

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 CO₂e 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 CO₂e. 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 CO₂e.

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

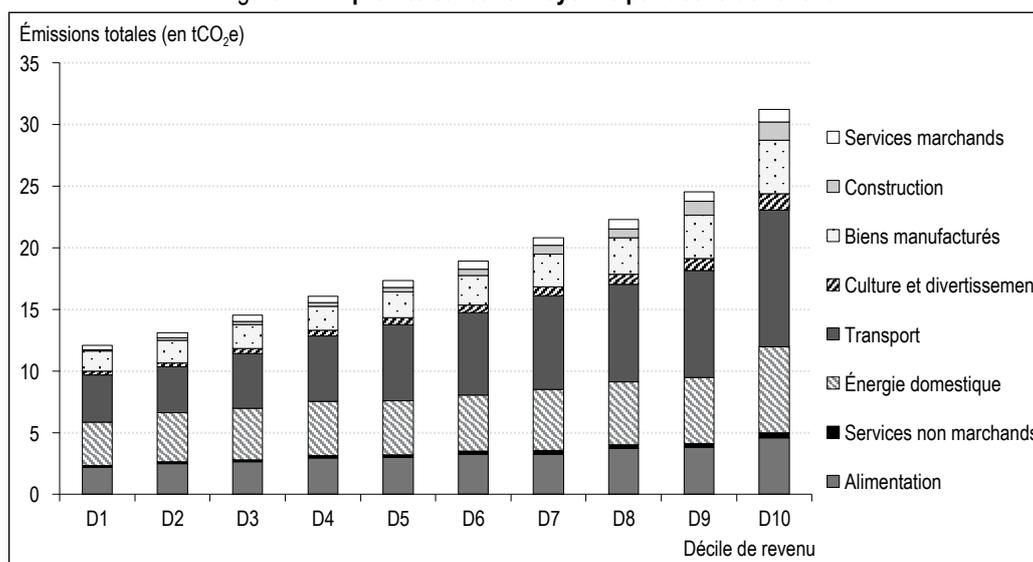
Selon nos calculs, en moyenne, un ménage français émet 19 tonnes de CO₂e par an et l'empreinte carbone médiane des ménages est égale

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.

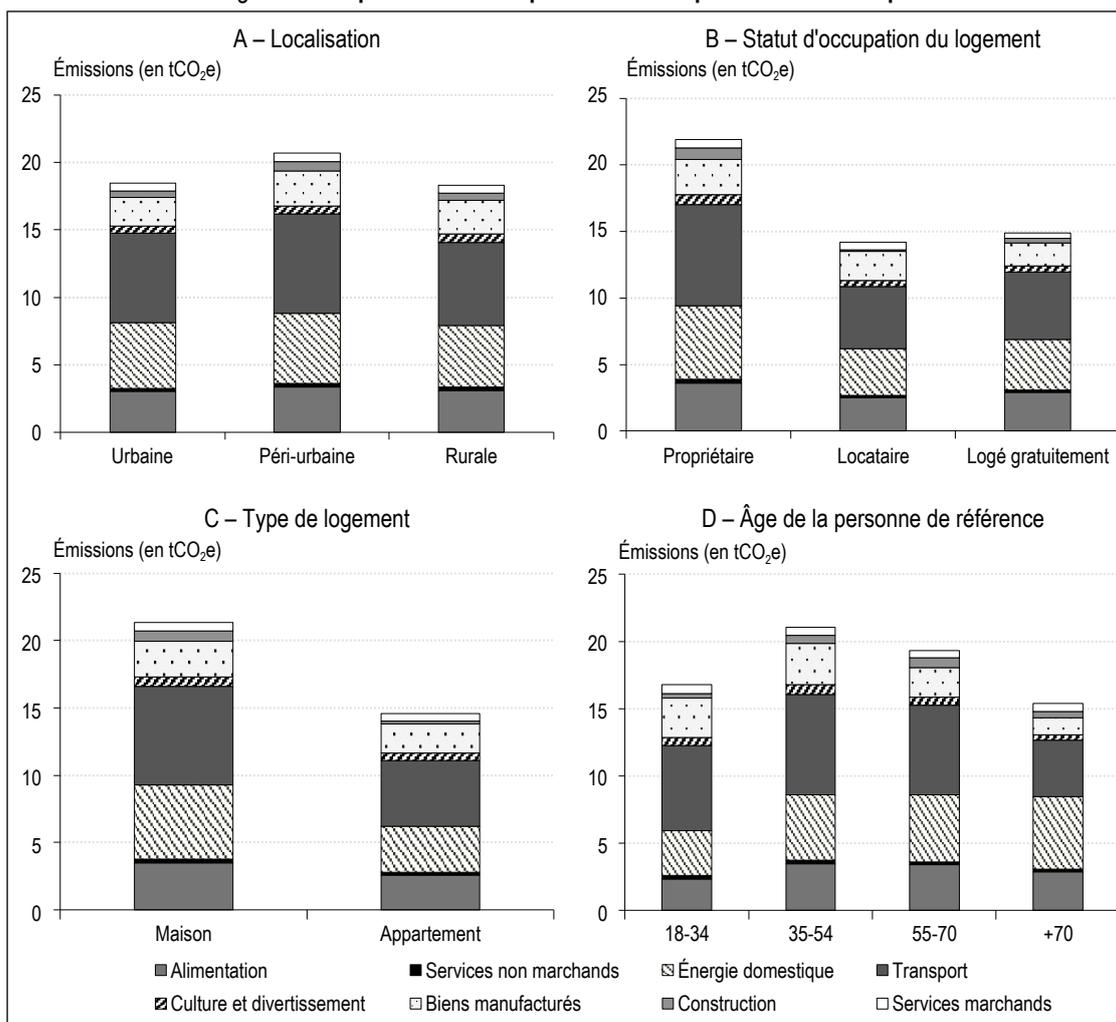
La structure de l'empreinte carbone est proche en moyenne pour les ménages des aires rurales et urbaines (figure II-A). Les émissions des ménages péri-urbains sont supérieures à celles des ménages ruraux et urbains, en raison d'émissions plus importantes liées aux déplacements. Toutefois, la variance 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 réplifications.

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)	0,083*** (0,018)
	55-70	0,535*** (0,024)	0,354*** (0,023)	0,077*** (0,020)
	71 ans ou plus	0,526*** (0,028)	0,342*** (0,027)	0,110*** (0,024)
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)	0,052*** (0,014)
	Enseignement supérieur court	0,372*** (0,022)	0,105*** (0,021)	0,065*** (0,017)
	Enseignement supérieur long	0,405*** (0,026)	0,013 (0,026)	0,091*** (0,021)
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 :

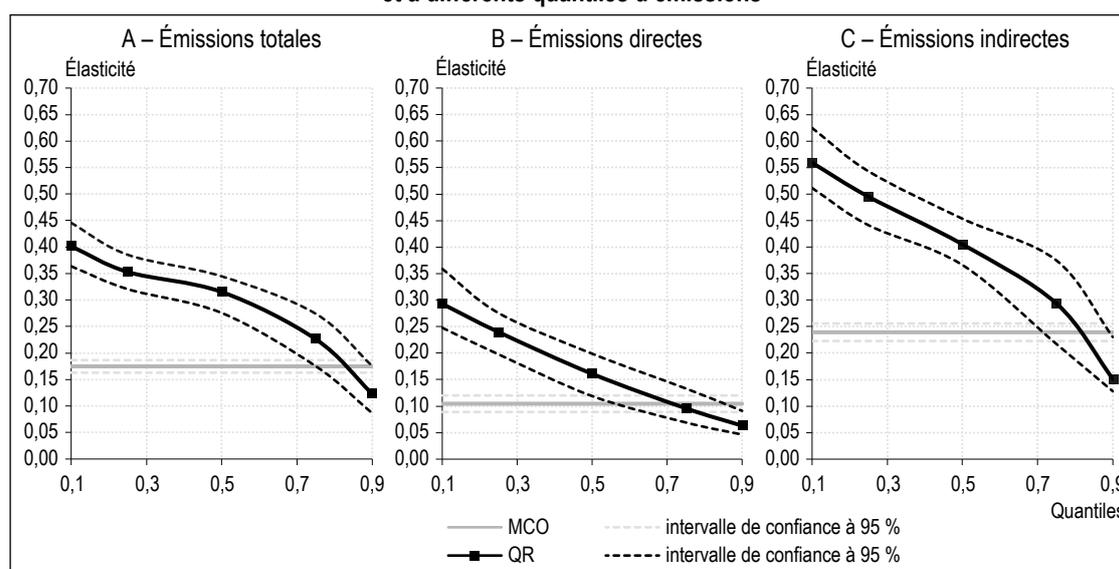
$$\ln(E^S) = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 \ln(X_2) + \beta_3 X_3 + \varepsilon$$

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., Breemers, 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>
