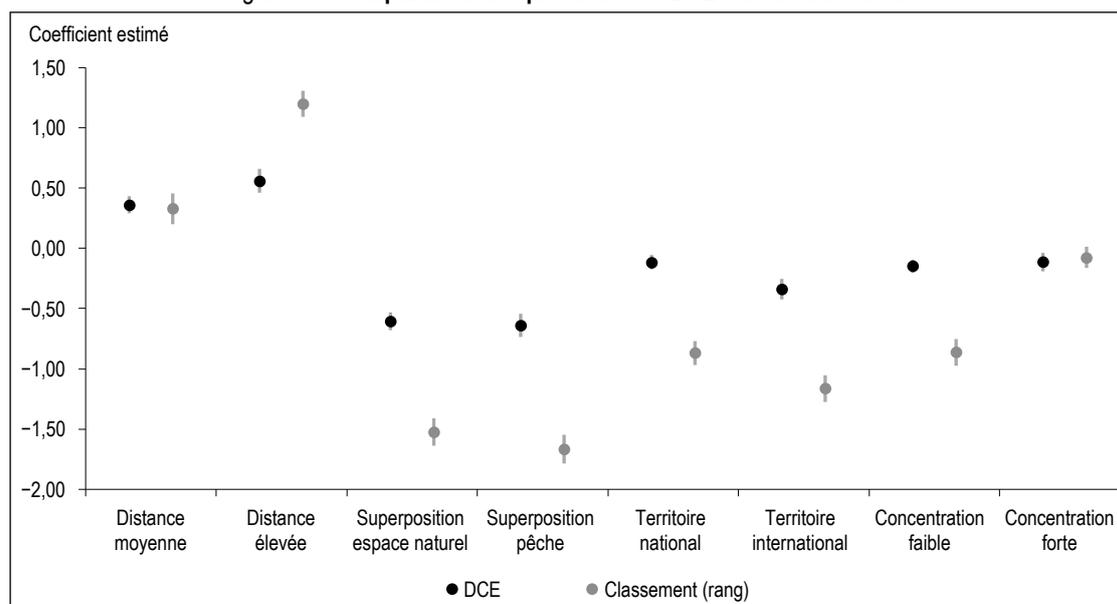
Source : DCE éolien, calcul des auteurs.

l'autre une régression logistique conditionnelle expliquant le scénario préféré parmi tous (construit à partir des classements des modalités par attribut).

La figure III représente les coefficients estimés dans les deux cas ainsi que les intervalles de confiance associés. D'un côté, les préférences pour les modalités des différents attributs sont similaires pour les deux approches, DCE et classement (i.e., les coefficients estimés sont

de mêmes signes). Les répondants préfèrent des distances élevées, une absence de superposition, un lien local avec le territoire et plutôt une faible concentration. De l'autre, il existe des différences assez importantes entre les coefficients estimés. Ainsi, la préférence pour la distance élevée ressort bien davantage dans l'approche par les classements par rapport à l'approche par le DCE. Les effets liés à l'existence d'une superposition sont également beaucoup plus

Figure III – Comparaison des préférences : DCE versus classement



Note : les coefficients reportés sont obtenus à partir de l'estimation de modèles Logit conditionnels à la McFadden, estimés à partir du DCE et du choix préféré construit à partir des classements des modalités par attribut. Les intervalles de confiance à 95 % sont construits à partir d'écarts-types robustes.

Source : DCE éolien, calcul des auteurs.

forts (en valeur absolue) avec les classements (à la fois pour les espaces naturels protégés et les zones de pêche) et il en est de même pour les modalités nationale et internationale du lien avec le territoire. Une explication pour les coefficients sensiblement plus élevés associés à la distance éloignée et aux éventuelles superpositions lorsque l'approche privilégie les classements par attribut (dimension intra) peut venir de ce que la distance et la superposition sont les attributs classés aux deux premiers rangs lorsque les enquêtés sont invités à classer les différents attributs entre eux (dimension inter). L'encadré 3 montre que les résultats obtenus ne sont pas sensibles à l'ordre suivant lequel les classements des attributs et de leurs modalités et le DCE ont été positionnés dans l'enquête.

6. Au-delà des attributs, quelle appétence pour les parcs éoliens offshore ?

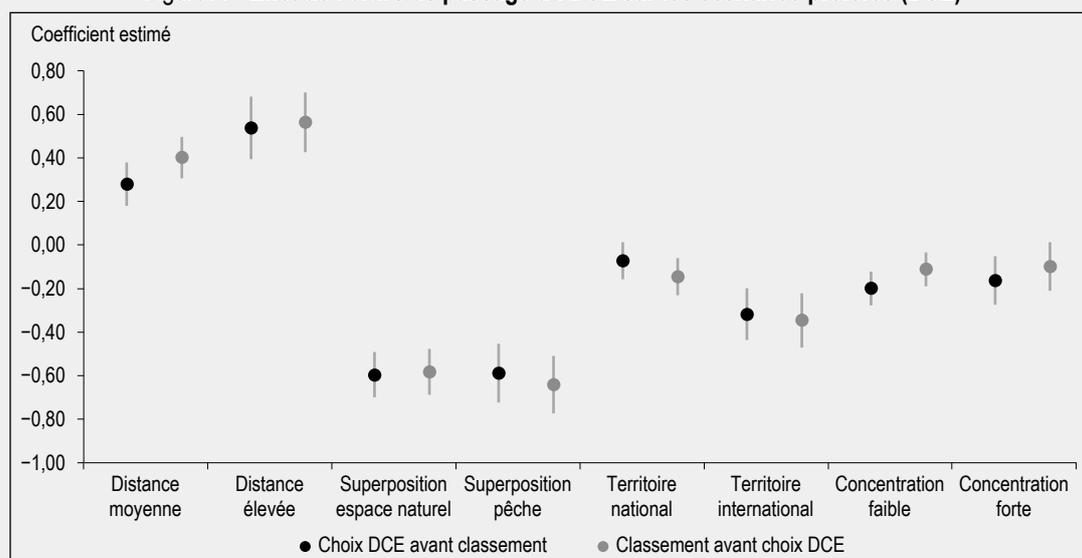
Au final, les enseignements de cette étude sur les préférences spatiales pour les parcs éoliens sont très clairs. Les enquêtés interrogés souhaitent des parcs éoliens situés à une distance telle qu'ils ne soient plus visibles des côtes et qui ne viennent pas interférer avec des enjeux déjà présents de type espaces naturels protégés ou zones de pêche. Ils se prononcent également en défaveur de parcs éoliens dont le lien avec le territoire serait éloigné, au niveau national et surtout international, et ils tendent à favoriser un scénario où les parcs seraient faiblement concentrés. Les choix sont toutefois plus partagés pour ce dernier attribut, avec des proportions

ENCADRÉ 3 – Positionnement du DCE et des classements dans le questionnaire

L'existence de deux mesures distinctes des préférences spatiales, DCE et double classement des attributs et de leurs modalités, soulève la question d'une éventuelle contamination d'une mesure par une autre. Cette dimension peut être examinée compte tenu de l'ordre aléatoire des places respectives du DCE et des classements lors de la passation du questionnaire.

La figure A révèle que l'ordre décidé de manière aléatoire, DCE puis classement ou bien classement puis DCE, n'a aucune influence sur les préférences exprimées lors du DCE. Dans un modèle Logit conditionnel augmenté des variables croisant les modalités et la place du DCE dans le questionnaire, aucun des termes d'interaction n'est significatif. La statistique du Chi-deux associée au test de nullité de tous les termes d'interaction est égale à 5,49 ($p = 0,483$). Une autre manière de prendre en compte une éventuelle contamination est de conserver dans l'analyse statistique uniquement les réponses du premier exercice (DCE ou classement inter et intra-attributs) réalisé par chaque individu. Tout se passe donc virtuellement comme si chaque individu n'avait réalisé qu'un seul exercice, le DCE ou le classement inter et intra-attributs. Les réponses au premier exercice sont alors comparées entre les deux groupes (ceux qui complètent le DCE en premier et ceux qui classent en premier). Ceci n'a aucune incidence sur les résultats obtenus.

Figure A – Effet de l'ordre de passage du DCE sur les scénarios préférés (DCE)



Note : les coefficients reportés sont obtenus à partir de l'estimation de modèles Logit conditionnels à la McFadden, estimés par sous-groupes (choix avant classement DCE, classement DCE avant choix). Les intervalles de confiance à 95 % sont construits à partir d'écart-types robustes.

Source : DCE éolien, calcul des auteurs.

quasi-identiques d'enquêtés plaçant en première position des concentrations faible et forte pour les parcs éoliens. De tels enseignements sont assurément d'importance pour les décideurs publics qui vont être amenés à prendre prochainement des décisions quant aux localisations des futurs parcs éoliens que le pouvoir exécutif a prévu d'implanter.

En demandant aux enquêtés de faire des choix ou des classements, certes de manière hypothétique, la présente étude suppose dans une certaine mesure un intérêt des enquêtés pour la construction des futurs parcs éoliens prévus au nombre de 50. La possibilité d'un statu quo, qui pourrait correspondre par exemple à une situation où aucun nouveau parc éolien ne serait installé ou bien à la mise en place d'un nombre de parcs éoliens inférieur à la cible envisagée de 50 parcs, n'a à aucun moment été évoquée dans le questionnaire lorsque les répondants ont été conviés à indiquer leurs scénarios préférés dans le DCE ainsi que les classements pour les attributs et les modalités pour chaque attribut. En toute fin de questionnaire, deux questions de suivi permettent d'en savoir davantage sur les attitudes à l'égard de la construction des parcs éoliens prévus, indépendamment des attributs souhaités pour ces derniers.

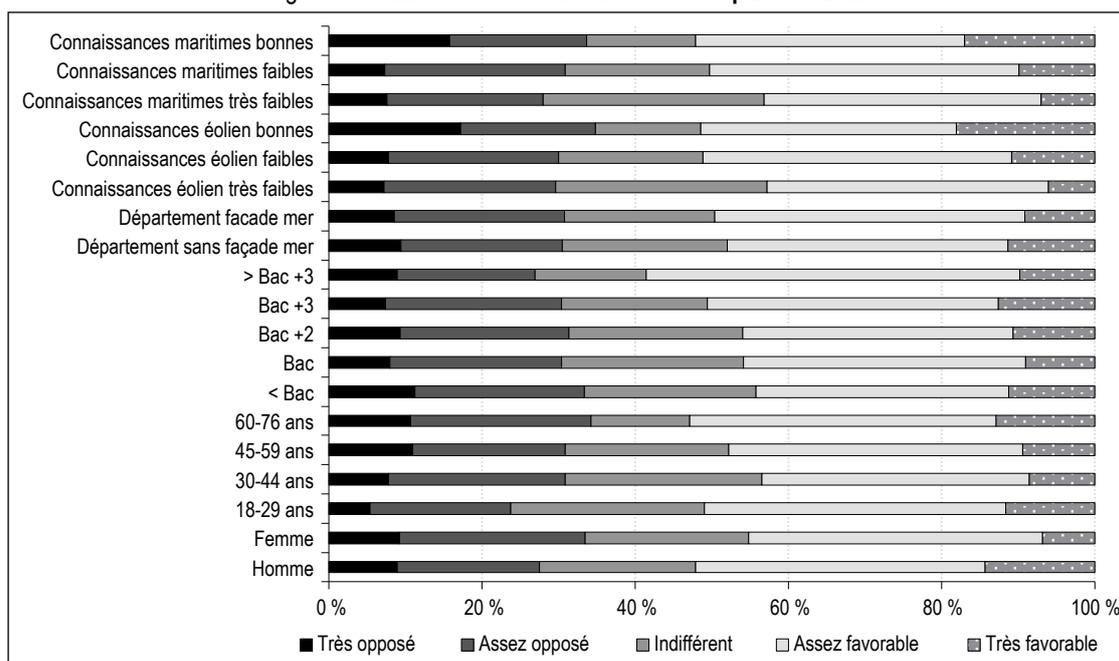
D'un côté, chaque personne enquêtée a précisé dans quelle mesure elle était favorable ou non à la mise en place de 50 parcs éoliens sur les côtes françaises à l'horizon 2050. Cinq réponses

possibles étaient proposées, allant de « très opposé » à « très favorable ». Les réponses sont loin d'être convergentes. Si près d'un enquêté sur deux se déclare « assez favorable » (38,1 %) ou « très favorable » (10,5 %) à l'installation prévue de 50 parcs, 21,5 % des répondants affirment au contraire être « assez opposé » et 9,1 % « très opposé » (20,8 % sont indifférents).

De l'autre, les répondants avaient la possibilité d'indiquer le nombre de parcs éoliens qu'ils souhaiteraient voir installer le long des côtes françaises s'ils en avaient le choix. Là encore, les réponses mettent en avant une adhésion très modérée à l'objectif de 50 parcs éoliens. Seuls 13,9 % se sont prononcés en faveur d'une installation d'au moins 50 parcs, tandis que 39,9 % ont mentionné une cible comprise entre 17 et 49 parcs. Les réponses à ces deux questions sont par ailleurs très cohérentes entre elles. Parmi les répondants très ou assez opposés à la mise en place des 50 parcs éoliens, environ 3 % des répondants se sont déclarés en faveur d'une installation d'au moins 50 parcs (cette proportion étant de 14,6 % pour les réponses assez favorables et 53,4 % pour les réponses très favorables).

Les caractéristiques individuelles sont clairement corrélées avec la plus ou moins grande adhésion au projet de construction de 50 parcs éoliens. La figure IV met de nouveau en évidence le rôle du genre et de l'âge des enquêtés comme facteurs d'influence. D'un côté, la proportion

Figure IV – Adhésion à la construction de 50 parcs éoliens



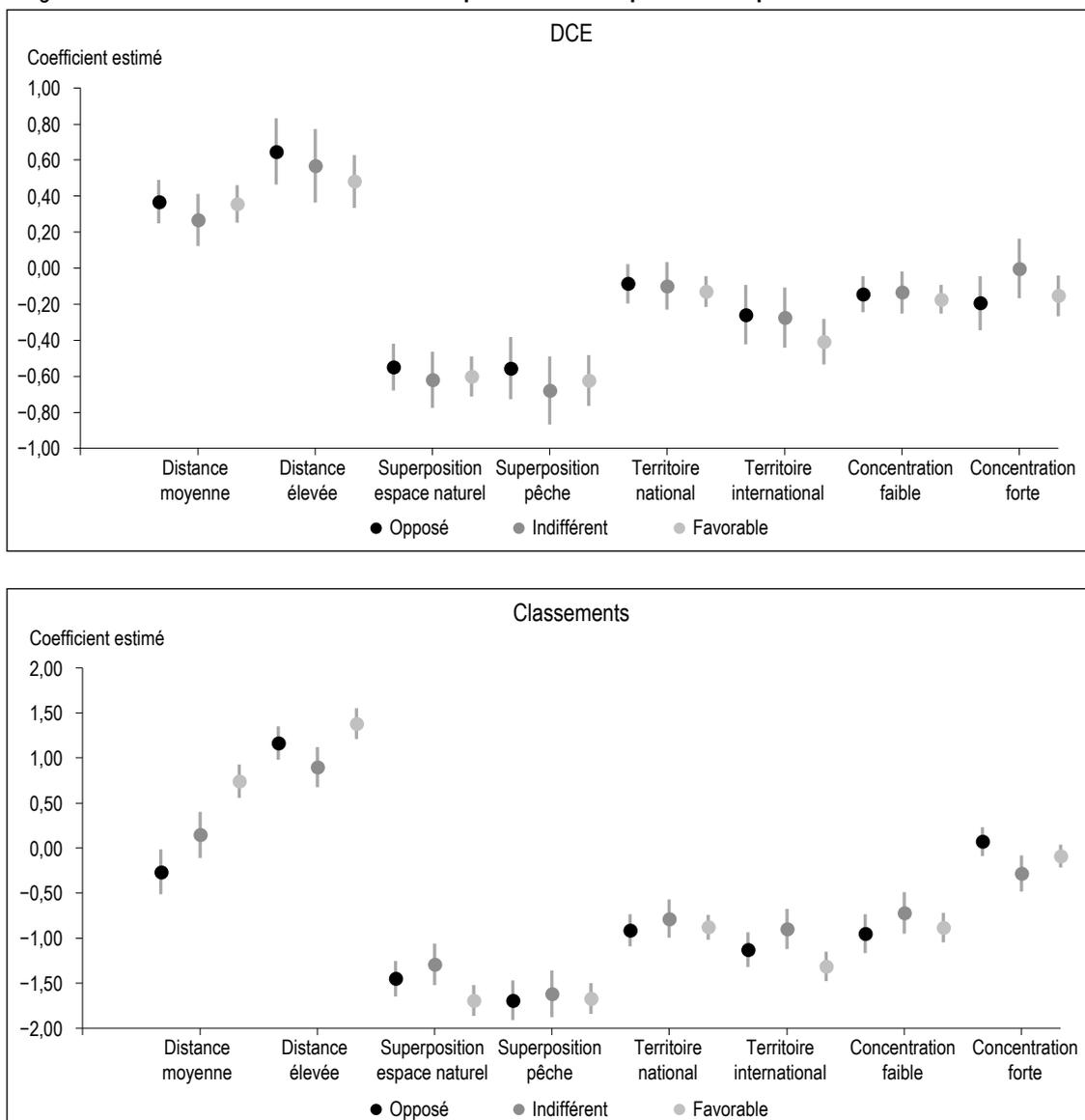
Source : DCE éolien, calcul des auteurs.

de personnes très ou assez opposées est sensiblement plus importante pour les femmes que pour les hommes (33,5 % contre 27,5 %), ces derniers se déclarant plus souvent très en faveur du projet (14,3 % contre 6,9 %). De l'autre, les jeunes âgés de 18-30 ans sont les moins opposés au projet (23,7 %), alors que les 60-76 ans y sont le plus opposés (34,2 %). La proportion de personnes se déclarant assez favorables augmente sensiblement pour ceux qui ont un diplôme supérieur à une licence. Enfin, avoir de bonnes connaissances sur l'éolien a un rôle clivant : parmi ces enquêtés, si la proportion d'indifférents à la construction de 50 parcs est très réduite (13,7 %), ils sont surtout les plus

nombreux aussi bien à être très opposés aux parcs (17,3 %) qu'à y être très favorables (18,1 %).

L'adhésion pour le moins mesurée à l'objectif de construction de 50 parcs éoliens le long des côtes peut au final conduire à s'interroger sur la qualité des réponses relatives aux exercices de choix et classements. Si les enquêtés manifestent une indifférence à l'installation des parcs éoliens, ils devraient accorder peu d'importance aux différents attributs et à leurs modalités et fournir ainsi des réponses aléatoires, faute de se sentir pleinement impliqués par le questionnaire. Une telle possibilité apparaît toutefois fort peu crédible car elle est largement en contradiction avec les résultats discutés précédemment, qui

Figure V – Adhésion à la construction de 50 parcs éoliens et préférences pour les modalités des attributs



Note : les coefficients reportés sont obtenus à partir de l'estimation de modèles Logit conditionnels à la McFadden, estimés à partir du DCE et du choix préféré construit à partir des classements des modalités par attribut. Les intervalles de confiance à 95 % sont construits à partir d'écart-types robustes.

Source : DCE éolien, calcul des auteurs.

ont mis en évidence des choix clairs pour les attributs et leurs modalités. Il n'en demeure pas moins intéressant de savoir si, en fonction de leur adhésion au programme de construction, les répondants ont exprimé des préférences différentes pour les attributs et leurs modalités.

La figure V présente les préférences pour les modalités des attributs obtenus à partir du DCE et de l'approche par les classements, avec une classification des enquêtés selon qu'ils sont opposés, indifférents ou favorables à la construction prévue des 50 parcs éoliens. Les résultats sont dans l'ensemble très cohérents. D'un côté, pour le DCE, il n'existe jamais d'écart pour les coefficients estimés des différentes modalités des attributs suivant le degré d'adhésion au projet d'installation. De l'autre, les coefficients associés au choix préféré diffèrent pour l'essentiel au niveau de l'attribut distance. Qu'ils soient opposés ou favorables au projet d'installation, les répondants affichent une très forte préférence pour une distance importante à la côte. En revanche, seuls ceux qui sont favorables se déclarent davantage en faveur d'une distance intermédiaire. La décomposition suivant le degré d'adhésion tend enfin à confirmer les rôles secondaires des attributs liés au lien avec le territoire et à la concentration (par rapport à la distance et à la superposition), pour lesquelles des modalités ne ressortent pas significativement (lien national avec le DCE pour les personnes opposées ou indifférentes, concentration forte pour les répondants opposés ou favorables avec les classements).

* *
*

En conclusion, cette étude sur les préférences pour les parcs éoliens met en lumière des enseignements d'intérêt pour la Commission nationale

Lien vers l'Annexe en ligne :

www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/8561907/ES545_Wolff-et-al_Annexe-en-ligne.pdf

du débat public chargée d'organiser le débat sur la mer et, dans ce cadre, le développement de l'éolien offshore¹⁹. Les enquêtés font état d'une préférence claire pour des parcs éoliens éloignés des côtes et qui ne viennent pas interférer avec les espaces naturels protégés et les zones de pêche. Les choix sont en revanche moins marqués lorsqu'est évoquée la concentration de ces parcs dans l'espace maritime. Un point clé reste l'acceptation du projet d'installation de ces parcs éoliens. Celle-ci apparaît relativement mitigée puisque près de 30 % des enquêtés se déclarent assez ou très opposés à cette extension de l'éolien en mer. Cette réticence ne vient toutefois pas remettre en cause la qualité des réponses relatives aux préférences pour les attributs des parcs éoliens ainsi que leurs modalités.

Si cette étude fournit des informations précieuses permettant d'orienter les décisions futures concernant l'implantation des parcs éoliens en France, elle met aussi en exergue la diversité des opinions dans la planification des projets éoliens. La principale limite de ce travail est qu'il a été réalisé au niveau agrégé sur l'ensemble des territoires, sans prendre en compte la distance avec les projets en cours. Il serait intéressant d'étudier si les individus qui vivent relativement proches des projets en cours répondent de la même manière que les autres personnes vivant près de la côte ou même du reste de la population française. De même, il pourrait être intéressant d'étudier si les préférences divergent en fonction des façades car il pourrait être pertinent de proposer des règles d'implantation des éoliennes qui prennent en compte les préférences des personnes qui vivent à proximité. □

¹⁹ Une partie des résultats liés à cette recherche sont repris dans le rapport de la CNDP : <https://www.debatpublic.fr/sites/default/files/2024-06/DSF-Compte-rendu.pdf>

BIBLIOGRAPHIE

- Allison, P. D. & Christakis, N. A. (1994).** Logit Models for Sets of Ranked Items. *Sociological Methodology*, 24, 199–228. <https://doi.org/10.2307/270983>
- Caparrós, A., Oviedo, J. L. & Campos, P. (2008).** Would You Choose Your Preferred Option? Comparing Choice and Recoded Ranking Experiments. *American Journal of Agricultural Economics*, 90(3), 843–855. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8276.2008.011137.x>
- Carson, R. T. & Groves, T. (2007).** Incentive and informational properties of preference questions. *Environmental and Resource Economics*, 37(1), 181–210. <https://doi.org/10.1007/s10640-007-9124-5>
- Eguienta, J. & Phan, C. (2023).** *Les énergies renouvelables en France en 2022 : Suivi de la directive (UE) 2018/2001 relative à la promotion de l'utilisation des énergies renouvelables - Données provisoires.* <https://www.statistiques.developpement-durable.gouv.fr/media/6390/download?inline>
- Gonzalez, J. M. (2019).** A Guide to Measuring and Interpreting Attribute Importance. *The Patient - Patient-Centered Outcomes Research*, 12(3), 287–295. <https://doi.org/10.1007/s40271-019-00360-3>
- Hanley, N., Mourato, S. & Wright, R. E. (2001).** Choice modelling approaches: A superior alternative for environmental valuation? *Journal of Economic Surveys*, 15(3), 435–462. <https://doi.org/10.1111/1467-6419.00145>
- Hauber, A. B., González, J. M., Groothuis-Oudshoorn, C. G., Prior, T., Marshall, D. A., Cunningham, C., IJzerman, M. J. & Bridges, J. F. (2016).** Statistical Methods for the Analysis of Discrete Choice Experiments: A Report of the ISPOR Conjoint Analysis Good Research Practices Task Force. *Value in Health*, 19(4), 300–315. <https://doi.org/10.1016/j.jval.2016.04.004>
- Joalland, O. & Mahieu, P.-A. (2023).** Developing large-scale offshore wind power programs: A choice experiment analysis in France. *Ecological Economics*, 204, 107683. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2022.107683>
- Kermagoret, C., Levrel, H., Carlier, A. & Dachary-Bernard, J. (2016).** Individual preferences regarding environmental offset and welfare compensation: A choice experiment application to an offshore wind farm project. *Ecological Economics*, 129, 230–240. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2016.05.017>
- Ladenburg, J. & Skotte, M. (2022).** Heterogeneity in willingness to pay for the location of offshore wind power development: An application of the willingness to pay space model. *Energy*, 241, 122900. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2021.122900>
- Mahieu, P.-A., Andersson, H., Beaumais, O., Crastes dit Sourd, R., Hess, S. & Wolff, F.-C. (2017).** Stated preferences: A unique database composed of 1657 recent published articles in journals related to agriculture, environment, or health. *Review of Agricultural, Food and Environmental Studies*, 98(3), 201–220. <https://doi.org/10.1007/s41130-017-0053-6>
- Mattmann, M., Logar, I. & Brouwer, R. (2016).** Wind power externalities: A meta-analysis. *Ecological Economics*, 127, 23–36. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2016.04.005>
- McFadden, D. (1974).** The measurement of urban travel demand. *Journal of Public Economics*, 3(4), 303–328. [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(74\)90003-6](https://doi.org/10.1016/0047-2727(74)90003-6)
- Peyron, C., Pélissier, A. & Krucien, N. (2021).** Preferences of the French Population Regarding Access to Genetic Information: A Discrete Choice Experiment. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 524-525, 65–84. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2021.524d.2044>
- Rose, J. M. & Bliemer, M. C. J. (2009).** Constructing Efficient Stated Choice Experimental Designs. *Transport Reviews*, 29(5), 587–617. <https://doi.org/10.1080/01441640902827623>
- SDES (2023).** DATALAB. *Chiffres clés des énergies renouvelables*, octobre. <https://www.statistiques.developpement-durable.gouv.fr/edition-numerique/chiffres-cles-energies-renouvelables-2023/pdf/chiffres-cles-des-energies-renouvelable-2023.pdf>
- SDES (2024).** Tableau de bord : éolien : Quatrième trimestre 2023. *Stat Info Énergie* N° 620. <https://www.statistiques.developpement-durable.gouv.fr/publicationweb/620>
- Skenteris, K., Mirasgedis, S. & Tourkolias, C. (2019).** Implementing hedonic pricing models for valuing the visual impact of wind farms in Greece. *Economic Analysis and Policy*, 64, 248–258. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2019.09.004>
- Westerberg, V., Jacobsen, J. B. & Lifran, R. (2013).** The case for offshore wind farms, artificial reefs and sustainable tourism in the French Mediterranean. *Tourism Management*, 34, 172–183. <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2012.04.008>
-

L'influence des caractéristiques et des décisions des ménages sur leur empreinte carbone : une analyse par régression quantile

Unravelling the Influence of Household Characteristics and Decisions on their Carbon Footprint: A Quantile Regression Analysis

Raphaël Semet*

Résumé – À partir des données de l'enquête Budget de famille 2017 et d'un modèle entrées/sorties, cet article estime la distribution de l'empreinte carbone des ménages français. À l'aide de modèles multivariés et de régressions quantiles, il explore les disparités d'empreintes carbone des ménages selon leurs caractéristiques socioéconomiques (taille du ménage, âge et niveau d'études de la personne de référence), leurs revenus et leurs décisions (par exemple la source d'énergie domestique, le type de logement, l'équipement en véhicules, etc.). Les trois dimensions comptent pour bien comprendre les disparités d'empreintes carbone. Toutes caractéristiques égales par ailleurs, niveau d'études, âge de la personne de référence et taille du ménage influencent les émissions de carbone. Les décisions prises par le ménage ont également un grand pouvoir explicatif, en particulier sur le bas de la distribution des émissions, tandis que le type d'unité urbaine (urbaine/péri-urbaine/rurale) n'a pas d'influence significative.

Abstract – *This study uses data from the 2017 French Household Budget Survey (enquête Budget de famille) and an input-output model to examine the carbon footprint distribution of French households. Using multivariate nested models and quantile regression techniques, it explores disparities in households carbon footprints stemming from socioeconomic characteristics (e.g., size, age, education), income, or household decisions (e.g., home energy source, dwelling type, car ownership). The findings show that the three dimensions are crucial for understanding carbon footprint differences. Other characteristics being equal, education, age and household size, influence carbon emissions. Household decisions also have great explanatory power, especially at the bottom of the distribution, while the type of urban unit (urban/peri-urban/rural) has no significant influence on carbon emissions.*

JEL : D12, Q56, R15, C21

Mots-clés : ménages, empreinte carbone, régression quantile, atténuation

Keywords: households, carbon footprint, quantile regression, mitigation

* Université Paris-Saclay, Université d'Evry, EPEE. Correspondance : raphael.semet@univ-evry.fr

Je suis très reconnaissant envers Claire Loupias pour ses commentaires utiles.

Reçu en juillet 2023, accepté en septembre 2024. Traduit de « Unravelling the Influence of Household Characteristics and Decisions on their Carbon Footprint: A Quantile Regression Analysis ».

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 : Semet, R. (2024). Unravelling the Influence of Household Characteristics and Decisions on their Carbon Footprint: A Quantile Regression Analysis. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 545, 27–46. doi: 10.24187/ecostat.2024.545.2127

En 2019, le gouvernement français a promulgué la loi énergie-climat¹, afin entre autres d'atteindre l'objectif de zéro émissions nettes (ZEN) que s'est fixé l'Union européenne pour 2050. Cette loi fixe des objectifs ambitieux de réduction de la consommation d'énergies fossiles de la France de 40 % par rapport à 2012. Si le secteur de l'énergie est susceptible de contribuer de manière significative à la décarbonation de l'économie, le concept de « consommateur-citoyen », qui place les individus au cœur de la transition, prend également de plus en plus d'importance (Rumpala, 2009). La consommation des ménages génère des émissions de GES de façon directe (par exemple lorsqu'ils conduisent un véhicule diesel) et de façon indirecte (par exemple lorsqu'ils mangent de la viande), ce qui contribue à leur empreinte carbone. Celle-ci, qui est un indicateur-clé de la comptabilité environnementale, fait apparaître deux dimensions de la transition écologique : la responsabilité et la vulnérabilité. L'aspect « responsabilité » tient au fait que différents modes de consommation des ménages génèrent différentes pressions environnementales. Ainsi, les ménages dont l'empreinte carbone est la plus élevée devraient davantage réduire leurs émissions que les autres, du fait d'une responsabilité plus importante dans le réchauffement climatique. Ils présentent également un plus grand potentiel de réduction des émissions de GES. Par ailleurs, l'empreinte carbone d'un ménage peut déterminer son exposition relative, et donc sa « vulnérabilité », à la hausse des prix de l'énergie, en particulier sous l'effet des politiques de tarification du carbone. Cette vulnérabilité explique qu'il peut être coûteux et difficile sur le plan social de favoriser la décarbonation des modes de consommation, en raison de ses effets potentiellement inégalitaires. Pour élaborer leurs stratégies d'atténuation des émissions, les décideurs politiques devraient donc soupeser les coûts et les avantages de la transition en tenant compte de ces aspects.

L'empreinte carbone étant en général répartie de manière inégale entre les ménages (Chancel & Piketty, 2015), il est important de mettre en place une transition solidaire susceptible de tenir compte de cette hétérogénéité. Deux sources principales d'inégalité doivent être considérées pour expliquer les disparités de l'empreinte carbone. En raison du lien étroit entre les émissions de carbone et les niveaux de consommation, les inégalités de revenus expliquent en grande partie la distribution inégale des empreintes carbone (Weber & Matthews, 2008 ; Duarte *et al.*,

2012 ; Büchs & Schnepf, 2013 ; Nässén, 2014 ; Christis *et al.*, 2019 ; Sager, 2019 ; Pottier *et al.*, 2020 ; Lévy *et al.*, 2021). Les économistes analysent habituellement cette dimension, dite « verticale », des inégalités en estimant et en analysant l'élasticité de l'empreinte carbone au revenu ou aux dépenses de consommation (Lenzen, 1998 ; Büchs & Schnepf, 2013). S'il est généralement admis que l'examen de la distribution des empreintes carbone selon les revenus est une démarche pertinente, la variabilité des émissions peut également être importante au sein de groupes de ménages dont les revenus sont semblables (Berry, 2019 ; Douenne, 2020 ; Pottier *et al.*, 2020). Des facteurs socioéconomiques et sociodémographiques tels que la taille du ménage, le niveau d'études et l'âge de la personne de référence, ainsi que la localisation du logement peuvent fournir des informations pertinentes pour comprendre l'empreinte carbone des ménages. Ces facteurs sont associés à la dimension dite « horizontale »² des inégalités.

Si de nombreuses études ont confirmé l'importance de ces facteurs sur l'empreinte carbone des ménages, il reste important de déterminer si les décisions des ménages peuvent également jouer un rôle significatif sur le volume de leurs émissions. Par exemple, nous pouvons nous demander si le type d'énergie domestique ou le type de logement peuvent expliquer des écarts importants d'émissions entre ménages, et souhaiter déterminer quel aspect est plus étroitement lié aux émissions de GES et, par conséquent, plus pertinent pour bien comprendre les inégalités d'empreinte carbone. Si cette distinction entre les caractéristiques des ménages et les décisions des ménages peut paraître superflue à première vue, elle peut s'avérer utile pour les décideurs politiques. Soucieux d'élaborer une stratégie optimale, ils cherchent en effet à activer les leviers de décarbonation les plus efficaces. Bien que les caractéristiques permanentes des ménages aient une grande influence sur leurs habitudes de consommation, les décisions qu'ils prennent, parce qu'elles sont plus flexibles, peuvent être un levier plus grand pour modifier leurs comportements. La compréhension de ces relations pourrait ainsi aider les décideurs politiques à formuler des politiques environnementales qui ciblent des comportements émissifs spécifiques, tout en préservant le bien-être des ménages modestes.

1. <https://www.ecologie.gouv.fr/loi-energie-climat>

2. Ils contribuent aux inégalités d'empreinte carbone entre les ménages de la même tranche de revenus.

Par ailleurs, la plupart des études sur les déterminants des émissions de GES se concentrent principalement sur les effets moyens des variables par le biais de régressions par moindres carrés ordinaires (MCO) (Pottier, 2022). Cependant, les effets peuvent être différents selon les endroits de la distribution des émissions que l'on considère. Une même variation de certaines caractéristiques peut en effet avoir des effets différents selon que l'on s'intéresse à la moyenne, au haut ou au bas de la distribution, ce qui peut aboutir à des résultats trompeurs lorsque seule la moyenne est considérée. Par conséquent, nous cherchons à déterminer, d'une part, si les disparités d'émissions proviennent de caractéristiques socioéconomiques ou de décisions des ménages et, d'autre part, si ces facteurs exercent le même degré d'influence à tous les niveaux de la distribution des émissions.

La présente étude vise à combler un manque dans la littérature existante en s'appuyant sur une approche innovante d'analyse de la distribution des émissions des ménages français. Après avoir estimé l'empreinte carbone des ménages à l'aide d'une méthodologie hybride, combinant tableaux entrées-sorties et analyse en cycle de vie, le premier objectif est de déterminer si les caractéristiques socioéconomiques et les décisions des ménages restent significatifs pour expliquer les inégalités d'empreinte carbone lorsque les revenus sont utilisés comme variable de contrôle. Nous utilisons des modèles de régression MCO emboîtés multivariés pour vérifier comment ces facteurs influencent l'empreinte carbone des ménages français. Puis, nous utilisons des modèles de régression quantile pour explorer la façon dont ces facteurs affectent l'empreinte carbone dans les différents segments de la distribution. En comparant ces résultats avec des régressions au niveau de la moyenne, nous soulignons les potentielles erreurs d'interprétation affectant l'explication des émissions à travers différentes dimensions. Des recherches précédemment effectuées par Han *et al.* (2015) ont spécifiquement examiné l'empreinte carbone des ménages chinois à l'aide de modèles de régression quantile. Leurs résultats confirment les effets différenciés que les caractéristiques pourraient avoir au niveau des différents quantiles de la distribution des émissions, avec des effets potentiellement de sens opposés entre le bas et le haut de la distribution.

L'article est structuré comme suit : la section 1 présente les données, la méthodologie et une estimation de la distribution des empreintes carbone des ménages. Après un rappel de la littérature existante, la section 2 présente les modèles

économétriques. La section 3 décrit et analyse les résultats avant de passer à la conclusion.

1. Estimation de l'empreinte carbone des ménages

1.1. Enquête Budget de famille

Les données sur les dépenses des ménages proviennent de l'enquête Budget de famille 2017 menée par l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee). Nous nous concentrons sur les environ 12 000 ménages résidant en France métropolitaine. L'enquête est réalisée en six vagues et décrit la structure de consommation hebdomadaire des ménages. L'échantillon est représentatif, réparti sur l'année, de sorte à s'affranchir des effets saisonniers, et calé afin d'approximer les statistiques nationales. L'enquête fournit des informations sur les dépenses et les ressources des ménages. Les dépenses sont détaillées dans la classification à cinq chiffres des dépenses de consommation des ménages (COICOP), comportant près de 250 postes.

Comme le précise Douenne (2020), la consommation de carburant peut être surestimée pour certains ménages. Bien que cette surestimation soit faible quand on se place au niveau des dépenses agrégées, des difficultés persistent lorsque l'on examine la distribution des consommations de carburant au sein de tranches de revenu données. Pour résoudre ce problème potentiel, nous complétons l'enquête Budget de famille par des données tirées de l'enquête Mobilité des personnes 2019. Cette enquête, menée par le Service des données et des études statistiques (Sdes), fournit des informations sur les habitudes des ménages français en matière de déplacements et modes de déplacements, ainsi que sur leurs caractéristiques socioéconomiques. Pour combiner les deux jeux de données, nous adoptons une méthodologie inspirée par les travaux de Douenne (2020) et fondée sur la méthode développée par D'Orazio *et al.* (2006). Cette méthodologie consiste à appairer les ménages présentant les caractéristiques les plus similaires possible. À l'aide d'une méthode de *hotdeck* non paramétrique de la distance au plus proche voisin, nous appairons les ménages en fonction du revenu, du type d'unité urbaine, du type de ménage, du nombre de véhicules et du nombre d'unités de consommation. Cela permet d'obtenir la distance parcourue (en kilomètres) pour chaque ménage de l'enquête Budget de famille, que nous convertissons en dépenses de carburant selon un facteur de dépenses par kilomètre estimé au niveau du décile de revenu

et du type d'unité urbaine (urbaine, péri-urbaine ou rurale), comme Douenne (2020) l'a fait. Cette méthode garantit que les dépenses de carburant restent à peu près proportionnelles à celles indiquées dans l'enquête Budget de famille.

Nous prenons en compte environ 230 des postes de dépense³ de la nomenclature COICOP. Nous agrégeons ensuite les dépenses en huit catégories permettant de refléter la composition de l'empreinte carbone du ménage, tout en veillant à bien distinguer les dépenses en biens durables, en biens non durables et en services.

Les huit catégories de dépenses considérées sont : alimentation, services marchands, services non marchands, énergie domestique, produits manufacturés, transports, culture et divertissements, et enfin construction. L'alimentation couvre les produits alimentaires, le tabac et les boissons. Les services marchands couvrent les soins de coiffure, les contrats de téléphonie mobile, les assurances et services immobiliers, entre autres. Les services non marchands couvrent principalement l'éducation, la santé et la protection sociale. L'énergie domestique couvre principalement les factures d'énergie. Les produits manufacturés incluent les produits durables et semi-durables tels que les textiles, les meubles, les véhicules neufs et les appareils électroménagers. Les transports incluent les carburants, les services de mobilité et les équipements de transport. La culture et les divertissements couvrent la restauration, l'hôtellerie et les activités culturelles. Enfin, la construction couvre la rénovation du logement et la construction de bâtiments neufs. La répartition des dépenses des ménages français en 2017 suivant cette nomenclature agrégée est fournie dans l'Annexe en ligne (voir le tableau S1-1 – lien de l'Annexe en ligne à la fin de l'article).

1.2. Estimation de l'empreinte carbone des ménages

Il existe deux approches principales pour calculer les émissions de carbone induites par la consommation. L'approche descendante utilise les comptes nationaux et les extensions environnementales des tableaux entrées/sorties. L'approche ascendante estime quant à elle les émissions au niveau du produit, à l'aide de l'analyse en cycle de vie. Cette seconde approche consiste à faire l'inventaire méticuleux de l'énergie et des matériaux utilisés tout au long de la chaîne de valeur d'un produit, afin de calculer le total des émissions (Steubing *et al.*, 2022).

Dans cet article, nous combinons les deux méthodes : les extensions environnementales

des tableaux entrées/sorties pour estimer les émissions indirectes et l'analyse en cycle de vie pour les émissions directes. Les dépenses des ménages sont mises en relation avec l'intensité carbone des biens et services pour calculer le total des émissions de GES induites par la consommation. Cette méthode synthétique a été utilisée dans de nombreuses études pour estimer l'empreinte carbone des ménages à l'échelle mondiale (Lenzen *et al.*, 2006 ; Hubacek *et al.*, 2017a, 2017b ; Bruckner *et al.*, 2022) et nationale (Baiocchi *et al.*, 2010 ; Renner, 2018 ; Malliet, 2020).

1.2.1. Calcul des émissions indirectes

Sachant qu'une partie significative de l'empreinte carbone des ménages français découle de biens importés, il est essentiel d'intégrer les interdépendances régionales au calcul des émissions. Dans cet article, nous nous appuyons sur les tableaux entrées/sorties multirégionaux de la base de données Exiobase 3 (Stadler *et al.*, 2018) pour l'année 2017. Exiobase offre un cadre comptable complet et intégré de mesures environnementales. Elle fournit également une désagrégation au niveau des produits, qui convient mieux à l'estimation de l'empreinte carbone, celle-ci découlant de la consommation.

Fondamentalement, un modèle entrées/sorties est un système d'équations linéaires dans lequel chaque équation décrit la façon dont les extrants d'un secteur sont distribués dans l'ensemble de l'économie (Leontief, 1970). En conséquence, les tableaux entrées/sorties prennent la forme de matrices, les lignes indiquant la distribution des extrants d'un producteur dans tous les secteurs et les colonnes indiquant la composition des intrants dont un secteur donné a besoin pour produire ses extrants. Ces flux sont habituellement exprimés en termes monétaires (en millions d'euros) aux prix de base. Notre propre modèle entrées/sorties comprend 200 produits décrivant la demande finale des ménages, des administrations publiques et des organisations à but non lucratif pour 44 pays et 5 régions du reste du monde (soit un total de 49 régions).

Le point de départ d'une analyse entrées/sorties est la valeur monétaire des flux de produits depuis chaque secteur (en tant que producteur/vendeur) vers les autres (en tant qu'acheteurs). Les transactions effectuées entre paires de

3. Les loyers, les taxes et les subventions sont exclus de notre analyse, car il est difficile de déterminer leurs émissions de carbone intrinsèques. Par conséquent, les dépenses correspondantes ne sont pas prises en compte, ce qui peut sous-estimer les dépenses totales des ménages, notamment pour les ménages à revenus faibles.

secteurs (du secteur i au secteur j) sont notées $z_{i,j}$. Ainsi la demande du secteur j en intrants d'autres secteurs est liée au nombre de biens et de services produits par le secteur j au cours de la même année. Les ventes aux ménages, aux gouvernements et par le biais du commerce international constituent la partie exogène du modèle, qui décrit la demande finale totale. En supposant que nous disposons de 200 produits pour chacune des 49 régions ($n = 9\,800$), qui constituent l'économie mondiale, et en nommant x le vecteur colonne de la production totale des secteurs et f le vecteur colonne de la demande finale totale reçue par les secteurs, nous pouvons écrire l'équation standard suivante :

$$x = Z1 + f$$

où 1 est le vecteur unité de taille $n \times 1$. L'une des hypothèses fondamentales du modèle entrées/sorties est la dépendance entre les flux intersectoriels et la production totale. Exprimés sous la forme $a_{i,j} = z_{i,j}/x_j$, ces ratios font référence aux coefficients techniques. Le principal objectif de l'analyse entrées/sorties est de déterminer la croissance de la production requise pour que chaque secteur puisse répondre aux variations de la demande finale. Sachant que la demande finale est exogène, que les coefficients techniques sont constants et que la production totale est endogène, nous pouvons représenter le modèle sous forme matricielle, comme suit :

$$x = (I - A)^{-1} f$$

où I est la matrice identité de taille $n \times n$ et A est la matrice des coefficients techniques⁴ de taille $n \times n$. $L = (I - A)^{-1}$ est la matrice des besoins totaux, appelée également inverse de la matrice de Leontief. Elle représente la production totale requise de chaque secteur i pour satisfaire à la demande finale de chaque secteur j .

Ce cadre standard peut être étendu pour tenir compte des flux d'émissions entre les produits des différents secteurs (Lenglart *et al.*, 2010 ; Mardones & Muñoz, 2018). L'extension environnementale repose sur un cadre de comptabilité carbone, qui inclut la quantité émise directement par chaque secteur en équivalent CO₂ (CO₂e)⁵. En supposant une relation proportionnelle entre la production totale et les émissions totales, nous obtenons l'intensité carbone directe sous la forme $D_j^d = g_j / x_j$, où g_j est le volume absolu total des émissions directes. D^d est un vecteur ligne de dimension n et représente les tonnes de CO₂e (tCO₂e) émises par le produit du secteur j par rapport à sa production totale (tCO₂e/€).

À ce stade, ces intensités carbone tiennent compte uniquement des émissions directes

occasionnées par un secteur spécifique pour produire un bien ou un service. Cependant, le carbone émis pour fabriquer un produit spécifique intègre également les émissions en amont, c'est-à-dire celles occasionnées par les produits d'autres secteurs pour produire un bien ou service final. Pour obtenir l'intensité carbone totale (émissions directes et indirectes) du produit j , nous devons inclure les émissions indirectes découlant des intrants requis. En conséquence, les intensités d'émission totales sont représentées par l'équation suivante :

$$D^t = D^d (I - A)^{-1}$$

où D^t est un vecteur ligne de taille n comprenant les intensités carbone totales. Aux fins de notre étude, nous tenons compte uniquement des intensités carbone des 200 produits consommés en France.

L'une des difficultés de cette analyse consiste à établir une correspondance pertinente entre l'enquête Budget de famille et la demande finale dans le modèle entrées/sorties. En d'autres termes, nous voulons établir un lien entre les agrégats macroéconomiques et les estimations microéconomiques. Deux aspects principaux doivent être pris en compte : premièrement, la correspondance entre les biens et services au niveau microéconomique (exprimée dans la nomenclature COICOP) et la dénomination dans les tableaux entrées/sorties multirégionaux ; deuxièmement, dans la mesure où les tableaux entrées/sorties multirégionaux sont exprimés aux prix de base et l'enquête Budget de famille aux prix d'acquisition, nous devons convertir les prix⁶ avant de multiplier les dépenses des ménages par les intensités carbone.

Nous utilisons la matrice de concordance⁷ d'Ivanova *et al.* (2017) pour allouer les dépenses agrégées des ménages (64 groupes de dépenses) aux 200 produits disponibles dans Exiobase. Pour certains groupes de dépenses, l'allocation à un produit est sans ambiguïté car la correspondance est parfaite entre les deux catégories. Cependant, il est également possible qu'un poste de dépense corresponde à plusieurs produits. En effet, certains postes de dépense peuvent être directement ou indirectement liés à plusieurs produits. Dans ce cas, la matrice de concordance répartit la dépense en parts attribuables à plusieurs produits.

4. Sous forme de matrice : $A = Z \text{diag}(x)^{-1}$.

5. Nous utilisons les émissions de GES estimées de sept gaz, converties en CO₂ équivalent.

6. Le prix d'acquisition est la somme payée par l'acheteur final pour le bien ou le service produit, incluant les taxes, les subventions et les marges.

7. La matrice de concordance est fournie dans les documents supplémentaires d'Ivanova *et al.* (2017).

Pour convertir les prix, nous nous appuyons également sur les travaux d'Ivanova *et al.* (2017), qui ont mis au point une méthodologie pour convertir les montants de consommation en prix de base pour les tableaux Exiobase. Cette approche, qui consiste à réaffecter les marges et les taxes à leurs secteurs respectifs, permet de convertir les prix de base en prix d'acquisition sans affecter la structure même du modèle entrées/sorties, tout en ajustant la demande finale aux prix d'acquisition. Elle assure ainsi la cohérence entre les deux unités de valeur et évite une éventuelle surestimation des émissions carbone.

Les dépenses des ménages⁸ sont agrégées pour correspondre aux 64 groupes de dépenses de la matrice de concordance : la matrice B décrit pour chaque ménage (ligne) le budget alloué à chacun des 64 groupes de dépenses. Nous définissons ensuite une matrice d'allocation du budget M de taille 64×200 , qui est la matrice de concordance entre les 64 groupes de dépenses et les 200 secteurs. Nous obtenons les émissions de CO_2e pour les 200 groupes de dépenses comme suit :

$$E^{ind} = BM \text{diag}(D_{FR}^t)$$

où D_{FR}^t est le vecteur ligne de taille 1×200 décrivant l'intensité carbone totale des secteurs français. Ainsi, les éléments de E_h^{ind} représentent les émissions de carbone indirectes du ménage h , que nous additionnons après avoir agrégé les produits.

1.2.2. Calcul des émissions directes

Si la méthodologie précédente est très proche de la méthode dite « du berceau à la porte

de l'usine » utilisée en comptabilité carbone, en règle générale s'appuyer sur les quantités physiques consommées est plus pertinent pour estimer les émissions directes (par exemple celles liées aux dépenses d'énergie domestique et aux déplacements), qui se limitent à la phase d'utilisation des biens. Ces émissions peuvent provenir de sources d'énergie variées, telles que le nucléaire, le pétrole, le charbon, le gaz naturel, l'éolien ou le solaire. Pour ces dépenses spécifiques, nous utilisons une méthode de conversion des émissions qui convertit les dépenses en quantités d'énergie (kWh, kg et l), puis en émissions de CO_2e . Si les estimations des prix des produits énergétiques proviennent des statistiques annuelles du SDES, la structure des émissions des produits énergétiques provient de l'Agence de la transition écologique (ADEME), et plus précisément de la base de données Base carbone V23.0. Nous établissons un tableau de conversion des émissions (tableau 1) à partir de ces données, afin de convertir les dépenses en émissions de CO_2e .

Les données de l'enquête Budget de famille sur les véhicules des ménages indiquent pour chaque type de véhicule son type de carburant : essence, diesel, ou électricité. De même, les données sur les dépenses consacrées aux différentes sources d'énergie domestique utilisées par les ménages permettent, après appariement avec les intensités, de calculer les émissions

8. Les dépenses liées aux émissions directes sont exclues.

Tableau 1 – Convertisseur d'émissions pour les principales sources d'énergie en 2017

Poste de consommation	Source d'énergie	Structure des prix à la consommation				Structure des émissions			
		Unité	HTT ⁽¹⁾	HTVA ⁽²⁾	TTC ⁽³⁾	Unité	Combustion	Amont	Total
Transports	Gazole	€/l	0,48	1,03	1,23	KgCO ₂ e/l	2,51	0,655	3,165
	SP98	€/l	0,54	1,2	1,44	kgCO ₂ e/l	2,43	0,409	2,839
	SP95-E10	€/l	0,49	1,13	1,35	kgCO ₂ e/l	2,43	0,409	2,839
	SP95	€/l	0,49	1,15	1,38	kgCO ₂ e/l	2,43	0,409	2,839
	GPL	€/l	0,53	0,62	0,74	kgCO ₂ e/l	1,60	0,262	1,862
Énergie	Électricité	€/kWh	0,11	0,14	0,16	kgCO ₂ e/kWh	0,04	0,016	0,057
	Gaz naturel	€/kWh	0,05	0,06	0,07	kgCO ₂ e/kWh	0,20	0,039	0,239
	Fioul domestique	€/l	0,50	0,62	0,74	kgCO ₂ e/l	2,68	0,571	3,251
	Propane	€/kWh	0,11	0,11	0,13	kgCO ₂ e/kWh	0,23	0,027	0,257
	Butane	€/kg	2,03	2,03	2,44	kgCO ₂ e/kg	2,95	0,487	3,437
	Charbon	€/kg	-	0,15	-	kgCO ₂ e/kg	2,49	0,230	2,720
	Bois	€/kg	-	-	6,53	kgCO ₂ e/kg	0,01	0,016	0,030

⁽¹⁾ HTT (hors toutes taxes) signifie que toutes les taxes sont exclues. ⁽²⁾ HTVA (hors taxe sur la valeur ajoutée) ajoute à la somme HTT la taxe intérieure de consommation sur les produits énergétiques. ⁽³⁾ TTC (toutes taxes comprises) inclut la taxe sur la valeur ajoutée.

Note : le gaz naturel et le propane sont exprimés en kWh PCI (pouvoir calorifique inférieur).

Lecture : en 2017, un litre de gazole coûte 1,23 € TTC et émet environ 3,165 kg de CO₂e.

Champ : France métropolitaine.

Source : SDES (2022) ; ADEME, Base de données Base carbone V23.0.

induites. Cependant, certaines dépenses de chauffage correspondent à des factures mêlant gaz et électricité. Dans la lignée de Pottier *et al.* (2020), nous approximations la répartition entre ces sources d'énergie en allouant les dépenses en fonction de la part de l'électricité et du gaz (qui sont différenciables) au sein d'un groupe de ménages dont le mode de chauffage est le même.

Ainsi, les émissions directes sont calculées simplement. Les dépenses sont divisées par le prix moyen de l'énergie (en €/kWh, €/kg ou €/ℓ) et multipliées par le facteur d'émission (en kg de CO₂e par kWh, kg ou ℓ). Pour un ménage *h*, les émissions directes E_h^{dir} sont donc définies par :

$$E_h^{dir} = \sum_r \left[\frac{m_{h,r}}{p_r} \cdot v_r \right]$$

où p_r est le prix⁹ de la source d'énergie *r* par unité, $m_{h,r}$ sont les dépenses du ménage *h* pour la source d'énergie *r* et v_r est le facteur d'émission¹⁰ pour la source d'énergie *r*.

Pour finir, l'empreinte carbone du ménage *h* est définie comme la somme des émissions directes et indirectes provenant de ses consommations :

$$E_h^{tot} = E_h^{dir} + E_h^{ind}$$

1.3. Une distribution inégale des émissions entre les ménages

1.3.1. La dimension verticale des inégalités d'émission

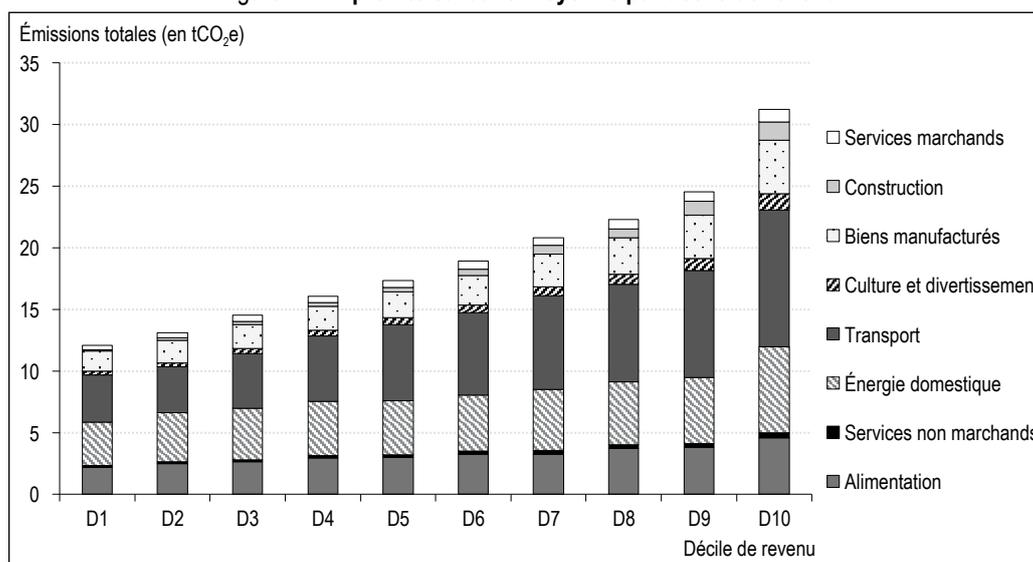
Selon nos calculs, en moyenne, un ménage français émet 19 tonnes de CO₂e par an et l'empreinte carbone médiane des ménages est égale

à 16,5 tonnes de CO₂e par an. Globalement, nos estimations sont proches de celles de Pottier *et al.* (2020) et de Malliet (2020) pour l'année 2011 une fois prises en compte les différences de champ. En effet contrairement à ces derniers, nous excluons de nos calculs les émissions provenant de l'administration publique¹¹. Si l'on exclut ces émissions, l'empreinte carbone moyenne des ménages est estimée à 21 tCO₂e pour Malliet (2020) et à 19 tCO₂e pour Pottier *et al.* (2020). Les différences résiduelles peuvent être liées à l'utilisation de méthodologies différentes pour estimer les émissions directes, notamment en ce qui concerne les informations sur les déplacements tirées pour notre part de l'enquête Mobilité des personnes.

Sans surprise, les transports apportent la plus grande contribution à l'empreinte carbone, avec une moyenne de 6,5 tonnes de CO₂e. La consommation d'énergie domestique représente également une part importante, émettant environ 4,7 tonnes de CO₂e en moyenne. La consommation alimentaire constitue le troisième volume d'émissions, avec une empreinte carbone moyenne de 3,1 tonnes de CO₂e. Ces trois sources représentaient plus de 75 % de l'empreinte carbone moyenne en 2017. La figure I représente l'empreinte carbone des

9. Nous utilisons les prix d'acquisition, incluant les taxes et les marges.
 10. La structure des émissions totales inclut les émissions en amont et les émissions de combustion.
 11. Pour Pottier *et al.* (2020), ces émissions représentent un volume supplémentaire de 2,5 tCO₂e dans l'empreinte carbone annuelle des ménages français, tandis que pour Malliet (2020) elles pourraient représenter plus de 3,5 tCO₂e.

Figure I – Empreinte carbone moyenne par décile de revenu



Note : en moyenne, les ménages appartenant au décile de revenu le plus élevé (D10) émettent 31 tonnes de CO₂e par an.
 Champ : France métropolitaine (12 081 observations).
 Sources : Insee, enquête Budget de famille 2017 ; SDES, enquête Mobilité des personnes 2019 ; Base de données Exiobase 3.

ménages détaillée par poste de consommation pour chaque décile de revenu. Le revenu est le revenu par unité de consommation¹².

En moyenne, les ménages dans le plus haut dixième de revenu émettent 31 tonnes de CO₂e, soit 2,6 fois l'empreinte carbone des ménages dont les revenus sont situés dans le plus bas dixième, qui émettent en moyenne 12 tonnes de CO₂e. Comme Pottier *et al.* (2020) le soulignent, on peut distinguer trois types d'effets pour comprendre la distribution des empreintes carbone des ménages. Premièrement, l'« effet volume », qui reflète la dépendance linéaire entre les dépenses et les émissions. Il est lié à la méthodologie utilisée pour calculer l'empreinte carbone. En effet, pour chaque type de consommation, les émissions sont estimées comme le produit des dépenses par l'intensité carbone de l'objet consommé, donc toute augmentation des dépenses entraîne une hausse des émissions, toutes choses égales par ailleurs (Pottier *et al.*, 2020). Cependant, le ratio des dépenses annuelles entre le dernier et le premier dixième de revenu est d'environ 3,2, c'est-à-dire légèrement supérieur au ratio des émissions¹³. Le deuxième effet, l'« effet de structure », découle du fait que les structures de consommation changent généralement à mesure que les revenus augmentent. Ce fait explique pourquoi l'intensité carbone de la consommation des ménages à revenu faible est habituellement supérieure à celle des ménages à revenu élevé (Lenglart *et al.*, 2010 ; Pottier *et al.*, 2020). L'intensité carbone de la consommation s'élève à 0,85 kg de CO₂e par euro dépensé pour les ménages à revenu faible, contre 0,66 pour les ménages à revenu élevé. Cela suggère que certains postes d'émissions peuvent atteindre un seuil de saturation à mesure que le revenu augmente. Après avoir couvert les besoins essentiels, tels que l'énergie et l'alimentation, les ménages à revenu élevé peuvent réorienter leurs dépenses vers des produits à plus faible intensité carbone (Weber & Matthews, 2008 ; Büchs & Schnepf, 2013). Le troisième effet, l'« effet qualité », indique qu'il peut y avoir des asymétries entre les dépenses et les émissions attribuables à la qualité du produit. Des dépenses plus élevées indiquent généralement l'achat de produits de meilleure qualité, qui ont souvent une empreinte carbone inférieure à celle des produits moins chers. Dans notre étude, la consommation est agrégée et reliée à l'intensité carbone d'un produit moyen. Pour cette raison, nous ne pouvons pas tenir compte de cet effet qualité, ce qui pourrait engendrer une surestimation de l'empreinte carbone des ménages à revenu élevé.

1.3.2. La dimension horizontale des inégalités d'émission

Si l'analyse par niveau de revenu donne un premier aperçu de la distribution des empreintes carbone des ménages, une analyse par variables socioéconomiques n'en reste pas moins cruciale. La figure II montre ainsi que l'empreinte carbone et sa décomposition par type de consommation varient en fonction des caractéristiques socioéconomiques.

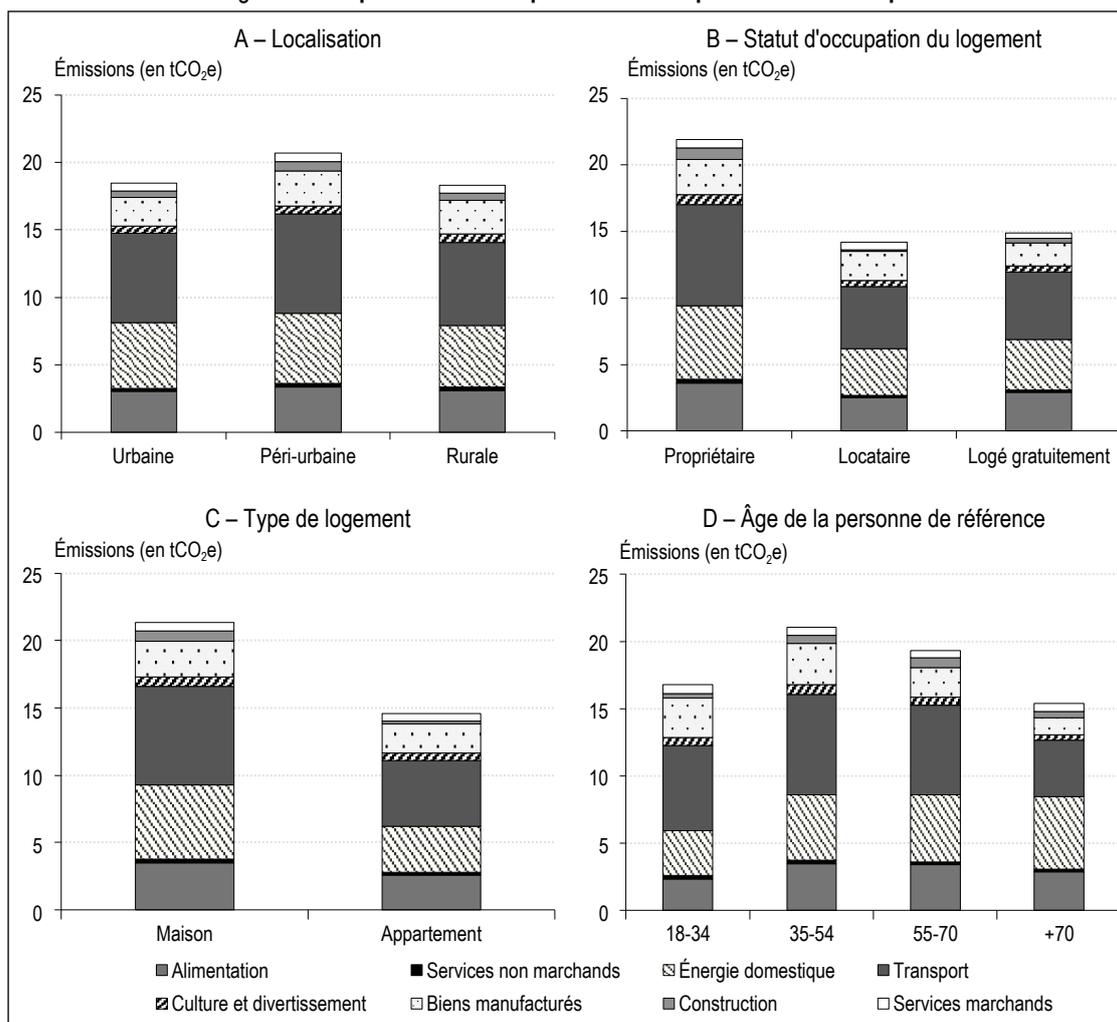
La structure de l'empreinte carbone est proche en moyenne pour les ménages des aires rurales et urbaines (figure II-A). Les émissions des ménages péri-urbains sont supérieures à celles des ménages ruraux et urbains, en raison d'émissions plus importantes liées aux déplacements. Toutefois, la variance des émissions des ménages ruraux est nettement plus élevée¹⁴, atteignant presque le double de celle des ménages urbains, autrement dit les niveaux d'empreintes carbone des ménages ruraux sont plus variés que ceux des ménages vivant dans les villes et les banlieues (Pottier *et al.*, 2020). S'agissant du statut d'occupation des logements (figure II-B), l'empreinte carbone des propriétaires est supérieure de 55 % à celle des locataires, principalement en raison de dépenses plus élevées pour la construction, l'énergie et les transports. S'il semble compréhensible que les dépenses liées à la construction et à l'énergie varient en fonction du statut d'occupation, les différences de dépenses liées aux transports selon le statut d'occupation sont plus difficiles à interpréter. La principale différence entre les ménages vivant dans une maison ou un appartement découle de la construction et de la consommation d'énergie (figure II-C). Il existe une relation concave entre l'âge de la personne de référence et le niveau des émissions (figure II-D). L'évolution des habitudes de transport modifie l'empreinte carbone tout au long de la vie, tendant à la faire d'abord augmenter avec l'âge puis à la faire fortement diminuer (d'environ un tiers entre 35-54 ans et plus de 70 ans). Cette diminution n'est pas contrebalancée par l'augmentation des émissions dues à l'énergie domestique, qui n'atteint que 10 %, bien que, dans cette catégorie, les

12. Il découle du revenu disponible ajusté en fonction de la composition du ménage à l'aide de l'échelle d'équivalence de l'OCDE modifiée. Cette échelle attribue un poids de 1 au premier adulte du ménage, de 0,5 au deuxième adulte et à toute autre personne de 14 ans ou plus et de 0,3 à chaque enfant de moins de 14 ans.

13. À noter également que le ratio de revenu entre les dixièmes D10 et D1 (environ 6,2) est encore plus élevé que le ratio de consommation. Cela confirme que le niveau de consommation diminue et que la proportion d'épargne augmente à mesure que les revenus augmentent.

14. La variance de l'empreinte carbone des ménages des aires rurales est de 172,05, tandis que celle des ménages des aires urbaines est de 96,34.

Figure II – Empreinte carbone par caractéristique socioéconomique



Note : en moyenne, les ménages vivant dans un appartement émettent environ 15 tonnes de CO₂e.

Champ : France métropolitaine (12 081 observations).

Sources : Insee, enquête Budget de Famille 2017 ; SDES, enquête Mobilité des Personnes 2019 ; Base de données Exiobase 3.

émissions des ménages de 55 ans et plus soient supérieures de 60 % à celles des ménages relativement plus jeunes. À noter que la légère différence entre les 35-54 ans et les 55-70 ans découle principalement de moindres achats de produits manufacturés.

Dans l'Annexe en ligne (voir figure S1-I), nous présentons l'empreinte carbone moyenne des ménages par niveau d'études et par source d'énergie domestique. Le niveau d'études est généralement un indicateur de revenu, même si les émissions peuvent varier fortement au sein des ménages ayant fait des études supérieures. S'agissant de la consommation d'énergie domestique, les ménages utilisant l'électricité pour se chauffer présentent les émissions les plus faibles : celles-ci sont inférieures d'environ 20 % à celles du ménage moyen. Cependant, bien que les émissions liées à l'énergie domestique soient faibles parmi les ménages qui se chauffent à

l'aide de sources renouvelables, cet avantage est contrecarré par une empreinte carbone plus importante liée aux transports.

2. Comprendre les facteurs qui jouent sur l'empreinte carbone des ménages

2.1. Les principaux déterminants de l'empreinte carbone des ménages

Pour identifier les déterminants les plus pertinents de l'empreinte carbone des ménages français, nous nous appuyons sur la vaste littérature disponible. Tout d'abord, le rôle des revenus dans l'analyse de l'empreinte carbone des ménages paraît prépondérant (Weber & Matthews, 2008 ; Büchs & Schnepf, 2013), car l'approche méthodologique utilisée pour calculer les émissions des ménages s'appuie justement sur leurs dépenses de consommation, très liées aux revenus (Pottier *et al.*, 2020). Des

variables socioéconomiques telles que la taille et la composition du ménage sont également essentielles dans cette analyse (Gough *et al.*, 2011 ; Büchs & Schnepf, 2013). Ces caractéristiques peuvent susciter différents besoins et comportements en matière de consommation. L'âge de la personne de référence et son niveau d'études jouent également sur l'empreinte des ménages (Lenglart *et al.*, 2010 ; Bourgeois *et al.*, 2021). Si les caractéristiques socioéconomiques peuvent expliquer les écarts entre les niveaux d'émission, l'empreinte carbone des ménages dépend également des décisions des ménages et des contraintes qu'elles induisent, plus ou moins prononcées, et qui influencent directement leurs émissions et notamment leurs émissions directes, comme, par exemple, la source d'énergie domestique (Reinders *et al.*, 2003 ; Wiedenhofer *et al.*, 2013 ; Pottier *et al.*, 2020), le type de logement (Nässén, 2014 ; Malliet, 2020), son statut d'occupation (Charlier, 2015 ; Bourgeois *et al.*, 2021) et sa localisation (Herendeen *et al.*, 1981 ; Duarte *et al.*, 2012 ; Gill & Moeller, 2018) ainsi que la dépendance à la voiture (Bureau, 2011 ; Wiedenhofer *et al.*, 2013).

Sur la base de la littérature et des résultats empiriques précédents, notre modèle économétrique inclut des variables qui englobent toutes ces dimensions et prennent donc en compte à la fois l'influence des caractéristiques socioéconomiques et des décisions des ménages. Nous incluons la taille du ménage, l'âge de la personne de référence (décomposé en quatre classes) et son niveau d'études¹⁵ (quatre niveaux, selon la Classification internationale type de l'éducation – CITE). Les variables liées aux décisions des ménages incluent le type d'unité urbaine, le nombre de véhicules thermiques fossile détenus, la source d'énergie domestique¹⁶, le type de logement (maison ou appartement) et son statut d'occupation (propriétaire, locataire ou hébergé à titre gratuit). Le type d'unité urbaine reflète l'influence des besoins en transport sur l'empreinte carbone, en particulier dans les régions isolées où la dépendance à la voiture est élevée (Orfeuill, 2020). Nous utilisons le zonage en aires urbaines¹⁷ et distinguons trois groupes : les aires urbaines (groupe de référence), les aires rurales et les aires péri-urbaines¹⁸. Des statistiques descriptives sont fournies dans l'Annexe en ligne (voir le tableau S1-2).

2.2. Modèles de régression quantile et MCO

Nous utilisons deux approches pour évaluer l'importance relative de chaque ensemble de variables pour expliquer les émissions de carbone. La première consiste à utiliser des modèles

emboîtés multivariés estimés par les moindres carrés ordinaires (MCO). Le modèle (1) inclut uniquement les variables socioéconomiques X_1 . Le modèle (2) complète le modèle (1) par des indicatrices de revenu K_d afin de vérifier si les variables socioéconomiques restent pertinentes pour expliquer le logarithme de l'empreinte carbone E^S (l'exposant S désignant successivement les émissions totales, les émissions directes et les émissions indirectes). Pour finir, nous ajoutons un ensemble de variables X_3 liées aux décisions des ménages, ce qui donne le modèle (3) :

$$\ln(E^S) = \alpha + \beta_1 X_1 + \sum_{d=1}^9 \beta_{2,d} K_d + \beta_3 X_3 + \varepsilon$$

où α est une constante et ε un terme d'erreur. Pour chaque spécification, nous fournissons des statistiques telles que le facteur d'inflation de la variance afin de surveiller le risque de multicollinéarité, ainsi que les critères AIC et BIC, qui aident à la sélection du modèle. Enfin, les écarts-types sont estimés en prenant en compte l'hétéroscédasticité.

Dans la deuxième approche, nous utilisons des régressions quantiles permettant de capter l'impact des caractéristiques des ménages sur les différents quantiles des niveaux d'émissions. Contrairement au cadre MCO, qui estime la moyenne conditionnelle, la régression quantile estime les quantiles conditionnels d'une variable de réponse en fonction d'un ensemble de variables explicatives. Cette approche, introduite par Koenker & Bassett (1978), nous permet d'explorer si les relations varient pour différents quantiles d'émissions.

Le modèle le plus complet est retenu pour les régressions quantiles. Nous supposons que les quantiles conditionnels de la distribution des empreintes carbone ont une forme linéaire :

$$\Omega_\tau(\ln(E^S)|X) = X'\beta_\tau$$

où τ correspond aux différents quantiles et X est l'ensemble des prédicteurs. Nous considérons les quantiles suivants : $\tau \in \{0,10 ; 0,25 ; 0,50 ; 0,75 ; 0,90\}$.

15. Le premier niveau (niveau de référence) comprend les personnes sans diplôme ou titulaires d'un Bepc, le deuxième les titulaires d'un CAP-BEP ou baccalauréat, le troisième niveau les diplômés de l'enseignement supérieur court (BTS, DUT, licence, etc.) et le quatrième niveau les diplômés de l'enseignement supérieur long (maîtrise, diplôme d'ingénieur, doctorat, etc.).

16. Les sources d'énergie domestique sont classées comme suit : combustibles à base de pétrole et charbon (groupe de référence), électricité, gaz, énergies renouvelables (bois, solaire, aérothermie et géothermie), et autres.

17. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1281191>

18. Pour les ménages urbains, nous prenons en compte les ménages qui vivent dans des villes faisant partie de centres de grande taille, de taille moyenne et de petite taille. Pour les ménages qui vivent dans les aires péri-urbaines, nous prenons en compte les villes faisant partie des banlieues d'un centre de grande taille et les villes multipolarisées faisant partie des grandes aires urbaines. Pour les ménages ruraux, nous prenons en compte ceux qui vivent dans des villes isolées, dans des villes faisant partie des banlieues de centres moyens et petits, ainsi que dans d'autres villes multipolarisées.

Dans la lignée de Koenker & Bassett (1978), pour chaque τ , β_τ est estimé en résolvant le problème de minimisation suivant :

$$\hat{\beta}_\tau = \arg \min_{\beta} \frac{1}{N} \sum_{w=1}^N \rho_\tau \left[\ln(E_w^s) - X_w' \beta \right]$$

où w est un ménage et $\rho_\tau(\cdot)$ est une fonction de test définie par :

$$\rho_\tau(u) \begin{cases} \tau u & \text{pour } u \geq 0 \\ (\tau-1)u & \text{pour } u < 0 \end{cases}$$

L'estimateur d'une régression quantile est celui des moindres écarts absolus. Pour estimer les écarts-types nous utilisons une approche par *bootstrap* avec 1 000 répliquions.

3. Résultats économétriques

3.1. Estimations par MCO

3.1.1. Effet moyen des facteurs sur les émissions totales

Nous commençons par examiner les relations entre les caractéristiques des ménages, les

décisions prises par les ménages et l'empreinte carbone, grâce à des modèles emboîtés. Dans le modèle (1a) (tableau 2), nous regardons dans un premier temps si les caractéristiques des ménages expliquent leur empreinte carbone, sans prendre en compte le revenu.

Nous observons une corrélation positive entre la taille du ménage et les émissions totales. À âge et niveau d'études donnés de la personne de référence, une personne supplémentaire dans le ménage génère une empreinte carbone en moyenne de 22 % plus élevée. L'empreinte carbone du ménage varie également en fonction de l'âge de la personne de référence. Lenglar *et al.* (2010) montrent que, par rapport à un ménage dont la personne de référence âgée de plus de 59 ans, un ménage relativement plus jeune présente des structures de consommation différentes et, par conséquent, des émissions de carbone distinctes. Nos résultats montrent que, par rapport aux ménages dont la personne de référence est âgée de 18 à 34 ans, ceux

Tableau 2 – Résultats de la régression MCO pour les émissions totales

		(1a)	(2a)	(3a)
Constante		1,748*** (0,022)	1,735*** (0,025)	1,885*** (0,029)
Nombre de personnes		0,218*** (0,005)	0,074*** (0,005)	0,047*** (0,004)
Âge de la personne de référence (Réf. : 18-34)	35-54	0,156*** (0,016)	0,100*** (0,014)	0,035*** (0,013)
	55-70	0,387*** (0,017)	0,194*** (0,015)	0,044*** (0,014)
	71 ans ou plus	0,312*** (0,020)	0,118*** (0,017)	-0,008 (0,017)
Niveau d'études de la personne de référence (Réf. : Bepc ou sans diplôme)	Cap-BEP ou baccalauréat	0,253*** (0,013)	0,128*** (0,012)	0,070*** (0,010)
	Enseignement supérieur court	0,441*** (0,016)	0,166*** (0,014)	0,134*** (0,013)
	Enseignement supérieur long	0,587*** (0,019)	0,169*** (0,019)	0,194*** (0,017)
Statut d'occupation (Réf. : propriétaire)	Locataire			-0,110*** (0,011)
	Logé gratuitement			-0,150*** (0,040)
Source d'énergie domestique (Réf. : fioul ou charbon)	Électricité			-0,155*** (0,013)
	Gaz			-0,090*** (0,013)
	Énergies renouvelables			-0,221*** (0,014)
	Autres			-0,218*** (0,036)
Type de logement (Réf. : appartement)	Maison			0,097*** (0,011)
Type d'unité urbaine (Réf. : urbaine)	Péri-urbaine			-0,001 (0,013)
	Rurale			0,016 (0,013)
Nombre de véhicules thermiques				0,230*** (0,007)
Revenus		Non	Oui	Oui
Observations		12 081	12 081	12 081
R ²		0,262	0,448	0,555
Facteur d'inflation de la variance (max)		1,39	1,78	2,23
AIC		20 057,2	16 677,1	14 074,9
BIC		20 123,8	16 810,2	14 274,7

Note : les écarts-types hétéroscédastiques-robustes sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * indiquent une valeur-p de 1 %, 5 % et 10 % respectivement. La variable dépendante est le logarithme des émissions totales (en tCO₂e).

Lecture : dans le modèle (1a), une personne supplémentaire dans le ménage fait augmenter l'empreinte carbone totale de 22 % en moyenne.

dont la personne de référence est âgée de 55 à 70 ans produisent des émissions beaucoup plus importantes. À taille du ménage et niveau d'études de la personne de référence donnés, les ménages dont la personne de référence est âgée de 50 à 70 ans présentent une empreinte carbone moyenne supérieure de 40 % à celle des 18-34 ans. Enfin, plus le niveau d'études est élevé et plus l'empreinte carbone est importante (Baiocchi *et al.*, 2010 ; Lenglard *et al.*, 2010 ; Büchs & Schnepf, 2013). En tenant compte de l'âge et de la taille du ménage, les ménages dont la personne de référence est diplômée du deuxième cycle de l'enseignement supérieur présentent une empreinte carbone supérieure d'environ 60 % à celle des ménages dont la personne de référence n'a pas fait d'études.

Sans surprise, lorsque les niveaux de revenu sont intégrés à l'analyse (modèle (2a)), le pouvoir explicatif du modèle augmente d'environ 70 %, ce qui souligne l'importance de cette variable dans l'analyse de l'empreinte carbone des ménages (Lenglard *et al.*, 2010 ; Pottier *et al.*, 2020 ; Douenne, 2020). La taille du ménage, l'âge et le niveau d'études de la personne de référence restent statistiquement significatifs, mais leur importance est moindre : l'ampleur des coefficients diminue d'environ 60 % en moyenne pour les variables qui étaient auparavant statistiquement significatives. Par exemple, l'écart entre l'empreinte carbone moyenne des ménages les plus instruits et les moins instruits n'est plus que de moins de 20 %.

Dans le modèle (3a), nous vérifions si l'inclusion des décisions prises par les ménages modifie les résultats précédents. Nous observons que la source d'énergie domestique est également un facteur déterminant de l'empreinte carbone. Logiquement, les ménages qui utilisent des sources autres que les combustibles à base de pétrole et le charbon présentent une empreinte carbone plus faible. Toutes choses égales par ailleurs, les ménages qui utilisent les énergies renouvelables comme source principale présentent une empreinte carbone inférieure de 22 % à celle des ménages qui se chauffent au fioul ou au charbon. Cependant, il convient de souligner que la source d'énergie utilisée au domicile est particulièrement liée au type de logement (Malliet, 2020). L'établissement d'une causalité directe entre le type de logement et la demande énergétique est complexe, mais les résultats indiquent que les ménages vivant dans un appartement présentent généralement une empreinte carbone inférieure à celle des ménages vivant dans une maison. Par exemple, dans notre échantillon, 65 % des

ménages vivant en appartement résident dans des bâtiments relativement petits où le gaz naturel est la principale source d'énergie. En revanche, les ménages vivant dans une maison sont plus susceptibles d'être des propriétaires¹⁹, ce qui correspond à des niveaux d'émission plus élevés. En effet, le statut d'occupation est important pour comprendre les disparités d'émissions entre ménages. Toutes choses égales par ailleurs, les ménages propriétaires de leur logement ont des niveaux d'émission supérieurs aux autres ménages.

S'agissant des déplacements, le nombre de véhicules thermiques détenus par le ménage est statistiquement significatif. En contrôlant par les autres variables observées, un véhicule thermique supplémentaire engendre 23 % d'émissions de plus. En revanche, le type d'unité urbaine ne fait aucune différence significative en matière d'émissions de carbone lorsque les autres caractéristiques et les niveaux de revenu sont pris en compte. Autrement dit, ce sont les différences de revenus et de caractéristiques des ménages qui jouent un rôle essentiel pour expliquer les différences d'empreintes carbone entre les différents types d'unités urbaines.

Nous constatons enfin une forte augmentation du pouvoir explicatif du modèle lorsque nous ajoutons des variables relatives aux décisions prises par les ménages, le R² passant de 45 % à plus de 55 %. Cela souligne le rôle important des variables de décision dans l'analyse de l'empreinte carbone. En supposant que la sélection des variables soit optimale, les décisions prises par les ménages font augmenter le R² de 24 % par rapport à un modèle ne contenant que les variables socioéconomiques et les revenus.

Il reste à voir si ces relations se retrouvent quand on s'intéresse à un type d'émissions ou à un autre (Duarte *et al.*, 2012 ; Büchs & Schnepf, 2013). Nous cherchons maintenant à déterminer si certaines caractéristiques ou certaines décisions des ménages expliquent mieux les émissions directes que les émissions indirectes, ou inversement.

3.1.2. Émissions directes et indirectes

Cette section compare l'analyse des émissions directes (tableau 3) et celle des émissions indirectes (tableau 4). Sur la base des modèles (1b), (2b), (1c) et (2c), nous constatons que le lien entre la taille du ménage et les émissions

19. 88 % des personnes vivant dans une maison sont propriétaires (sont inclus les propriétaires accédant), contre seulement 66 % des personnes vivant en appartement.

indirectes est plus prononcé que celui entre la taille du ménage et les émissions directes, que le revenu soit pris en compte ou non. Quand la taille du ménage augmente, des économies d'échelle pourraient être réalisées dans les émissions directes plutôt que dans les émissions indirectes (Lenglart *et al.*, 2010 ; Büchs & Schnepf, 2013). Par exemple, dans le cas de l'arrivée d'un enfant dans le ménage, on peut penser que cela engendre des dépenses supplémentaires en textiles, en produits alimentaires et en soins médicaux plutôt qu'en consommation de carburant ou de chauffage du domicile. Nous observons également une nette différence entre les émissions directes et indirectes s'agissant de l'âge de la personne de référence. L'écart d'émission entre les différentes tranches d'âge est statistiquement significatif pour presque toutes les tranches d'âge lorsqu'il s'agit d'expliquer les émissions directes, que les effets du revenu et des autres variables soient inclus ou non (modèles (2b) et (3b)). Contrairement à ce qui est généralement

admis (Lenglart *et al.*, 2010 ; Büchs & Schnepf, 2013 ; Nässén, 2014), les ménages plus âgés produisent, en moyenne, plutôt plus d'émissions directes que les ménages plus jeunes toutes choses égales. C'est le contraire pour les émissions indirectes : les ménages les plus âgés en émettent en moyenne 10 % de moins que les ménages les plus jeunes, si l'on contrôle par le revenu et les autres variables (modèle (3c)).

Il existe à la fois des similitudes et des différences concernant l'impact des décisions prises par les ménages sur les émissions directes et indirectes. Sans surprise, le type d'énergie utilisé dans le logement est statistiquement significatif pour expliquer les émissions directes (modèle (3b)), mais ne l'est pas pour les émissions indirectes. De plus, le fait de vivre dans une maison plutôt que dans un appartement est corrélé positivement avec les émissions directes mais négativement avec les émissions indirectes. Pour les émissions directes, cette corrélation est probablement due au fait que les ménages qui

Tableau 3 – Résultats de la régression MCO pour les émissions directes

	(1b)	(2b)	(3b)
Constante	0,856*** (0,031)	0,814*** (0,037)	0,999*** (0,039)
Nombre de personnes	0,212*** (0,007)	0,071*** (0,007)	0,017*** (0,006)
Âge de la personne de référence (Réf. : 18-34)	35-54	0,248*** (0,023)	0,200*** (0,021)
	55-70	0,535*** (0,024)	0,354*** (0,023)
	71 ans ou plus	0,526*** (0,028)	0,342*** (0,027)
Niveau d'études de la personne de référence (Réf. : Bepc ou sans diplôme)	Cap-BEP ou baccalauréat	0,282*** (0,018)	0,156*** (0,017)
	Enseignement supérieur court	0,372*** (0,022)	0,105*** (0,021)
	Enseignement supérieur long	0,405*** (0,026)	0,013 (0,026)
Statut d'occupation (Réf. : propriétaire)	Locataire		-0,093*** (0,015)
	Logé gratuitement		-0,165*** (0,055)
Source d'énergie domestique (Réf. : fioul ou charbon)	Électricité		-0,275*** (0,017)
	Gaz		-0,132*** (0,017)
	Énergies		-0,404*** (0,018)
	Autres		-0,359*** (0,045)
Type de logement (Réf. : appartement)	Maison		0,334*** (0,015)
Type d'unité urbaine (Réf. : urbaine)	Péri-urbaine		-0,007 (0,016)
	Rurale		-0,044*** (0,016)
Nombre de véhicules thermiques			0,396*** (0,010)
Revenus	Non	Oui	Oui
Observations	12 026	12 026	12 026
R ²	0,146	0,256	0,498
R ² ajusté	0,146	0,255	0,498
Facteur d'inflation de la variance (max)	1,40	1,77	2,22
AIC	27 343,8	25 710,2	20 981,4
BIC	27 410,3	25 843,3	21 181,1

Note : les écarts-types hétéroscédastiques-robustes sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * indiquent une valeur-p de 1 %, 5 % et 10 % respectivement. La variable dépendante est le logarithme des émissions totales (en tCO₂e).

Lecture : dans le modèle (1b), une personne supplémentaire dans le ménage fait augmenter l'empreinte carbone totale de 21 % en moyenne.

Tableau 4 – Résultats de la régression MCO pour les émissions indirectes

		(1c)	(2c)	(3c)
Constante		0,979*** (0,026)	0,989*** (0,029)	0,984*** (0,040)
Nombre de personnes		0,248*** (0,006)	0,089*** (0,006)	0,081*** (0,006)
Âge de la personne de référence (Réf. : 18-34)	35-54	0,077*** (0,019)	0,015 (0,017)	-0,001 (0,017)
	55-70	0,291*** (0,021)	0,077*** (0,019)	0,036* (0,019)
	71 ans ou plus	0,137*** (0,024)	-0,075*** (0,021)	-0,091*** (0,022)
Niveau d'études de la personne de référence (Réf. : Bepc ou sans diplôme)	Cap-BEP ou baccalauréat	0,267*** (0,016)	0,132*** (0,015)	0,102*** (0,015)
	Enseignement supérieur court	0,552*** (0,019)	0,249*** (0,018)	0,221*** (0,018)
	Enseignement supérieur long	0,758*** (0,023)	0,291*** (0,024)	0,279*** (0,023)
Statut d'occupation (Réf. : propriétaire)	Locataire			-0,100*** (0,015)
	Logé gratuitement			-0,085* (0,047)
Source d'énergie domestique (Réf. : fioul ou charbon)	Électricité			0,013 (0,019)
	Gaz			0,021 (0,019)
	Énergies renouvelables			0,008 (0,020)
	Autres			-0,007 (0,043)
Type de logement (Réf. : appartement)	Maison			-0,085*** (0,015)
Type d'unité urbaine (Réf. : urbaine)	Péri-urbaine			0,013 (0,020)
	Rurale			0,075*** (0,019)
Nombre de véhicules thermiques				0,138*** (0,008)
Revenus		Non	Oui	Oui
Observations		12 081	12 081	12 081
R ²		0,262	0,408	0,424
R ² ajusté		0,262	0,405	0,423
Facteur d'inflation de la variance (max)		1,39	1,78	2,23
AIC		25 081,8	22 476,1	22 125,6
BIC		25 148,4	22 609,3	22 325,3

Note : les écarts-types hétéroscédastiques-robustes sont indiqués entre parenthèses. ***, ** et * indiquent une valeur-p de 1 %, 5 % et 10 % respectivement. La variable dépendante est le logarithme des émissions totales (en tCO₂e).
Lecture : dans le modèle (1c), une personne supplémentaire dans le ménage fait augmenter l'empreinte carbone totale de 25 % en moyenne.

vivent dans une maison ont en moyenne une surface plus importante à chauffer, ou le font de façon plus intensive en raison d'une isolation thermique potentiellement moins bonne, que ceux qui vivent en appartement. Les moyens de transport à disposition pour les déplacements domicile-travail peuvent eux aussi indirectement expliquer la corrélation observée.

S'agissant du type d'unité urbaine, contrairement aux attentes, les émissions directes des ménages ruraux sont moindres que celles des ménages urbains, tandis que c'est l'inverse pour les émissions indirectes. La différence entre les émissions des ménages des aires péri-urbaines et urbaines n'est pas significative. Une corrélation positive significative est également observée entre le nombre de véhicules thermiques détenus et les émissions directes et indirectes. S'agissant de la relation positive significative entre nombre de véhicules thermiques des ménages et émissions indirectes, elle pourrait être due au fait

qu'une voiture supplémentaire induit notamment des dépenses en entretien et en maintenance, susceptibles d'accroître les émissions indirectes.

La comparaison des trois modèles (a, b et c) indique que le pouvoir explicatif des modèles expliquant les émissions directes et les émissions indirectes est inférieur à celui des modèles qui portent sur l'empreinte carbone. En outre, si nous devons classer les groupes de variables selon leur capacité à expliquer les différents types d'émissions, nous dirions que les variables de décision sont relativement plus efficaces pour expliquer les émissions directes que les indirectes. En effet, la valeur du R² double quasiment entre les modèles (2b) et (3b), un résultat étroitement lié à la méthodologie utilisée pour estimer les émissions directes. En revanche, les variables de décision introduites dans le modèle (3c) n'améliorent que légèrement le pouvoir explicatif. Les variables socioéconomiques pourraient au contraire être plus efficaces pour

expliquer les émissions indirectes que directes (le R^2 est plus élevé dans le modèle (1c) que dans le modèle (1b).

Bien que ces modèles multivariés permettent d'éclairer richement les relations entre différents groupes de variables et les émissions directes, indirectes et totales, ils explorent uniquement les relations par rapport à la moyenne. Ils ne disent en revanche rien des effets de ces groupes de variables sur d'autres quantiles de la distribution des empreintes carbone. Pour cette raison, il est intéressant d'identifier les relations au sein d'un cadre analytique plus flexible.

3.2. Estimations par régression quantile

3.2.1. Importance des revenus sur les différents quantiles d'émission

Avant d'analyser l'influence des caractéristiques des ménages sur leur empreinte carbone à travers des régressions quantiles, il est important de comprendre l'incidence des revenus sur les émissions. Dans cette section, notre but est d'estimer l'élasticité de l'empreinte carbone par rapport aux revenus à l'aide du modèle le plus complet :

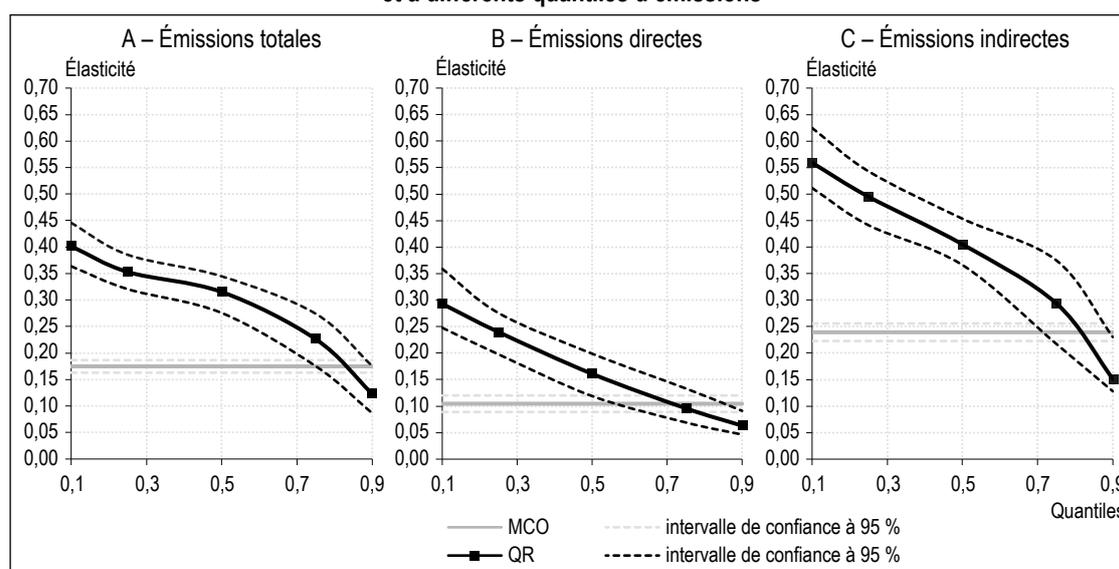
$$\ln(E^S) = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 \ln(X_2) + \beta_3 X_3 + \varepsilon$$

où X_2 est le revenu disponible du ménage. Mais cette fois-ci, nous effectuons nos estimations pour différents quantiles d'émission à l'aide de régressions quantiles, et non plus seulement au niveau de la moyenne. Dans la figure III, nous présentons les coefficients bêta et

leurs intervalles de confiance, reflétant l'élasticité-revenu de l'empreinte carbone à la moyenne et pour différents quantiles. Tout d'abord, l'élasticité-revenu de l'empreinte carbone est toujours inférieure à l'unité, ce qui confirme que l'empreinte carbone d'un ménage augmente moins rapidement que ses revenus. Deuxièmement, nos estimations MCO sont relativement faibles par rapport à certains résultats obtenus dans la littérature. Frenken *et al.* (2010) obtiennent une élasticité-revenu d'environ 0,6, Chancel (2022) et Malliet (2020) l'estiment quant à eux à 0,9 et 0,5 respectivement. La différence entre nos résultats et les leurs s'explique par des différences de méthode, en particulier parce que ces auteurs introduisent peu de variables de contrôle dans l'estimation (Lévay *et al.*, 2022).

Les estimations de la régression quantile mettent en évidence des différences significatives de l'élasticité selon les endroits de la distribution, avec une élasticité-revenu des émissions totales allant de 0,4 au premier décile à 0,1 au dernier décile. Cela suggère que les écarts de revenu ont moins d'effet dans le haut de la distribution des émissions que dans le bas, autrement dit un découplage relatif entre les revenus et les émissions à mesure que l'on progresse vers le haut de la distribution conditionnelle. L'élasticité-revenu est plus élevée pour les émissions indirectes que pour les émissions directes. Cela signifie que les émissions indirectes réagissent dans une plus grande mesure que les émissions directes aux variations des revenus, quel que soit le quantile

Figure III – Élasticité-revenu de l'empreinte carbone du ménage à la moyenne et à différents quantiles d'émissions



Note : les points noirs représentent les estimations par régression quantile, la ligne grise horizontale l'estimation MCO et les lignes en pointillés sont les intervalles de confiance à 95 %, calculés par *bootstrap* avec 1 000 réplifications.

Lecture : pour la régression quantile, une augmentation de 1 % du revenu disponible du ménage fait augmenter le premier décile des émissions totales de 0,4 %.

(figure III-C). En outre, l'élasticité-revenu est plus faible dans la partie supérieure de la distribution, pour les émissions directes (figure III-B).

3.2.2. Importance des facteurs socioéconomiques sur les différents quantiles d'émission

Par rapport à la section 3.2.1, les régressions quantiles suivantes incluent désormais les déciles de revenu (au lieu du log de revenu) et toujours l'ensemble des variables (caractéristiques socioéconomiques et variables relatives aux décisions prises par les ménages). Ces estimations peuvent ainsi être directement comparées à celles de la section 3.1.

Le modèle (4a) considère le logarithme des émissions de carbone totales comme variable dépendante (tableau 5). La taille du ménage est corrélée positivement avec les émissions

totales, quel que soit le quantile concerné. Toutes choses égales par ailleurs, une personne supplémentaire dans le ménage engendre une augmentation de 5 % du premier décile de la distribution conditionnelle de l'empreinte carbone, et une augmentation de 4 % non significativement différente du dernier décile. L'effet de la taille du ménage est à peu près le même que celui obtenu avec le modèle MCO (voir le modèle (3a)). L'âge de la personne de référence du ménage n'a pas le même effet sur les différents quantiles de la distribution des émissions totales. Par rapport aux plus jeunes (18-34 ans), les adultes de 35-54 ans ceux plus âgés (55-70 ans) contribuent à des quantiles d'émissions plus élevés, à l'exception du dernier décile, ce qui suggère que les différences d'âge ont moins d'incidence sur les émissions très élevées, éventuellement en raison de structures de consommation homogènes entre les tranches d'âge à ces niveaux d'émissions.

Tableau 5 – Résultats de la régression quantile pour les émissions totales

		(4a)				
		0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
Constante		1,168*** (0,059)	1,534*** (0,042)	1,949*** (0,037)	2,254*** (0,036)	2,678*** (0,060)
Nombre de personnes		0,050*** (0,006)	0,045*** (0,005)	0,041*** (0,004)	0,044*** (0,005)	0,042*** (0,008)
Âge de la personne de référence (Réf. : 18-34)	35-54	0,057*** (0,023)	0,042*** (0,016)	0,033** (0,014)	0,041** (0,016)	0,009 (0,023)
	55-70	0,056* (0,028)	0,039** (0,017)	0,037** (0,015)	0,040** (0,019)	0,043 (0,028)
	71 ans ou plus	0,018 (0,034)	0,010 (0,019)	-0,004 (0,018)	-0,015 (0,022)	-0,067** (0,027)
Niveau d'études de la personne de référence (Réf. : Bepc ou sans diplôme)	Cap-BEP ou baccalauréat	0,078*** (0,023)	0,081*** (0,013)	0,066*** (0,012)	0,048*** (0,015)	0,034* (0,018)
	Enseignement supérieur	0,132*** (0,024)	0,143*** (0,016)	0,138*** (0,014)	0,113*** (0,015)	0,086*** (0,022)
	Enseignement supérieur long	0,186*** (0,030)	0,184*** (0,020)	0,157*** (0,020)	0,174*** (0,019)	0,216*** (0,032)
Statut d'occupation (Réf. : propriétaire)	Locataire	-0,122*** (0,023)	-0,088*** (0,013)	-0,086*** (0,013)	-0,098*** (0,012)	-0,130*** (0,018)
	Logé gratuitement	-0,306*** (0,054)	-0,220*** (0,053)	-0,109** (0,043)	-0,083*** (0,031)	-0,002 (0,058)
Source d'énergie domestique (Réf. : fioul ou charbon)	Électricité	-0,160*** (0,025)	-0,155*** (0,016)	-0,161*** (0,015)	-0,157*** (0,016)	-0,142*** (0,022)
	Gaz	-0,065*** (0,023)	-0,076*** (0,016)	-0,099*** (0,015)	-0,111*** (0,016)	-0,115*** (0,023)
	Énergies renouvelables	-0,257*** (0,027)	-0,230*** (0,016)	-0,222*** (0,016)	-0,199*** (0,016)	-0,179*** (0,022)
	Autres	-0,344*** (0,056)	-0,262*** (0,045)	-0,184*** (0,039)	-0,144*** (0,034)	-0,088 (0,060)
Type de logement (Réf. : appartement)	Maison	0,151*** (0,022)	0,127*** (0,013)	0,103*** (0,013)	0,071*** (0,012)	0,035** (0,019)
Type d'unité urbaine (Réf. : urbaine)	Péri-urbaine	-0,040 (0,026)	-0,020 (0,015)	0,009 (0,016)	0,023 (0,016)	0,029 (0,022)
	Rurale	-0,020 (0,026)	0,001 (0,015)	0,003 (0,016)	0,036* (0,016)	0,035 (0,022)
Nombre de véhicules thermiques		0,237*** (0,010)	0,238*** (0,007)	0,214*** (0,007)	0,209*** (0,008)	0,182*** (0,013)
Revenus		Oui				
Observations		12 081				

Note : les écarts-types entre parenthèses sont calculés par *bootstrap* avec 1 000 répliques, ***, ** et * indiquent une valeur-p de 1 %, 5 % et 10 % respectivement.

Lecture : une personne supplémentaire dans le ménage fait augmenter le premier décile des émissions de 5 %.

S'agissant des émissions directes (modèle (4b), tableau 6), l'écart entre les ménages dont la personne de référence est âgée de 71 ans ou plus et ceux dont la personne de référence est âgée de 18 à 34 ans est significatif pour les émissions à la médiane ou en deçà, l'effet le plus important portant sur le premier quartile. En revanche, l'écart entre ces deux tranches d'âge est de signe opposé pour les émissions indirectes (modèle (4c), tableau 7), mais n'est significatif que sur la partie supérieure de la distribution conditionnelle. Cela suggère que dans le segment des émissions les plus faibles, les ménages âgés peuvent avoir des besoins en énergie supérieurs à ceux des ménages plus jeunes. Cependant, dans les segments des émissions plus élevées, les ménages plus âgés peuvent consommer moins de nourriture ou de services marchands que les ménages plus jeunes (voir la figure II).

S'agissant du niveau d'études, nous constatons une relation similaire à celle des modèles MCO.

L'écart d'émissions, directes et indirectes, entre les ménages où la personne de référence a un diplôme du supérieur long et les ménages où elle n'a pas le baccalauréat est assez important dans tous les quantiles de la distribution. Il est un peu plus important encore entre les ménages du deuxième cycle de l'enseignement supérieur et les ménages n'ayant pas fait d'études. Le niveau d'études le plus élevé est donc associé à un plus gros volume d'émissions pour tous les segments de la distribution.

3.2.3. Importance des décisions des ménages sur les différents quantiles d'émission

Les liens entre les variables liées aux décisions des ménages et les différents quantiles d'émissions sont significatifs, comme cela était déjà le cas avec les estimations MCO sur la moyenne. S'agissant du statut d'occupation du logement, l'ensemble de la distribution des empreintes carbone est plus élevée parmi les propriétaires

Tableau 6 – Résultats de la régression quantile pour les émissions directes

		(4b)				
		0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
Constante		-0,097 (0,074)	0,575*** (0,049)	1,196*** (0,039)	1,686*** (0,043)	2,063*** (0,047)
Nombre de personnes		0,011 (0,011)	0,017** (0,007)	0,010* (0,006)	0,009* (0,005)	0,009 (0,008)
Âge de la personne de référence (Réf. : 18-34)	35-54	0,097** (0,038)	0,082*** (0,022)	0,067*** (0,018)	0,046*** (0,016)	0,054*** (0,022)
	55-70	0,078* (0,040)	0,075*** (0,024)	0,059*** (0,021)	0,058*** (0,018)	0,055*** (0,021)
	71 ans ou plus	0,105** (0,044)	0,110*** (0,028)	0,086*** (0,024)	0,085*** (0,020)	0,082*** (0,025)
Niveau d'études de la personne de référence (Réf. : Bepc ou sans diplôme)	Cap-BEP ou baccalauréat	0,074*** (0,027)	0,047*** (0,019)	0,050*** (0,014)	0,055*** (0,014)	0,051*** (0,017)
	Enseignement supérieur court	0,073** (0,034)	0,046** (0,022)	0,067*** (0,018)	0,077*** (0,016)	0,054*** (0,019)
	Enseignement supérieur long	0,094** (0,048)	0,086*** (0,028)	0,082*** (0,021)	0,105*** (0,021)	0,135*** (0,025)
Statut d'occupation (Réf. : propriétaire)	Locataire	-0,123*** (0,028)	-0,086*** (0,019)	-0,074*** (0,013)	-0,064*** (0,014)	-0,067*** (0,016)
	Logé gratuitement	-0,569*** (0,146)	-0,175* (0,082)	-0,102* (0,053)	-0,050 (0,048)	-0,055 (0,051)
Source d'énergie domestique (Réf. : fioul ou charbon)	Électricité	-0,266*** (0,026)	-0,277*** (0,021)	-0,281*** (0,015)	-0,281*** (0,018)	-0,293*** (0,019)
	Gaz	-0,110*** (0,024)	-0,103*** (0,019)	-0,137*** (0,015)	-0,172*** (0,019)	-0,210*** (0,017)
	Énergies renouvelables	-0,436*** (0,031)	-0,408*** (0,021)	-0,400*** (0,017)	-0,368*** (0,018)	-0,362*** (0,022)
	Autres	-0,418*** (0,091)	-0,453*** (0,072)	-0,418*** (0,058)	-0,284*** (0,052)	-0,282*** (0,043)
Type de logement (Réf. : appartement)	Maison	0,667*** (0,041)	0,445*** (0,025)	0,285*** (0,016)	0,215*** (0,014)	0,149*** (0,016)
Type d'unité urbaine (Réf. : urbaine)	Péri-urbaine	-0,003 (0,032)	-0,005 (0,018)	-0,003 (0,018)	0,008 (0,017)	0,005 (0,019)
	Rurale	-0,049 (0,032)	-0,047** (0,018)	-0,043** (0,019)	-0,024* (0,017)	0,010 (0,021)
Nombre de véhicules thermiques		0,366*** (0,012)	0,351*** (0,013)	0,340*** (0,008)	0,292*** (0,010)	0,258*** (0,010)
Revenus		Oui				
Observations		12 026				

Note : les écarts-types entre parenthèses sont calculés par *bootstrap* avec 1 000 répliques, ***, ** et * indiquent une valeur-p de 1 %, 5 % et 10 % respectivement.

Lecture : une personne supplémentaire dans le ménage fait augmenter le premier décile des émissions de 37 %.

Tableau 7 – Résultats de la régression quantile pour les émissions indirectes

		(4c)									
		0,10		0,25		0,50		0,75		0,90	
Constante		-0,026	(0,071)	0,514***	(0,057)	0,994***	(0,041)	1,504***	(0,051)	1,926***	(0,068)
Nombre de personnes		0,080***	(0,010)	0,080***	(0,007)	0,088***	(0,005)	0,063***	(0,008)	0,063***	(0,011)
Âge de la personne de référence (Réf. : 18-34)	35-54	0,034	(0,030)	0,025	(0,021)	0,001	(0,018)	0,006	(0,022)	-0,017	(0,033)
	55-70	0,068*	(0,039)	0,066**	(0,026)	0,052**	(0,020)	0,025	(0,026)	0,003	(0,038)
	71 ans ou plus	-0,010	(0,042)	-0,040	(0,028)	-0,062**	(0,026)	-0,110***	(0,027)	-0,185***	(0,040)
Niveau d'études de la personne de référence (Réf. : Bepc ou sans diplôme)	Cap-BEP ou baccalauréat	0,131***	(0,031)	0,132***	(0,020)	0,116***	(0,017)	0,066***	(0,017)	0,047*	(0,027)
	Enseignement supérieur court	0,244***	(0,037)	0,259***	(0,023)	0,223***	(0,021)	0,178***	(0,021)	0,164***	(0,031)
	Enseignement supérieur long	0,315***	(0,041)	0,293***	(0,032)	0,249***	(0,024)	0,209***	(0,026)	0,282***	(0,048)
Statut d'occupation (Réf. : propriétaire)	Locataire	-0,040	(0,025)	-0,066***	(0,020)	-0,093***	(0,015)	-0,111***	(0,018)	-0,159***	(0,031)
	Logé gratuitement	-0,133	(0,083)	-0,018	(0,062)	-0,026	(0,040)	-0,031	(0,044)	-0,124*	(0,077)
Source d'énergie domestique (Réf. : fioul ou charbon)	Électricité	0,047	(0,040)	0,008	(0,029)	-0,008	(0,020)	-0,001	(0,026)	0,017	(0,028)
	Gaz	0,087**	(0,039)	0,010	(0,027)	0,010	(0,020)	-0,004	(0,026)	0,011	(0,029)
	Énergies renouvelables	0,078**	(0,042)	0,004	(0,032)	0,007	(0,021)	-0,009	(0,027)	0,008	(0,034)
	Autres	0,003	(0,099)	-0,036	(0,050)	0,005	(0,044)	0,034	(0,046)	0,071	(0,092)
Type de logement (Réf. : appartement)	Maison	-0,150***	(0,026)	-0,076***	(0,019)	-0,061***	(0,016)	-0,049**	(0,018)	-0,036	(0,031)
Type d'unité urbaine (Réf. : urbaine)	Péri-urbaine	0,007	(0,042)	0,005	(0,030)	0,020	(0,018)	0,048*	(0,025)	0,039	(0,033)
	Rurale	0,097***	(0,037)	0,066**	(0,030)	0,057***	(0,017)	0,068***	(0,024)	0,076**	(0,031)
Nombre de véhicules thermiques		0,163***	(0,011)	0,136***	(0,012)	0,114***	(0,009)	0,118***	(0,010)	0,116***	(0,017)
Revenus		Oui									
Observations		12 081									

Note : les écarts-types entre parenthèses sont calculés par *bootstrap* avec 1 000 réplifications, ***, ** et * indiquent une valeur-p de 1 %, 5 % et 10 % respectivement.

Lecture : une personne supplémentaire dans le ménage fait augmenter le premier décile des émissions de 8 %.

que les locataires. Il est intéressant de constater que l'écart entre les propriétaires et les locataires tend à augmenter à mesure que l'on progresse vers le haut de la distribution conditionnelle lorsqu'il s'agit des émissions indirectes, mais tend à diminuer lorsqu'il s'agit des émissions directes. L'écart entre les propriétaires et les locataires est plus prononcé en bas de la distribution s'agissant des émissions directes, les propriétaires produisant plus d'émissions en raison de dépenses plus importantes pour l'énergie domestique. En revanche, l'écart entre les propriétaires et les locataires est plus prononcé dans le quantile supérieur de la distribution s'agissant des émissions indirectes.

Les ménages qui se chauffent avec un combustible à base de pétrole ou au charbon présentent systématiquement une empreinte carbone supérieure aux autres, les écarts d'émission les plus importants étant avec les ménages recourant aux énergies renouvelables ou à des énergies autres

que le gaz et l'électricité, notamment dans les quantiles inférieurs de la distribution conditionnelle (voir les tableaux 5 et 6). Cela indique que le passage d'une source d'énergie à forte intensité carbone à une source dont l'intensité carbone est moindre abaisse plus fortement le bas de la distribution des empreintes carbone que le haut.

S'agissant du type de logement, l'écart entre les empreintes carbone des ménages vivant dans une maison et ceux vivant dans un appartement diminue à mesure que l'on progresse vers le haut de la distribution conditionnelle. Toutes choses égales par ailleurs, le fait de vivre dans une maison plutôt que dans un appartement fait augmenter le neuvième décile de la distribution conditionnelle des empreintes carbone de seulement 15 %, mais fait augmenter le premier décile de près de 70 %. Cet écart pourrait provenir de besoins en énergie différents en matière de chauffage.

Toutes choses égales par ailleurs, il n'y a pas d'écart significatif dans la distribution conditionnelle des émissions totales des ménages en fonction du type d'unité urbaine de résidence. Cependant, comme dans l'analyse MCO, les écarts en fonction du type d'unité urbaine, en particulier entre les ménages des aires urbaines et les ménages des aires rurales, semblent statistiquement significatifs pour les émissions indirectes et, dans une moindre mesure mais dans le sens opposé, pour les émissions directes. Les écarts tendent à être plus prononcés aux deux extrémités de la distribution conditionnelle.

Pour finir, s'agissant du nombre de véhicules thermiques du ménage, son incidence sur l'empreinte semble être plus prononcée dans la partie inférieure de la distribution conditionnelle, quel que soit le type d'émissions. Le fait de posséder un véhicule thermique supplémentaire fait augmenter le premier décile des émissions directes d'environ 40 % de plus que le neuvième (0,366/0,258). Cela pourrait s'expliquer par le fait que les voitures à faible consommation sont généralement plus chères, ce qui les rend moins abordables pour les ménages moins aisés, et ce qui atténuerait l'incidence carbone d'un véhicule thermique supplémentaire dans les segments des émissions élevées. La fréquence d'utilisation de la voiture pourrait également jouer un rôle dans cette atténuation. Pour finir, soulignons que, pour les émissions directes, l'effet du nombre de voitures thermiques sur la moyenne est légèrement supérieur à l'effet estimé sur le milieu de la distribution : toutes choses égales par ailleurs, un véhicule thermique supplémentaire fait augmenter les émissions directes d'environ 40 % en moyenne, ce qui est légèrement supérieur à l'incidence conditionnelle sur l'empreinte carbone médiane (34 %).

* *
*

Dans cette étude, nous avons calculé l'empreinte carbone des ménages français à l'aide d'un modèle entrées/sorties et des données de l'enquête Budget de famille 2017. Notre analyse révèle l'existence de grandes disparités d'empreinte carbone entre ménages. Comme la littérature économique l'a établi, bien que les revenus influencent fortement les empreintes carbone (Weber & Matthews, 2008 ; Büchs & Schnepf, 2013 ; Pottier, 2022), des disparités importantes au sein des tranches de revenu révèlent l'existence d'autres sources de variation (Pottier *et al.*, 2020 ; Douenne, 2020). Dans

ce cadre, nous avons cherché à déterminer si ces différences découlaient de caractéristiques socioéconomiques telles que la taille du ménage, l'âge de la personne de référence et son niveau d'études, ou bien des décisions prises par le ménage qui peuvent influencer directement ses émissions, telles que le statut d'occupation du logement, la source d'énergie domestique, le type de logement, le type d'unité urbaine et le nombre de véhicules thermiques du ménage. Nous avons utilisé des modèles emboîtés multivariés pour identifier ces relations et examiner si elles pouvaient varier selon les quantiles de la distribution des émissions, à l'aide de régressions quantiles.

Premièrement, nous avons montré que des caractéristiques telles que le niveau d'études, la taille du ménage, le statut d'occupation du logement ou la source d'énergie domestique sont fortement corrélées avec l'empreinte carbone, y compris à revenu donné. Ainsi, ces caractéristiques ont leur importance dès lors que l'on veut estimer les répercussions des politiques environnementales. Deuxièmement, nous avons montré que, toutes caractéristiques (et revenus) égales par ailleurs, le type d'unité urbaine (urbaine/péri-urbaine/rurale) a une incidence limitée sur la variabilité entre ménages de l'empreinte carbone et, par conséquent, sur leur vulnérabilité à la politique environnementale. Troisièmement, compte tenu des variables sélectionnées et de la méthodologie appliquée, les variables relatives aux décisions prises par les ménages semblent expliquer une grande partie de la variance des émissions, notamment celle des émissions directes.

La prise en compte des quantiles de la distribution plutôt que de la seule moyenne confirme l'importance variable des caractéristiques du ménage sur les émissions directes et indirectes. Le passage d'un mode de chauffage à forte intensité carbone à une source renouvelable a plus d'incidence sur le bas de la distribution que sur le haut. Les ménages locataires tendent à produire moins d'émissions que les propriétaires et l'écart est plus prononcé dans les déciles supérieurs et inférieurs qu'au milieu de la distribution. Néanmoins, aucune des relations présentées dans les régressions quantiles n'affiche une relation inverse en fonction des segments de la distribution conditionnelle étudiée. En d'autres termes, aucune variable n'exerce une influence strictement divergente entre le haut et le bas de la distribution.

Ces résultats pourraient aider les décideurs politiques à élaborer des stratégies de réduction des émissions de GES efficaces et résilientes, susceptibles de minimiser les coûts sociaux

associés à la transition écologique. La présente étude révèle qu'au-delà du revenu les caractéristiques socioéconomiques et les décisions prises par les ménages sont importantes pour expliquer la distribution de l'empreinte carbone. Les variables relatives aux décisions prises par les ménages, qui sont aussi les plus ajustables dans

le cadre de la transition, apparaissent comme les variables les plus importantes pour comprendre leurs émissions directes, à la différence des caractéristiques socioéconomiques, qui sont moins, voire pas, flexibles, et donc moins à même de servir de levier pour faire diminuer leur empreinte. □

Lien vers l'Annexe en ligne :

www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/8561909/ES545_Semet_Annexe-en-ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Baiocchi, G., Minx, J. & Hubacek, K. (2010).** The impact of social factors and consumer behavior on carbon dioxide emissions in the United Kingdom: A regression based on input–output and geodemographic consumer segmentation data. *Journal of Industrial Ecology*, 14(1), 50–72. <https://doi.org/10.1111/j.1530-9290.2009.00216.x>
- Berry, A. (2019).** The distributional effects of a carbon tax and its impact on fuel poverty: A microsimulation study in the French context, *Energy Policy*, 124, 81–94. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2018.09.021>
- Bourgeois, C., Giraudet, L. G. & Quirion, P. (2021).** Lump-sum vs. energy-efficiency subsidy recycling of carbon tax revenue in the residential sector: A French assessment. *Ecological Economics*, 184, 107006. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2021.107006>
- Bruckner, B., Hubacek, K., Shan, Y., Zhong, H. & Feng, K. (2022).** Impacts of poverty alleviation on national and global carbon emissions. *Nature Sustainability*, 5(4), 311–320. <https://doi.org/10.1038/s41893-021-00842-z>
- Büchs, M. & Schnepf, S. V. (2013).** Who emits most? Associations between socio-economic factors and UK households' home energy, transport, indirect and total CO₂ emissions. *Ecological Economics*, 90, 114–123. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2013.03.007>
- Bureau, B. (2011).** Distributional effects of a carbon tax on car fuels in France. *Energy Economics*, 33(1), 121–130. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2010.07.011>
- Chancel, L. (2022).** Global carbon inequality over 1990–2019. *Nature Sustainability*, 5(11), 931–938. <https://doi.org/10.1038/s41893-022-00955-z>
- Chancel, L. & Piketty, T. (2015).** Carbon and inequality: From Kyoto to Paris Trends in the global inequality of carbon emissions (1998-2013) & prospects for an equitable adaptation fund World Inequality Lab. *WID. world Working Paper Series* N° 2015/7. <https://shs.hal.science/halshs-02655266>
- Charlier, D. (2015).** Energy efficiency investments in the context of split incentives among French households. *Energy Policy*, 87, 465–479. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2015.09.005>
- Christis, M., Breemersch, K., Vercauteren, A. & Dils, E. (2019).** A detailed household carbon footprint analysis using expenditure accounts—case of Flanders (Belgium). *Journal of Cleaner Production*, 228, 1167–1175. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.04.160>
- D’Orazio, M., Di Zio, M. & Scanu, M. (2006).** *Statistical matching: Theory and practice*. England: John Wiley & Sons.
- Douenne, T. (2020).** The Vertical and Horizontal Distributive Effects of Energy Taxes: A Case Study of a French Policy. *The Energy Journal*, 41(3), 231–254. <https://doi.org/10.5547/01956574.41.3.tdou>
- Duarte, R., Mainar, A. & Sánchez-Chóliz, J. (2012).** Social groups and CO₂ emissions in Spanish households. *Energy Policy*, 44, 441–450. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2012.02.020>
- Dubois, U. (2012).** From targeting to implementation: The role of identification of fuel poor households. *Energy Policy*, 49, 107–115. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2011.11.087>

- Gill, B. & Moeller, S. (2018).** GHG emissions and the rural-urban divide. A carbon footprint analysis based on the German official income and expenditure survey. *Ecological Economics*, 145, 160–169. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2017.09.004>
- Gough, I., Abdallah, S., Johnson, V., Ryan-Collins, J. & Smith, C. (2011).** The Distribution of Total Greenhouse Gas Emissions by Households in the UK, and Some Implications for Social Policy. *LSE Research Online Documents on Economics*. London School of Economics and Political Science, LSE Library. <https://ssrn.com/abstract=1935761>
- Han, L., Xu, X. & Han, L. (2015).** Applying quantile regression and Shapley decomposition to analyzing the determinants of household embedded carbon emissions: evidence from urban China. *Journal of Cleaner Production*, 103, 219–230. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2014.08.078>
- Herendeen, R.A., Ford, C. & Hannon, B. (1981).** Energy cost of living, 1972–1973. *Energy*, 6(12), 1433–1450. [https://doi.org/10.1016/0360-5442\(81\)90069-4](https://doi.org/10.1016/0360-5442(81)90069-4)
- Hubacek, K., Baiocchi, G., Feng, K. & Patwardhan, A. (2017a).** Poverty eradication in a carbon constrained world. *Nature Communications*, 8(1), 912. <https://doi.org/10.1038/s41467-017-00919-4>
- Hubacek, K., Baiocchi, G., Feng, K., Muñoz Castillo, R., Sun, L. & Xue, J. (2017b).** Global carbon inequality. *Energy, Ecology and Environment*, 2, 361–369. <https://doi.org/10.1007/s40974-017-0072-9>
- Ivanova, D., Vita, G., Steen-Olsen, K., Stadler, K., Melo, P. C., Wood, R. & Hertwich, E. G. (2017).** Mapping the carbon footprint of EU regions. *Environmental Research Letters*, 12(5), 054013. <https://doi.org/10.1088/1748-9326/aa6da9>
- Koenker, R., & Bassett Jr, G. (1978).** Regression Quantiles. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 46(1), 33–50. <https://doi.org/10.2307/1913643>
- Lenglart, F., Lesieur, C. & Pasquier, J. L. (2010).** Les émissions de CO₂ du circuit économique en France. *L'économie française*, édition 2010, 101–125. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1372483>
- Lenzen, M. (1998).** Energy and greenhouse gas cost of living for Australia during 1993/94. *Energy*, 23(6), 497–516. [https://doi.org/10.1016/S0360-5442\(98\)00020-6](https://doi.org/10.1016/S0360-5442(98)00020-6)
- Lenzen, M., Wier, M., Cohen, C., Hayami, H., Pachauri, S. & Schaeffer, R. (2006).** A comparative multivariate analysis of household energy requirements in Australia, Brazil, Denmark, India and Japan. *Energy*, 31(2-3), 181–207. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2005.01.009>
- Leontief, W. (1970).** Environmental repercussions and the economic structure: an input-output approach. *The Review of Economics and Statistics*, 262–271. <https://doi.org/10.2307/1926294>
- Lévay, P. Z., Vanhille, J., Goedemé, T. & Verbist, G. (2021).** The association between the carbon footprint and the socio-economic characteristics of Belgian households. *Ecological Economics*, 186, 107065. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2021.107065>
- Malliet, P. (2020).** L'empreinte carbone des ménages français et les effets redistributifs d'une fiscalité carbone aux frontières. *OFCE Policy Brief*, 62. <https://hal.science/hal-03384969>
- Mardones, C. & Muñoz, T. (2018).** Environmental taxation for reducing greenhouse gases emissions in Chile: an input–output analysis. *Environment, Development and Sustainability*, 20, 2545–2563. <https://doi.org/10.1007/s10668-017-0004-z>
- Nässén, J. (2014).** Determinants of greenhouse gas emissions from Swedish private consumption: Time-series and cross-sectional analyses. *Energy*, 66, 98–106. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2014.01.019>
- Orfeuil, J. P. (2020).** Les débats sur la densité, la mobilité et la sobriété. *Constructif*, (3), 17–20. <https://www.cairn.info/revue-constructif-2020-3-page-17.htm>
- Pottier, A., Combet, E., Cayla, J., de Lauretis, S. & Nadaud, F. (2020).** Qui émet du CO₂ ? Panorama critique des inégalités écologiques en France. *Revue de l'OFCE*, 169, 73–132. <https://doi.org/10.3917/reof.169.0073>
- Pottier, A. (2022).** Expenditure elasticity and income elasticity of GHG emissions: A survey of literature on household carbon footprint. *Ecological Economics*, 192, 107251. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2021.107251>
- Reinders, A. H., Vringer, K. & Blok, K. (2003).** The direct and indirect energy requirement of households in the European Union. *Energy Policy*, 31(2), 139–153. [https://doi.org/10.1016/S0301-4215\(02\)00019-8](https://doi.org/10.1016/S0301-4215(02)00019-8)
- Renner, S. (2018).** Poverty and distributional effects of a carbon tax in Mexico. *Energy Policy*, 112, 98–110. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2017.10.011>
- Rumpala, Y. (2009).** La « consommation durable » comme nouvelle phase d'une gouvernementalisation de la consommation. *Revue française de science politique*, 59(5), 967–996. <https://www.cairn.info/revue-francaise-de-science-politique-2009-5-page-967.htm>
- Sager, L. (2019).** Income inequality and carbon consumption: Evidence from Environmental Engel curves. *Energy Economics*, 84, 104507. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.04.160>

- Stadler, K., Wood, R., Bulavskaya, T., Södersten, C. J., Simas, M., Schmidt, S. et al. (2018).** EXIOBASE 3: Developing a time series of detailed environmentally extended multi-regional input-output tables. *Journal of Industrial Ecology*, 22(3), 502–515. <https://doi.org/10.1111/jiec.12715>
- Steubing, B., de Koning, A., Merciai, S. & Tukker, A. (2022).** How do carbon footprints from LCA and EEIOA databases compare? A comparison of ecoinvent and EXIOBASE. *Journal of Industrial Ecology*, 26(4), 1406–1422. <https://doi.org/10.1111/jiec.13271>
- Weber, C. L. & Matthews, H. S. (2008).** Quantifying the global and distributional aspects of American household carbon footprint. *Ecological Economics*, 66(2-3), 379–391. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2007.09.021>
- Wiedenhofer, D., Lenzen, M. & Steinberger, J. K. (2013).** Energy requirements of consumption: Urban form, climatic and socio-economic factors, rebounds and their policy implications. *Energy Policy*, 63, 696–707. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2013.07.035>
-

Tarifification du carbone et subventions vertes : quelle combinaison des deux est optimale ?

Carbon Pricing and Green Subsidies: What Is the Optimal Combination of the Two?

Riyad Abbas*, Mathieu Fouquet** et Alexandre Godzinski***

Résumé – Les politiques incitant à la décarbonation via la tarification du carbone se heurtent à plusieurs difficultés : pertes de compétitivité, fuites de carbone, manque d’acceptabilité sociale. Pour répondre à ces défis, de plus en plus d’États sont séduits par les incitations prenant la forme de subventions vertes. À l’aide du modèle d’équilibre général calculable Vulcain, nous évaluons l’efficacité relative de ces deux types de dispositifs et nous nous demandons s’il y a un intérêt à les combiner. Les subventions vertes ne permettent pas d’atteindre seules des objectifs de décarbonation ambitieux. L’utilisation combinée des deux dispositifs permet d’atteindre un optimum en matière de PIB à cible d’atténuation donnée. Les subventions vertes pallient les problèmes de perte de compétitivité et de fuites de carbone posés par la tarification du carbone. Une partie des recettes de la tarification est préservée pour en améliorer l’acceptabilité sociale. Enfin, nous montrons qu’en l’absence de coopération internationale les pays sont incités à recourir excessivement aux subventions vertes.

Abstract – Policies encouraging carbon mitigation by means of carbon pricing come up against a number of difficulties, such as loss of competitiveness, carbon leakage and lack of social acceptability. To address these challenges, more and more governments are opting for incentives in the form of green subsidies. Using the Vulcain computable general equilibrium model, we evaluate the relative efficiency of these two types of mechanisms and study whether it is worth combining the two. Green subsidies alone cannot achieve ambitious carbon mitigation targets. Combining the two policies allows to reach a GDP optimum for a given mitigation target. Green subsidies overcome the problems of loss of competitiveness and carbon leakage arising from carbon pricing. A portion of carbon pricing revenues are redistributed to make this measure more socially acceptable. Finally, we show that in the absence of international cooperation, countries have an incentive to make an excessive use of green subsidies.

JEL : C68, C72, D58, D62, E13, F18, F64, H23, Q43, Q54

Mots-clés : réduction des émissions, tarification du carbone, subventions vertes, équilibre général calculable, coopération internationale

Keywords: reducing emissions, carbon pricing, green subsidies, computable general equilibrium model, international cooperation

* Commissariat général au développement durable (CGDD) au moment de la réalisation de l’étude ; ** Commissariat général au développement durable (CGDD) ; *** Commissariat général au développement durable (CGDD) et Centre de recherche en économie et statistique (CREST).

Correspondance : alexandre.godzinski@ensae.fr

Les auteurs remercient Cecilia Bellora, Nicolas Carnot, Véronique Eglhoff, Lionel Fontagné, Christian Gollier, Christophe Gouel, Dominique Goux, Boris Le Hir, Matthieu Lequien, Vincent Marcus, Jérôme Pivard, Sébastien Roux, Katheline Schubert, Olivier Simon, ainsi que deux rapporteurs anonymes d’Economie et Statistique / Economics and Statistics et les participants à des séminaires au CGDD, à l’Insee et à la DG Trésor, pour leurs suggestions précieuses.

Reçu en septembre 2023, accepté en novembre 2024.

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: Abbas, R., Fouquet, M. & Godzinski, A. (2024). Carbon Pricing and Green Subsidies: What Is the Optimal Combination of the Two? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 545, 47–63. doi: 10.24187/ecostat.2024.545.2128

Le réchauffement climatique pose à l'humanité un défi sans précédent, qui ne peut être relevé qu'au niveau mondial. L'augmentation de la concentration de gaz à effet de serre (GES) dans l'atmosphère terrestre, parmi lesquels une majorité de CO₂, entraîne une hausse des températures et une déstabilisation du climat, et ce quelle que soit la région du monde où les GES sont émis. Ainsi, les conséquences environnementales et économiques du dérèglement climatique toucheront à long terme tous les pays, bien que ce soit à des niveaux divers. Parmi les nombreuses études sur le sujet, Alestra *et al.* (2020) estiment à 13 % la perte de PIB mondial liée au changement climatique en 2100, en cas d'inaction des États. Partout les pertes de bien-être et les impacts sur la biodiversité et la disponibilité des ressources seraient considérables. Face à ce constat, le consensus se fait au sein des économistes quant à l'urgence d'agir. Ainsi Germain & Lellouch (2020) préconisent que la France consacre annuellement 4,5 % de son PIB à des dépenses pour le climat, contre 1,9 % en 2018. Par ailleurs, en prenant en compte la dégradation de l'environnement et du climat, les mêmes auteurs estiment que la richesse moyenne par habitant est en fait en diminution au moins depuis les années 1990, et ce tant en France qu'à l'échelle mondiale. Ainsi, des efforts ambitieux de réduction de nos émissions de GES permettraient de retrouver le chemin d'une prospérité durable.

Il est aujourd'hui clair que l'absence d'intervention des pouvoirs publics conduirait à des niveaux d'émissions de GES catastrophiques. En effet, les stocks de ressources fossiles disponibles sont très loin d'être épuisés, tandis que, sans aide publique, le progrès technique dans les énergies renouvelables progresse lentement. Si la nécessité d'une intervention des pouvoirs publics est donc certaine, la question se pose cependant de savoir quelle forme elle doit prendre. Par quels instruments politiques et économiques la réduction des émissions de GES doit-elle être atteinte ? Il y a deux types d'enjeux : d'une part que la politique menée soit efficace, c'est-à-dire qu'elle permette de réduire nos émissions de GES au moindre coût économique ; d'autre part que les mesures prises soient socialement acceptables, notamment en évitant de faire porter une part excessive de l'effort sur les populations les plus modestes, au risque que ces mesures soient rejetées par les citoyens.

Une grande diversité d'instruments peut être mobilisée pour réduire les émissions de GES. Tout d'abord, des instruments de type signal-prix peuvent être utilisés pour inciter à la

décarbonation. Conformément au paradigme de la carotte et du bâton, ces signaux-prix peuvent soit augmenter l'attrait des modes de production verts (carotte), notamment au travers de subventions, soit réduire celui des modes bruns (bâton), via par exemple des taxes d'accise sur les énergies fossiles, des marchés de quotas d'émissions ou des malus sur les véhicules très émetteurs. D'autres instruments cherchent à susciter ou à orienter des actions volontaires des acteurs privés, par des campagnes d'information ou par la mise en œuvre d'écolabels. D'autres enfin reposent sur une intervention plus directe de l'État via des normes et réglementations, ou via ses propres investissements publics. En France, par exemple, on rencontre une combinaison de l'ensemble de ces instruments. Une composante carbone, usuellement appelée « taxe carbone », a été introduite depuis 2014 dans les accises sur l'énergie et a vu son niveau relevé chaque année jusqu'en 2018. Un marché de quotas d'émissions a été établi depuis près de 20 ans à l'échelle de l'Union européenne couvrant l'industrie, le secteur énergétique et les vols intra-européens. Il a permis d'atteindre des prix de l'ordre de 90 € par tonne de CO₂ émise pour ces secteurs en 2023. Des réglementations ont été introduites sur le non remplacement des chaudières au fioul, l'interdiction de location des logements « passoires thermiques » ou encore la fin des ventes de voitures thermiques neuves en 2035. Des campagnes d'information ont été menées durant la crise énergétique de 2022 afin d'inciter les citoyens à plus de sobriété énergétique. L'État investit des sommes importantes pour la rénovation thermique de ses bâtiments et s'efforce de verdir le contenu de ses commandes publiques. Enfin des subventions importantes ont été accordées afin d'aider à décarboner les 50 sites industriels les plus émetteurs, ou afin d'attirer des usines de batteries sur le territoire.

Parmi tous ces instruments, la littérature économique a aujourd'hui clairement établi que les mesures visant à mettre un prix sur les émissions de GES sont les plus efficaces. Baranzini *et al.* (2017) ont synthétisé les arguments allant en ce sens : à l'inverse des réglementations, des investissements étatiques ou des subventions, en fixant un prix du carbone égal à son coût social estimé, chaque agent économique (entreprise, ménage, collectivité) prend librement sa décision en tenant compte du coût social de ses actions. S'il choisit d'émettre une tonne de carbone, il fait ce choix en internalisant combien cette émission coûte à la société. Il ne le fait donc que lorsque la décarbonation de ses

activités aurait été trop coûteuse comparée à la valeur que la société accorde à la réduction des émissions. À l'inverse, s'il lui est peu coûteux de réduire ses émissions par rapport au coût social de celles-ci, il fait le choix de décarboner son activité pour ne pas avoir à s'acquitter du prix du carbone. La tarification du carbone est donc plus souple, permet de s'adapter à la diversité des situations, et ne nécessite pas de la part des pouvoirs publics qu'ils sachent parfaitement juger des stratégies de décarbonation les moins coûteuses.

La tarification du carbone pose cependant la question de l'utilisation à faire des recettes générées. Un champ important de la littérature économique a traité de la possibilité d'obtenir un « double dividende » si les recettes des taxes environnementales sont utilisées pour réduire la fiscalité du travail ou du capital (Tullock, 1967 ; Terkla, 1984 ; Pearce, 1991). Non seulement la taxation environnementale permet de réduire une pollution néfaste au bien-être de la population, mais en plus elle dégage des revenus qui permettent de réduire les taxes les plus distorsives et ainsi encourage l'investissement et le travail. Néanmoins, les politiques de réduction des émissions de GES, lesquelles ne déploient leurs effets positifs qu'à un horizon lointain, peuvent avoir dans l'immédiat un coût économique élevé. C'est pourquoi la possibilité réelle d'un double dividende dans le cas de la tarification du carbone a été remise en cause. Par exemple, Goulder (1995) estime que les gains permis par les baisses de fiscalité ne compensent pas entièrement le coût économique de l'introduction d'une tarification du carbone. Surtout, le choix d'utiliser les recettes liées aux taxes sur le carbone pour réduire la fiscalité du travail ou du capital favorise les plus aisés, comme l'ont montré Carbone *et al.* (2013) et Metcalf (1999), ce qui pose la question de l'acceptabilité sociale de la mesure.

En effet, le principal défaut de la tarification du carbone est qu'elle est une forme de prélèvement régressive (Douenne, 2020 ; Berry, 2017 ; Metcalf, 1999), c'est-à-dire qu'elle pèse plus fortement dans le budget des ménages modestes en proportion de leur revenu disponible, en comparaison des ménages aisés. Ces effets anti-redistributifs limitent nettement l'acceptabilité sociale de la tarification du carbone. C'est par exemple dans ce contexte que la France a dû abandonner sa trajectoire de relèvement progressif de la composante carbone de l'accise sur les énergies, suite aux manifestations des « gilets jaunes ». Ces effets anti-redistributifs peuvent cependant être compensés en

redistribuant les recettes de la tarification de manière forfaitaire entre tous les ménages, voire en les redistribuant de manière plus ciblée en direction des ménages modestes, mais au risque de réduire l'intérêt économique du dispositif (Nordhaus, 1993). À l'échelle de l'Union européenne (UE), dans le cadre de la création d'un nouveau marché du carbone incluant les émissions directes des ménages, il est ainsi prévu qu'une partie des recettes fiscales soient mobilisées afin d'accompagner les ménages les plus modestes dans leur transition énergétique à travers la création d'un Fonds social pour le climat.

Un autre défaut majeur des politiques de tarification du carbone apparaît lorsqu'elles sont appliquées de manière inégale à l'échelle planétaire, certains pays mettant en place un prix du carbone nettement plus élevé que d'autres. La tarification du carbone fait alors face, à mesure qu'elle devient plus ambitieuse, à un risque croissant de « fuites de carbone », c'est-à-dire que le bénéfice de la baisse des émissions de GES dans une zone « vertueuse » se trouve partiellement ou entièrement perdu à cause d'une hausse des émissions dans d'autres zones, moins exigeantes sur le plan environnemental (OCDE, 2020). Il existe deux principaux canaux par lesquels ces fuites peuvent arriver. D'une part une perte de compétitivité pour les entreprises exposées à un prix élevé du carbone en comparaison des entreprises étrangères non soumises à la taxe, et donc un risque de délocalisations d'usines vers les pays les moins-disant en matière de régulation environnementale (Ederington *et al.*, 2005 ; Dechezleprêtre & Sato, 2017 ; Carbone & Rivers, 2017). D'autre part un « paradoxe vert » (Jensen *et al.*, 2015), dans son acception large : la tarification réduit la demande intérieure d'énergies fossiles, ce qui incite les producteurs de ces énergies à abaisser leur prix pour ne pas être évincés, et conduit par conséquent à une augmentation de la demande ailleurs dans le monde par effet rebond (Eichner & Pethig, 2011).

Étant donné les difficultés plurielles posées par la tarification du carbone, de nombreux États se sont tournés, à divers degrés, vers le recours aux subventions vertes. Par exemple, les États-Unis ont déployé en 2022 l'*Inflation Reduction Act* (IRA), un paquet législatif introduisant 370 milliards de dollars de dépenses pour lutter contre le réchauffement climatique, pour l'essentiel au travers de subventions vertes. Ces subventions s'adressent tant aux entreprises produisant de l'électricité d'origine renouvelable qu'aux industries mettant en œuvre des technologies de capture de leurs émissions

de GES, ou encore à celles produisant localement des voitures électriques. Ces logiques de subventionnement des investissements verts s'observent aujourd'hui dans la plupart des pays ayant décidé de décarboner leur économie, tant en France qu'en Arabie Saoudite ou en Chine. Dans ce dernier pays, les subventions massives attribuées aux industries du panneau solaire et de la voiture électrique posent la question de la bonne attitude à adopter pour les partenaires commerciaux. Ces subventions vertes ont pour principal intérêt de ne pas entraver la compétitivité des entreprises ciblées, voire de la favoriser. Les subventions vertes sont par ailleurs des mesures qui emportent une forte adhésion de la part des citoyens (Dechezleprêtre *et al.*, 2022 ; Douenne & Fabre, 2020 ; Abou-Chadi *et al.*, 2024 ; Leiserowitz *et al.*, 2010 ; Mahmoodi *et al.*, 2018).

La littérature économique ayant étudié ex ante le potentiel environnemental et économique des subventions vertes est toutefois unanime à estimer que celles-ci présentent un intérêt limité. Dans l'ensemble elles apparaissent comme nettement moins efficaces que la tarification du carbone (Fischer & Preonas, 2010 ; Kalkuhl *et al.*, 2013 ; Goulder & Parry, 2008 ; Baranzini *et al.*, 2017). En plus de la meilleure flexibilité permise par la tarification du carbone, ce résultat est en partie lié à l'existence d'un important phénomène de « paradoxe vert » dans le cas de subventions vertes attribuées en économie fermée, les prix de l'énergie réagissant plus fortement qu'en économie ouverte. Par ailleurs cette mesure réduit le prix moyen de l'énergie et incite donc à une augmentation de la consommation d'énergie, ce qui rend d'autant plus difficile la réduction des émissions. Néanmoins la littérature existante n'a étudié la question qu'à travers des simulations en économie fermée, c'est-à-dire qu'une unique région était considérée, sans interaction commerciale avec des régions étrangères et par conséquent sans risque de délocalisations et de fuites de carbone. La question de savoir si ces subventions vertes sont pertinentes dans un cadre international concurrentiel reste donc entièrement ouverte. La pertinence de la combinaison des subventions vertes avec une tarification du carbone a également été peu étudiée, en particulier par la littérature ex ante. Stechemesser *et al.* (2024) montrent cependant sur la base d'une étude ex post que cette combinaison représente une part importante des politiques climatiques efficaces.

Nous utilisons le modèle d'équilibre général calculable Vulcain, dans lequel les industries

de l'UE sont en concurrence avec celles du reste du monde, afin d'étudier le potentiel des subventions vertes dans un contexte d'économie ouverte. À cible de réduction des émissions de l'UE donnée, nous estimons que les subventions vertes seules ont peu d'intérêt comparées à la tarification du carbone, notamment pour ce qui est du coût économique. Néanmoins elles permettent de préserver la balance commerciale de l'UE, laquelle se dégrade fortement en cas de tarification élevée du carbone. Nous étudions ensuite la possibilité d'utiliser une partie des recettes de tarification du carbone afin de financer des subventions vertes, le reste des recettes étant reversé forfaitairement aux ménages. Nous trouvons qu'il existe alors, pour le PIB de l'UE, un optimum intérieur lorsque 40 % des recettes servent à financer des subventions vertes. Cela est dû à un mix équilibré entre une consommation intérieure soutenue par la redistribution forfaitaire des recettes aux ménages et une compétitivité des industries européennes soutenue par les subventions vertes. Le recours aux subventions vertes est par ailleurs bénéfique pour l'emploi, permet de contenir la hausse du prix des énergies, et aboutit à des émissions mondiales de carbone plus faibles. Enfin, nous montrons que même lorsqu'une coopération internationale est possible sur la réduction des émissions, il demeure un enjeu de coordination sur les dispositifs à mobiliser. Il peut en effet exister une forme de dilemme du prisonnier dans lequel les pays ont collectivement intérêt à coopérer en mettant en place peu de subventions vertes, mais où chaque pays est individuellement incité à y recourir plus fortement que dans l'optimum coopératif.

1. Le modèle Vulcain

Le modèle Vulcain possède une structure aussi simple que possible, mais suffisante à la représentation des principaux mécanismes macroéconomiques relatifs à la transition énergétique sur le long terme, dans l'esprit des recommandations émises par Mahfouz & Pisani-Ferry (2022)¹. La nature stylisée du modèle permet ainsi de comprendre aisément les principaux mécanismes économiques à l'œuvre, et d'avoir une vision claire des hypothèses conduisant aux résultats. La contrepartie est que ce type de modèles n'est pas adapté pour effectuer des analyses quantifiées précises. Ce sont les résultats qualitatifs et les formes des courbes qui doivent être regardés et analysés.

1. "La bonne méthode est sans doute de construire des modèles simplifiés (toy models) pour représenter spécifiquement les mécanismes économiques fondamentaux à l'œuvre dans la décarbonation [...]".

La réduction des émissions étant un processus qui s'inscrit dans une perspective de long terme, en supposant des changements structurels des comportements, des modes de production, de transport et de consommation, les modèles disposant d'une forte structure théorique sont à privilégier sur les modèles plus économétriques pour étudier les politiques climatiques. En effet, ces modèles sont plus à même de représenter des agents économiques susceptibles de changer radicalement de comportement suite à des évolutions structurelles du paysage économique. C'est pourquoi Vulcain est un modèle d'équilibre général calculable, avec une forte assise théorique.

De nombreux modèles utilisés dans la littérature économique, en particulier les plus stylisés, se placent dans un cadre d'économie fermée : une seule région du monde est simulée, sans interaction commerciale avec le reste du monde. C'est tout particulièrement le cas dans le champ de la littérature étudiant les subventions vertes (Acemoglu *et al.*, 2012 ; Kalkuhl *et al.*, 2013 ; Schneider & Goulder, 1997 ; Kverndokk *et al.*, 2004). Pourtant, les politiques climatiques sont encore aujourd'hui particulièrement peu coordonnées entre régions, avec des divergences importantes sur le niveau d'ambition et sur les dispositifs mobilisés. Dans ce contexte, être en mesure d'analyser l'efficacité des différents instruments lorsque les politiques climatiques sont diverses à l'échelle mondiale est essentiel. Ainsi, Vulcain est un modèle mondial à plusieurs régions, qui réalisent des échanges commerciaux et qui sont susceptibles de mettre en œuvre des politiques climatiques divergentes.

De nombreux modèles macroéconomiques s'appuient sur une description très détaillée des secteurs d'activité. C'est le cas par exemple du modèle IMACLIM du Cired (Gherzi, 2014), du modèle ThreeME développé par l'OFCE (Reynes *et al.*, 2013), du modèle MIRAGE du Cepii (Decreux & Valin, 2007), du modèle ENV-Linkages de l'OCDE (Château *et al.*, 2014), ou encore du modèle ENVISAGE de la Banque mondiale (Van der Mensbrugge, 2008).

Afin de demeurer dans une logique de stylisation des mécanismes clés de la transition énergétique, le modèle distingue un nombre restreint de secteurs. Deux dimensions sont prises en compte : l'exposition à la concurrence internationale et le type d'énergie consommée. La première dimension conduit à distinguer les biens « exposés » à la concurrence internationale des biens qui ne le sont pas, qu'on appellera ici les biens « abrités ». La seconde

amène à comparer les biens « bruns », dont la production mobilise du combustible fossile et entraîne donc de fortes émissions de GES, et les biens « verts », dont la production mobilise de l'électricité et s'avère donc à plus faible teneur en carbone. L'électricité n'est cependant pas entièrement produite de manière décarbonée, car elle peut en partie provenir elle-même de source fossile. Néanmoins les biens « verts » sont initialement moins carbonés que les biens « bruns », et ils présentent de meilleures opportunités de décarbonation à travers les possibilités de verdissement du mix électrique.

Le croisement de ces deux dimensions amène ainsi à définir quatre biens² : deux biens exposés, un brun et un vert, et deux biens abrités, un brun et un vert également. Chacun des quatre biens stylisés nécessitant de l'énergie pour être produit, le modèle comporte aussi un secteur extractif produisant un combustible fossile générique et un secteur de production d'électricité mobilisant différentes sources : le nucléaire, l'énergie renouvelable et le combustible fossile. Les dichotomies stylisées entre biens brun et vert d'une part, exposés et abrités d'autre part, paraissent pertinentes au regard de la littérature économique existante (Abbas *et al.*, 2024 ; Blanchet & Pesme, 2024 ; Branger & Quirion, 2014).

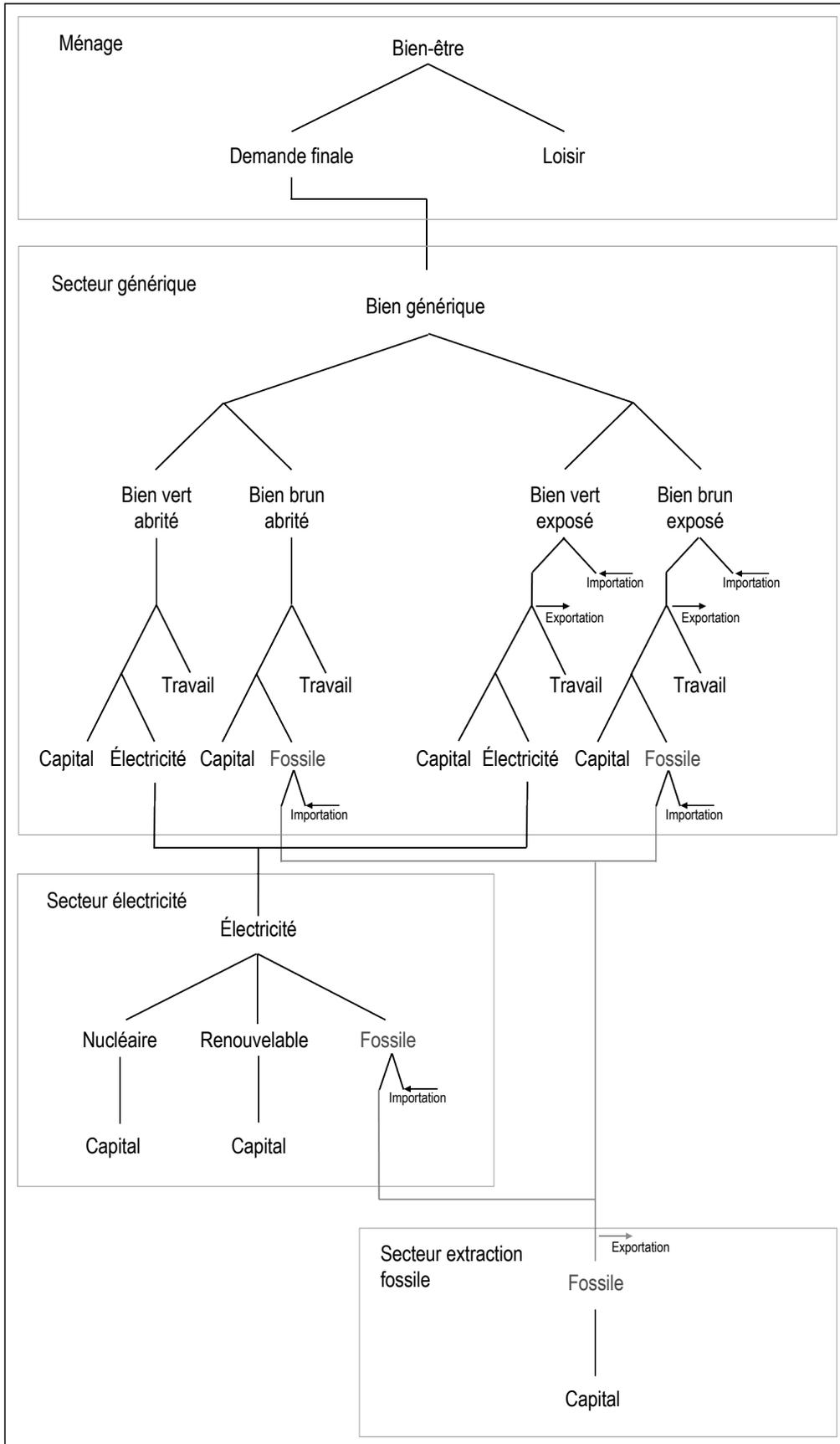
Ainsi, le découpage sectoriel retenu permet de rendre compte des principaux mécanismes de la transition énergétique : 1) la baisse des consommations énergétiques lorsque le prix de l'énergie se renchérit, notamment du fait de politiques de tarification du carbone ; 2) l'électrification de l'économie via la substitution de l'énergie électrique aux énergies fossiles ; 3) la décarbonation du mix électrique par la montée en puissance des énergies renouvelables³.

Vulcain est un modèle d'équilibre général calculable. La structure du modèle repose sur des fonctions d'utilité et de production de type CES (*Constant Elasticity of Substitution*) imbriquées, que les agents maximisent, sous contrainte de budget pour les ménages, et sous contrainte de technologie de production pour les entreprises. Ce cadre analytique walrassien garantit l'existence d'un équilibre ainsi que

2. Étant entendu qu'en réalité, il en existe un continuum, caractérisés par des niveaux d'exposition à la concurrence internationale et des contenus en carbone extrêmement variés.

3. Ces trois mécanismes peuvent être mis en regard, dans une certaine mesure, de ceux identifiés par Mahfouz & Pisani-Ferry (2022) : la modération des usages et des consommations, la substitution du capital à des combustibles fossiles (conséquence de l'électrification), la redirection du progrès technique vers les énergies non carbonées et l'efficacité énergétique.

Figure 1 – Structure globale du modèle Vulcain par région



son unicité. À l'équilibre, l'offre est égale à la demande sur chaque marché, les facteurs de production sont rémunérés à leur productivité marginale. Dans chaque secteur les entreprises d'une région donnée sont supposées se trouver en situation de concurrence parfaite, de sorte que les profits après rémunération des facteurs sont nuls. Les facteurs de production primaires (capital et travail) sont considérés comme parfaitement mobiles entre secteurs, mais ne sont pas mobiles entre régions. La balance commerciale de chaque région est équilibrée en valeur, mais elle peut connaître des variations en volume. Les principales taxes existantes (fiscalité sur les revenus du travail et du capital, taxes énergétiques et TVA) sont modélisées, et les recettes générées sont entièrement reversées forfaitairement aux ménages. Enfin seul le CO₂ issu de la combustion de produits fossiles est modélisé. Il est émis à chaque fois qu'une unité de produit fossile est consommée dans le modèle, que ce soit directement par une entreprise ou afin de produire de l'électricité. Ce jeu d'hypothèses est courant pour un modèle d'équilibre général calculable, et convient bien à une modélisation de nature stylisée. Il n'a pas vocation à représenter parfaitement le fonctionnement d'une économie réelle, mais permet de conserver une compréhension simple des principaux mécanismes à l'œuvre. Par ailleurs ces hypothèses, en particulier l'absence de rigidité intersectorielle des facteurs de production et la fixation en valeur de la balance commerciale, sont cohérentes avec la modélisation d'équilibres de moyen ou de long terme. La structure productive globale du modèle pour chaque région est représentée dans la figure I, et plus en détails dans l'Annexe en ligne (lien de l'Annexe en ligne à la fin de l'article), de même que les choix faits pour le calibrage des données économiques de l'équilibre initial ainsi que des paramètres structurants du modèle.

2. Tarification du carbone et subventions vertes utilisées isolément

Nous commençons par présenter les effets des deux mesures prises séparément dans l'Union européenne. La tarification du carbone est modélisée par un marché de quotas d'émissions, appliqués à l'ensemble de l'économie. Ceci permet de fixer une cible d'émissions à atteindre, en laissant le prix du carbone sur le marché se déterminer de manière endogène. Ce marché de quotas s'ajoute à la fiscalité d'accise préexistante dans le secteur abrité, qui demeure inchangée. Les recettes de tarification sont par défaut reversées aux ménages de manière forfaitaire,

afin de favoriser l'acceptabilité sociale de la mesure. Les subventions vertes sont quant à elles modélisées par une baisse de la fiscalité appliquée aux revenus du capital vert, destinée à favoriser les investissements dans des modes de production décarbonés. Cette mesure simule le choix de certains États d'accorder d'importantes subventions aux producteurs d'énergie décarbonée ou de véhicules électriques.

Par souci de symétrie avec la tarification du carbone, les subventions vertes sont ici financées par une contribution forfaitaire des ménages⁴. Dans les deux cas, la mesure n'est appliquée qu'au sein de l'UE, afin de se placer dans la situation crédible d'une absence de coopération internationale. Les cas de coopération sont étudiés dans la partie 4.

Les simulations sont effectuées en statique comparative, c'est-à-dire à facteurs de production primaires et niveaux de productivité fixés. Dans ce cadre d'analyse représentant le moyen terme, les effets bénéfiques à long terme de la réduction des émissions de GES, en lien avec la limitation de la hausse de la température atmosphérique, ne sont pas encore visibles. Il en ressort que les politiques de réduction des émissions de GES apparaissent ici comme coûteuses, car il s'agit d'un effort que doit produire l'économie à moyen terme afin de se décarboner, et dont les bénéfices ne seront observables que dans une temporalité plus longue.

2.1. La tarification du carbone bien plus efficace que les subventions vertes

Quelle que soit la mesure utilisée, la réduction des émissions de carbone de l'UE comporte donc un coût macroéconomique, lié à l'introduction d'une distorsion par rapport à la situation économique initiale (figure II). En effet, la tarification du carbone renchérit le coût des intrants énergétiques fossiles dans la production, et réduit donc les capacités de production de l'UE, ainsi que la compétitivité des industries européennes face à la concurrence étrangère. Le coût économique marginal est ainsi de plus en plus élevé à mesure que l'on abaisse le plafond d'émissions, car il devient de plus en plus difficile de décarboner la production une fois passés les principaux gisements d'économies d'énergie. Ainsi, une réduction de 5 % des émissions de l'UE via une tarification du carbone induit une perte de 0,07 point de PIB en volume, tandis

4. Cette contribution forfaitaire vient en déduction du transfert forfaitaire au ménage issu des recettes des taxes présentes dans le modèle (fiscalité sur les revenus du travail, du capital, fiscalité sur l'énergie et TVA).

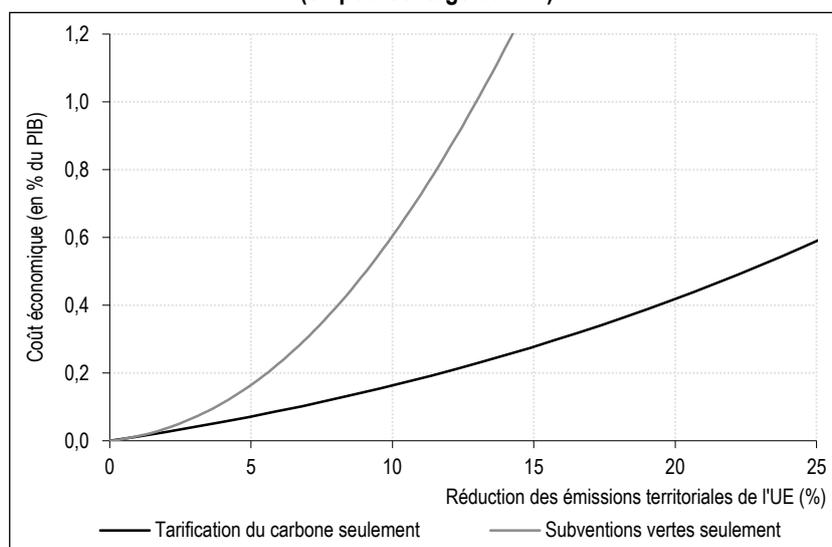
qu'une réduction de 25 % implique une perte de 0,59 point de PIB et génère des recettes publiques équivalentes à 1,2 point de PIB. La perte de capacités de production affecte les revenus des ménages via une baisse des salaires et de la rémunération du capital, et ce faisant réduit la demande finale, qui diminue de près de 0,5 % en volume dans un scénario de réduction d'un quart des émissions de l'UE. Qui plus est, dans ce même scénario les exportations de l'UE en volume chutent de 2,2 %, tandis que les importations baissent plus modestement de 1,5 %, conduisant à une dégradation de la balance commerciale.

Quant aux subventions vertes, elles permettent certes d'augmenter la rentabilité et la compétitivité des entreprises du secteur vert, mais au prix d'une distorsion économique vis-à-vis du secteur brun. À moyen terme, c'est-à-dire sans prendre en compte les bienfaits environnementaux de long terme de ces changements de comportement, l'incitation déployée par les subventions vertes conduit les acteurs privés à s'éloigner de la situation la plus productive. Qui plus est, la baisse de fiscalité est financée via une diminution des revenus nets des ménages, ce qui freine leur consommation et leur épargne. Par ailleurs, le coût économique marginal de la mesure augmente de plus en plus fortement à mesure que l'on s'efforce de réduire les émissions de carbone à l'aide de ce seul mécanisme. Ainsi, une réduction de 2,5 % des émissions de l'UE obtenue via des subventions vertes a un coût économique de 0,05 point de PIB en

volume, tandis qu'une réduction de 5 % a un coût économique de 0,17 point de PIB et représente un effort budgétaire équivalent à 2 points de PIB. Néanmoins, la balance commerciale européenne s'améliore légèrement, les exportations augmentant dans le dernier cas de 0,2 % en volume, tandis que les importations sont stables. La réduction de la fiscalité du capital vert rend en effet les entreprises européennes plus compétitives sur le marché des biens verts, mais la distorsion introduite par les subventions vertes pénalise la production totale de l'économie européenne, et affecte par conséquent l'ensemble des échanges commerciaux.

À réduction des émissions donnée, les subventions vertes ont un impact économique nettement plus négatif que les politiques de tarification du carbone, et cet écart s'accroît à mesure qu'augmente l'ambition climatique. Une réduction de 5 % des émissions de l'UE obtenue via une tarification du carbone correspond ainsi à un coût marginal de réduction des émissions de 57 € par tonne de CO₂ évitée, contre 206 € par tonne de CO₂ évitée dans le cas des subventions vertes. En ciblant directement les émissions sans prescrire la manière de les réduire, la tarification du carbone laisse aux agents économiques plus de latitude pour les réduire de la manière la moins coûteuse possible. Elle s'avère donc nettement moins distorsive qu'une politique cherchant à augmenter à marche forcée les investissements verts sans garantie qu'il s'agisse-là de la façon la moins coûteuse de réduire les émissions. Ce résultat est déjà bien identifié par la littérature

Figure II – Comparaison du coût économique des deux dispositifs utilisés isolément (en pourcentage du PIB)



Lecture : la réduction de 5 % des émissions territoriales de CO₂ de l'UE via un mécanisme de tarification du carbone engendre une perte de 0,07 % du PIB européen. La même réduction obtenue via des subventions vertes conduit à une perte de 0,17 % du PIB.
Source : modèle Vulcain du CGDD.

économique (Fischer & Preonas, 2010 ; Kalkuhl *et al.*, 2013 ; Goulder & Parry, 2008 ; Baranzini *et al.*, 2017), comme nous l'avons indiqué en introduction.

2.2. La tarification du carbone active davantage de canaux de décarbonation

Les effets agrégés masquent des évolutions de plus grande ampleur sur la composition de la production et des échanges commerciaux européens. Le tableau désagrège ces évolutions au niveau des secteurs dans le cas d'une baisse de 5 % des émissions territoriales de l'UE. Les deux mesures ont pour effet de réorienter la production européenne des secteurs bruns vers les secteurs verts, mais cette recomposition est particulièrement forte dans le cas des subventions vertes. Ceci illustre bien par quels mécanismes chacune des mesures parvient à réduire les émissions. Dans le cas des subventions vertes, la décarbonation de l'économie est majoritairement opérée via un basculement des secteurs bruns vers les secteurs verts, et minoritairement en décarbonant chaque type de secteur. À l'inverse, la tarification du carbone vise à inciter l'ensemble de l'économie à se décarboner, et mobilise d'abord le levier de décarbonation de chaque type de secteur, puis celui du basculement entre secteurs bruns et verts.

Les subventions vertes induisent une réallocation du capital des secteurs bruns vers les secteurs verts, et en particulier dans les secteurs énergétiques. Le secteur de production d'électricité est favorisé, tandis que le secteur d'extraction de produits fossiles voit sa production fondre, laquelle doit être compensée par une hausse des importations de combustibles.

Au global les subventions vertes apparaissent donc comme une solution peu pertinente. Une

utilisation limitée de ces subventions peut cependant se justifier en complément de la tarification du carbone s'il existe des distorsions défavorables aux investissements verts. En particulier, on peut se demander si le recours aux subventions vertes comme mesure complémentaire à la tarification du carbone ne pourrait pas se justifier dans un contexte où le reste du monde ne fournit pas un effort climatique équivalent.

3. Combinaison des deux dispositifs

Nous simulons à présent la mise en œuvre d'une combinaison des deux mesures au sein de l'Union européenne. En effet, à l'inverse de la tarification du carbone, les subventions vertes représentent une dépense pour les États, de sorte qu'une complémentarité entre les deux mesures peut être envisagée en utilisant une partie des recettes de tarification du carbone pour financer des subventions vertes. Nous simulons à présent les effets d'un mécanisme de tarification du carbone appliqué à l'ensemble de l'UE dans le but de réduire de 25 % ses émissions territoriales. Comme précédemment, cette tarification prend la forme d'un système de quotas d'émissions appliqué à l'ensemble de l'économie européenne. Cependant, une partie des recettes fiscales générées par cette tarification peut désormais être mobilisée afin de financer des subventions vertes, le reste étant toujours reversé forfaitairement aux ménages⁵. Nous faisons varier la part des recettes allouée aux subventions vertes de 0 % à 100 %. Dans cette partie l'effort climatique est toujours

5. À niveau d'émissions donné, le recyclage des recettes de la tarification du carbone via des subventions vertes permet en outre de réduire légèrement le niveau de tarification nécessaire, dans la mesure où une partie de la réduction des émissions est effectuée grâce aux subventions vertes. Ce mécanisme économique a été identifié par la Commission de haut niveau sur le prix du carbone (Stiglitz *et al.*, 2017).

Tableau – Comparaison des effets économiques des deux dispositifs utilisés isolément pour réduire les émissions de CO₂ de 5 %

		Tarification du carbone (%)	Subventions vertes (%)
Émissions territoriales	Secteurs bruns	-3,26	-5,47
	Secteur électrique	-12,64	-2,93
	Total	-5,00	-5,00
Valeur ajoutée ⁽¹⁾	Secteurs bruns	-0,42	-6,18
	Secteurs verts	+0,33	+8,14
	Électricité	+5,43	+16,80
	Extraction de fossile	-3,64	-48,22
	Total	-0,07	-0,17

⁽¹⁾ en volume.

Lecture : une réduction de 5 % des émissions territoriales de CO₂ de l'UE obtenue uniquement via un mécanisme de tarification du carbone engendre une baisse de 3,26 % des émissions des secteurs bruns et de 0,42 % de leur valeur ajoutée.

Source : modèle Vulcain du CGDD.

supposé être porté par l'UE uniquement. Les cas de coopération internationale sont étudiés dans la partie 4.

3.1. Existence d'un optimum intérieur

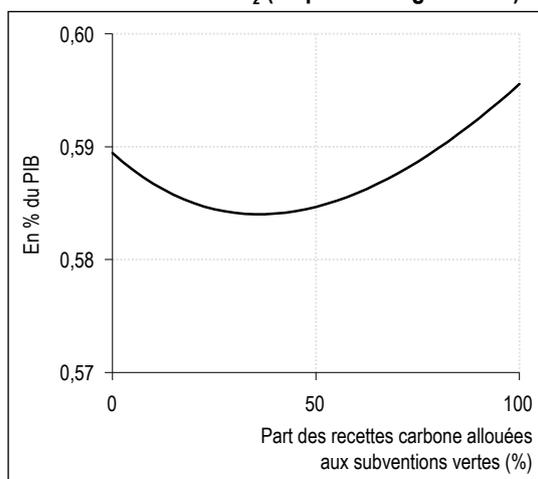
L'effet macroéconomique du choix d'allocation des recettes apparaît comme plutôt secondaire en comparaison de l'effet premier de l'instauration d'une tarification du carbone (figure III). Ainsi, quel que soit le choix d'allocation, le coût macroéconomique de la réduction d'un quart des émissions de l'UE se situe dans une fourchette relativement étroite aux alentours de -0,6 point de PIB. Néanmoins, il existe un optimum économique, c'est-à-dire une moindre baisse du PIB, pour un régime d'allocation intermédiaire : environ 40 % des recettes reversées sous forme de subventions vertes et 60 % reversées forfaitairement aux ménages⁶. En effet, le coût macroéconomique marginal de réduction des émissions est de 131,2 € par tonne de CO₂ évitée lorsque l'ensemble des recettes carbone sont reversées aux ménages, et de 133,7 € par tonne lorsqu'elles sont entièrement dépensées sous forme de subventions vertes, contre 130,1 € par tonne lorsque 40 % des recettes sont allouées sous forme de subventions vertes. Il semble donc pertinent du point de vue de l'efficacité économique d'associer tarification du carbone et subventions vertes.

Cette pertinence de l'utilisation conjointe est la résultante de deux phénomènes de sens opposés. D'un côté, comme étudié précédemment, la

demande finale se dégrade de plus en plus à mesure que l'on distord les équilibres économiques par une baisse de fiscalité du capital vert et que les revenus des ménages sont ponctionnés afin d'encourager des investissements de moins en moins productifs. Ainsi, lorsque l'ensemble des recettes sont reversées aux ménages, la demande finale baisse de 0,49 % en volume, contre 0,50 % lorsque 40 % des recettes servent à des subventions vertes, et 0,53 % lorsque l'ensemble des recettes sont mobilisées à cette fin (figure IV). De l'autre côté, nous avons déjà vu que les subventions vertes ont un effet positif sur la balance commerciale de l'UE en volume, en permettant aux entreprises européennes du secteur vert de devenir plus compétitives et en réduisant le budget que les ménages peuvent consacrer à des importations. Ce bénéfice est cependant de plus en plus fortement décroissant à mesure que le niveau des subventions augmente. Ainsi, lorsque toutes les recettes provenant des taxes carbone sont reversées aux ménages, la balance commerciale se dégrade à hauteur de 0,103 point de PIB en volume, contre 0,085 point de PIB avec 40 % de recettes affectées à des subventions vertes, et 0,062 point de PIB lorsque l'ensemble des recettes sont utilisées à cette fin.

C'est le croisement de ces deux courbes, celle concave et décroissante de la demande finale, et celle concave et croissante de la balance commerciale, qui aboutit à l'existence d'un optimum intérieur en matière de PIB. Il correspond à un équilibre dans lequel les subventions vertes permettent aux entreprises européennes d'être compétitives pour répondre à la demande accrue des consommateurs européens pour des biens verts suite à la mise en œuvre d'une tarification du carbone. Cet optimum permet à l'économie européenne d'éviter un double écueil. Dans le cas de recettes entièrement mobilisées pour financer des subventions vertes, les entreprises du secteur vert européen sont très compétitives grâce à la baisse de la fiscalité sur leur capital. Mais les consommateurs européens voient leur budget amputé par la tarification du carbone, sans toutefois en récupérer les recettes, et la demande intérieure est donc affaiblie sans que les débouchés trouvés sur le marché extérieur ne soient une compensation suffisante. À l'inverse, lorsque l'ensemble des recettes sont reversées aux ménages, les consommateurs européens ont une capacité de consommation préservée, mais cette demande intérieure va être en bonne partie satisfaite par des importations en provenance de

Figure III – Coût économique d'une combinaison des deux dispositifs, pour une réduction de 25 % des émissions de CO₂ (en pourcentage du PIB)

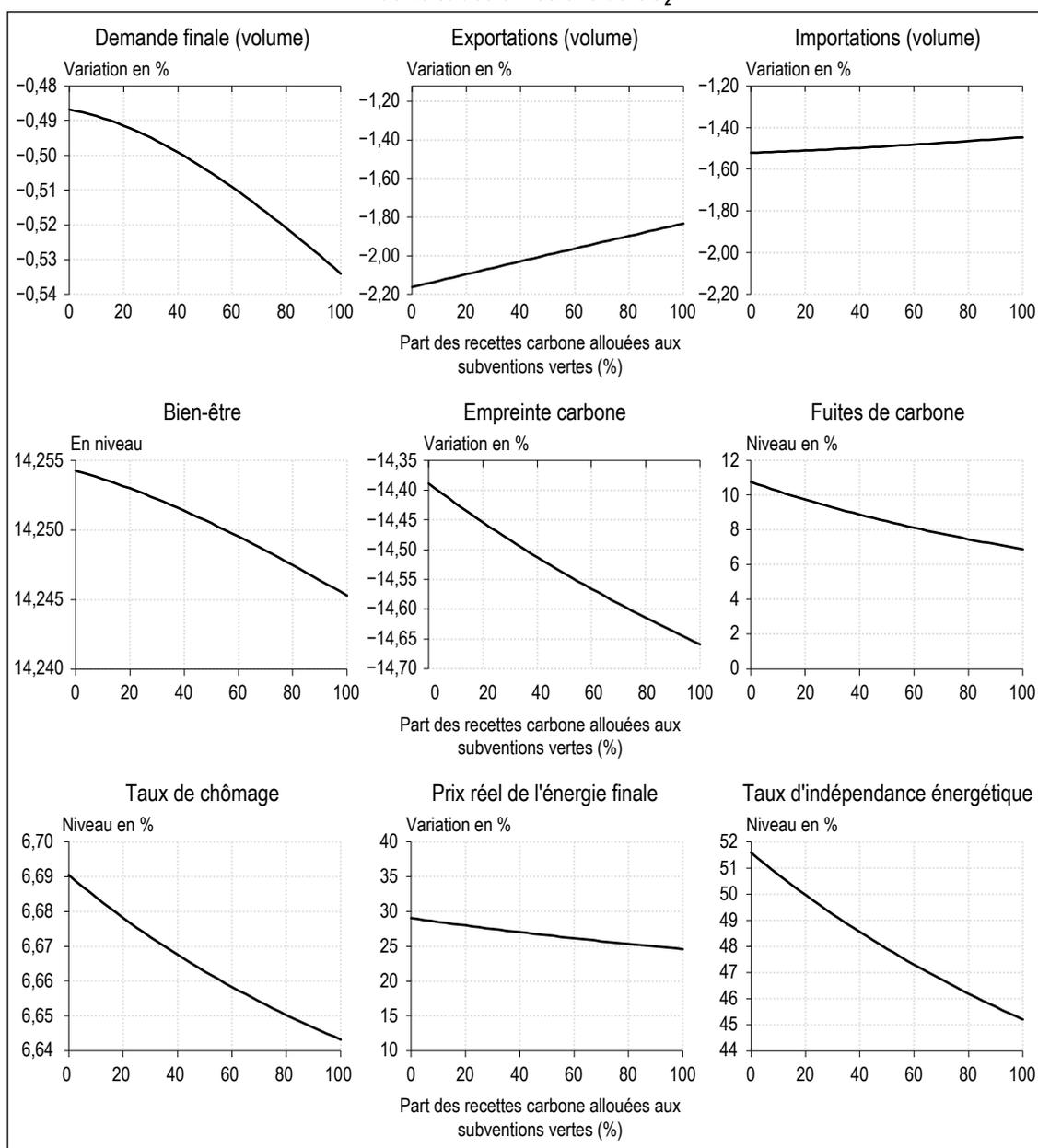


Lecture : lorsque 80 % des recettes sont reversées sous forme de subventions vertes, et le reste directement distribuées aux ménages, un mécanisme de tarification du carbone permettant de réduire d'un quart les émissions de CO₂ de l'UE a un coût macroéconomique de 0,59 % du PIB pour l'UE.

Source : modèle Vulcain du CGDD.

6. Des analyses de sensibilité de ce résultat sont présentées en annexe.

Figure IV – Effets économiques d'une combinaison des deux dispositifs, pour une réduction de 25 % des émissions de CO₂



Lecture : lorsque l'UE réduit de 25 % ses émissions de CO₂ via un mécanisme de tarification du carbone et que 50 % des recettes sont reversées sous forme de subventions vertes, et le reste distribué forfaitairement aux ménages, l'empreinte carbone de l'UE se réduit de 14,54 %, le taux de chômage atteint 6,66 % et le prix réel de l'énergie finale augmente de 26,6 %.
 Source : modèle Vulcain du CGDD.

pays étrangers n'appliquant pas de tels niveaux de tarification du carbone.

3.2. Des effets contrastés selon les indicateurs économiques et environnementaux

Le choix d'allocation des recettes de la tarification du carbone a des conséquences contrastées sur les émissions mondiales de carbone, sur l'acceptabilité sociale pour les ménages et sur les marchés de l'énergie.

Malgré ses effets potentiellement positifs sur le PIB, le recours aux subventions vertes induit toutefois une baisse du bien-être (mesuré comme un agrégat des volumes de demande finale et de loisir, cf. figure I), et ce même lorsqu'elles sont utilisées à des niveaux faibles. Les subventions vertes conduisent en effet indirectement à une baisse du pouvoir d'achat vis-à-vis des pays étrangers, en lien avec un affaiblissement du taux de change. La balance commerciale et l'activité industrielle sont certes préservées en volume, mais le maintien de la compétitivité

se fait à travers une baisse du prix des exportations et un renchérissement concomitant du prix des importations. La capacité des ménages à consommer s'en trouve donc réduite, et ce même en cas de bonne tenue du PIB.

En outre les subventions vertes apparaissent comme néfastes pour l'indépendance énergétique de l'UE. Le taux d'indépendance énergétique de l'UE, c'est-à-dire le ratio entre la production et la consommation intérieure d'énergie primaire, atteint près de 52 % suite à l'introduction du mécanisme de tarification du carbone, contre 43 % initialement. Lorsque les recettes de la tarification sont entièrement mobilisées pour des subventions vertes, le taux d'indépendance énergétique européen chute à 45 %, soit un niveau proche de la situation initiale. Cela s'explique par une réduction de plus de 40 % du volume de combustibles fossiles extraits du sol de l'UE, en raison de la reconversion des capitaux dédiés à l'extraction vers les énergies vertes. Ainsi, choisir de reverser les recettes de tarification du carbone aux ménages est bénéfique pour leur pouvoir d'achat et pour l'indépendance énergétique de l'Union européenne.

À l'inverse, reverser les recettes sous forme de subventions vertes permet de réduire les fuites de carbone, c'est-à-dire d'éviter qu'une partie des émissions réduites sur le territoire de l'UE ne soient déplacées vers d'autres pays, notamment en raison de délocalisations d'usines. Ainsi lorsque l'ensemble des recettes sont reversées directement aux ménages, le taux de fuites de carbone s'élève à près de 11 %, ce qui signifie que 11 % des baisses d'émissions obtenues sur le territoire de l'UE sont compensées par des hausses d'émissions dans le reste du monde. Ce taux est réduit à 7 % dans le cas d'une allocation intégrale des recettes aux subventions vertes. En effet, les subventions vertes permettent de préserver le tissu industriel européen en stimulant la production du secteur vert. À mesure que l'on augmente les subventions vertes, les industries du secteur vert européen vont donc gagner des parts de marché localement ainsi qu'à l'étranger, réduisant ainsi les délocalisations, tandis que la diminution de la consommation locale conduit à une baisse des importations de biens carbonés produits à l'étranger. Par conséquent, les subventions vertes permettent de réduire non seulement les fuites de carbone mais aussi l'empreinte carbone de l'UE.

De plus les subventions vertes permettent de limiter la hausse du prix réel de l'énergie finale. Cette hausse, de 29,1 % lorsque les recettes sont

entièrement reversées aux ménages, est abaissée à 24,6 % lorsque les recettes sont entièrement mobilisées pour financer des subventions vertes. En effet, les subventions vertes permettent de réduire le recours à la tarification du carbone pour réduire les émissions, et aussi de financer le développement des énergies renouvelables à des coûts très compétitifs de sorte que le prix de production de l'énergie hors taxes diminue.

Enfin les subventions vertes sont bénéfiques pour l'emploi grâce au maintien des activités industrielles. C'est même via ce maintien de l'emploi qu'elles déploient une majeure partie de leurs effets positifs sur le PIB. En effet, en effectuant des simulations dans lesquelles la quantité totale de travail fournie par l'économie européenne est fixée, cet optimum intermédiaire sur le PIB disparaît. Nous voyons donc que, malgré ses effets négatifs sur le pouvoir d'achat des ménages et sur l'indépendance énergétique, le recours aux subventions vertes n'est pas dénué d'avantages. D'une part il permet, dans les situations de non-coopération climatique, de réduire la quantité totale d'émissions de carbone à l'échelle planétaire. D'autre part, il peut favoriser l'acceptabilité sociale de la tarification du carbone en limitant la hausse du prix de l'énergie et en préservant les emplois industriels. Ceci rejoint et complète les résultats de plusieurs enquêtes ayant démontré que les mesures de subventions vertes ont une meilleure acceptabilité sociale que celles recourant à la tarification du carbone (Abou-Chadi *et al.*, 2024 ; Leiserowitz *et al.*, 2010 ; Mahmoodi *et al.*, 2018). En particulier, Douenne & Fabre (2020) ont montré que la tarification du carbone obtient de bons niveaux d'adhésion si les recettes sont utilisées pour financer les transports publics (64 % d'avis favorables), les énergies renouvelables (59 %) ou la rénovation thermique des bâtiments (56 %). En revanche les mesures les plus forfaitaires semblent susciter moins d'adhésion : paiement forfaitaire uniforme (38 %), réduction du déficit public (44 %), ciblage sur les 50 % les plus modestes (45 %).

4. Coopération internationale

Nous analysons désormais les scénarios dans lesquels le reste du monde (hors UE) fait également un effort climatique, en introduisant son propre mécanisme de tarification du carbone. Pour simplifier, nous étudierons tour à tour les deux cas polaires dans lesquels le reste du monde mobilise respectivement 0 % et 100 % des recettes de tarification afin de mettre en place des subventions vertes (la part complémentaire étant redistribuée forfaitairement aux ménages), tandis

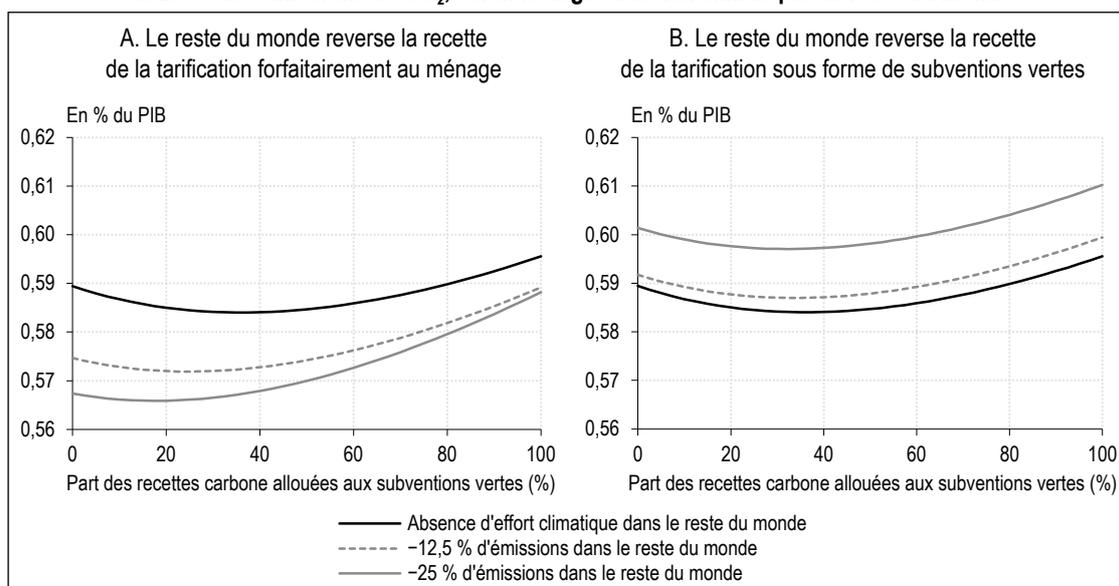
que nous continuons à faire évoluer la part des recettes carbone de l'UE mobilisées sous forme de subventions vertes continûment de 0 % à 100 % (la part complémentaire étant comme précédemment redistribuée forfaitairement aux ménages).

Lorsque le reste du monde redistribue l'intégralité des recettes de tarification du carbone aux ménages, l'effort climatique qu'il réalise a des effets économiques immédiatement bénéfiques pour l'UE. Une réduction de 12,5 % des émissions dans le reste du monde permet ainsi de réduire le coût macroéconomique pour l'UE de son propre effort climatique de près de 0,59 point de PIB à moins de 0,58 point de PIB (figure V). Ce coût est réduit à moins de 0,57 point de PIB lorsque le reste du monde diminue ses émissions territoriales de 25 %. Cet effet positif pour l'UE est essentiellement lié à la réduction des fuites de carbone et des pertes de compétitivité qui y sont liées. Quand le reste du monde fait un effort climatique important, voire équivalent à celui de l'UE, il n'y a plus pour les industries autant d'avantages à délocaliser leur production hors de l'UE. Pour cette même raison, il est de moins en moins utile de recourir aux subventions vertes à mesure que l'effort climatique du reste du monde augmente. Ainsi, quand l'UE et le reste du monde réduisent leurs émissions dans des proportions semblables, l'optimum en matière de PIB est de mobiliser seulement

20 % des recettes de tarification du carbone pour financer des subventions vertes, contre 40 % en l'absence d'effort climatique du reste du monde. L'UE peut ainsi toujours espérer conquérir des parts de marché à l'export sur le marché des biens verts, mais le besoin de se protéger des délocalisations se fait nettement moins sentir.

À l'inverse, si le reste du monde mobilise l'ensemble de ses recettes de tarification du carbone afin de financer des subventions vertes, alors les efforts climatiques du reste du monde ont à moyen terme un impact négatif sur l'économie européenne. De fait, plus la tarification du carbone mise en œuvre dans le reste du monde est élevée, et plus le reste du monde disposera de recettes importantes pour réduire la fiscalité des entreprises de son secteur vert. Ainsi, paradoxalement, la concurrence à laquelle fait face l'UE dans le secteur des biens verts est d'autant plus forte quand le reste du monde relève ses niveaux de tarification du carbone tout en utilisant les recettes pour financer des subventions vertes. On observe dans ce scénario que les effets bénéfiques liés à l'élimination des fuites de carbone sont plus que compensés par cette concurrence fiscale exacerbée. Il y a alors à nouveau un optimum pour l'UE au niveau du PIB lorsqu'environ 40 % des recettes de tarification sont reversées sous forme de subventions vertes afin de se protéger de cette concurrence fiscale.

Figure V – Coût économique d'une combinaison des deux dispositifs, pour une réduction de 25 % des émissions de CO₂, selon le degré d'action climatique du reste du monde



Lecture : lorsque 40 % des recettes sont reversées sous forme de subventions vertes, et le reste distribué forfaitairement aux ménages, un mécanisme de tarification du carbone permettant de réduire d'un quart les émissions de CO₂ de l'UE a un coût macroéconomique de 0,59 % du PIB lorsque le reste du monde ne fait pas d'effort climatique. Ce coût est réduit à 0,57 % du PIB lorsque le reste du monde réduit également d'un quart ses émissions territoriales en reversant les recettes de sa propre tarification du carbone aux ménages. Il est augmenté à 0,60 % du PIB lorsque le reste du monde réduit également d'un quart ses émissions territoriales mais en reversant les recettes de sa propre tarification du carbone sous forme de subventions vertes.

Source : modèle Vulcain du CGDD.

Nous voyons donc que, même lorsque les pays coopèrent pour réduire leurs émissions de carbone, il est possible d'observer une forme de non-coopération sur la manière de faire cette décarbonation. La situation se rapporte alors à une forme de dilemme du prisonnier : la situation économique des différentes régions du monde serait meilleure si aucun pays ne mettait en place de subventions vertes, mais chaque région a un avantage à mettre en place unilatéralement ce type de politiques. Qui plus est, l'instauration de subventions vertes ailleurs dans le monde incite chaque région à relever toujours davantage ses propres niveaux de subventions. L'existence de cet équilibre concurrentiel sous-optimal porte un risque de fragilisation de la coopération climatique et de perte d'efficacité dans la transition énergétique à l'échelle mondiale. Une proposition telle que la mise en œuvre d'un club climat (Nordhaus, 2015), appliqué non seulement au niveau de tarification du carbone mais aussi à la manière d'en utiliser les recettes, pourrait fournir une solution intéressante à ce type de non-coopération.

* *
*

La mobilisation d'un modèle d'équilibre général stylisé a permis de mettre en évidence un certain nombre de résultats quant à la pertinence des subventions vertes et à la place à leur accorder dans la conception des politiques de réduction des émissions de carbone. Bien qu'elles soient peu efficaces utilisées seules, introduire une quantité limitée de subventions vertes serait une mesure potentiellement utile en complément de la tarification du carbone. En particulier, les subventions vertes sont susceptibles de protéger les emplois industriels du risque de délocalisation et d'augmenter l'acceptabilité sociale de la tarification du carbone en limitant le renchérissement du prix de l'énergie.

Ainsi, tandis que la tentation pour les décideurs est forte de recourir massivement à des subventions vertes plutôt qu'à des mesures plus impopulaires pesant sur les émissions de carbone, nous avons vu que celles-ci ont

effectivement toute leur place dans la politique climatique, mais à condition de demeurer limitées dans leur étendue et complémentaires d'une tarification suffisante du carbone. Par ailleurs, afin d'éviter la concurrence fiscale néfaste entre États que ces subventions vertes ont tendance à exacerber, leur juste niveau pourrait faire l'objet de discussions internationales. À défaut de cela, le recours massif et unilatéral aux subventions vertes risque de dégénérer en une forme de guerre commerciale, comme l'ont illustré récemment les débats autour de l'*Inflation reduction act* américain et des véhicules électriques produits en Chine.

Trois limites de l'analyse sont toutefois à mentionner. Premièrement, le capital est considéré comme parfaitement mobile entre secteurs, et notamment entre les activités vertes et brunes. Ceci ne permet pas de rendre compte des difficultés que pourrait rencontrer à court terme l'économie pour effectuer sa transition énergétique, et notamment la problématique posée par les actifs échoués du secteur brun, c'est-à-dire les actifs mis au rebut avant leur dépréciation économique complète. Deuxièmement, ces simulations ne prennent pas en compte les potentiels effets de taille critique du marché ni le progrès technique endogène. Il peut en effet exister une concurrence forte entre États pour essayer d'attirer l'ensemble d'une filière industrielle sur leur territoire, générant ainsi pour cette filière des rendements d'échelle et des co-bénéfices technologiques. Cet enjeu est susceptible de contribuer dans la réalité à une concurrence exacerbée dans l'allocation des subventions vertes. Troisièmement, ces simulations en statique comparative ne font pas évoluer la quantité totale de capital disponible dans l'économie. Par conséquent, les mécanismes de subventions vertes donnent lieu à un effet d'éviction total dans lequel les investissements verts se font au détriment des investissements bruns. Dans les faits, un abaissement de la fiscalité du capital vert est susceptible d'augmenter l'épargne et les investissements au détriment de la consommation, ou d'attirer des investissements étrangers en augmentant la rentabilité attendue du capital. Cette limite nous conduit à sous-estimer l'intérêt du recours aux subventions vertes. □

Lien vers l'Annexe en ligne :

www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/8561911/ES545_Abbas-et-al_Annexe_en_ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Abbas, R., Carnot, N., Lequien, M., Quartier-la-Tente, A. & Roux, S. (2024).** On the Way to Net Zero. But Which Way? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 544, 3–26.
<https://doi.org/10.24187/ecostat.2024.544.2121>
- Abou-Chadi, T., Jansen, J., Kollberg, M. & Redeker, N. (2024).** Debunking the Backlash-Uncovering European Voters' Climate Preferences. Hertie School, *Policy Brief*.
<https://www.delorscentre.eu/en/publications/detail/publication/debunking-the-backlash-uncovering-european-voters-climate-preferences>
- Acemoglu, D., Aghion, P., Bursztyn, L. & Hemous, D. (2012).** The environment and directed technical change. *American Economic Review*, 102(1), 131–166. <https://doi.org/10.1257/aer.102.1.131>
- Alestra, C., Cette, G., Chouard, V. & Lecat, R. (2020).** Long-term growth impact of climate change and policies: The Advanced Climate Change Long-Term (ACCL) scenario building model. Banque de France, *Working Paper Series* N° 759. <https://publications.banque-france.fr/sites/default/files/medias/documents/wp759.pdf>
- Baranzini, A., Van den Bergh, J. C., Carattini, S., Howarth, R. B., Padilla, E. & Roca, J. (2017).** Carbon pricing in climate policy: seven reasons, complementary instruments, and political economy considerations. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Climate Change*, 8(4), e462. <https://doi.org/10.1002/wcc.462>
- Berry, A. (2017).** Compensating households from carbon tax regressivity and fuel poverty: A microsimulation study. FAERE, *Policy Paper*, 2017-08. https://faere.fr/pub/PolicyPapers/Berry_FAERE_PP2017_08.pdf
- Blanchet, D. & Pesme, C. (2024).** Costs and Co-Benefits of Climate Transition Policies: How Accurately Will They Be Measured by Standard of Living and Well-Being Indicators? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 543, 3–20. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2024.543.2116>
- Branger, F. & Quirion, P. (2014).** Would border carbon adjustments prevent carbon leakage and heavy industry competitiveness losses? Insights from a meta-analysis of recent economic studies. *Ecological Economics*, 99, 29–39. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2013.12.010>
- Carbone, J. C. & Rivers, N. (2017).** The Impacts of Unilateral Climate Policy on Competitiveness: Evidence From Computable General Equilibrium Models. *Review of Environmental Economics and Policy*, 11(1), 24–42. <https://doi.org/10.1093/reep/rew025>
- Carbone, J. C., Morgenstern, R. D., Williams III, R. C. & Burtraw, D. (2013).** Deficit reduction and carbon taxes: Budgetary, economic, and distributional impacts. *Resource for the Future Report*.
<https://media.rff.org/documents/RFF-Rpt-Carbone.etal.CarbonTaxes.pdf>
- Château, J., Dellink, R. & Lanzi, E. (2014).** An overview of the OECD ENV-linkages model: version 3. OECD, *Environment Working Papers* N°65. <https://doi.org/10.1787/19970900>
- Dechezleprêtre, A., Fabre, A., Kruse, T., Planterose, B., Chico, A. S. & Stantcheva, S. (2022).** Fighting climate change: International attitudes toward climate policies. National Bureau of Economic Research, *Working Paper* N°30265. <https://doi.org/10.3386/w30265>
- Dechezleprêtre, A. & Sato, M. (2017).** The Impacts of Environmental Regulations on Competitiveness. *Review of Environmental Economics and Policy*, 11(2), 183–206. <https://doi.org/10.1093/reep/rex013>
- Decreux, Y. & Valin, H. (2007).** MIRAGE, updated version of the model for trade policy analysis: focus on agriculture and dynamics. TradeAG *Working Paper* N°07/7. <https://doi.org/10.22004/ag.econ.7284>
- Douenne, T. (2020).** The vertical and horizontal distributive effects of energy taxes: A case study of a french policy. *The Energy Journal*, 41(3), 231–254. <https://doi.org/10.5547/01956574.41.3.tdow>
- Douenne, T. & Fabre, A. (2020).** French attitudes on climate change, carbon taxation and other climate policies. *Ecological Economics*, 169, 106496. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2019.106496>
- Ederington, J., Levinson, A. & Minier, J. (2005).** Footloose and Pollution-Free. *The Review of Economics and Statistics*, 87(1), 92–99. <https://doi.org/10.1162/0034653053327658>
- Eichner, T. & Pethig, R. (2011).** Carbon leakage, the green paradox, and perfect future markets. *International Economic Review*, 52(3), 767–805. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2354.2011.00649.x>
- Fischer, C. & Preonas, L. (2010).** Combining policies for renewable energy: Is the whole less than the sum of its parts? *International Review of Environmental and Resource Economics*, 4(1), 51–92.
<https://doi.org/10.1561/101.00000030>
- Germain, J.-M. & Lellouch, T. (2020).** The Social Cost of Global Warming and Sustainability Indicators: Lessons from an Application to France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 517-518-519, 81–102. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2020.517t.2024>

- Gherzi, F. (2014).** The IMACLIM-P Model Version 3.4. CIRED, *Working Paper N°57-2014*.
<https://hal.science/hal-01691764/document>
- Goulder, L. H. (1995).** Effects of carbon taxes in an economy with prior tax distortions: an intertemporal general equilibrium analysis. *Journal of Environmental Economics and Management*, 29(3), 271–297.
<https://doi.org/10.1006/jeem.1995.1047>
- Goulder, L. H. & Parry, I. W. (2008).** Instrument choice in environmental policy. *Review of Environmental Economics and Policy*, 2(2), 152–174. <https://doi.org/10.1093/reep/ren005>
- Jensen, S., Mohlin, K., Pittel, K. & Sterner, T. (2015).** An introduction to the green paradox: the unintended consequences of climate policies. *Review of Environmental Economics and Policy*, 9(2), 246–265.
<https://doi.org/10.1093/reep/rev010>
- Kalkuhl, M., Edenhofer, O. & Lessmann, K. (2013).** Renewable energy subsidies: Second-best policy or fatal aberration for mitigation? *Resource and Energy Economics*, 35(3), 217–234.
<https://doi.org/10.1016/j.reseneeco.2013.01.002>
- Kverndokk, S., Rosendahl, K. E. & Rutherford, T. F. (2004).** Climate policies and induced technological change: which to choose, the carrot or the stick? *Environmental and Resource Economics*, 27, 21–41.
<https://doi.org/10.1023/B:EARE.0000016787.53575.39>
- Leiserowitz, A., Maibach, E., Roser-Renouf, C. & Smith, N. (2010).** *Climate change in the American mind: Public support for climate & energy policies in June 2010*. Yale University and George Mason University. New Haven, CT: Yale Project on Climate Change Communication.
<https://resources.environment.yale.edu/climate-communication-OFF/files/PolicySupportJune2010.pdf>
- Mahfouz, S. & Pisani-Ferry, J. (2022).** L'action climatique : un enjeu macroéconomique. France Stratégie, *La note d'analyse N°114*. <https://www.strategie.gouv.fr/publications/laction-climatique-un-enjeu-macroeconomique>
- Mahmoodi, J., Prasanna, A., Hille, S., Patel, M. K. & Brosch, T. (2018).** Combining “carrot and stick” to incentivize sustainability in households. *Energy Policy*, 123, 31–40. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2018.08.037>
- Metcalfe, G. E. (1999).** A Distributional Analysis of Green Tax Reforms. *National Tax Journal*, 52(4), 655–682.
<https://doi.org/10.1086/NTJ41789423>
- Nordhaus, W. (1993).** Optimal greenhouse-gas reductions and tax policy in the “DICE” model. *American Economic Review*, 83(2), 313–317. <https://www.jstor.org/stable/2117683>
- Nordhaus, W. (2015).** Climate clubs: Overcoming free-riding in international climate policy. *American Economic Review*, 105(4), 1339–1370. <https://doi.org/10.1257/aer.15000001>
- OCDE (2020).** *Climate Policy Leadership in an Interconnected World: What Role for Border Carbon Adjustments?* Paris: Éditions OCDE.
https://www.oecd.org/content/dam/oecd/en/publications/reports/2020/12/climate-policy-leadership-in-an-interconnected-world_6ce58248/8008e7f4-en.pdf
- Pearce, D. (1991).** The role of carbon taxes in adjusting to global warming. *The Economic Journal*, 101(407), 938–948. <https://doi.org/10.2307/2233865>
- Reynes, F., Callonnet, G., Gouedard, H., Saussay, A., Landa, G., Malliet, P., Gueret, A. & Hu, J. (2013).** ThreeME Version 3-Multi-sector Macroeconomic Model for the Evaluation of Environmental and Energy policy. A full description. Paris: OFCE. <https://www.ofce.sciences-po.fr/pdf/documents/threeme/doc1.pdf>
- Schneider, S. H. & Goulder, L. H. (1997).** Achieving low-cost emissions targets. *Nature*, 389(6646), 13–14.
<https://doi.org/10.1038/37861>
- Stechemesser, A., Koch, N., Mark, E., Dilger, E., Klösel, P., Menicacci, L., Nachtigall, D., Pretis, F., Ritter, N., Schwarz, M., Vossen, H. & Wenzel, A. (2024).** Climate policies that achieved major emission reductions: Global evidence from two decades. *Science*, 385(6711), 884–892. <https://doi.org/10.1126/science.adl6547>
- Stiglitz, J. E., Stern, N., Duan, M., ... & Winkler, H. (2017).** *Report of the High-Level Commission on Carbon Prices*. <https://doi.org/10.7916/d8-w2nc-4103>
- Terkla, D. (1984).** The efficiency value of effluent tax revenues. *Journal of Environmental Economics and Management*, 11(2), 107–123. [https://doi.org/10.1016/0095-0696\(84\)90010-X](https://doi.org/10.1016/0095-0696(84)90010-X)
- Tullock, G. (1967).** Excess Benefit. *Water Resources Research*, 3(2), 643–644.
<https://doi.org/10.1029/WR003i002p00643>
- Van der Mensbrugge, D. (2008).** The environmental impact and sustainability applied general equilibrium (ENVISAGE) model. The World Bank, January.
<https://globalclimateactionpartnership.org/app/uploads/2015/09/ENVISAGE.pdf>

ANNEXE

ANALYSES DE SENSIBILITÉ DES RÉSULTATS AU CALIBRAGE

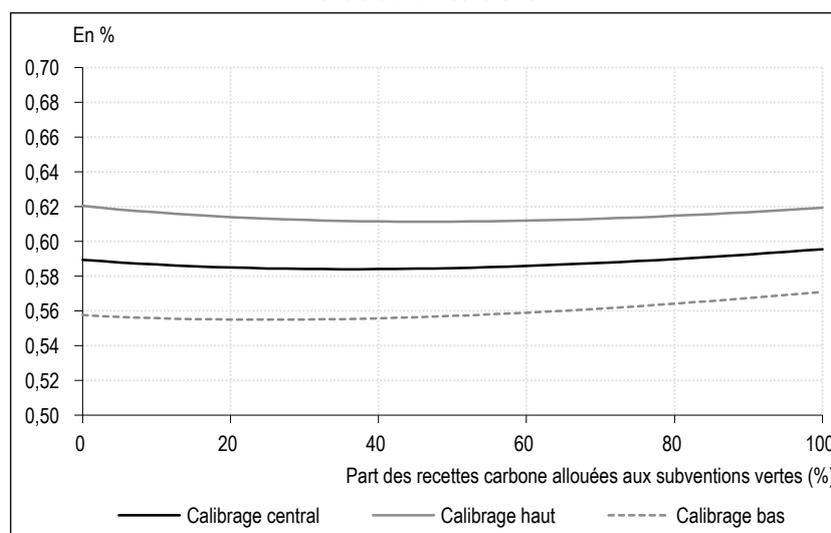
Une analyse de sensibilité du résultat principal de l'article est réalisée pour les différentes élasticités du modèle, réparties en quatre groupes :

- Élasticité de substitution de la fonction d'utilité des ménages, entre offre de travail et demande de loisirs ;
- Élasticités de substitution des nœuds supérieurs de la fonction de production du bien générique ;
- Élasticités de substitution entre l'énergie et le capital et entre formes d'énergie ;
- Élasticités de substitution d'Armington entre les biens étrangers et les biens produits domestiquement.

Pour chacun de ces groupes, le calibrage retenu pour les simulations est comparé à un calibrage haut, dans lequel les élasticités de substitution sont augmentées de 25 %, et un calibrage bas, dans lequel les élasticités de substitution sont réduites de 25 %. L'analyse de sensibilité est effectuée pour la figure principale de l'étude, c'est-à-dire la figure III illustrant le coût macroéconomique d'une réduction de 25 % des émissions territoriales de l'UE obtenue via un mécanisme de tarification du carbone, en statique comparative et lorsque le reste du monde ne produit pas d'effort climatique.

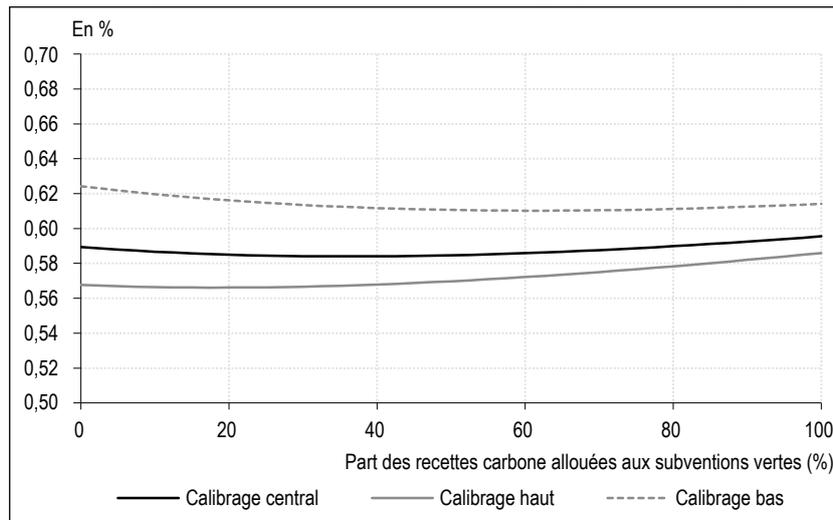
L'existence d'un optimum intérieur pour le PIB est maintenue quel que soit le choix du calibrage. Cet optimum se déplace dans un intervalle compris entre 20 % et 70 % des recettes de tarification allouées à des subventions vertes. L'intérêt des subventions vertes augmente lorsque l'offre de travail est plus élastique, et inversement (figure A-I). L'intérêt des subventions vertes diminue lorsque les types de biens deviennent plus aisément substituables, ainsi que le travail et l'agrégat capital-énergie (figure A-II). L'intérêt des subventions vertes augmente lorsque l'énergie devient plus substituable avec le capital ainsi que les sources d'énergie électrique entre elles (figure A-III). Enfin, les subventions vertes ont d'autant plus d'intérêt que la substituabilité entre les biens produits domestiquement et ceux produits à l'étranger est forte (figure A-IV). Au global, le calibrage le plus sensible est celui de la substituabilité entre l'énergie et les autres facteurs de production.

Figure A-I – Analyse de sensibilité de la figure III au calibrage de l'élasticité de substitution entre travail et loisirs



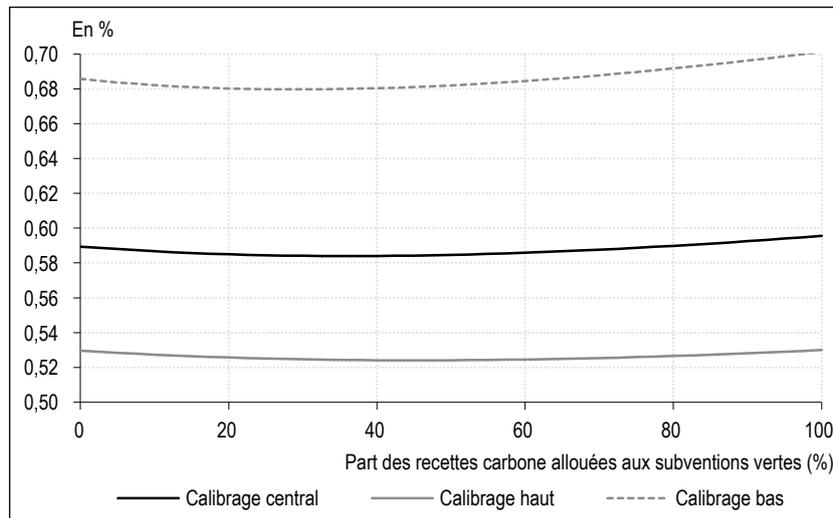
Source : modèle Vulcain du CGDD.

Figure A-II – Analyse de sensibilité de la figure III au calibrage de l'élasticité de substitution entre types de biens et entre le travail et l'agrégat capital-énergie



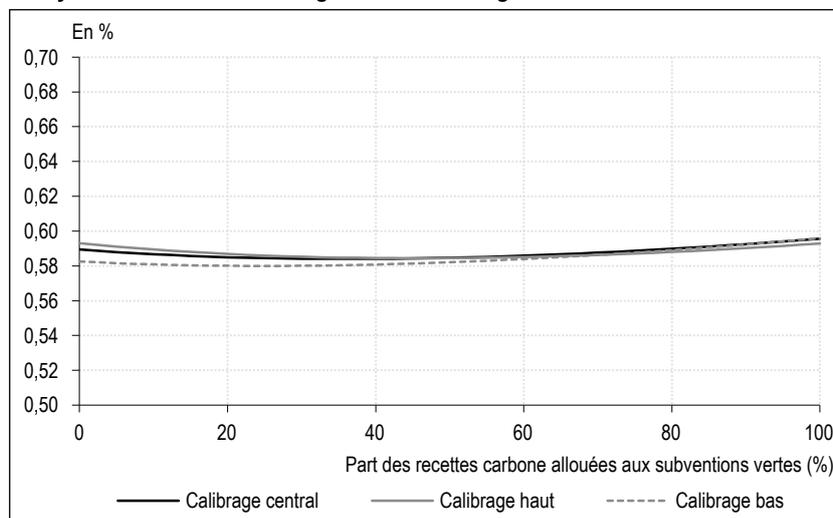
Source : modèle Vulcain du CGDD.

Figure A-III – Analyse de sensibilité de la figure III au calibrage de l'élasticité de substitution entre énergie et capital et entre les différentes sources d'énergie électrique



Source : modèle Vulcain du CGDD.

Figure A-IV – Analyse de sensibilité de la figure III au calibrage des élasticités de substitution d'Armington



Source : modèle Vulcain du CGDD.

La mobilité des individus le long de l'échelle des revenus en France sur la période 2003-2021

Intragenerational Income Mobility in France Over the 2003-2021 Period

Tristan Loisel* et Michaël Sicsic**

Résumé – Dans cet article, nous mesurons la mobilité des individus dans la distribution des revenus à partir d'un panel de données fiscales inédit couvrant la période 2003-2021. Le rang dans l'échelle des revenus de 2021 des individus âgés de 25 à 49 ans en 2003 est fortement corrélé à leur rang dans l'échelle des revenus de 2003 (corrélation de 0,68). L'inertie est particulièrement forte pour les 20 % les plus aisés et les 20 % les plus modestes de 2003 : près des deux tiers restent dans leur catégorie 18 ans plus tard. La mobilité intragénérationnelle des revenus semble sensiblement plus faible en France qu'aux États-Unis et stable par sous-période. Elle est plus élevée pour les tranches d'âges les plus jeunes, pour les indépendants et pour les habitants des plus grandes aires d'attraction des villes. Cette forte inertie se traduit par des inégalités seulement un peu plus faibles (de 7 %) lorsqu'elles sont mesurées sur 19 ans plutôt que sur une année.

Abstract – In this article, we measure the mobility of individuals within the income distribution using a new panel of fiscal data covering the 2003-2021 period. The rank on the 2021 income scale of individuals aged between 25 and 49 in 2003 correlates strongly to their rank in 2003 (rank-rank correlation: 0.68). This persistence is particularly strong among the wealthiest 20% and poorest 20% from 2003, with nearly two thirds remaining in the same income quintile 18 years later. Intragenerational income mobility appears to be considerably lower in France than in the United States and remains stable in each sub-period. It is higher for the youngest, for the self-employed and for inhabitants of the largest urban areas. This high level of persistence is reflected in the levels of inequality that are only a little (7%) lower when measured over 19 years than over one year.

JEL : D31, J60, J61, H0, R1.

Mots-clés : mobilité intragénérationnelle des revenus, inégalité, corrélation rang-rang, données fiscales, variations géographiques

Keywords: intragenerational income mobility, inequality, rank-rank correlation, fiscal data, spatial variations

* Insee ; ** Insee au moment de l'étude et CRED/TEPP (Université Paris 2). Correspondance : sicsic.michael@gmail.com

Nous remercions la DGFIP et le CASD pour l'accès aux données et Raphaële Adjerad pour son travail sur la construction du panel et son aide précieuse sur ce projet. Nous remercions également Aliocha Accardo, Valérie Albouy, Mathias André, Thomas Delemotte, Pauline Givord, Xavier Jaravel, Anne Jaubertie, Lionel Wilner, ainsi que les participants au séminaire DSDS/D2E de février 2023 et les deux rapporteurs anonymes de la revue.

Reçu en juillet 2023, accepté en août 2024.

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: Loisel, T. & Sicsic, M. (2024). Intragenerational Income Mobility in France Over the 2003-2021 Period. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 545, 65–82. doi: 10.24187/ecostat.2024.545.2129

Un individu peut occuper au cours du temps différentes positions dans la distribution des revenus. L'étude de la mobilité des individus dans la distribution des revenus est importante : elle permet de quantifier notamment l'ampleur des possibilités d'évolution le long d'une échelle des revenus, ou a contrario l'inertie qui pourrait prévaloir à certains endroits de la distribution.

Une absence ou une très faible mobilité dans l'échelle des revenus peut être le signe de faibles opportunités de progression au cours de la vie active, au risque par exemple de ne pas permettre aux talents potentiels de se développer. Le manque de mobilité peut de ce fait fragiliser les bases de la croissance économique (OCDE, 2018). La mobilité est ainsi souvent un objectif de politique économique. Par ailleurs, le diagnostic sur les inégalités peut être différent lorsque les inégalités sont mesurées en coupe, comme c'est le cas le plus souvent ou si l'on tient compte des possibilités d'évolution individuelle des revenus. Ainsi, en 2012, Krueger, alors conseiller économique du président Obama, jugeait que « *l'inégalité des revenus serait moins préoccupante si les personnes à faibles revenus devenaient des salariés à hauts revenus à un moment donné de leur carrière* ». Or, jusqu'à maintenant peu d'éléments empiriques étaient disponibles sur la mobilité des revenus sur une période de plus de cinq ou dix ans.

Quel est le degré de mobilité au cours de la vie ? Quelles sont les différences selon les territoires, le sexe, le statut d'activité ou encore l'âge ? Sur longue période, dans quelle mesure la mobilité réduit-elle les disparités de revenus entre individus ? La présente étude vise à répondre à ces questions en analysant les trajectoires de revenus entre 2003 et 2021. Elle s'appuie sur des données fiscales longitudinales inédites, construites à partir des déclarations d'impôt sur le revenu et mises à disposition par la DGFIP pour décrire la mobilité des personnes dans l'échelle des revenus¹ (avant redistribution, mais y compris revenus de remplacement) ainsi que les inégalités, en prenant en compte les revenus des individus sur une longue période. Cette base de données a été complétée pour les fins de cette étude par un travail mené en collaboration avec la DGFIP pour d'une part remonter jusqu'en 2002 plutôt que 2006 dans les données initialement disponibles, et, d'autre part, estimer les revenus au niveau individuel plutôt qu'au niveau du foyer fiscal. Ces données permettent pour la première fois de suivre les revenus sur une période de 19 ans (2003-2021) et sur l'ensemble de la population déclarant des revenus

(éventuellement nuls). Nous nous appuyons sur plusieurs indicateurs de mobilité, comme les matrices de transition par quantiles de revenus et la corrélation rang-rang, mesurés sur la période 2003 à 2021. Ces indicateurs sont également calculés sur des intervalles de différentes durées, allant de 1 an à 18 ans. Nous contrôlons des effets de l'âge en mesurant la mobilité à conditions d'entrées dans la vie active équivalentes, et nous analysons si la mobilité est différente d'une période à l'autre. Enfin, nous étudions le lien entre la mesure des inégalités une année donnée et la mobilité en construisant l'indicateur de Shorrocks. Les différents indicateurs calculés permettent de mesurer la mobilité sous différents angles et d'établir un diagnostic complet sur la mobilité des revenus en France, les différents indicateurs ayant pu conduire à des conclusions différentes dans le passé (Buchinsky *et al.*, 2003).

L'exploitation des données montre que la mobilité des individus dans la distribution des revenus est faible. La corrélation entre le rang dans la distribution des revenus en 2003 et le rang dans la distribution en 2021 est de 0,68. Au sein des 20 % d'individus les plus aisés de 2003, 65 % sont encore parmi les plus aisés en 2021. Ces indicateurs sont par ailleurs significativement plus élevés (et donc la mobilité plus faible) si on considère une période plus courte. Ces résultats sont robustes au type de revenu considéré (individuel ou du foyer fiscal) et à la méthode de classement des individus. Nos résultats sont proches de ceux de Kramarz *et al.* (2022) et Aghion *et al.* (2023) sur des périodes de cinq et dix ans. Afin de pouvoir comparer nos résultats à ceux obtenus sur les États-Unis sur près de deux décennies par Auten *et al.* (2013a), nous utilisons un indicateur le plus proche possible de leur (sur les 35-40 ans et sur le revenu du foyer fiscal rapporté au nombre d'unités de consommation). L'inertie ainsi mesurée est plus élevée en France et la mobilité très ascendante plus faible qu'aux États-Unis².

Ensuite, nous montrons que la mobilité intragénérationnelle le long de l'échelle des revenus est plus forte pour les 25-29 ans (corrélation de 0,57) que pour les 35-39 ans (corrélation de 0,69), elle-même plus forte que pour les 45-49 ans (corrélation de 0,78). Elle est également plus forte pour les indépendants que pour

1. Il s'agit de la mobilité intragénérationnelle, concept différent de celui de mobilité intergénérationnelle, qui compare la position d'une personne à celle de son ou ses parents (pour une analyse de la mobilité intergénérationnelle, voir par exemple Sicsic (2023)).

2. 5 %, contre 3 % en France pour la mobilité très ascendante, et 48 % aux États-Unis contre 59 % en France (sur le même champ que l'étude américaine) pour la persistance parmi les 20 % les plus aisés.

les salariés : corrélation de 0,52 pour les indépendants, contre 0,70 pour les salariés. En revanche, elle diffère peu entre les femmes (0,67) et les hommes (0,69), bien que les hommes persistent davantage en haut de la distribution et moins en bas. L'inertie est par ailleurs un peu plus faible pour les individus qui déclarent une union ou une séparation. Du point de vue géographique, les habitants des plus grandes aires d'attraction des villes (plus de 700 000 habitants et l'aire de Paris) persistent davantage en haut de la distribution et connaissent plus de mobilités très ascendantes. Et sans surprise, la mobilité géographique va souvent de pair avec la mobilité des revenus (mais sans qu'un lien de causalité ne soit ici établi).

Enfin, nous montrons par le calcul de l'indice de Shorrocks que la forte inertie dans l'échelle des revenus se traduit par une faible réduction des disparités entre individus sur la période. Mesurer les inégalités en termes de revenu permanent (sur 19 ans) plutôt qu'à partir des revenus d'une année ne diminue que de 7 % la mesure des inégalités, et modifie donc peu l'ampleur des inégalités.

Notre étude s'inscrit dans une vaste littérature internationale ayant fait notamment l'objet d'une revue extensive par Jäntti & Jenkins (2015). Pour étudier la mobilité de revenus, plusieurs types de données peuvent être exploitées. Une première source importante sont les données fiscales, qui permettent l'étude du revenu avant redistribution. Aux États-Unis, Auten & Gee (2009) puis Auten *et al.* (2013a) examinent la mobilité des individus de 35 à 40 ans, sur dix ans pour les premiers et sur vingt ans pour les seconds. En France, Aghion *et al.* (2023) exploitent également des données fiscales pour mesurer les inégalités, la mobilité, les variations de revenus et leurs moments, sur des périodes de cinq ans d'intervalle entre 2006 et 2017. Ils trouvent une faible mobilité, hétérogène selon le territoire, le diplôme, la profession et la composition du revenu de départ. Notre principale contribution par rapport à ces études est de donner pour la première fois une mesure de la mobilité des revenus (avant redistribution) en France sur longue période (presque vingt ans). Par extension, notre étude est également la première sur ces données à étudier dans quelle mesure la mobilité augmente avec la longueur de la période considérée, comment elle évolue sur la période récente (jusqu'à 2021), et à établir le lien entre mobilité des revenus et inégalités de revenus sur longue période.

Une autre série d'études s'intéresse à la mobilité des individus en termes de salaire à partir de

données administratives. Un article de référence sur la mobilité des revenus du travail est celui de Kopczuk *et al.* (2010) qui mesure la mobilité sur une période très longue, 1951-2004, mais seulement dans les secteurs du commerce et de l'industrie. Ils trouvent une mobilité de court terme stable depuis la fin de la seconde guerre mondiale, mais une hausse de la mobilité de long terme portée par la réduction des inégalités de revenus entre hommes et femmes. En France, Buchinsky *et al.* (2003) utilisent un panel de salariés, les Déclarations annuelles de données sociales (DADS), pour mesurer différents indicateurs de mobilité et montrent que les résultats sur l'évolution de la mobilité dans le temps sont différents selon le type d'indicateurs. Les DADS ont également été utilisées par des travaux plus anciens pour analyser les évolutions individuelles de salaire sur dix ou quinze ans (voir notamment Lollivier & Payen, 1990 et Bayet & Colin, 1998). Kramarz *et al.* (2022) mobilisent le même panel de salariés sur une période plus récente, entre 1991 et 2016, et trouvent que la mobilité des salaires est stable sur des périodes de dix ans, très faible au sommet de la distribution, avec une dispersion entre villes et entre zones urbaines et rurales. Ce travail fait partie d'un projet international « GRID » (*Global Repository of Income Dynamics*) sur la mesure des inégalités et la mobilité des revenus (Güvenen *et al.*, 2022). Notre principale contribution par rapport à ces études est de quantifier la mobilité dans l'échelle des revenus en prenant en compte les revenus non salariaux et sur une population plus large (qui inclut les indépendants, les chômeurs et les retraités notamment).

Une troisième catégorie d'études s'appuie sur des données d'enquête, donc non exhaustives, et calcule des indicateurs de mobilité à partir des revenus après redistribution et sur des périodes plus courtes que la nôtre. Aux États-Unis, Hungerford (2011) fournit ainsi des mesures de la mobilité des revenus après redistribution sur des périodes de dix ans dans les années 1970 et 1980. Il trouve par exemple que 40 % des individus les 10 % les plus aisés le demeurent dix ans plus tard. Buchinsky & Hunt (1999) étudient également la mobilité des salaires sur la période 1979-1991, sur une population jeune (entre 14 et 24 ans en 1979) et trouvent que les inégalités de salaires sont de 12 à 26 % plus faible quand on les mesure sur longue période plutôt qu'en coupe. Bradbury (2011) mesure une corrélation rang-rang aux États-Unis entre 60 % à 65 % sur dix ans selon la période (entre 1970 et 2005), des élasticités et l'indice de Shorrocks, à partir d'un revenu après redistribution. En

France, les études sur les trajectoires de revenus produites à partir d'enquêtes s'appuient sur des niveaux de vie : Jauneau & Raynaud (2009) et Accardo (2016) mobilisent les données SRCV (Statistiques sur les revenus et conditions de vie) pour mesurer la mobilité sur cinq ans. Le rapport de l'OCDE publié en 2018 sur la mobilité s'appuie sur l'équivalent des données SRCV au niveau européen et montre que la France occuperait une position intermédiaire en termes de mobilité sur courte période (4 ans à 9 ans).

La suite de l'article est organisée comme suit. La première partie décrit les données utilisées. La deuxième décrit les méthodes utilisées. La troisième partie présente les résultats, des tests de robustesse et des analyses d'hétérogénéité de la mobilité selon différents facteurs. Une discussion des résultats est proposée à la fin de l'article.

1. Données, traitements et champ

1.1. Données

Les données sont issues des déclarations de revenus (formulaires 2042 et 2042 complémentaires) pour les revenus perçus au titre des années allant de 2003 à 2021, retraitées par la DGFIP et appelées « fichiers POTE » (pour fichier Permanent des Occurrences de Traitement des Émissions). Différentes versions du fichier POTE (des « émissions ») sont produites par la DGFIP chaque année selon les remontées fiscales : les émissions mobilisées ici sont la 4^e jusqu'en 2004 inclus, la 5^e en 2005 et la 6^e à partir de 2006.

Un panel de foyers fiscaux anonymisé a été construit par la DGFIP et mis à disposition sur le CASD (Centre d'accès sécurisé aux données) pour les années 2006-2019. Pour les besoins de cet article, une collaboration avec la DGFIP a permis d'étendre le panel à la période 2003-2021 et de construire des agrégats de revenus avant redistribution cohérents dans le temps. Les traitements effectués sur ces données sont détaillés dans l'Annexe en ligne S1 (voir lien de l'Annexe en ligne à la fin de l'article).

1.2. Champ

Le champ d'étude couvre les individus résidant en France (hors Mayotte), âgés de 25 à 49 ans en 2003 (ayant ainsi entre 43 et 67 ans en 2021) et présents en 2003 et en 2021, soit 19 millions d'individus. L'attrition est relativement faible (représentant 10 % de la population des 25-49 ans de 2003), elle est principalement liée aux décès et départs à l'étranger et a des effets limités sur la structure de la population³.

Des analyses spécifiques sont également effectuées selon les tranches d'âge en 2003 correspondant à certaines étapes de la vie professionnelle : début de carrière (25-29 ans), stabilité sur le marché du travail (35-39 ans), passage à la retraite (45-49 ans).

1.3. Définition des variables de revenus

Les revenus ont été construits à partir des déclarations fiscales en utilisant les définitions retenues par l'enquête Revenus fiscaux et sociaux (ERFS) de l'Insee sur la période (2003-2021). Les abattements ne sont ainsi pas soustraits des revenus pour obtenir un concept de revenu économique⁴. Ces revenus ont été calculés de manière à avoir un contour qui soit indépendant des réformes fiscales et cohérent au cours du temps. Les deux agrégats constitués sont les suivants :

A) Revenus déclarés individuellement :

- traitements et salaires : y compris les revenus de remplacement de type allocations chômage et préretraites,
- pensions et rentes : y compris les pensions d'invalidité (variable disponible depuis 2014) et les pensions alimentaires perçues,
- revenus agricoles,
- revenus industriels et commerciaux,
- revenus non commerciaux.

B) Revenus déclarés au niveau du foyer :

- revenus des capitaux mobiliers (hors produits exonérés),
- revenus fonciers,
- revenus accessoires.

S'agissant de revenus reportés dans les déclarations d'impôt sur le revenu, ils sont nets de cotisations sociales et de CSG déductible.

L'analyse principale est réalisée à partir des revenus déclarés individuellement, c'est-à-dire les revenus individuels d'activité et de remplacement (voir ci-dessus). Il s'agit d'un revenu avant redistribution. Ce revenu ne tient en outre

3. En 2003, la moyenne d'âge des individus également présents en 2021 est proche (37 ans) de celle des individus qui ne le sont plus (39 ans). Les individus présents aux deux dates sont plus souvent mariés, salariés (78 %, contre 63 % parmi les personnes qui sortent du panel), moins souvent indépendants (5 %, contre 7 %), et ont moins souvent des revenus nuls (10 %, contre 20 %). Le revenu moyen en 2003 est de 17 300 € pour les présents aux deux dates, ce qui est plus élevé que pour ceux qui ne sont plus présents en 2021 (14 800 €). La différence tient en partie au fait que la proportion d'individus avec des revenus nuls est deux fois plus élevée pour les individus non présents en 2021.

4. Pour les indépendants certains abattements sont soustraits, car correspondant directement à des dépenses indispensables à l'activité (par exemple, les achats de tracteurs pour les agriculteurs).

pas compte des revenus du conjoint et n'est donc pas directement affecté par une éventuelle mise en couple ou séparation, qui affecte les revenus du foyer.

Des tests de robustesse mobilisent également l'ensemble des revenus du foyer fiscal : les revenus individuels de l'éventuel conjoint sont additionnés, ainsi que les revenus des capitaux mobiliers et fonciers (non individualisables) et les revenus accessoires. Ces revenus sont rapportés au nombre de déclarants dans le foyer (un ou deux)⁵.

Dans les analyses des indicateurs de mobilité, ces revenus sont définis à deux dates : en début (2003) et en fin de période (2021)⁶. Dans les tests de robustesse (section 3.1.3), nous calculons des moyennes de revenus sur deux ans (2003-2004 et 2020-2021) pour s'abstraire des mobilités de revenus très transitoires. Pour le calcul de l'indice de Shorrocks, l'étude se restreint aux individus ayant déclaré des revenus positifs chaque année sur toute la période 2003-2021 (cf. infra).

1.4. Méthode de classement et effets d'âge

À chaque date, les individus sont ordonnés selon leurs revenus et classés en centièmes, dixièmes ou cinquièmes de revenus. Pour contrôler des effets d'âge (les personnes d'âges différents ne sont pas au même stade de leur carrière et de ce fait ont des revenus différents), nous classons chaque personne au sein des personnes nées la même année (en constituant ainsi des « quantiles intragénérationnels »), ce qui permet de mesurer comment la position dans l'échelle des revenus d'une personne évolue au cours de son cycle de vie, par rapport à des personnes (de la même génération) confrontées à des conditions économiques similaires⁷. Nos mesures de la mobilité ne sont ainsi pas affectées par le fait de comparer les positions relatives d'individus d'âges très différents, en ligne avec ce qui a été fait dans la littérature sur le sujet : Guvenen *et al.* (2021) expurgent le logarithme des revenus d'un effet âge, Pora & Wilner (2020) contrôlent des effets relatifs à l'âge, à la cohorte et à la période au moyen d'un modèle APC (*Age-Period-Cohort*), et Aghion *et al.* (2023) classent des individus par âge et utilisent aussi l'approche de Guvenen *et al.* (2021).

En test de robustesse, nous classons les individus dans la distribution des revenus de l'ensemble de la population de l'étude, c'est-à-dire ceux de 25 à 49 ans en 2003 (voir section 3.1.3). Des analyses spécifiques sont aussi réalisées sur des tranches d'âge quinquennal (25-29 ans, 35-39 ans et

45-49 ans en 2003) dans la section 3.1.4. Cette analyse, qui compare les individus à leurs homologues appartenant à la même cohorte, permet aussi de faire abstraction des effets de cycle de vie (Auten *et al.*, 2013a ; 2013b).

La construction des autres variables utilisées dans l'analyse est détaillée dans l'Annexe en ligne S1.

1.5. Description des revenus

En 2003, les revenus individuels sont nuls pour les premiers centièmes de la distribution (figure I-A) et augmentent jusqu'à atteindre 138 800 euros en moyenne dans le dernier centième. Les revenus du foyer fiscal par déclarant, qui incluent entre autres les revenus du capital, sont plus élevés et moins souvent nuls (figure I-B).

Sur le panel étudié, les inégalités de revenus déclarés (individuellement et au niveau du foyer, voir section 1.3) augmentent entre 2003 et 2021. Les 1 % (resp. 10 %) les plus aisés concentrent 6,4 % (resp. 28,2 %) des revenus en début de période, contre 8,0 % (resp. 30,7 %) en fin de période. L'indice de Gini est de 0,402 en 2003 et de 0,406 en 2021.

2. Méthode

Nous utilisons successivement deux indicateurs de mobilité de revenus.

2.1. Corrélation rang-rang

La corrélation rang-rang, qui mesure la corrélation entre les rangs en début et en fin de période, peut être estimée à partir de l'équation (1), où $R_{i,p}$ est le rang de l'individu i à la période p :

$$R_{i,2} = \alpha + \beta R_{i,1} + \varepsilon_i. \quad (1)$$

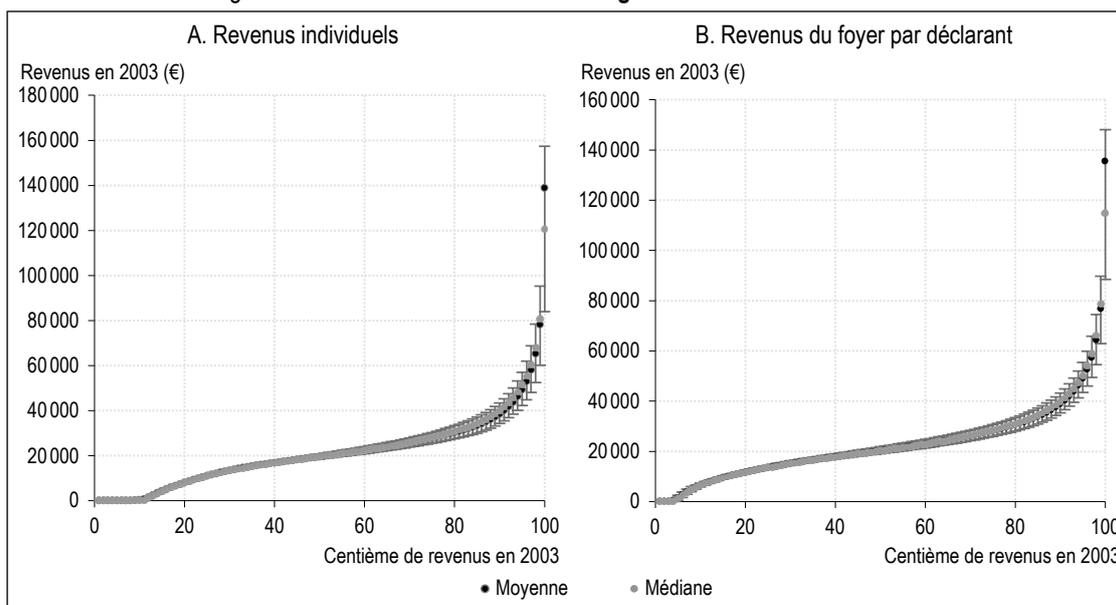
Le coefficient de régression β correspond à la corrélation rang-rang (par construction, les rangs suivent une loi uniforme en début comme en fin de période) : $\beta = \text{Corr}(R_{i,1}, R_{i,2})$. Et le R^2 de l'équation (1) permet de déterminer la part de la variabilité des rangs en 2021 expliquée par celle des rangs en 2003.

5. Ils sont rapportés au nombre de déclarants dans le foyer et non au nombre d'unités de consommation pour avoir une mesure de la mobilité individuelle indépendante des modifications de la taille de ménage.

6. Il arrive que les revenus soient négatifs (en cas de déficit notamment). Les individus concernés (largement minoritaires : 0,2 % des 25 à 49 ans en 2003) sont alors exclus du panel.

7. Certains articles font ainsi référence à la mobilité intragénérationnelle des revenus. Dans cet article, nous utiliserons principalement le terme de mobilité des revenus par simplicité, mais le concept est le même que la mobilité intragénérationnelle des revenus dans certaines publications.

Figure I – Revenus en 2003 selon le rang dans la distribution en 2003



Note : euros constants de 2021. Les intervalles représentent l'écart entre le premier et le troisième quartile.
 Lecture : les individus du 25^e centième de revenus en 2003 ont, en 2003, un revenu moyen de 10 900 euros, un revenu médian de 11 000 euros. Le premier quartile de leur revenu en 2003 est de 10 700 euros et le troisième quartile de 11 200 euros.
 Champ : France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE en 2003 et 2021 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.
 Sources : Insee-DGFIP, POTE panelisé 2003-2021, calculs des auteurs.

2.2. Matrices de transition

Une deuxième façon d'étudier la mobilité consiste à calculer les probabilités de transition d'un rang à l'autre entre deux périodes, en distinguant cinq, dix ou cent niveaux de revenu. À partir de ces probabilités de transition, il est possible de définir des indicateurs d'inertie ou de mobilité. Pour étudier l'inertie aux extrémités de la distribution, on s'intéresse à la probabilité, pour un individu appartenant au plus bas (resp. plus haut) cinquième de la distribution des revenus en début de période, d'être dans le plus bas (resp. plus haut) cinquième en fin de période : $Q1 \rightarrow Q1$ (resp. $Q5 \rightarrow Q5$). Concernant la mobilité, nous étudions la probabilité, au sein du plus bas (resp. plus haut) cinquième en début de période, d'être dans le plus haut (resp. plus bas) cinquième en fin de période : $Q1 \rightarrow Q5$ (resp. $Q5 \rightarrow Q1$). Nous dénommons ces transitions respectivement « mobilité très ascendante » et « mobilité très descendante ». Ces probabilités de mobilité très ascendante (resp. très descendante) sont conditionnelles au fait de se trouver dans le plus bas (resp. plus haut) cinquième en début de période.

On définit enfin des mobilités plus modérées : la « mobilité ascendante » est définie comme le fait de monter de deux dixièmes ou plus (de façon inconditionnelle) entre le début et la fin de la période, et la « mobilité descendante » comme le fait de descendre de deux dixièmes ou plus.

3. Résultats

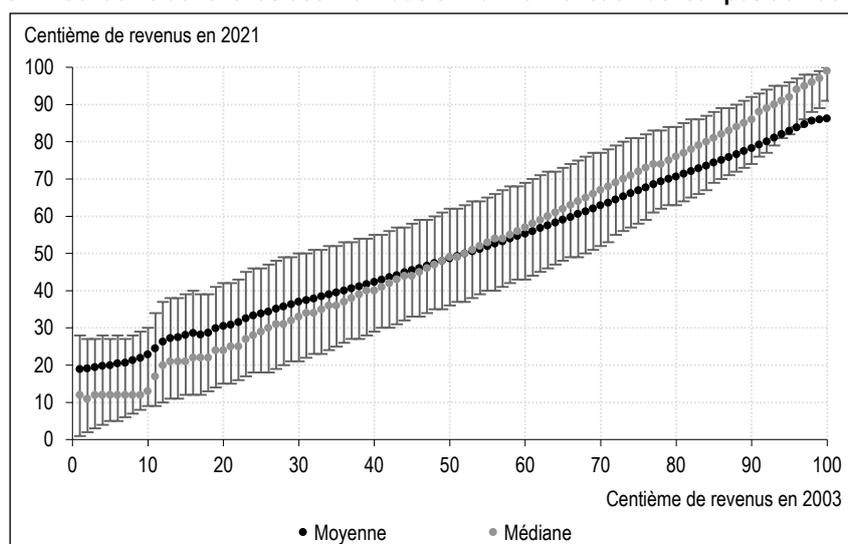
3.1. Indicateurs de mobilité

3.1.1. La corrélation rang-rang

Les revenus d'un individu déterminent fortement ceux qu'il percevra près de deux décennies plus tard : plus les individus sont situés en haut de l'échelle des revenus en 2003, plus grandes sont leurs chances d'occuper un rang élevé de la distribution en 2021 (figure II). La moyenne des rangs des individus augmente presque linéairement avec leur rang 18 ans plus tôt. L'écart de classement moyen entre deux individus aux centièmes extrêmes de la distribution en 2003 est d'environ sept déciles en 2021. L'écart de classement médian est encore plus grand (neuf déciles). Le rang moyen en 2021 des individus du plus haut centième en 2003 est de 86, contre 34 pour les individus situés au premier quart de la distribution en 2003.

L'inertie des individus dans la distribution se traduit également par une faible dispersion des rangs en 2021 au sein de chaque centième de revenus en 2003 (figure II). Ainsi, parmi les individus situés au milieu de la distribution des revenus en 2003, la moitié sont classés entre le 36^e et le 62^e centile en 2021, soit moins de trois déciles d'écart. En haut de la distribution, la dispersion en 2021 est encore plus faible : parmi les individus du 90^e centième en 2003, la

Figure II – Centième de revenus des individus en 2021 en fonction de leur position de départ



Note : les intervalles représentent l'écart entre le premier et le troisième quartiles.

Lecture : les individus du 25^e centième de revenus en 2003 ont, en 2021, un rang moyen de 34, un rang médian de 29. Le premier quartile de leur rang en 2021 est de 18 et le troisième quartile de 46.

Champ : France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE en 2003 et 2021, âgés de 25 à 49 ans en 2003, et déclarant des revenus l'année d'observation.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2021, calculs des auteurs.

moitié sont classés entre le 74^e et le 92^e centile en 2021 (soit moins de deux déciles d'écart). Des mobilités sont cependant possibles au sein de ce centième : une personne sur dix est descendue dans la moitié inférieure de la distribution des revenus en 2021. En bas de la distribution, au sein du 10^e centième en 2003, une personne sur dix a grimpé dans la moitié supérieure de la distribution des revenus en 2021. Ces situations de forte mobilité aux extrémités de la distribution se traduisent par une médiane des rangs en 2021, vue comme une fonction du rang en 2003, plus pentue que la moyenne de ces rangs⁸.

La figure S3-I-A de l'Annexe en ligne S3 représente les revenus en 2021 en euros, et non en termes de rang, en fonction du centième de revenus de 2003. On observe que la distribution des revenus en 2021 est plus resserrée en bas qu'en haut de la distribution. La croissance des revenus entre 2003 et 2021 est en revanche relativement homogène d'un centième de revenu à un autre : elle se situe en moyenne entre 1,4 et 1,7 % en termes réels pour les individus au-delà du 30^e centième, mais elle est mécaniquement plus élevée pour les plus modestes (voir figure S3-I-B de l'Annexe en ligne S3).

La corrélation (β de l'équation (1)⁹) du rang des individus entre le début de la période et trois ans après est de 0,84, de 0,75 dix ans après, et s'établit à 0,68 au bout de 18 ans (figure III), ce qui témoigne d'une faible mobilité intragénérationnelle dans l'échelle des revenus. Nous

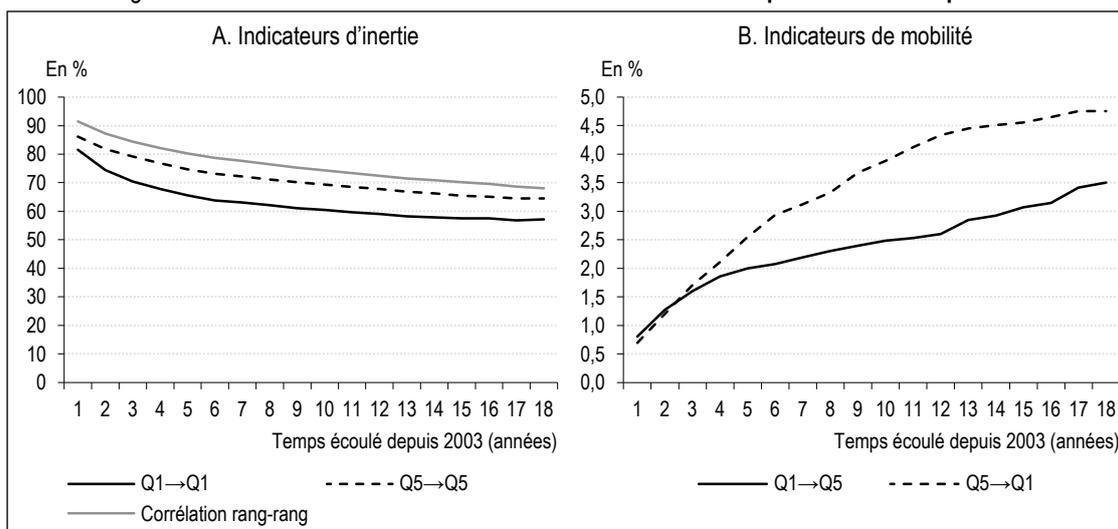
trouvons une corrélation rang-rang à cinq années d'intervalle de 0,80 sur l'ensemble de notre champ et 0,81 sur un champ comparable à celui retenu par Guvenen *et al.* (hors indépendants). Ces valeurs sont proches de celles estimées par Aghion *et al.* (2023) et Guvenen *et al.* (2022) : ils estiment respectivement une corrélation rang-rang en France de 0,84 et 0,83. Sur cette même période de cinq ans, on peut conclure à partir des résultats de Guvenen *et al.* (2022) que la corrélation rang-rang sur cinq ans est plus élevée en France qu'aux États-Unis (0,75) et que dans les pays nordiques (0,68 au Danemark, 0,70 en Norvège et 0,67 en Suède). La comparaison avec d'autres études (voir Annexe en ligne S2) va également dans le sens d'une plus faible mobilité intragénérationnelle en France qu'aux États-Unis, y compris sur plus longue période (vingt ans).

Le R^2 de l'équation (1) est de 0,46, ce qui signifie que près de la moitié de la variabilité des rangs observée en 2021 est expliquée par les rangs en 2003. Si l'inertie est très élevée, les positions sont ainsi loin d'être totalement déterminées par celles 18 ans auparavant.

8. Sauf dans l'extrême bas de la distribution, où la moyenne est croissante car tirée par les individus qui conservent un revenu nul en 2003 et 2021 (et dont le rang des individus a été fixé comme égal en 2003 et 2021).

9. Pour rappel, la corrélation rang-rang est calculée sur l'ensemble des individus de 25-49 ans, les rangs étant calculés au sein de chaque cohorte de naissance.

Figure III – Indicateurs d’inertie et de mobilité en fonction de la profondeur de la période

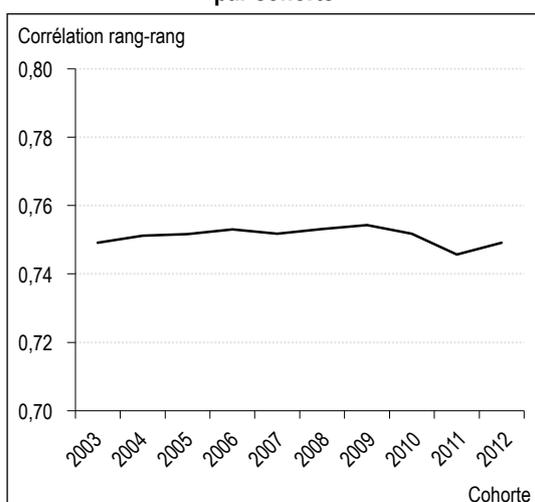


Lecture : la corrélation rang-rang calculée entre les années 2003 et 2008, soit cinq ans après, est de 0,80.
 Champ : France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE en 2003 et 2021, âgés de 25 à 49 ans en 2003, et déclarant des revenus l'année d'observation.
 Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2021, calculs des auteurs.

Pour étudier comment évolue la corrélation rang-rang au fil du temps nous calculons des indicateurs de mobilité pour différentes cohortes sur dix ans¹⁰ en les suivant de leurs 35 ans à leurs 44 ans. Les valeurs des indicateurs sont très proches d'un panel à l'autre : la corrélation rang-rang sur dix ans de chacune des cohortes est stable, autour de 0,75 (figure IV). Sur la période 2003-2021, la mesure de la mobilité sur dix ans est donc peu sensible au choix de la cohorte (ou, de manière équivalente, de la

sous-période¹¹). Ce résultat s'inscrit dans la continuité de celui de Kramarz *et al.* (2022), qui trouvent également que la mobilité des salaires (mesurée sur une période de cinq ou dix ans) a été stable en France entre 1995 et 2015. Aux États-Unis, la mobilité (mesurée à court ou à moyen terme) serait aussi plutôt stable depuis les années 60, selon Kopczuk *et al.* (2010). Auten & Gee (2009) montrent également que la mobilité (mesurée à partir d'un revenu avant redistribution rapporté aux unités de consommation) varie peu entre les périodes 1987-1996 et 1996-2005.

Figure IV – Corrélation rang-rang sur dix ans par cohorte



Lecture : les individus âgés de 35 ans en 2003 ont une corrélation rang-rang de 0,75 entre 2003 et 2012.
 Champ : individus âgés de 35 ans une année n (entre 2003 et 2012) et présents dans les données l'année n et l'année $n+9$.
 Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2021, calculs des auteurs.

3.1.2. Matrices de transition

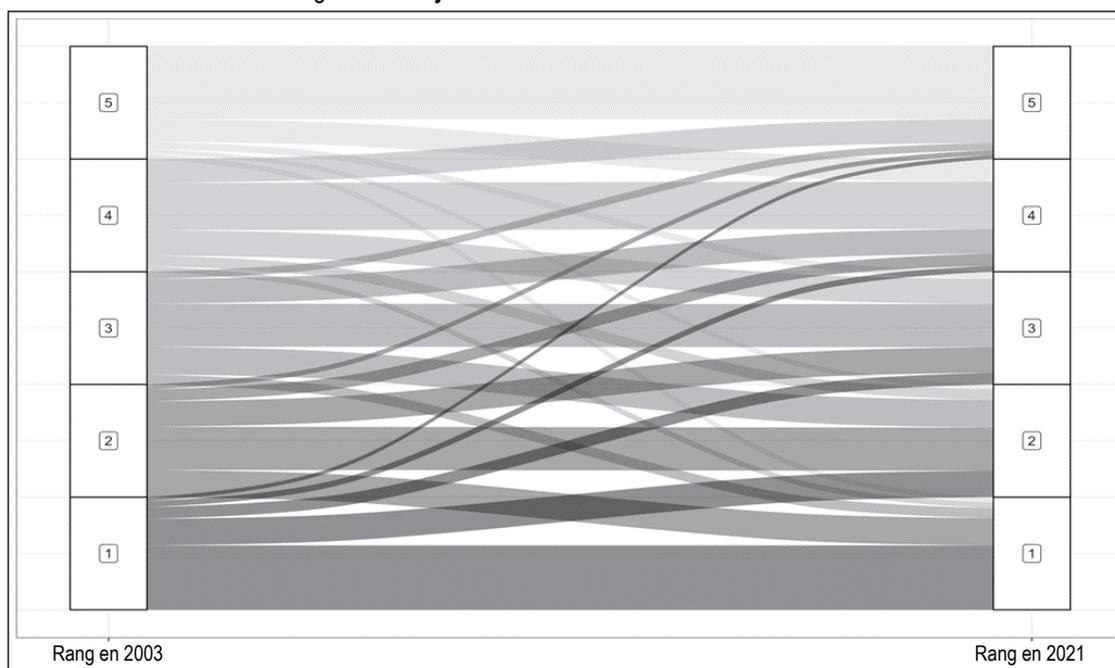
Une autre approche de la mobilité des revenus consiste à séparer les individus en 5, 10 ou 100 groupes en début de période et à regarder dans quel groupe ils se situent 18 ans plus tard.

Parmi les individus du plus bas cinquième de la distribution des revenus individuels en 2003, 57 % restent parmi les 20 % les plus modestes en 2021, et seuls 4 % effectuent une mobilité très ascendante dans le plus haut cinquième (voir figure V et figure S3-III de l'Annexe en ligne S3 pour une autre représentation). La mobilité est également faible en haut de la distribution :

10. Précisément, chaque panel n est constitué des individus âgés de 35 ans l'année n , et présents dans les données l'année n et l'année $n+9$. Le premier panel est donc constitué des individus âgés de 35 ans en 2003 et présents en 2003 et en 2012 et le dernier est constitué des individus âgés de 35 ans en 2012 et présents en 2012 et en 2021.

11. Âge, période et cohorte étant colinéaires, il n'est pas possible de distinguer période et cohorte à âge donné.

Figure V – Trajectoires de revenus entre 2003 et 2021



Lecture : parmi les individus dans le plus bas cinquième de revenus en 2003, 57 % y restent en 2021.
 Champ : France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE en 2003 et 2021 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.
 Sources : Insee-DGFIP, POTE panéliste 2003-2021, calculs des auteurs.

65 % des individus appartenant aux 20 % les plus aisés en 2003 sont toujours dans le plus haut cinquième en 2021. Les personnes parmi les 20 % les plus aisées en 2003 ont ainsi 18 fois plus de chances d'être parmi les plus aisés 18 ans plus tard que les personnes parmi les 20 % les plus modestes. Parmi les 20 % les plus aisés, rares sont les individus qui connaissent une mobilité très descendante (5 %, figure V), même si ces situations sont légèrement plus fréquentes que les mobilités très ascendantes (4 %).

Comme la corrélation rang-rang, ces statistiques dépendent de la longueur de la période considérée. Plus celle-ci est courte, plus la probabilité de mobilité très ascendante ou très descendante est faible (cf. figure III-B). Inversement, plus la période est courte plus la probabilité de rester dans le plus haut (resp. le plus bas) cinquième est forte : elle est de 69 % (resp. 60 %) à dix ans d'intervalle, 75 % à cinq ans (resp. 66 %) et 79 % (resp. 70 %) à trois ans d'intervalle (figure III-A). La persistance est par ailleurs plus forte en haut de la distribution qu'en bas sur une courte période, mais cet écart diminue avec l'allongement de la période et devient quasi-nul au bout de 18 ans.

La persistance mesurée est aussi plus faible lorsque la granularité est plus fine, au sens où en haut de la distribution, 58 % des individus

restent parmi les 10 % les plus aisés 18 ans plus tard (voir figure S3-IV de l'Annexe en ligne S3), et 36 % restent parmi les 1 % les plus aisés (figure S3-V). Les individus du plus haut centième en 2003 ont par ailleurs 75 % de chances d'être dans le plus haut dixième de revenus 18 ans après, et 86 % de chances d'être dans le tiers de revenus les plus élevés. Sur une période plus courte, la probabilité de rester dans le plus haut dixième est encore plus forte (figure III) : elle est de 76 % après cinq ans (en ligne avec les résultats d'Aghion *et al.*, 2023). À l'inverse, les individus les 10 % les plus modestes en 2003 sont près de la moitié (46 %) à le rester et 89 % à rester dans la moitié inférieure de la distribution des revenus. Les comparaisons internationales sont délicates, car les études diffèrent en de multiples dimensions : le concept de revenu considéré, le champ, la longueur de la période sur laquelle les indicateurs sont mesurés, les années d'intérêt, la prise en compte ou non des échelles d'équivalence. La confrontation de nos résultats à ceux d'Auten *et al.* (2013a) nous permet cependant d'affirmer que la mobilité est plus faible en France qu'aux États-Unis. Ces auteurs étudient la mobilité à partir des revenus avant redistribution, rapportés à des unités de consommation¹². Ils trouvent

12. Ces dernières sont calculées en prenant la racine carrée du nombre de personnes dans le ménage.

qu'un peu moins de la moitié des individus âgés de 35 à 40 ans appartenant au plus haut cinquième, restent dans ce cinquième 20 ans plus tard, 40 % restent dans le dixième le plus élevé et 24 % dans le centième le plus élevé. Sur nos données, en considérant la population du même âge (35-40 ans) et en retenant exactement le même concept de revenu, nous obtenons des proportions respectives de 59 %, 52 % et 32 %¹³ sur une période de longueur comparable (intervalle de 18 ans), soit environ 10 points de plus à chaque mesure de la persistance. Auten *et al.* (2013a) obtiennent également une mobilité très ascendante supérieure (5 %, contre 3 % ici). Ces comparaisons suggèrent que la mobilité de revenus est plus élevée aux États-Unis qu'en France, ce qui est cohérent avec les résultats de Kramarz *et al.* (2022) et de l'OCDE (2018). La comparaison avec d'autres études américaines et d'autres indicateurs, va aussi dans le sens d'une mobilité plus faible en France, comme détaillé dans l'Annexe en ligne S2.

3.1.3. Tests de robustesse

Dans cette partie, nous présentons différents tests de robustesse, d'abord en retenant un autre concept de revenu (revenu du foyer fiscal par déclarant plutôt que revenu individuel), puis en adoptant une autre méthode de classement des individus, afin d'éprouver les mesures de la mobilité.

Concept de revenu. L'analyse qui précède est effectuée sur les revenus d'activité et de remplacement individuels en additionnant le revenu du travail, les allocations chômage et les pensions de retraites du déclarant. Dans cette partie, nous étudions comment les résultats sont modifiés en considérant un autre concept du revenu, celui du foyer, c'est-à-dire en additionnant les revenus individuels des conjoints, mais aussi ceux des capitaux mobiliers et fonciers (non

individualisables), et les revenus accessoires. Ces revenus sont ensuite rapportés au nombre de déclarants dans le foyer.

La corrélation rang-rang à 18 ans d'intervalle mesurée à partir du revenu par déclarant du foyer (voir figure S3-II de l'Annexe en ligne S3) est très proche de celle obtenue sur les revenus individuels. Elle est de 0,66 (tableau 1). En ce qui concerne les matrices de transition, les résultats obtenus à partir du revenu par déclarant du foyer sont également proches. Par exemple, la probabilité de rester parmi les 20 % les plus modestes est de 56 %, et celle de rester dans le plus haut cinquième, de 61 %.

La mise en commun des ressources et la prise en compte des revenus du capital semblent donc peu affecter la mobilité. Les principaux facteurs déterminant la mobilité paraissent davantage liés au marché du travail (aux transitions professionnelles).

Classement des individus. Dans ce qui précède, les individus sont classés au sein de leur cohorte de naissance. Cependant, il est aussi intéressant de mesurer les rangs des individus dans l'ensemble de la population, c'est-à-dire toutes années de naissance confondues. Cela offre une autre perspective, dans laquelle les individus se comparent à l'ensemble de la population et non seulement à leur génération. Classifier les individus dans l'ensemble de la population plutôt que par année de naissance aboutit à une corrélation rang-rang légèrement plus faible sur les revenus individuels comme sur les revenus du foyer (de 0,04 ou de 0,05, voir tableau 1) et modifie peu les probabilités de transition¹⁴.

13. En rapportant les revenus du foyer aux unités de consommation et non à la racine carrée de la taille du foyer, nous obtenons respectivement 58 %, 51 % et 32 %.

14. À l'exception de la probabilité de rester parmi les 20 % les plus aisés qui est plus faible d'environ 6 points.

Tableau 1 – Indicateurs de mobilité et d'inertie, selon le concept de revenu et la méthode de classement

Concept de revenu et méthode de classement	Corrélation rang-rang	Inertie (%)		Mobilité (%)	
		Q1→Q1	Q5→Q5	Q1→Q5	Q5→Q1
Revenus individuels, classement par cohorte (analyse principale)	0,681	57,2	64,5	3,5	4,8
Revenus individuels, classement au sein de la population totale	0,642	57,1	58,5	3,7	4,5
Revenus du foyer par déclarant, classement par cohorte	0,661	57,0	60,9	3,5	4,2
Revenus du foyer par déclarant, classement au sein de la population totale	0,615	55,7	56,0	4,0	4,1

Champ : France hors Mayotte, individus ayant des revenus positifs ou nuls dans les données POTE en 2003 et 2021 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2021, calculs des auteurs.

Années considérées. Dans l'analyse qui précède, les revenus et rangs sont définis à deux dates : en 2003 et en 2021. Afin de limiter l'effet de mobilités très transitoires sur notre mesure de la mobilité à long terme, il est possible de calculer nos indicateurs à partir des moyennes de revenus sur deux ans¹⁵, en 2003-2004 pour le début de période et 2020-2021 pour la fin de période¹⁶. Les probabilités de transition calculées sur les revenus moyens sur deux ans sont proches des valeurs calculées à partir des revenus annuels, tout comme la corrélation rang-rang qui est seulement un peu plus élevée (0,72 entre les revenus de 2003-2004 et de 2020-2021, contre 0,69 entre 2003 et 2020). Notre mesure de la mobilité est donc peu sensible au fait de classer les individus à partir de leurs revenus sur deux ans ou sur un an. Dans l'analyse principale, nous avons donc privilégié le classement à partir des revenus d'une seule année, pour permettre une analyse sur une période plus longue, éviter l'année 2020 (qui est affectée par la pandémie), et réduire l'attrition.

3.1.4. Mobilité selon l'âge

Dans cette partie, nous montrons que la mobilité des revenus entre 2003 et 2021 décroît avec l'âge. Les indicateurs d'inertie (tels que la corrélation rang-rang et la persistance en haut ou en bas de la distribution) sont croissants avec l'âge en 2003 (voir figure S3-VI de l'Annexe en ligne S3). Les indicateurs de mobilité, mesurant la mobilité ascendante, descendante, très ascendante ou très descendante, sont décroissants (voir figure S3-VII de l'Annexe en ligne S3). Au-delà de 40 ans, le passage à la retraite se traduit par une stabilisation (voire, localement, par une croissance) de la mobilité en fonction de l'âge.

Nous étudions ensuite plus spécifiquement la mobilité de certaines tranches d'âges : les plus jeunes (entre 25 et 29 ans en 2003), les 35-39 ans, mieux installés sur le marché du travail, et les 45-49 ans, passant à la retraite sur la période. La probabilité de rester dans le

plus haut cinquième est plus faible pour les plus jeunes (56 %, contre 68 % pour les 35-39 ans et les 45-49 ans, voir tableau 2), de même que la corrélation rang-rang (0,57, contre 0,69 et 0,78), tandis que la mobilité très ascendante est plus élevée pour les jeunes (6 % contre 3 % pour les 35-39 ans et les 45-49 ans). Ce résultat est cohérent avec celui obtenu par Aghion *et al.* (2023) sur une période de cinq ans.

3.1.5. Mobilité selon le sexe et la configuration familiale

La corrélation rang-rang est de 0,69 chez les hommes et de 0,67 chez les femmes (tableau 3). Cependant, les femmes persistent davantage en bas de la distribution et moins en haut, y compris en considérant les revenus du foyer par déclarant. Les femmes connaissent moins de mobilités très ascendantes (3 %) que les hommes (6 %).

Les individus qui déclarent une union (mariage ou Pacs)¹⁷ entre 2003 et 2021 sont plus mobiles : ils ont une corrélation rang-rang plus faible (0,60 pour les femmes et 0,58 pour les hommes). De plus, ils connaissent davantage de mobilités très ascendantes et moins de persistance parmi les 20 % les moins aisés. La différence varie selon le sexe : les hommes qui déclarent une union sur la période connaissent beaucoup moins de persistance en bas de la distribution et beaucoup plus de mobilités très ascendantes que les autres hommes, alors que la différence est plus faible pour les femmes.

Les individus qui déclarent une séparation (fin de mariage ou de Pacs) sont également plus

15. Chetty *et al.* (2014) montrent qu'un léger biais existe si l'on considère les revenus d'une seule année, mais que ce biais devient négligeable si l'on considère la moyenne des revenus sur une période d'au moins deux ans.

16. Ce test conduit à réduire d'une année la longueur de la période, et aussi à un peu plus d'attrition (lié à la contrainte de déclarer des revenus positifs en 2003-2004 et 2020-2021).

17. Les unions et séparations ne recouvrent ici que les unions contractuelles (mariage ou Pacs). En 2011, d'après l'enquête sur la famille et les logements de l'Insee, 73 % des couples sont mariés, 4 % sont pacésés, et 23 % sont en union libre.

Tableau 2 – Indicateur de mobilité et d'immobilité, selon la tranche d'âge

Tranche d'âge	Corrélation rang-rang	Inertie (%)		Mobilité (%)	
		Q1→Q1	Q5→Q5	Q1→Q5	Q5→Q1
25-29 ans	0,57	48	56	6	6
35-39 ans	0,69	56	68	3	5
45-49 ans	0,78	68	68	3	2
Ensemble des 25-49 ans	0,68	57	65	4	5

Champ : France hors Mayotte, individus ayant des revenus positifs ou nuls dans les données POTE en 2003 et 2021 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2021, calculs des auteurs.

Tableau 3 – Indicateur de mobilité et d’inertie, selon le sexe

Population	Corrélation rang-rang	Inertie		Mobilité	
		Q1→Q1	Q5→Q5	Q1→Q5	Q5→Q1
Femmes					
Ensemble des femmes (1)	0,67	57 %	59 %	3 %	5 %
Seulement celles qui déclarent une union (2)	0,60	51 %	53 %	4 %	7 %
Seulement celles qui déclarent une séparation (3)	0,61	39 %	68 %	4 %	4 %
(2) - (1)	-0,07	-6 pp	-6 pp	1 pp	2 pp
(3) - (1)	-0,06	-18 pp	9 pp	1 pp	-1 pp
Hommes					
Ensemble des hommes (1)	0,69	57 %	67 %	6 %	5 %
Seulement ceux qui déclarent une union (2)	0,58	37 %	69 %	14 %	4 %
Seulement ceux qui déclarent une séparation (3)	0,66	53 %	62 %	5 %	6 %
(2) - (1)	-0,11	-20 pp	2 pp	8 pp	-1 pp
(3) - (1)	-0,03	-4 pp	-5 pp	-1 pp	1 pp

Note : les rangs sont calculés au sein de l'ensemble du panel (femmes et hommes). La déclaration d'une union désigne le fait de déclarer être célibataire, divorcé ou veuf début 2003, mais marié ou pacsé début 2021. La déclaration d'une séparation désigne le fait de déclarer être marié ou pacsé début 2003, mais célibataire, divorcé ou veuf début 2021.

Lecture : parmi les 20 % les plus aisés en 2003, 59 % des femmes et 67 % des hommes sont encore parmi les 20 % les plus aisés en 2021.

Champ : France hors Mayotte, individus ayant des revenus positifs ou nuls dans les données POTE en 2003 et 2021 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2021, calculs des auteurs.

mobiles. Mais les « effets » sur la mobilité sont différenciés selon le sexe. Les femmes qui se séparent persistent beaucoup moins en bas de la distribution et davantage en haut que les autres femmes, alors que les hommes qui se séparent se distinguent peu de ceux qui n'ont pas connu de séparation.

Si cette analyse ne permet pas de mettre en évidence un effet causal de l'union et de la séparation sur la mobilité des revenus, elle permet néanmoins de constater que les individus qui se mettent en couple ou se séparent sont plus mobiles en termes de revenus, et que le surcroît de mobilité est plus élevé pour les hommes dans le cas de l'union et pour les femmes dans le cas de la séparation.

3.1.6. Mobilité selon le statut d'activité

La statut d'activité en début de période, estimé à partir de la source principale de revenus¹⁸, est un autre déterminant fort de la mobilité. Les indépendants sont en moyenne plus mobiles que les salariés : leur corrélation entre les rangs en 2003 et 2021 est de 0,52, contre 0,70 pour les salariés. Cette mobilité plus importante s'explique en partie par des mobilités extrêmes plus fréquentes que chez les salariés : au sein des 20 % les plus modestes, 7,6 % des indépendants effectuent des mobilités très ascendantes,

et au sein des 20 % les plus aisés, 8,4 % ont des mobilités très descendantes, contre respectivement 4,0 % et 4,3 % pour les salariés¹⁹. Les indépendants persistent également moins en haut de la distribution que les salariés (voir figure S3-VIII de l'Annexe en ligne S3). Les indépendants connaissent moins de mobilités (près de deux fois moins pour les transitions Q1 → Q5 et Q5 → Q1) quand on considère les revenus du foyer plutôt que les revenus individuels, ce qui peut être lié au fait que les revenus sont lissés avec ceux du conjoint, ces derniers étant possiblement moins variables.

Un changement de statut d'activité est également corrélé à la mobilité de revenus. Les mobilités sont plus fréquentes chez les individus dont le statut d'activité a changé entre 2003 et 2021. Ce résultat est cohérent avec ceux obtenus par Jauneau & Raynaud (2009), qui montrent que le facteur le plus corrélé aux trajectoires individuelles de niveau de vie à court terme est le changement de situation sur

18. Parmi les catégories de revenus suivantes : « traitements et salaires », « revenus des indépendants », « pensions et rentes », « chômage et pré-retraite », ou « revenus nuls ».

19. De même, 8 % des mobilités très ascendantes sont réalisées par des indépendants et 16 % pour les mobilités très descendantes alors qu'ils ne représentent que 5 % des individus étudiés.

le marché du travail. Ainsi, dans notre étude, 65 % (resp. 75 %) des individus ayant effectué une mobilité très ascendante (resp. très descendante) ont changé d'activité sur la période (contre 41 % sur l'ensemble du panel). Les mobilités descendantes sont particulièrement fréquentes : 25 % des individus dont le statut d'activité a changé ont connu des situations de mobilité descendante d'au moins deux dixièmes (resp. 14 % pour ceux qui restent dans la même situation d'activité) et 12 % des 20 % les plus aisés ont connu des mobilités très descendantes (resp. 2 %).

3.1.7. Mobilité selon les territoires

La mobilité dans l'échelle des revenus varie selon le lieu de vie en 2003. Dans cette partie, les individus sont toujours classés au sein de l'ensemble de la France, et non au sein de leur lieu de vie (région, département, etc.). Les indicateurs reflètent donc en partie les différences de marché du travail entre les territoires.

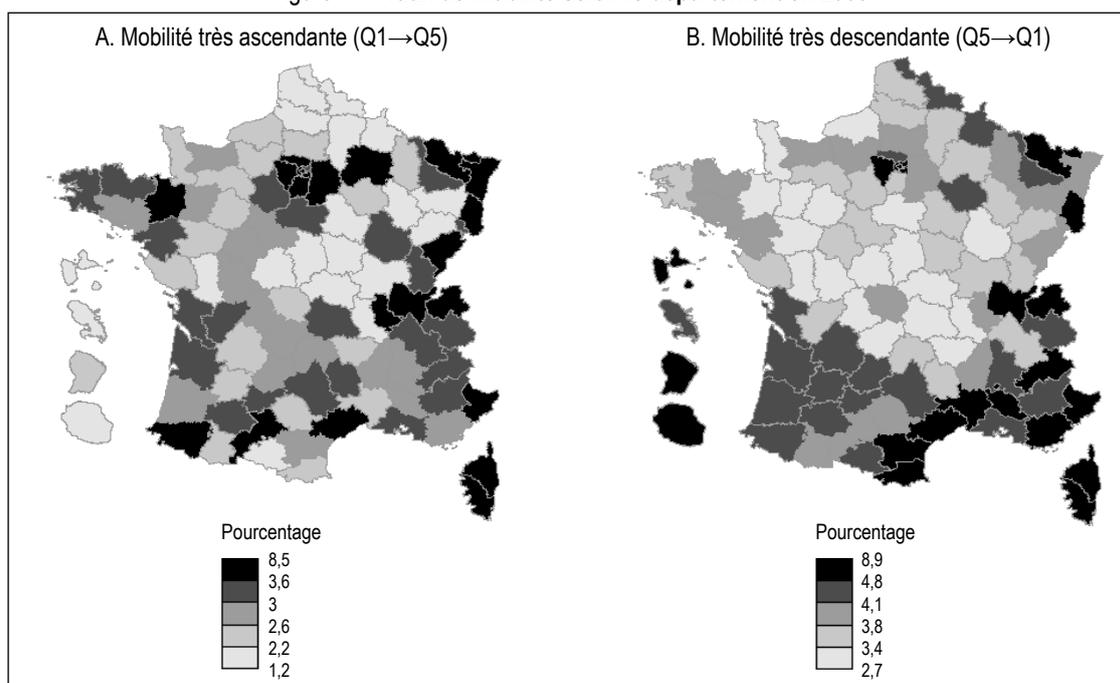
Plus les individus résident dans de grandes aires d'attraction des villes, plus la persistance en haut de la distribution est élevée (tableau 4, voir

Tableau 4 – Indicateurs de mobilité et d'inertie selon la taille d'aire d'attraction des villes (en %)

Taille de l'aire d'attraction des villes	Inertie				Mobilité			
	Q1→Q1	D1→D1	Q5→Q5	D10→D10	Q1→Q5	D1→D10	Q5→Q1	D10→D1
Hors attraction des villes	54,32	40,94	53,48	45,75	2,95	1,16	5,16	2,69
Aire de moins de 50 000 hab.	58,23	46,13	57,02	50,26	2,32	0,92	4,19	2,38
Aire entre 50 000 et 200 000 hab.	59,52	47,49	60,46	54,44	2,24	0,87	3,76	2,27
Aire entre 200 000 et 700 000 hab.	59,46	48,43	64,12	57,78	2,71	1,07	4,01	2,49
Aire 700 000 hab. ou plus (hors Paris)	55,54	45,27	66,86	60,67	3,99	1,98	4,28	2,72
Aire de Paris	53,4	44,87	66,87	61,6	4,78	1,88	4,99	3,36

Note : l'aire d'attraction des villes (zonage Insee de 2020) est déterminée à partir du lieu de vie pris en 2003.
 Champ : France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE en 2003 et 2021 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.
 Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisé 2003-2021, calculs des auteurs.

Figure VI – Taux de mobilité selon le département en 2003



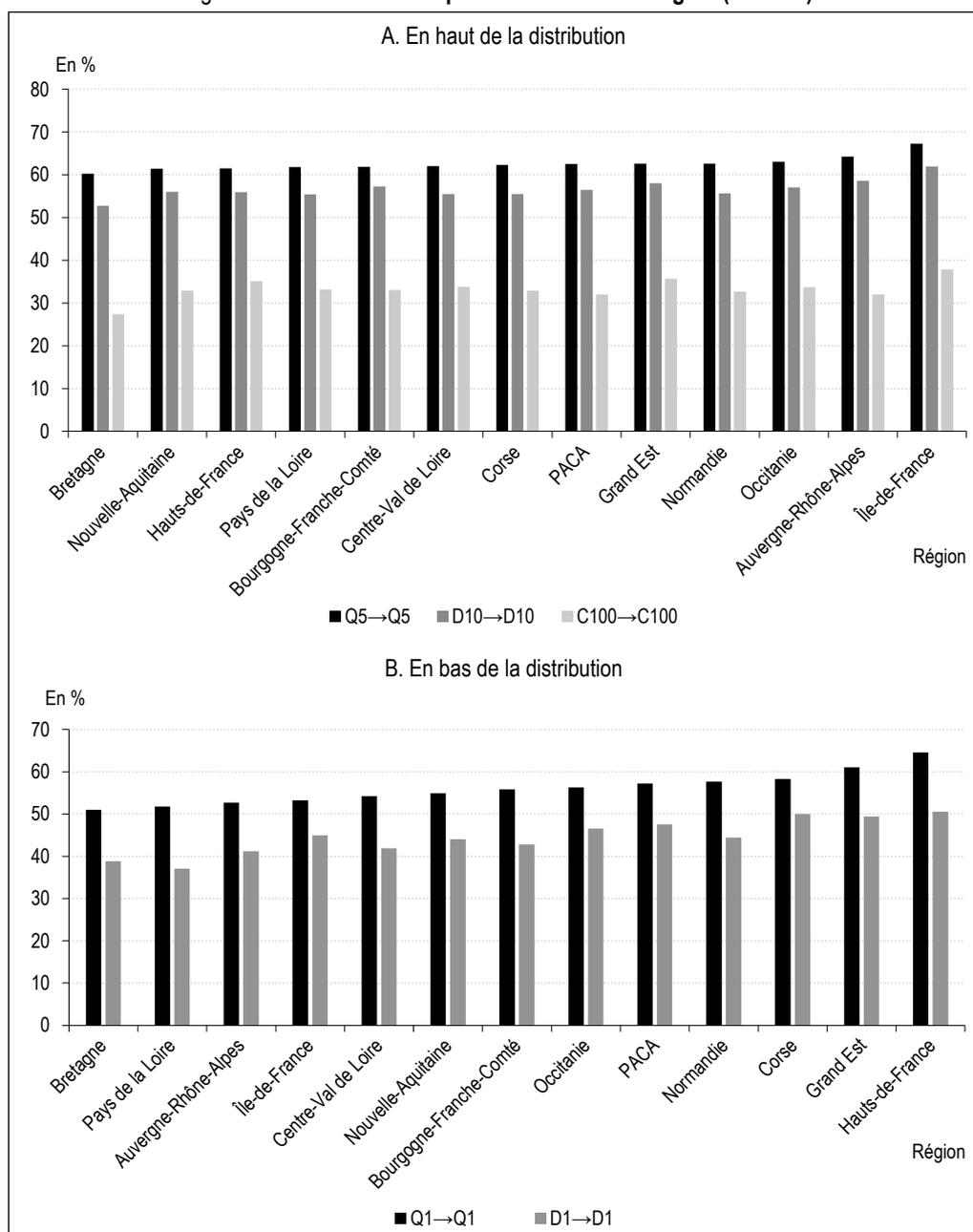
Champ : France hors Mayotte, individus parmi les 20 % les moins aisés en 2003 et présents dans les données POTE en 2003 et 2021 et âgés de 25 à 49 ans en 2003. calculs des auteurs.
 Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisé 2003-2021.

aussi figure S3-IX de l'Annexe en ligne S3) : la proportion d'individus qui restent dans le plus haut cinquième est de 53 % dans les communes hors attraction des villes et de 67 % à Paris. Cela peut traduire le fait que les salaires sont plus élevés dans les aires d'attraction des villes (Insee, 2021) et ce d'autant plus qu'elles sont peuplées. Les plus grandes aires (plus de 700 000 habitants et l'aire de Paris) sont également celles où la probabilité de mobilité très ascendante est la plus forte. Par exemple, en Île-de-France, les mobilités très ascendantes et très descendantes sont plus fréquentes que dans les autres régions

(figure VI). La persistance parmi les 20 % les plus aisés y est également plus forte (figure VII-A, voir aussi figure S3-X de l'Annexe en ligne pour une carte par département)²⁰. Dans le reste de la France, la région où les positions dans l'échelle des revenus sont les moins figées (en haut et en bas de la distribution) semble être la Bretagne. C'est aussi la région où le taux de chômage est le plus bas de France (7,0 % de la population

20. Combinée à une persistance faible parmi les 20 % les moins aisés (figure VII et voir figure S3-XI de l'Annexe en ligne).

Figure VII – Indicateurs de persistance selon la région (en 2003)



Champ : France hors Mayotte, individus présents dans les données POTE en 2003 et 2021 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.
Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2021, calculs des auteurs.

active en 2021) et qui attirent de nombreux arrivants. À l'inverse, la persistance dans le bas de la distribution est la plus élevée dans les Hauts-de-France (figure VII-B, voir aussi figure S3-XI de l'Annexe en ligne) où le taux de chômage en 2021 est le plus élevé en France métropolitaine (10,4 %), et la mobilité très ascendante est la plus faible dans les départements du nord et du centre de la France (figure VI-A). La mobilité très descendante est plus élevée dans le sud de la France et notamment le pourtour méditerranéen et plus faible dans le centre et nord-ouest de la France (figure VI-B).

La mobilité géographique va souvent de pair avec la mobilité des revenus : parmi les individus ayant connu une mobilité très ascendante, 35 % ont changé de département entre 2003 et 2021 (44 % pour ceux ayant connu une mobilité très descendante, contre 20 % sur l'ensemble du panel). La corrélation rang-rang des individus ayant changé de département est ainsi moins élevée (voir aussi Aghion *et al.*, 2023). Ils connaissent aussi plus de mobilités très ascendantes (7 % contre 3 % pour ceux restant dans le même département) et se concentrent davantage en 2021 dans les zones où les rémunérations sont plus élevées, comme en Île-de-France. Dans les départements d'outre-mer (DOM, hors Mayotte), territoires plus isolés géographiquement, l'inertie dans l'échelle des revenus est particulièrement élevée, parmi les plus aisés comme parmi les moins aisés.

3.2. Lien entre mobilité et mesure des inégalités : l'indice de Shorrocks

L'indice de Shorrocks (1978) permet de mesurer la réduction d'inégalité (exprimée en pourcentage du coefficient d'inégalité, approché par exemple par un indice de Gini en coupe) que la mobilité des revenus induit sur le revenu permanent de la population. Il s'agit aussi d'un indicateur indirect d'inégalité, selon Kopczuk *et al.* (2010). Formellement, l'indice de Shorrocks (S) est le rapport entre l'indice de Gini mesuré à partir du revenu permanent (G_j^p), calculé comme la moyenne des revenus sur j années, et la moyenne sur j années des indices de Gini calculés chaque année i (G_i , $i=1, \dots, j$) :

$$S = 1 - Mob_{Sh}^j = \frac{G_j^p}{(G_1 + \dots + G_j) / j}. \quad (2)$$

En pratique, on préfère souvent raisonner sur l'indice de mobilité Mob_{Sh}^j , également compris entre 0 et 1. Plus cet indice Mob_{Sh} est proche de 0, plus l'inertie est importante. Par exemple, en considérant le cas extrême où la distribution des revenus serait la même chaque année, mais

où les positions des individus seraient tirées au sort chaque année (grande mobilité), alors les revenus permanents des individus seraient très proches du revenu permanent moyen et l'indice de Gini calculé à partir des revenus permanents G_j^p serait bien inférieur à l'indice de Gini calculé à partir des revenus d'une seule année. Selon l'équation (2), $1 - Mob_{Sh}$ sera donc proche de 0 et Mob_{Sh} proche de 1.

Dans ce qui suit, on se restreint aux individus déclarant des revenus positifs chaque année sur toute la période²¹ et les revenus sont normalisés afin qu'ils aient la même moyenne chaque année²².

L'indice de Gini sur les revenus dits « permanents » (moyenne des revenus 2003-2021) est plus faible de 0,024 point (soit 5,9 %) que l'indice de Gini mesuré en 2003 (figure VIII). L'écart s'explique, non par une diminution des inégalités sur la période (ces inégalités augmentent avec un indice de Gini plus élevé de 0,010 entre 2003 et 2021), mais par la mobilité des individus le long de l'échelle des revenus. En effet, les revenus moyens sont lissés sur la période, moins dispersés que les revenus annuels. Le rapport de l'indice de Gini calculé à partir de la moyenne des revenus entre 2003 et 2021 (0,378) à la moyenne de l'indice de Gini en coupe entre 2003 et 2021 (0,409) vaut 0,932. Le complémentaire à 1 de cet indicateur est l'indice de mobilité Mob_{Sh} , qui est donc égal à 0,068 en France sur la période 2003-2021. Cela signifie que prendre en compte les revenus des individus sur près de deux décennies ne réduit que de 6,8 % le coefficient de Gini moyen des revenus annuels.

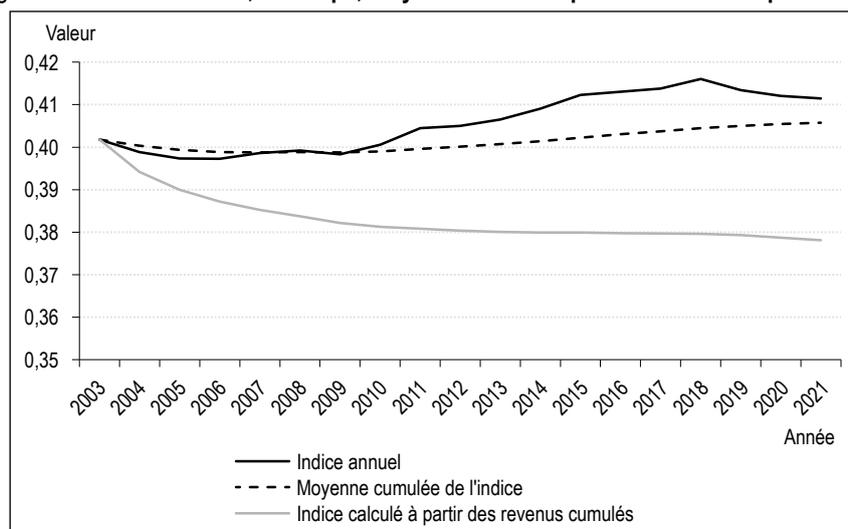
Les inégalités de revenu permanents sont donc assez proches des inégalités de revenu en coupe. Ceci est une conséquence directe de la forte inertie des revenus : les inégalités sont peu atténuées par la mobilité des individus, puisque cette dernière est faible.

Comme les précédents indicateurs de mobilité, cet indicateur croît avec la longueur de la période considérée : il est de 3,8 % sur 6 ans (de 2003

21. Les individus du panel cylindré ont des caractéristiques en 2003 très proches des individus du panel de l'analyse principale (individus aux revenus positifs en 2003 et 2021 mais pas nécessairement chaque année intermédiaire). En 2003, les individus du panel de l'analyse principale ont en moyenne le même âge que les individus du panel cylindré (37 ans). Ils sont presque aussi souvent mariés (51 % contre 52 %), salariés (78 % contre 81 %), indépendants (5 % contre 4 %) et ont quasi aussi souvent des revenus nuls (10 % contre 9 %). Le revenu individuel moyen en 2003 est de 17 300 € dans le panel de l'analyse principale, ce qui est proche de 17 800 € dans le panel cylindré. L'indice de Gini calculé sur le panel cylindré a également une évolution proche de celui calculé sur le panel de l'analyse principale (voir figure S3-XII de l'Annexe en ligne S3).

22. Cette normalisation est faite pour ne pas donner plus de poids aux années pour lesquelles les revenus nominaux sont plus élevés (notamment en fin de période), en raison de l'inflation notamment. Nous adoptons ainsi la méthode de Kopczuk *et al.* (2010).

Figure VIII – Indice de Gini, en coupe, moyen et calculé à partir des revenus permanents



Note : les courbes correspondent aux éléments de l'équation (2). La moyenne cumulée de l'indice une année n est la moyenne des indices de Gini annuels entre l'année 2003 et l'année n .

Champ : France hors Mayotte, individus ayant des revenus positifs ou nuls dans les données POTE de 2003 à 2021 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2021, calculs des auteurs.

à 2008), de 5,4 % sur 12 ans, et de 6,8 % sur 19 ans, notre période d'intérêt (tableau 5). Il est un peu plus élevé (7,7 %) si on s'intéresse non plus aux revenus individuels mais aux revenus du foyer fiscal rapportés au nombre de déclarants dans le foyer. L'indice Mob_{sh} indique également, comme la corrélation rang-rang, que la mobilité est stable sur la période : l'indice sur 10 ans vaut entre 5,3 % et 5,4 % pour les cohortes considérées (voir figure S3-XII de l'Annexe en ligne S3).

Aux États-Unis, Kopczuk *et al.* (2010) obtiennent un coefficient de 4 % sur une période de cinq ans (hors indépendants), soit un niveau un peu plus élevé que ce nous obtenons sur une période similaire²³. La comparaison avec les résultats de Jäntti & Jenkins (2015) et Buchinsky & Hunt (1999) sur des périodes plus longues confirme que l'indice de mobilité Mob_{sh} serait plus élevé aux États-Unis (voir Annexe en ligne S2).

Enfin, nous calculons l'indice de Gini et l'indice Mob_{sh} pour chaque tranche d'âge (voir figures S3-XIII et S3-XIV de l'Annexe en ligne S3). La particularité des tranches d'âge extrêmes de notre panel (insertion sur le marché du travail pour les plus jeunes et passage à la retraite pour les plus âgés) est notamment visible sur l'indice Mob_{sh} (voir figure S3-XIV). Au sein de la cohorte des plus jeunes (25-29 ans), la forte pente en début de période indique une forte mobilité transitoire. À l'autre extrémité, au sein de la cohorte des 45-49 ans, le passage à la retraite se traduit par une augmentation de la pente (donc de la mobilité) autour de 2010-2015 (soit au passage des 60-65 ans), relativement aux autres tranches d'âge.

23. Nous obtenons un coefficient de 3,4 % sur une période de cinq ans (entre t et $t+4$) sur l'ensemble de notre champ, et 3,3 % en excluant les revenus des indépendants pour être sur le même champ que Kopczuk *et al.* (2010).

Tableau 5 – Indice de mobilité selon la longueur de la période considérée

Période	Indice de Gini sur les revenus moyens de la période considérée	Moyenne des indices de Gini annuels sur la période considérée	Indice de mobilité Mob_{sh} (%)
2003-2008	0,384	0,399	3,8
2003-2014	0,380	0,401	5,4
2003-2021	0,378	0,406	6,8

Lecture : l'indice de mobilité Mob_{sh} est de 6,8 % sur la période 2003-2021 pour les individus âgés de 25 à 49 ans en 2003, ce qui signifie que la mesure de l'indice de Gini en tenant compte de l'ensemble des revenus perçus par ces individus entre 2003 et 2021 réduit les inégalités mesurées par l'indice de Gini moyen chaque année entre 2003 et 2021 de 6,8 %.

Champ : France hors Mayotte, individus ayant des revenus positifs ou nuls dans les données POTE de 2003 à 2021 et âgés de 25 à 49 ans en 2003.

Sources : Insee-DGFIP, POTE panélisté 2003-2021, calculs des auteurs.

* *
*

Cette étude montre que la persistance des revenus en France est élevée : la corrélation rang-rang à 18 ans d'intervalle est de 0,68. Près des deux tiers des individus du plus haut cinquième en 2003 sont aussi dans le plus haut cinquième en 2021. Cette persistance est particulièrement visible tout en haut de la distribution : 36 % des individus du plus haut centième y sont de nouveau en 2021. La mobilité des revenus au cours de la vie professionnelle paraît en moyenne plus faible en France qu'aux États-Unis. Une fois les individus insérés sur le marché du travail, les positions seraient davantage ancrées, et les opportunités de mobilité au cours de la vie professionnelle seraient plus faibles.

Nous avons également montré que cette mobilité intragénérationnelle des revenus relativement faible fait que l'ampleur des inégalités de revenus sur une année est assez proche de celle des inégalités de revenu moyen sur près de vingt ans. Prendre en compte les revenus sur près de deux décennies ne réduit que de 7 % le coefficient de Gini mesuré une année donnée. Finalement, alors que Buchinsky *et al.* (2003) ont montré que des indicateurs de mobilité différents conduisaient à des conclusions différentes dans les années 1990, tous les indicateurs que nous avons calculés convergent vers la conclusion d'une faible mobilité en France tout au long de la vie depuis le début des années 2000.

Cette faible mobilité des revenus peut être reliée à la relative faiblesse de la mobilité professionnelle en France. Un premier facteur est lié à l'importance du diplôme initial, qui perdure et figerait les positions : ainsi, Maurin (2009) évoque « la valeur exorbitante que les diplômés ont fini par acquérir » notamment en termes d'accès à un emploi à statut, vraisemblablement plus prononcée qu'aux États-Unis. Dans le même temps, l'inégalité d'accès à la formation professionnelle exacerbe l'importance du diplôme et peut freiner la mobilité. En effet,

le taux d'accès à la formation qualifiante pour les adultes est faible en France, en particulier pour les contrats temporaires (taux de formation de 32 % en France contre 75 % aux États-Unis entre 2012 et 2015, Goujard *et al.* (2019)), limitant les possibilités de mobilité ascendante pour les plus modestes. Certaines études relient la faible mobilité professionnelle à la faible mobilité géographique (Lemoine & Wasmer, 2010 ; OCDE, 2018), notamment du fait des coûts de la mobilité en termes de logement et de garde d'enfants. Selon Goujard *et al.* (2019), la mobilité géographique des jeunes chômeurs et inactifs est particulièrement faible en France en comparaison internationale, et le prix des logements et le niveau des droits de mutation contribuent au mésappariement des compétences (l'effet des droits de mutation sur le mésappariement des compétences est plus de trois fois plus élevé en France qu'aux États-Unis). Un troisième facteur tiendrait aux rigidités et segmentation du marché du travail plus élevées en France qui rendraient la mobilité professionnelle plus difficile (Lemoine & Wasmer, 2010 ; Cahuc *et al.*, 2014). Enfin, la thèse de Thomas Philippon (2007) d'un « capitalisme d'héritiers aux pratiques managériales conservatrices et frustrantes pour les salariés »²⁴ pourrait aussi constituer une piste d'explication de la faible mobilité professionnelle et de revenus en France.

Cette étude s'est principalement attachée à fournir des statistiques de mobilité générale sur l'ensemble de la distribution et fournit de premiers éléments sur la mobilité des personnes aux revenus les plus faibles et de celles aux revenus les plus élevés. La création de ce panel long de données fiscales donne ainsi plusieurs perspectives d'études complémentaires sur les trajectoires de revenus des individus, notamment en bas de la distribution pour étudier la persistance dans la pauvreté ou en haut pour mesurer la mobilité des plus aisés. □

24. L'héritage est pris au sens direct (sous la forme de transmission successorale) mais aussi sociologique (sous la forme de la reproduction sociale par le diplôme et le statut).

Lien vers l'Annexe en ligne :

www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/8561915/ES545_Loisel-Sicsic_Annexe-en-ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Accardo, J. (2016).** La mobilité des niveaux de vie. In : *Les revenus et patrimoine des ménages*, coll. Références, édition 2016. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2017610?sommaire=2017614>
- Aghion, P., Ciornohuz, V., Gravouelle, M. & Stantcheva, S. (2023).** Anatomy of Inequality and Income Dynamics in France. *Working Paper*.
<https://www.hks.harvard.edu/centers/mrcbg/programs/growthpolicy/anatomy-inequality-and-income-dynamics-france>
- Auten, G. & Gee, G. (2009).** Income mobility in the United States: New evidence from tax data. *National Tax Journal*, 62(2), 301–328. <https://doi.org/10.17310/ntj.2009.2.05>
- Auten, G., Gee, G. & Turner, N. (2013a).** New Perspectives On Income Mobility And Inequality. *National Tax Journal*, 66(4), 301–328. <http://dx.doi.org/10.17310/ntj.2013.4.06>
- Auten, G., Gee, G. & Turner, N. (2013b).** Income Inequality, Mobility, and Turnover at the Top in the US, 1987–2010. *American Economic Review*, 103(3), 168–172. <https://doi.org/10.1257/aer.103.3.168>
- Bayet, A. & Colin, C. (1998).** Les évolutions individuelles de salaire sur dix ans sont difficiles à prévoir. *Economie et Statistique*, 314, 3–24. https://www.persee.fr/doc/estat_0336-1454_1998_num_314_1_2626
- Bradbury, K. (2011).** Trends in U.S. family income mobility, 1969–2006. Federal Reserve Bank of Boston, *Working Paper* N° 11-10.
<https://www.bostonfed.org/publications/research-department-working-paper/2011/trends-in-us-family-income-mobility-1969-2006.aspx>
- Buchinsky, M., Fields, G. S., Fougere, D. & Kramarz, F. (2003).** Franks or Ranks? Earnings Mobility in France, 1967-1999 (June 2003). CEPR, *Discussion Papers* N° 3937. <https://ssrn.com/abstract=432721>
- Buchinsky, M. & Hunt, J. (1999).** Wage Mobility in the United States. *Review of Economics and Statistics* 81(3), 351–368. <https://www.jstor.org/stable/2646760>
- Cahuc, P., Carcillo, S. & Zylberberg, A. (2014).** *Labor Economics*. MIT press.
<https://mitpress.mit.edu/9780262027700/labor-economics/>
- Chetty, R., Hendren, N., Kline, P. & Saez, E. (2014).** Where is the land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(4), 1553–1623.
<https://doi.org/10.1093/qje/qju022>
- Goujard, A., Hijzen, A. & Thewissen, S. (2019).** Améliorer les performances du marché du travail en France : mise en œuvre de la Stratégie pour l’emploi de l’OCDE. OECD, *Economics Department Working Papers* N° 1559. <https://doi.org/10.1787/3017068c-fr>
- Guvenen, F., Karahan, F., Ozkan, S. & Song, J. (2021).** What do data on millions of US workers reveal about lifecycle earnings dynamics? *Econometrica*, 89(5), 2303–2339. <https://doi.org/10.3982/ECTA14603>
- Guvenen, F., Pistaferri, L. & Violante, G. L. (2022).** Global Trends in Income Inequality and Income Dynamics: New Insights from GRID. NBER, *Working Paper Series* N° 30524.
<https://www.nber.org/papers/w30524>
- Hungerford, T. L. (2011).** How Income Mobility Affects Income Inequality: US Evidence in the 1980s and the 1990s. *Journal of Income Distribution*, 20(1), 117–126. <https://doi.org/10.25071/1874-6322.17971>
- Insee (2021).** *Emploi, chômage, revenus du travail*. Insee, coll. Références, édition 2021.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/5392045>
- Jäntti, M. & Jenkins, S. P. (2015).** Income mobility. In: *Handbook of income distribution 2A*, eds. Atkinson, A.B., Bourguignon, F.
<https://shop.elsevier.com/books/handbook-of-income-distribution-vol-2a/atkinson/978-0-444-59428-0>
- Jauneau, Y. & Raynaud, E. (2009).** Des disparités importantes d’évolution de niveau de vie. In: *Les revenus et patrimoine des ménages*, coll. Références, édition 2009.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1374534?sommaire=1374541>
- Kopczuk, W., Saez, E. & Song, J. (2010).** Earnings Inequality and Mobility in the United States: Evidence from Social Security Data Since 1937. *The Quarterly Journal of Economics*, 125(1), 91–128.
<https://doi.org/10.1162/qjec.2010.125.1.91>
- Kramarz, F., Nimier-David, E. & Delemotte, T. (2022).** Inequality and Earnings Dynamics in France: National Policies and Local Consequences. *Quantitative Economics*, 13, 1527–1591.
<https://doi.org/10.3982/QE1876>

- Krueger, A. B. (2012).** *The Rise and Consequences of Inequality in the United States*. Tech. rep., Chairman, Council of Economic Advisers.
https://obamawhitehouse.archives.gov/sites/default/files/krueger_cap_speech_final_remarks.pdf
- Lemoine, M. & Wasmer, E. (2020).** Les mobilités des salariés. *Rapport du Conseil d'analyse économique (CAE)*.
- Lollivier, S. & Payen, J.-F. (1990).** L'hétérogénéité des carrières individuelles mesurées sur données de panel. *Economie et Prévision*, 92-93, 87–95. https://www.persee.fr/doc/ecop_0249-4744_1990_num_92_1_5161
- Maurin, E. (2009).** *La peur du déclassement*. Seuil, coll. La république des idées.
- OCDE (2018).** *A Broken Social Elevator? How to Promote Social Mobility*. OCDE, Paris.
<https://www.oecd.org/social/broken-elevator-how-to-promote-social-mobility-9789264301085-en.htm>
- Philippon, T. (2007).** *Le capitalisme d'héritiers : la crise française du travail*. Seuil, coll. La république des idées.
- Pora, P. & Wilner, L. (2020).** A decomposition of labor earnings growth: Recovering Gaussianity? *Labour Economics*, 63, 101807. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2020.101807>
- Shorrocks, A. (1978).** Income inequality and income mobility. *Journal of Economic Theory*, 19(2), 376–393.
[https://doi.org/10.1016/0022-0531\(78\)90101-1](https://doi.org/10.1016/0022-0531(78)90101-1)
- Sicsic, M. (2023).** Who Climbs Up the Income Ladder? An Analysis of Intergenerational Income Mobility in France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 540, 3–20.
<https://doi.org/10.24187/ecostat.2023.540.2100>
-

N° 544 (2024)

*ENVIRONNEMENT : LA RÉDUCTION DES ÉMISSIONS DE CARBONE / ENVIRONMENT:
THE REDUCTION OF CARBON EMISSIONS*

- En chemin vers la neutralité carbone. Mais quel chemin ? / *On the Way to Net Zero. But Which Way?* – Riyadh Abbas, Nicolas Carnot, Matthieu Lequien, Alain Quartier-la-Tente & Sébastien Roux
- À la chasse aux « zombies bruns » pour réduire les émissions de carbone de l'industrie / *Hunting "Brown Zombies" to Reduce Industry's Carbon Emissions* – Gert Bijnens & Carine Swartenbroekx
- Commentaire – Le défi du siècle et la science économique / *Comment – The Challenge of the Century and Economics* – Aude Pommeret

ENTREPRISES / COMPANIES

- Difficultés de recrutement anticipées par les entreprises : quels facteurs explicatifs en France ? / *Recruitment Difficulties Anticipated by Companies: What Are the Explanatory Factors in France?* – Thomas Bézy, Catherine Bruneau, Cédric Crofils, Étienne Lavenant & Dimitris Mavridis
- Diversité sectorielle et croissance de l'emploi local en France / *Sectoral Diversity and Local Employment Growth in France* – Mounir Amdaoud & Nadine Levratto

N° 543 (2024)

*ENVIRONNEMENT : LES ENJEUX ÉCONOMIQUES DU DÉFI CLIMATIQUE / ENVIRONMENT:
THE ECONOMIC STAKES OF THE CLIMATE CHALLENGE*

- Coûts & co-bénéfices des politiques de transition climatique : comment seront-ils retracés par les indicateurs de niveau de vie & de bien-être ? / *Costs and Co-Benefits of Climate Transition Policies: How Accurately Will They Be Measured by Standard of Living and Well-Being Indicators?* – Didier Blanchet & Craig Pesme
- La sobriété énergétique choisie : chocs de préférences & biais comportementaux / *Chosen Energy Sufficiency: Preference Shocks and Behavioural Biases* – Miquel Oliu-Barton, Aude Pommeret, Alice Robinet, Katheline Schubert & Mathilde Viennot
- Impact macroéconomique des dommages climatiques en France / *Macroeconomic Impact of Climate Damage in France* – Florian Jacquetin & Gaël Callonnec
- Commentaire – Le peu d'intérêt de la science économique pour le défi du siècle / *Comment – The Lack of Interest in Economics for the Challenge of the Century* – Xavier Timbeau

SOCIÉTÉ / SOCIETY

- L'attachement aux animaux de compagnie revisité / *Attachment to Pets Revisited* – Cécile Brousse & Marceline Bodier

N° 542 (2024)

ÉCONOMIE DE LA SANTÉ / HEALTH ECONOMICS

- Introduction – De la théorie à la pratique et vice versa ou comment les économistes contribuent à comprendre et à améliorer le système de santé / *Introduction – From Theory to Practice and Vice Versa or How Economists Contribute to Understanding and Improving the Healthcare System* – Thomas Barnay & David Crainich

INÉGALITÉS ET VULNÉRABILITÉ / INEQUALITIES AND VULNERABILITY

- La répartition géographique des internes en médecine générale : un outil de régulation des lieux d'installation ? / *Geographical Distribution of Interns in General Practice: A Tool for Regulating Place of Settlement?* – Julien Silhol
- Comment prendre en compte le coût supplémentaire lié au handicap dans la mesure du niveau de vie des ménages en France ? / *How Can the Additional Cost Due to Disability Be Taken Into Account When Measuring the Standard of Living of Households in France?* – Thomas Blavet
- Le reste à charge en santé nuit-il à l'équité dans le financement des soins ? Une comparaison des systèmes de santé en Europe / *Do Out-Of-Pockets Undermine Equity in Healthcare Financing? A Comparison of Healthcare Systems in Europe* – Florence Jusot & Adèle Lemoine

CONSOMMATION DE SOINS ET PRÉVENTION / HEALTH CARE CONSUMPTION AND PREVENTION

- L'impact d'un programme social sur la consommation de soins des travailleurs indépendants âgés en France / *The Impact of a Social Programme on the Healthcare Consumption of Elderly Self-Employed Workers in France* – Estelle Augé & Nicolas Sirven
- Impact d'Internet haut débit sur les comportements préventifs en matière de santé au Sénégal / *Impact of Broadband Internet on Preventive Healthcare Behaviors in Senegal* – Pauline Kergall & Jean-Baptiste Guiffard

- Effet de l'aide informelle fournie par leurs enfants sur la santé des personnes âgées en maison de retraite / *The Effect of Informal Care Provided by Children on Health in Nursing Homes* – Quitterie Roquebert
- Inciter à prescrire des médicaments biosimilaires : évaluation d'une expérimentation de partage de gains entre les hôpitaux et l'Assurance maladie en France / *Biosimilar Prescribing Incentives: Results of a French Pilot of Gainsharing Between Hospitals and the National Health Insurance* – Vincent Attia, Mathilde Gaini, Edouard Maugendre & Catherine Pollak

N° 541 (2023)

- 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 & Pascale Petit
- 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 & Fabrice Etilé
- Les stéréotypes de genre en Europe / *Gender Stereotypes in Europe* – Clotilde Coron
- 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 & Guillaume Chapelle

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, Marilynne 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

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° 545 - 2024

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics



ISBN 978-2-11-162473-3 - ISSN 0336-1454 - ECO 545
Parution avril 2025 - PRIX : 22 €

