

VARIA

**Polarisation et bas salaires :
comment sortir certains emplois de l'impasse ?**

François-Xavier Devetter et Julie Valentin

L'élasticité de l'offre de travail des femmes en France

Karine Briard

Qui émet du CO₂ ?

Panorama critique des inégalités écologiques en France

Antonin Pottier, Emmanuel Combet, Jean-Michel Cayla,
Simona de Lauretis et Franck Nadaud

Redistribution et immigration en Europe : y a-t-il un dilemme ?

Michel Forsé et Maxime Parodi

OFCE

L'Observatoire français des conjonctures économiques est un organisme indépendant de prévision, de recherche et d'évaluation des politiques publiques. Créé par une convention passée entre l'État et la Fondation nationale des sciences politiques approuvée par le décret n° 81.175 du 11 février 1981, l'OFCE regroupe plus de 40 chercheurs (es) français et étrangers. « Mettre au service du débat public en économie les fruits de la rigueur scientifique et de l'indépendance universitaire », telle est la mission que l'OFCE remplit en conduisant des travaux théoriques et empiriques, en participant aux réseaux scientifiques internationaux, en assurant une présence régulière dans les médias et en coopérant étroitement avec les pouvoirs publics français et européens. Philippe Weil a présidé l'OFCE de 2011 à 2013, à la suite de Jean-Paul Fitoussi, qui a succédé en 1989 au fondateur de l'OFCE, Jean-Marcel Jeanneney. Depuis 2014, Xavier Ragot préside l'OFCE. Il est assisté d'un conseil scientifique qui délibère sur l'orientation de ses travaux et l'utilisation des moyens.

Président

Xavier Ragot.

Direction

Jérôme Creel, Estelle Frisquet, Sarah Guillou, Éric Heyer, Xavier Timbeau.

Comité de rédaction

Guillaume Allègre, Luc Arrondel, Frédérique Bec, Christophe Blot, Carole Bonnet, Julia Cagé, Ève Caroli, Virginie Coudert, Anne-Laure Delatte, Brigitte Dormont, Bruno Ducoudré, Michel Forsé, Guillaume Gaulier, Sarah Guillou, Florence Legros, Éloi Laurent, Mauro Napoletano, Hélène Périvier, Mathieu Plane, Franck Portier, Corinne Prost, Romain Rancière et Raul Sampognaro.

Publication

Xavier Ragot, *directeur de la publication*

Vincent Touzé, *rédacteur en chef*

Laurence Duboys Fresney, *secrétaire de rédaction*

Najette Moummi, *responsable de la fabrication*

Contact

OFCE, 10, place de Catalogne 75014 Paris

Tel. : +33(0)1 44 18 54 19

web : www.ofce.sciences-po.fr

Sommaire

Polarisation et bas salaires : comment sortir certains emplois de l'impasse ?	5
<i>Une analyse de la situation des salariés affectés aux tâches d'entretien</i> François-Xavier Devetter et Julie Valentin	
L'élasticité de l'offre de travail des femmes en France	39
<i>Petite revue de méthodes et de résultats</i> Karine Briard	
Qui émet du CO₂ ? Panorama critique des inégalités écologiques en France	73
Antonin Pottier, Emmanuel Combet, Jean-Michel Cayla, Simona de Lauretis et Franck Nadaud	
Redistribution et immigration en Europe : y a-t-il un dilemme ? . .	133
Michel Forsé et Maxime Parodi	

Les propos des auteurs et les opinions qu'ils expriment n'engagent qu'eux-mêmes et non les institutions auxquelles ils appartiennent.

POLARISATION ET BAS SALAIRES : COMMENT SORTIR CERTAINS EMPLOIS DE L'IMPASSE ?

UNE ANALYSE DE LA SITUATION DES SALARIÉS AFFECTÉS AUX TÂCHES D'ENTRETIEN¹

François-Xavier Devetter

Université de Lille, IMT Lille Douai

Julie Valentin

Université Paris 1, CES

En France, comme dans la plupart des autres pays de l'OCDE, on observe une croissance importante de l'une des composantes des emplois non qualifiés : les emplois liés au nettoyage (environ deux millions de personnes ou 8 % de la main-d'œuvre salariée). Cette contribution a pour objet les conditions de travail de ces salariés. À partir de l'exploitation de l'enquête Conditions de travail-risques psychosociaux, 2016, nous montrons d'abord que ces métiers cumulent de nombreuses caractéristiques défavorables (rémunérations basses, conditions de travail pénibles, reconnaissance sociale limitée et perspectives de mobilité faibles). Nous faisons ensuite apparaître qu'un rapport salarial plus protecteur (emploi non externalisé et emploi public) et/ou la moindre spécialisation des travailleurs sur les tâches d'entretien en les incluant dans des fonctions plus larges (de soin et d'éducation en particulier) améliorent sensiblement leur situation. Nous discutons enfin des politiques publiques susceptibles de favoriser ces modalités d'emplois et leur faisabilité, en particulier du point de vue des risques d'éviction des salariés les moins qualifiés et de leur soutenabilité économique.

Mots clés : qualité de l'emploi, polarisation, nettoyage, segmentation, politiques publiques.

1. Nous remercions Sandrine Levasseur, Vincent Touzé et les deux rapporteurs anonymes ainsi que Jean Gadrey et Muriel Pucci qui tous, par leurs remarques et propositions, ont permis d'améliorer cet article.

La polarisation de l'emploi est un processus bien caractérisé aussi bien aux États-Unis (Autor *et al.* 2006 ; Autor et Dorn, 2013) qu'en Europe (Goos *et al.*, 2009) : alors que les métiers de niveau de qualification intermédiaire régressent, les emplois peu ou très qualifiés connaissent au contraire une progression soutenue dès lors qu'ils sont non routiniers. Cette tendance augmente les inégalités « par le haut », mais elle se nourrit également du renouveau des emplois non qualifiés à partir des années 1980 aux États-Unis (Appelbaum *et al.*, 2005 ; Carré et Tilly, 2012) et des années 1990 en France (Méda et Vennat, 2004 ; Burnod et Chenu, 2001).

Ces transformations, dont l'origine est traditionnellement attribuée à la fois aux changements technologiques et à la mondialisation, s'inscrivent dans une modification majeure de la structure sectorielle des emplois : la part dans l'emploi des professions rémunérées à un niveau intermédiaire a diminué tandis que celles des cadres d'un côté et des employés des services non ou peu qualifiés de l'autre, ont cru rapidement. Or les emplois du nettoyage, au sens où l'intitulé de leur profession stipule expressément cette activité (voir encadré), représentent une part essentielle de cette catégorie. Ces professions sont ainsi exercées par 8 % des salariés (et plus de 14 % des femmes en emploi), soit plus d'un emploi non qualifié sur trois. Leur nombre continue par ailleurs de croître à un rythme plus rapide que l'emploi salarié dans son ensemble (Argouarc'h *et al.* 2015). Cette évolution alimente, au moins pour une part, la polarisation au sens où elle accroît la part des emplois du bas de la distribution des salaires et cela d'autant plus que ce segment cumule un grand nombre de désavantages en termes de niveau des rémunérations, de temps de travail, de conditions de travail ou encore de reconnaissance sociale.

Les préconisations de politiques publiques issues de la littérature sur la polarisation sont, pour une large part, centrées sur les modalités par lesquelles les individus qui occupent les postes appelés à disparaître (qualifiés routiniers) pourraient acquérir les compétences requises pour rejoindre le segment du haut de la distribution des emplois : les emplois qualifiés non routiniers. Cette stratégie ne traite cependant pas de la situation des segments les plus dégradés du marché du travail appelés à croître, à l'image des métiers du nettoyage. Pour ces derniers, le développement des formations peut éventuellement faciliter la mobilité des individus mais ne règle pas la question du

développement des « mauvais emplois ». Or, si certains d'entre eux apparaissent, au moins partiellement, comme des emplois temporaires ou de transition (comme dans le commerce de détail, la restauration ou la livraison à domicile), les métiers du nettoyage se présentent plutôt comme des « trappes » ou des « cul-de-sac ». Accepter leur mauvaise qualité en espérant que les individus qui les occupent puissent se former suffisamment pour les quitter ensuite semble ainsi illusoire.

Ces constats invitent à penser la transformation des emplois eux-mêmes : à quelles conditions les métiers du nettoyage pourraient-ils offrir une qualité de l'emploi décente ou proche de celle des anciens métiers industriels en voie d'érosion ? Nous formons et testons ici deux hypothèses : que la structuration des professions (*i.e* la régulation de la relation d'emploi qui transite notamment par le statut de l'employeur) d'une part et les modalités d'organisation du travail (et notamment le degré de division du travail) d'autre part déterminent la qualité des emplois du nettoyage. Notre contribution consiste à étudier les modalités sous lesquelles des choix politiques et organisationnels différents peuvent accompagner le développement des métiers du nettoyage afin de permettre la croissance d'emplois de meilleure qualité.

Nous procéderons en trois temps. Le premier consiste à caractériser la position qu'occupent les salariés du nettoyage parmi l'ensemble des professions en termes de qualité de l'emploi. Nous faisons apparaître alors le caractère particulièrement dégradé de ce segment du marché du travail. Dans un second temps, nous formons puis éprouvons des hypothèses sur deux facteurs qui, au sein de ce champ, joueraient un rôle positif sur la qualité de l'emploi : le statut du salarié (externalisé / internalisé) et/ou de l'employeur (public / privé) d'une part et la combinaison du nettoyage à d'autres activités davantage liées au soin, à l'éducation ou à la production d'autre part. Nous montrons que la situation la plus favorable pour les salariés du nettoyage est d'avoir une activité polyvalente et un emploi public ou *a minima* internalisé. Sur cette base nous abordons, dans la troisième partie, les difficultés auxquelles pourraient se heurter des politiques publiques visant à soutenir des statuts plus protecteurs et des modèles organisationnels appuyés sur une moindre division du travail.

Encadré 1. Sources mobilisées et délimitation du champ

Pour cette recherche, nous mobilisons l'enquête Conditions de travail-Risques psycho-sociaux réalisée par la Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques (DARES) en 2016. Cette enquête s'inscrit dans le dispositif statistique d'observation des « conditions de travail » de la DARES, reconduit tous les sept ans depuis 1978 et tous les 3 ans depuis 2013. Les enquêtes sont représentatives de la population active occupée et âgée de 15 ans et plus et concerne toutes les personnes exerçant un emploi salarié ou indépendant. Pour l'édition 2016, environ 26 000 individus ont été interrogés dont 2 195 relèvent des emplois du nettoyage. Pour simplifier la lecture par la suite, l'enquête sera nommée RPS 2016. Pour une présentation plus détaillée sur les objectifs des enquêtes CT-RPS, voir <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/IMG/pdf/2017-082v3.pdf>, encadré 1 page 7 en particulier.

Pour définir les « emplois du nettoyage » nous nous appuyons sur la nomenclature française des Professions et Catégories Sociales (PCS) en conservant celles dont l'intitulé et/ou le descriptif mentionne explicitement le nettoyage. Ainsi, sur les 486 codes PCS, huit contiennent un terme lié à l'entretien ou au nettoyage comme élément descriptif de leur activité ou signalent l'intitulé « Femme de ménage » comme « profession assimilée » (voir annexe). Ce champ est ainsi quasi identique à celui retenu par Desjonquères (2019) et assez proche de celui qui découle des nomenclatures internationales des professions (ISCO 2008 ou ESeG). Seuls les agents de service hospitaliers sont exclus de ces nomenclatures mais inclus dans nos analyses. Les principales caractéristiques des salariés du champ concerné sont présentées en Annexe 2.

Le champ du nettoyage ainsi repéré inclut alors des salariés dont l'activité dominante n'est pas systématiquement le nettoyage (notamment les agents de service des établissements primaires, les agents de service hospitalier ou les aides à domicile). De fait, les métiers ont parfois des frontières poreuses : nombre d'agents de service dans les Ehpad ou les hôpitaux effectuent des tâches parfois proches de celles de certains aides-soignants par exemple. Les métiers changent aussi : de plus en plus, dans les établissements scolaires primaires ou maternels, les agents de service ajoutent ou mêlent à leur activité « traditionnelle » de nettoyage des fonctions d'aide-éducatrice et d'assistance aux enseignants. Les métiers renvoient enfin des images ou des identités en évolution : les aides à domicile perçoivent les transformations de leur rôle auprès des personnes en perte d'autonomie et renforcent leur identité d'apporteuse de soin et d'accompagnement relationnel. De manière plus générale, la représentation d'une profession est loin d'être figée, en particulier lorsque l'activité de travail se déroule au contact des usagers. Les uns et les autres (travailleurs, usagers, encadrants, pouvoirs publics, employeurs, ...) par leurs décisions contribuent à modeler des façons de travailler, de se percevoir au travail et de façonner les identités professionnelles.

Pris comme un tout, les emplois du nettoyage croissent de manière relativement régulière et rapide depuis le début des années 1990 passant de 1,17 million de salariés à 2,19 millions. Cette croissance est plus rapide que celle de l'emploi salarié total et le poids de ce segment croît d'environ 1,5 point en vingt-cinq ans, passant de 6,5 % de l'emploi salarié en 1991 à 8 % en 2016 (Source, Enquêtes emploi).

1. Constat : une qualité de l'emploi globalement très mauvaise

Les métiers liés au nettoyage se situent clairement dans le bas de l'échelle des professions sur les quatre dimensions qui déterminent la qualité d'un emploi (Kalleberg, 2011 ; Munoz de Bastillo *et al.* 2009 ; Davoine *et al.*, 2008) : les rémunérations sont basses (taux horaire et temps de travail), les conditions de travail pénibles et marquées par un cumul de contraintes à la fois physiques et psychologiques, la reconnaissance sociale limitée et les perspectives de mobilités faibles.

Le segment du nettoyage est d'abord marqué par des rémunérations médiocres. Les salaires horaires sont très proches du salaire minimum. Ainsi pour l'année 2016, 50 % sont inférieurs à 1,1 SMIC (soit 8,2 € en taux horaire net) contre 26 % pour l'ensemble des salariés et 38 % des ouvriers et employés (tableau 1).

Tableau 1. Faiblesse des rémunérations nettes des salariés du nettoyage en 2016

	Salariés du nettoyage	Autres employés et ouvriers	Ensemble des salariés
Salaire horaire moyen (en €)	8,82	8,88	11,8
Salaire horaire médian (en €)	8,19	8,88	10,1
Salaire mensuel moyen (en €)	976	1386	1831
Salaire mensuel médian (en €)	980	1385	1600
Temps de travail hebdomadaire moyen	26h30	34h10	36h25

Champ : salariés.

Lecture : en 2016, les salariés du nettoyage gagnent en moyenne un salaire horaire net de 8,82 € alors que le salaire horaire moyen est de 8,88 €.

Source : Enquête Conditions de travail – Risques psycho-sociaux, 2013 et 2016, Dares.

La faiblesse relative des rémunérations apparaît plus nettement en termes de salaire mensuel. Le cumul de salaires horaires faibles et de temps de travail réduits explique ces revenus mensuels bas : la proportion de « bas salaire » (inférieur à 60 % du salaire médian) est de 48 % contre 20 % des employés et ouvriers et moins de 14 % de l'ensemble

des salariés. En conséquence, les salariés du nettoyage qui représentent 8 % des salariés constituent un tiers du groupe des salariés à bas salaire².

Cette concentration de la pauvreté laborieuse est liée à l'organisation de l'activité qui génère un usage du temps partiel massif (plus de 58 % versus 19 % pour l'ensemble des salariés). Ce mode d'organisation du temps de travail est justifié par les employeurs, par les contraintes de l'activité elle-même et les attentes des clients ou usagers. Dans le champ du nettoyage à domicile, le temps partiel provient de l'éclatement des lieux d'intervention et de la demande de localisation des horaires sur les plages centrales de la journée, ce qui contribue à structurer la journée de travail comme une succession de périodes de travail de 2 à 3 heures et de temps de déplacement pour une durée totale généralement inférieure à six heures mais pour une emprise temporelle bien plus longue. Pour l'entretien des bâtiments publics ou commerciaux, c'est d'abord la difficulté à nettoyer en journée, c'est-à-dire en présence des usagers du site concerné, qui induit des horaires fractionnés et concentrés sur les périodes 6h-9h et 16h-19h (Grimshaw *et al.*, 2014 ; Kirov *et al.*, 2014).

Ainsi, la faiblesse des horaires a fréquemment pour corollaire la spécificité de localisation du temps de travail. Ces salariés subissent des horaires de travail qui s'écartent des temps sociaux dominants. Certes, les horaires les plus atypiques demeurent relativement rares : 92 % des salariés du nettoyage ne travaillent jamais la nuit et 68 % jamais le dimanche contre respectivement 82 % et 71 % des autres employés et ouvriers. Mais l'analyse fine des emplois du temps montre que les salariés concernés sont fréquemment exposés à des contraintes moins visibles mais qui se répercutent néanmoins fortement sur les difficultés de conciliation entre vie professionnelle et vie familiale ainsi que sur le niveau de rémunération (Barrois et Devetter, 2017). C'est particulièrement le cas du « morcellement » des journées de travail : les journées de travail coupées en deux périodes séparées par trois heures ou plus touchent un emploi du nettoyage sur cinq contre 9 % des autres travailleurs employés ou ouvriers.

2. Les données de CT-2013 permettent de compléter l'analyse en intégrant l'ensemble des revenus du ménage (aides sociales, revenu du conjoint) et de mesurer ainsi la prévalence des travailleurs pauvres : plus de 35 % des salariés du nettoyage sont ainsi considérés comme pauvres contre moins de 15 % pour les autres salariés. Pour le voir autrement : parmi les travailleurs pauvres, 21 % relèvent du nettoyage.

Au-delà de la faiblesse des salaires, des conditions de travail qui cumulent contraintes physiques et psychologiques

Parallèlement, ces métiers génèrent de nombreuses contraintes. Prises séparément, chacune de ces contraintes n'est pas au niveau le plus intense. Mais, quand on les aborde de manière cumulative, on constate que ces métiers ont la particularité d'exposer les salariés à un niveau total de pénibilités supérieurs aux autres (Desjonquères, 2019).

Ces professions comportent d'abord d'importantes pénibilités physiques sur trois dimensions : position debout prolongée, postures pénibles, port de charges lourdes. Pour les pénibilités liées à l'environnement de travail, elles relèvent de deux types d'exposition : les produits chimiques et les environnements sales et malsains (tableau 2).

Enfin une part importante des travailleurs du nettoyage est également surexposée à des difficultés d'ordre psychosocial (Coutrot et Mermilliod, 2010). C'est particulièrement le cas de deux axes repérés par le Collège d'experts sur le suivi statistique des RPS (2009). En effet, sur l'axe « rapports sociaux et relations au travail », les salariés du nettoyage apparaissent nettement défavorisés en raison d'un travail réalisé fréquemment de manière isolée (55 % travaillent toujours seuls contre 32 % des autres employés et ouvriers). Ils sont ainsi nombreux à ne pas bénéficier de l'aide des collègues (57 % déclarent cette aide possible contre 80 % des employés et ouvriers) ou de celle du supérieur hiérarchique (46 % versus 68 %).

En outre, lorsqu'ils sont amenés à interagir avec d'autres, ils connaissent, plus que d'autres, des situations complexes avec les clients ou les supérieurs hiérarchiques, dont le sentiment d'être ignoré. Pour autant, leurs réponses sur ces variables sont très dispersées, bien plus que pour d'autres professions peu ou non qualifiées. Le second axe où les agents d'entretien sont particulièrement mal lotis est celui de l'autonomie et plus spécifiquement l'utilisation et l'accroissement des connaissances (voir *infra*).

Ce cumul de désavantages les singularise au sein de l'ensemble des professions peu ou non qualifiées (Brolis et Devetter, 2019). Ces repérages quantitatifs sont cohérents avec les observations et enquêtes de terrains sociologiques (*e.g.* Benelli, 2012 ; Reyssat, 2012) ou en médecine : Zock (2005) ou Messing (2012), par exemple, documentent cette situation dégradée tout en soulignant que les salariés (et les évaluateurs externes) sous-estiment fréquemment ces pénibilités souvent considérées comme plus « banales » que celles identifiées dans certains secteurs

industriels. C'est typiquement le cas pour l'exposition aux produits chimiques et ses conséquences en termes de maladies respiratoires (Medina-Ramon *et al.* 2005 ; Zock, 2005) mais aussi pour les efforts physiques exigés caractérisés par une répétition de gestes « modérément pénibles » (Messing *et al.*, 1998 ; Kumar et Kumar, 2008).

Tableau 2. Les contraintes physiques au travail

En %

	Salariés du nettoyage	Autres employés et ouvriers	Ensemble des salariés
Postures pénibles	51	44	34
Port de charges lourdes	47	54	39
Position debout prolongée	82	59	49
Mouvements douloureux ou fatigants	60	48	36
Expositions produits toxiques et chimiques	44	33	28

Champ : Salariés.

Lecture : 51 % des salariés du nettoyage sont concernés par les postures pénibles contre 44 % des autres employés et ouvriers.

Source : Enquête Conditions de travail – Risques psycho-sociaux, 2016, Dares.

Ce cumul de pénibilités se répercute sur la santé des travailleurs. Les réponses aux variables de l'enquête relatives à la santé et aux arrêts pour maladie montrent que ces problèmes sont nettement plus fréquents que pour la plupart des autres métiers. Cela apparaît tant sur des dimensions mesurables (fréquence des arrêts maladie, reconnaissance de limitations fonctionnelles) que sur des questions plus subjectives (état de santé général par exemple). Le tableau 3 souligne ainsi l'état de santé médiocre des salariés du nettoyage. Rien ne permet ici d'étayer statistiquement une causalité entre ces conditions d'emploi et ces spécificités. En revanche, ce constat paraît robuste : les données issues de l'assurance maladie placent également les professions du nettoyage parmi les plus exposées aux maladies professionnelles et aux accidents du travail (juste derrière les ouvriers du bâtiment) ainsi que parmi les professions les plus concernées par des licenciements pour inaptitude physique (CNAMTS, 2016).

En outre, ces conditions de travail dégradées ne sont pas compensées par une meilleure sécurité de l'emploi. De fait, les salariés du nettoyage ont connu, plus fréquemment que les autres, des périodes de chômage ou encore la crainte de perdre leur emploi (bien que l'écart soit, pour cette dernière variable, assez faible). Au-delà, c'est l'ensemble de la trajectoire professionnelle qui semble stagnante.

Tableau 3. Indicateurs de santé perçue

En %

	Salariés du nettoyage	Autres employés et ouvriers	Autres salariés
État de santé général (mauvais ou très mauvais) (assez bon)	10 (29)	5 (21)	4,5 (20)
Au moins deux arrêts maladie dans l'année	13	9	9
Problèmes de santé chroniques	40,5	27,5	27,5
Êtes-vous limité depuis au moins 6 mois à cause d'un problème de santé dans les activités que les gens font habituellement ? (oui)	25,5	15,5	15
Douleurs localisées depuis un an	75	65	61
Nombre de douleurs localisées	2,27	1,89	1,7
Épisode dépressif majeur	9	7	6
Trouble de l'anxiété	8	7	6

Champ : Salariés.*Lecture* : 10 % des salariés du nettoyage déclarent un état de santé général mauvais ou très mauvais contre 5 % des autres employés et ouvriers.*Source* : Enquête Conditions de travail – Risques psycho-sociaux, 2016, Dares.

En effet, ces métiers sont marqués par un taux très faible de promotion possible tant au sein des secteurs auxquels ils appartiennent (l'échelle hiérarchique est très plate et le taux d'encadrement très bas³) qu'au sein d'autres secteurs d'activités (tableau 4). S'ils sont perçus souvent comme des emplois d'entrée sur le marché du travail, ils ne semblent pas pouvoir être qualifiés de « tremplins » mais semblent plutôt constituer des emplois « impasses », pour reprendre la terminologie de Booth (2002). Ces travailleurs s'y retrouvent à la suite d'une reconversion subie et d'une période de chômage, plus ou moins longue. Ainsi le taux de salariés ayant commencé leur vie professionnelle comme agent d'entretien qui ont atteint un emploi qualifié (cadre, profession intermédiaire) n'est que de 11,5 % alors qu'il est, par exemple, de 28 % pour les employés du commerce de détail (caissiers, employés de libre services et vendeurs non spécialisés, source RPS 2016).

3. C'est notamment le cas dans le secteur de la propreté (Souquet et Geay, 2018) ou dans celui de l'aide à domicile (Bouvier *et al.*, 2010).

Tableau 4. Statuts d'emploi et trajectoires professionnelles

En %

	Salariés du nettoyage	Autres employés et ouvriers	Autres salariés
Expérience de chômage court (= oui)	51,5	43,5	37,5
Expérience de chômage long (= oui)	53	30	25
Travail en CDD depuis la fin des études (toujours ou presque)	17	8	7,5
Crainte de perdre son emploi (= oui)	27	27	24
CDI ou fonctionnaire	71	80	83
Temps partiel subi (sur le total des salariés)	28	7	6

Champ : Salariés.

Lecture : 51,5 % des salariés du nettoyage ont connu une ou plusieurs expériences de chômage courte contre 43,5 % des autres employés et ouvriers.

Source : Enquête Conditions de travail – Risques psycho-sociaux, 2016, Dares.

Enfin, le défaut de reconnaissance sociale de la profession contribue à positionner ces emplois dans le bas de la hiérarchie sociale. Les travaux sur la reconnaissance sociale des professions placent ces emplois dans les toutes dernières positions de ce classement tant en France (Chambaz *et al.*, 1998) qu'au niveau international (Nakao et Treas, 1994 ; Mackinnon et Langford, 1994). Ce déficit tient en partie au fait que les tâches réalisées sont considérées comme ne demandant que très peu de qualifications et, à ce titre, seraient peu valorisantes (Bakhshi *et al.* 2017) mais également aux stigmates sociaux qui demeurent attachés aux métiers liés au « sale » (Rabelo et Mahalingham, 2019). En outre, ces emplois relèvent de relations sociales de services particulièrement inégalitaires au sens où leur création repose sur l'existence d'un différentiel de revenu élevé, tout particulièrement dans le cas des services à domicile. Cette inégalité de position sociale est potentiellement porteuse d'un déficit de reconnaissance (Devetter, 2016).

Ces dimensions ne sont pas aisées à cerner à travers des enquêtes statistiques. Pour autant, l'enquête CT-RPS 2016 comporte des questions qui permettent d'aborder le ressenti des salariés sur leur travail sous plusieurs angles comme l'intérêt du travail qui peut être saisi à partir de sa monotonie et de l'opportunité que l'emploi offre d'apprendre de nouvelles choses ou encore par la fierté du travail accompli et le sentiment d'être utile aux autres. L'enquête comporte également des questions plus générales sur la satisfaction vis-à-vis de la vie professionnelle ou personnelle. Enfin une question porte sur le souhait des travailleurs de voir leur enfant occuper le même emploi.

Ces variables comportent une dimension subjective prononcée et les analyses en termes de satisfaction ont largement souligné la possibilité de réponses assez paradoxales, notamment de la part des travailleurs du nettoyage (Léné, 2019) : des stratégies de rationalisation des situations tout comme le poids des trajectoires passées peuvent expliquer un décalage entre situation réelle et satisfaction déclarée (Bourdieu, 1984 ; Ashforth *et al.*, 1999). En revanche, la question relative aux enfants nous semble de nature à induire une mise à distance, au moins partielle, et oblige les travailleurs à « trancher » entre un avis global positif ou négatif.

Le tableau 5 permet de comparer les réponses données par les salariés du nettoyage avec celles données par les autres salariés pour évaluer la manière dont eux-mêmes situent leur emploi sur ces dimensions de reconnaissance sociale et de satisfaction.

Les moyennes de scores de satisfaction vis-à-vis de la vie professionnelle sont significativement différentes entre les nettoyeurs et l'ensemble des salariés mais de manière plus discutable vis-à-vis des seuls employés et ouvriers⁴. À l'inverse, les différences de moyennes de scores de satisfaction vis-à-vis de la vie personnelle sont significatives entre les nettoyeurs et les autres employés et ouvriers. Ainsi, alors que la frontière en termes de satisfaction relative à la vie professionnelle se situe essentiellement entre salariés qualifiés (cadres et professions intermédiaires) et salariés non qualifiés (employés et ouvriers), celle qui concerne la satisfaction relative à la vie personnelle isole les travailleurs du nettoyage du reste des salariés.

Cette première étape fait apparaître à quel point les emplois du nettoyage constituent un segment dégradé du marché du travail. Si chaque pénibilité n'est pas totalement spécifique à ces emplois, le cumul de désavantages est de fait quasiment unique. Or cette situation est socialement problématique au regard de la croissance quantitative de ces métiers et de la place qu'ils occupent dans l'emploi féminin.

Plus encore, les caractéristiques de ces emplois semblent fortement liées aux politiques publiques : choix ou non d'externaliser l'entretien des bâtiments publics, mode de financement et d'organisation des emplois peu qualifiés à l'hôpital, dans le système scolaire ou dans l'aide à domicile.

4. Même la différence sur le score de satisfaction sur la vie professionnelle, entre les salariés du nettoyage et les autres ouvriers et employés, qui n'est que d'un 10^e de point est significative au seuil de 6,6 %.

Tableau 5. Reconnaissance et appréciation globale du vécu au travail

En %

	Salariés du nettoyage	Autres employés et ouvriers	Ensemble des salariés
Votre travail vous permet-il d'apprendre des choses nouvelles ? (oui)	57	74	83
Avez-vous la possibilité de mettre vos propres idées en pratique dans votre travail ? (jamais)	16,5	15	9
Dans votre travail, à quelle fréquence vous arrive-t-il d'éprouver l'impression de faire quelque chose d'utile aux autres ? (toujours)	43	27	51
Seriez-vous ou auriez-vous été heureux que l'un de vos enfants s'engage dans la même activité professionnelle que vous ? (oui)	19	29	39
Score de satisfaction vis-à-vis de la vie professionnelle	6,64	6,74	6,97
Score de satisfaction vis-à-vis de la vie personnelle	7,49	7,86	7,80

Champ : salariés.

Lecture : 57 % des salariés du nettoyage déclarent apprendre de nouvelles choses durant leur travail contre 74 % des autres employés et ouvriers. Les salariés du nettoyage déclarent en moyenne une satisfaction vis-à-vis de leur vie professionnelle de 6,64 (note attribuée entre 0 et 10).

Source : Enquête Conditions de travail – Risques psycho-sociaux, 2013, 2016, Dares.

2. Identification des facteurs susceptibles d'améliorer la qualité des emplois du nettoyage

Pourtant au sein de ce segment mal positionné, certains emplois sont susceptibles d'apparaître comme de moins mauvaise qualité. Il s'agit maintenant d'analyser les facteurs qui pourraient expliquer cette meilleure position. Nous présentons deux hypothèses avant de les tester à l'aide de plusieurs modèles économétriques.

2.1. Hypothèses

Deux hypothèses *a priori* sont envisageables. La première repose sur le fait que certains salariés bénéficient d'un statut plus protecteur en raison de relations professionnelles ou d'un rapport salarial plus intégrés ou de l'existence de cadres juridiquement plus avantageux pour les salariés. La seconde hypothèse s'appuie de manière plus directe sur les formes d'organisation du travail et les modalités de division des tâches. Ainsi certaines formes d'organisation du travail permettraient de réduire la division du travail et, du fait d'une moindre spécialisation, entraîneraient en retour une meilleure valorisation financière et subjective des emplois du nettoyage.

La première hypothèse relève de la théorie de la segmentation. Les emplois du nettoyage ont comme particularité de regrouper des tâches similaires dans des contextes organisationnels très différents. En effet pour remplir les mêmes fonctions, les salariés du nettoyage peuvent dépendre d'employeurs publics, d'entreprises privées, d'associations à but non lucratif ou même, pour certains segments, être directement employés par des particuliers. Ils peuvent également appartenir aux organisations qu'ils nettoient ou au contraire être salariés d'employeurs spécifiques (preneurs d'ordres) qui les confient à d'autres entreprises. Nous sommes ainsi dans une situation emblématique où à une même activité productive correspondent plusieurs types de rapport salarial.

L'hypothèse que nous formulons est que chaque type de rapport salarial induit des conditions d'emplois spécifiques (salaire horaire, durée et décompte du temps de travail, avantages liés à l'ancienneté, accès à la formation...), certains étant plus à l'avantage des salariés que d'autres. Concrètement nous pouvons distinguer deux oppositions majeures : le statut public ou privé de l'employeur d'une part et le caractère interne ou externalisé de la relation d'emploi d'autre part.

Comme l'ont montré plusieurs recherches internationales (Dube et Kaplan, 2010 ; Goldschmit *et al.*, 2017), le processus d'externalisation tend à réduire le niveau de salaire des nettoyeurs : l'intrusion d'un tiers (l'entreprise preneuse d'ordres) affecte la répartition de la valeur ajoutée et réduit la « rente » dont peuvent bénéficier, dans des contextes plus protecteurs, les salariés nettoyant en interne. L'existence ou non d'une communauté de travail (plus large que celle incluant les seuls nettoyeurs) lorsque l'emploi demeure en interne est attendue alors comme bénéfique pour les salariés. Elle leur permet de bénéficier du pouvoir de négociation des autres salariés (plus qualifiés ou plus spécifiques à l'entreprise) pour l'obtention au moins partielle de la « rente » que peuvent exiger les autres salariés. Un effet plus sociologique ou psychologique peut venir compléter le précédent : l'appartenance à un collectif plus divers (voire à un collectif tout court) est source – en soi – de satisfaction pour les salariés (Marc *et al.*, 2011 ; Deriot, 2010).

Ces arguments s'appliquent à la fois au fait d'être internalisé et au statut public. Cette dernière situation peut cependant renforcer ces effets. Non seulement les mêmes arguments se retrouvent avec une plus grande intensité (le pouvoir de négociation est plus fort car le personnel est plus syndiqué ou moins exposé au licenciement par

exemple) mais une spécificité propre au « service public » pourrait apparaître : le nettoyage étant une activité de soutien à l'activité principale de l'organisation, la participation à une mission de service de public (santé, éducation notamment) pourrait se répercuter positivement sur le ressenti des nettoyeurs (plus grand sentiment d'utilité par exemple, Baudelot *et al.*, 2014). En d'autres termes l'effet « public » peut apparaître comme un effet « interne » renforcé. Parallèlement, ces impacts positifs pour les salariés du statut interne et/ou public peuvent transiter par les possibilités qu'ils offrent de travailler dans des contextes moins spécialisés.

Ce rôle positif de la moindre spécialisation des tâches est au cœur de la seconde hypothèse que nous formulons. En effet, tout comme il peut être effectué sous des modalités statutaires différentes, le nettoyage peut également être organisé ou réparti de manière diverse : il peut ainsi être attribué à des salariés très spécialisés dont la fonction principale, voire unique, est de nettoyer ou au contraire être confié parmi d'autres tâches à des salariés davantage polyvalents (Méhaut *et al.*, 2010 ; Agular, 2001). Le choix d'une plus grande polyvalence est ici attendu comme ayant un effet positif sur la qualité des emplois. Cet effet transite par deux canaux. D'une part, le nettoyage étant considéré comme un élément directement lié au « dirty work » (L'huillier, 2005 ; Rabelo et Mahalingham, 2019) et portant en lui-même un effet symboliquement dévalorisant (cf. le classement des professions selon leur prestige social), un rattachement à d'autres fonctions peut offrir une opportunité de réduire ou contourner les stigmates associés au fait de s'occuper du sale. D'autre part, une moindre spécialisation apporte des opportunités de diversification des tâches (moindre monotonie) et d'apprentissage qui, toutes deux, constituent des éléments positifs – en soi – et en termes de perspectives de promotions futures. Autrement dit, le fait d'être en charge de tâches de nettoyage au sein d'autres activités connexes permettrait de sortir en partie certains emplois de la « trappe » dans laquelle ils demeurent sinon bloqués.

2.2. Résultats

Pour tester ces deux hypothèses, les analyses économétriques que nous présentons visent à étayer le lien statistique, « toutes choses égales par ailleurs » entre statut de l'employeur et de la fonction principale déclarée d'une part et plusieurs variables qui caractérisent la situation professionnelle de ces salariés d'autre part.

L'enquête permet de repérer quatre statuts fréquents dans les emplois du nettoyage : les organismes publics, les entreprises ou associations privées en dehors du secteur de la propreté, les entreprises du secteur de la propreté (correspondant ainsi aux emplois externalisés) et enfin les particuliers employeurs. Elle permet parallèlement de distinguer les salariés déclarant la fonction principale « nettoyage, gardiennage, entretien ménager » de ceux déclarant d'autres types de fonctions principales (essentiellement soin aux personnes, éducation et « autre »). C'est cette variable que nous mobilisons comme indicatrice d'une moindre spécialisation réelle ou perçue.

Ces analyses sont réalisées sur quatre variables représentatives du positionnement et de la désirabilité des emplois : le revenu mensuel salarial, le score de satisfaction vis-à-vis de la vie professionnelle, le score de satisfaction vis-à-vis de la vie personnelle et enfin le fait de répondre positivement à la question « *Seriez-vous ou auriez-vous été heureux que l'un de vos enfants s'engage dans la même activité professionnelle que vous ?* ».

Pour chacune de ces variables, nous estimons plusieurs modèles successivement. Le premier (M1) intègre les seules variables sociodémographiques (le sexe, le fait d'être immigré, l'âge), le niveau de diplôme et l'ancienneté dans la profession. Le second (M2) y ajoute le statut de l'employeur. Le troisième (M3) intègre la fonction principale déclarée (en deux modalités : nettoyage ou autre). Pour l'étude du salaire, un quatrième modèle (M4) intègre la durée hebdomadaire du travail tandis que pour l'étude des scores de satisfaction professionnelle et personnelle, le modèle M4 intègre le niveau de salaire et le cinquième modèle ajoute cette fois le score associé à l'autre type de satisfaction.

L'analyse des variables corrélées à un meilleur revenu mensuel (tableau 6) confirme, comme attendu, la dimension désavantageuse d'être une femme ou un immigré. Ces deux catégories disposent d'un revenu mensuel plus faible, essentiellement en raison d'un temps de travail plus réduit. Elles sont en effet sensiblement plus exposées au temps partiel soit en raison de contraintes limitant leur temps de travail soit du fait de modalités de décomptes des temps travaillés particulièrement restrictifs (voir *supra*). Dans le cas des femmes, le modèle M4 montre néanmoins qu'à temps de travail donné, les femmes connaissent un salaire mensuel plus faible. On retrouve également l'effet habituel positif de l'âge et plus encore de l'ancienneté. De même

le niveau de diplôme apparaît comme un facteur significatif pour obtenir un salaire mensuel plus élevé. Ces résultats sont qualitativement inchangés lors de l'ajout des autres variables explicatives mais les primes ou décotes associées sont de moindre ampleur. Cela tend à montrer que les populations de différents types d'employeurs ne sont pas strictement homogènes (voir *infra*).

Tableau 6. Estimations des effets sur le revenu mensuel

Revenu mensuel				
	M1	M2	M3	M4
Constante	476,31*** (158,80)	513,32*** (145,11)	494,37*** (144,74)	199,11* (117,06)
Homme vs. Femme	288,67*** (23,94)	221,09*** (22,3)	213,69*** (22,31)	167,93*** (17,9)
Immigré vs. non immigré	-104,97*** (33,15)	-20,89 (30,62)	-16,37 (30,55)	-12,79 (24,61)
Brevet_CEP vs. Aucun diplôme	-42,715 (28,57)	-46,50* (26,1)	-47,69* (26,01)	-4,33 (20,91)
CAP_BEP vs. Aucun diplôme	81,07*** (22,25)	57,82*** (20,4)	53,51*** (20,35)	51,64*** (16,30)
BAC_plus vs. Aucun diplôme	125,42*** (36,13)	83,85** (33,12)	62,61 (33,5)	9,03 (26,83)
Age	20,39*** (7,32)	14,43** (6,69)	14,00** (6,67)	6,09 (5,37)
Age au carré	-0,254*** (0,08)	-0,16** (0,07)	-0,15** (0,07)	-0,07 (0,06)
Ancienneté	1,382*** (0,09)	1,07*** (0,08)	1,07*** (0,08)	0,833*** (0,07)
Employeur public vs. Employeur privé hors branche de la propreté		234,29*** (20,9)	226,67*** (20,91)	133,56*** (16,98)
Employeur de la branche de la propreté vs. Employeur privé hors branche de la propreté		-93,84** (41,1)	-69,79 (41,5)	-26,63 (33,39)
Particulier employeur vs. Employeur privé hors branche de la propreté		-252,83*** (30,0)	-246,84*** (29,9)	-103,60*** (24,31)
Autre fonction principale vs. fonction « Nettoyage, gardiennage, entretien ménager »			64,80*** (17,94)	14,27 (14,45)
Durée hebdomadaire de travail				18,92*** (0,59)
R ²	0,21	(0,35)	0,35	0,58

Champ : salariés du nettoyage.

Lecture : le tableau présente les coefficients estimés et, entre parenthèses, leurs écarts-types. Le fait d'être un homme, plutôt qu'une femme, accroît significativement le salaire mensuel de 288 euros, une fois la situation vis-à-vis de l'immigration, le niveau du diplôme, l'âge et l'ancienneté contrôlés.

* p < 0,1 ; **p < 0,05 ; ***p < 0,001. Régression MCO.

Source : Enquête Risques psycho-sociaux, Dares, 2016.

L'appartenance au secteur public est, quant à lui, associé à des niveaux de salaires nettement plus élevés tandis que le fait de travailler de manière externalisée ou pour un particulier employeur est défavorable. Ces résultats confortent l'hypothèse d'une dimension protectrice de certains statuts (H1). Le rôle du statut passe par trois effets complémentaires : il est associé à un temps de travail sensiblement plus long, il repose sur une relation d'emploi durable que révèle l'influence de l'ancienneté, il demeure enfin corrélé à une rémunération plus élevée à ancienneté et temps de travail donnés (M4). Enfin, l'introduction de la variable relative à la fonction déclarée fait apparaître toutes choses égales par ailleurs (y compris à niveau de diplôme donné) qu'une moindre spécialisation est associée à de meilleures rémunérations et semble corroborer l'hypothèse H2. Cet effet transite essentiellement par la hausse du temps de travail rémunéré (cf. M4).

L'analyse des modèles relatifs à la réponse donnée quant au souhait de voir l'un de ses enfants exercer la même profession apporte des éléments sensiblement différents de ceux obtenus pour le niveau de salaire (tableau 7). Tout d'abord il apparaît que les variables sociodémographiques ne jouent qu'un rôle marginal : les hommes et les immigrés sembleraient initialement mieux évaluer leur profession mais cet effet perd sa significativité dès lors que le statut et la fonction principale sont intégrés. À l'inverse, la détention d'un diplôme supérieur au bac devient pénalisant dans les modèles complets soulignant ainsi le sentiment de déclassement susceptible d'être ressenti de manière d'autant plus forte que le rôle joué par la fonction principale assurée dans le poste est neutralisé.

Le rôle du statut de l'employeur est à nouveau nettement souligné : plus qu'un effet positif de l'emploi public (comme pour les rémunérations), c'est plutôt un effet négatif des employeurs 'spécialisés' (emploi externalisé et particulier employeur) qui est ici mis en évidence par rapport aux employeurs conservant en interne les nettoyeurs. L'enseignement le plus notable se situe au niveau du rôle majeur joué par la fonction principale déclarée : une moindre spécialisation est associée à une perception bien meilleure de son emploi (H2).

Tableau 7. Estimations des effets sur la perception de l'emploi

Seriez-vous ou auriez-vous été heureux que l'un de vos enfants s'engage dans la même activité professionnelle que vous ?

Coefficients associés aux variables explicatives du logit				
	M1	M2	M3	M4
Constante	-1,21 (0,96)	-1,06 (0,98)	-1,24 (0,97)	-1,55 (0,98)
Homme vs. Femme	0,41*** (0,14)	0,36*** (0,14)	0,30 (0,14)	0,19 (0,14)
Immigré vs. non immigré	-0,49** (0,24)	-0,32 (0,24)	-0,28 (0,24)	-0,26 (0,24)
Brevet CEP vs. Aucun diplôme	-0,12 (0,18)	-0,13 (0,19)	-0,14 (0,19)	-0,11 (0,19)
CAP/BEP vs. Aucun diplôme	0,04 (0,14)	-0,03 (0,14)	-0,06 (0,14)	-0,09 (0,14)
BAC plus vs. Aucun diplôme	-0,12 (0,23)	-0,22 (0,23)	-0,40* (0,23)	-0,43* (0,24)
Âge	0,01 (0,05)	0,01 (0,05)	0,004 (0,05)	-0,0004 (0,05)
Âge au carré	-0,0003 (0,005)	-0,0003 (0,005)	-0,0002 (0,005)	-0,002 (0,005)
Ancienneté	0,0001 (0,006)	-0,0004 (0,006)	-0,0004 (0,006)	-0,001 (0,006)
Employeur public vs. Employeur privé hors branche de la propreté		0,18 (0,14)	0,11 (0,14)	0,004 (0,15)
Employeur de la branche de la propreté vs. Employeur privé hors branche de la propreté		-1,47*** (0,44)	-1,24*** (0,44)	-1,21*** (0,44)
Particulier employeur vs. Employeur privé hors branche de la propreté		-0,77*** (0,25)	-0,72*** (0,26)	-0,6** (0,26)
Autre fonction principale vs. fonction « Nettoyage, gardiennage, entretien ménager »			0,57*** (0,12)	0,548*** (0,12)
Salaire mensuel				0,0005*** (0,0002)
% paires concordantes	59,4	62,7 %	65 %	66 %

Champ : salariés du nettoyage.

Lecture : le tableau présente les coefficients estimés et, entre parenthèses, leurs écarts-types. Les rapports de chance ne sont pas présentés. Le fait d'être un homme, plutôt qu'une femme, accroît la probabilité de répondre « oui » à la question d'être heureux de voir son enfant s'engager dans la même activité professionnelle, une fois pris en compte la situation vis-à-vis de l'immigration, le diplôme, l'âge et l'ancienneté.

Note : * p < 0,1 ; **p < 0,05 ; ***p < 0,001. Régression logit.

Source : Enquête Risques psycho-sociaux, Dares, 2016.

Tableau 8. Estimation des effets sur la satisfaction vis-à-vis de la vie professionnelle

Score de satisfaction vis-à-vis de la vie professionnelle					
	M1	M2	M3	M4	M5
Constante	5.84*** (0,94)	5.83*** (0,93)	5.81*** (0,93)	5.58*** (0,93)	2.11** (0,89)
Homme vs. Femme	-0.07 (0,14)	-0.11 (0,14)	-0.12 (0,15)	-0.23 (0,15)	-0.26* (0,14)
Immigré vs. non immigré	-0.11 (0,21)	-0.02 (0,21)	-0.012 (0,21)	-0.01 (0,21)	0.11 (0,19)
Brevet/CEP vs. Aucun diplôme	-0.27 (0,17)	-0.29* (0,17)	-0.29* (0,17)	-0.27 (0,17)	-0.26 (0,16)
CAP/BEP vs. Aucun diplôme	-0.17 (0,13)	-0.19 (0,13)	-0.19 (0,13)	-0.21 (0,13)	-0.28** (0,12)
BAC plus vs. Aucun diplôme	-0.49** (0,21)	-0.57*** (0,22)	-0.60*** (0,22)	-0.64* (0,22)	-0.46** (0,20)
Âge	0.01 (0,04)	0.004 (0,04)	0.004 (0,04)	-0.002 (0,04)	0.04 (0,04)
Âge au carré	0.0002 (0,0005)	0.0002 (0,0005)	0.0003 (0,0005)	0.0003 (0,0005)	-0.00008 (0,0004)
Ancienneté	0.0004 (0,0005)	-0.00001 (0,0005)	-0.00001 (0,0005)	-0.0005 (0,0006)	-0.0006 (0,0005)
Employeur public vs. Employeur privé hors branche de la propreté		0.37*** (0,13)	0.36*** (0,13)	0.26* (0,14)	0.25* (0,13)
Employeur de la branche de la propreté vs. Employeur privé hors branche de la propreté		-0.63** (0,28)	-0.61* (0,28)	-0.57* (0,28)	-0.57* (0,26)
Particulier employeur vs. Employeur privé hors branche de la propreté		0.14 (0,19)	0.14 (0,19)	0.26 (0,20)	0.264 (0,18)
Autre fonction principale vs. fonction « Net- toyage, gardiennage, entretien ménager »			0.07 (0,12)	0.047 (0,12)	-0.03 (0,11)
Salaires mensuels				0.0005*** (0,0001)	0.0004*** (0,0001)
Score de satisfaction vis-à-vis de la vie personnelle					0.37*** (0,02)
R ²	0,025	0,036	0,036	0,041	0,17

Champ : salariés du nettoyage.

Lecture : le tableau présente les coefficients estimés et, entre parenthèses, leurs écarts-types. Le fait d'être un homme plutôt qu'une femme n'a pas d'effet significatif sur le score de satisfaction professionnelle lorsqu'on tient compte de la situation vis-à-vis de l'immigration, du diplôme, de l'âge et de l'ancienneté. Le fait de n'avoir aucun diplôme réduit (de 0,49 point) la satisfaction professionnelle par rapport à celle de salariés qui disposent d'un bac, une fois contrôlés le sexe, l'âge et l'ancienneté.

Note : Le score de satisfaction personnel correspond à une note entre 0 et 10.

* p < 0,1 ; ** p < 0,05 ; *** p < 0,001. Régression MCO.

Source : Enquête Risques psycho-sociaux, Dares, 2016.

Tableau 9. Estimation des effets sur la satisfaction vis-à-vis de la vie personnelle

Score de satisfaction vis-à-vis de la vie personnelle					
	M1	M2	M3	M4	M5
Constante	9,48*** (0,93)	9,50*** (0,93)	9,43*** (0,93)	9,33*** (0,93)	7,39*** (0,88)
Homme vs. Femme	0,17 (0,14)	0,15 (0,14)	0,12 (0,15)	0,08 (0,15)	0,17 (0,14)
Immigré vs. non immigré	-0,38* (0,21)	-0,35 (0,21)	-0,33 (0,21)	-0,33 (0,21)	-0,32 (0,19)
Brevet/CEP vs. Aucun diplôme	-0,03 (0,17)	-0,04 (0,17)	-0,04 (0,17)	-0,03 (0,17)	0,07 (0,16)
CAP/BEP vs. Aucun diplôme	0,21 (0,13)	0,20 (0,13)	0,19 (0,13)	0,18 (0,13)	0,26** (0,12)
BAC, plus vs. Aucun diplôme	-0,37* (0,21)	-0,39* (0,22)	-0,48** (0,22)	-0,49** (0,22)	-0,23 (0,21)
Âge	-0,1** (0,04)	-0,10** (0,04)	-0,10** (0,04)	-0,10*** (0,04)	-0,11*** (0,04)
Âge au carré	0,001** (0,0005)	0,001** (0,0005)	0,001*** (0,0005)	0,001*** (0,0005)	0,001*** (0,0005)
Ancienneté	0,0007 (0,0005)	0,0005 (0,0005)	0,0005 (0,0005)	0,0003 (0,0005)	0,0005 (0,0005)
Employeur public vs. Employeur privé hors branche de la propriété		0,10 (0,13)	0,08 (0,14)	0,03 (0,14)	-0,06 (0,13)
Employeur de la branche de la propriété vs. Employeur privé hors branche de la propriété		-0,11 (0,28)	-0,02 (0,28)	-0,005 (0,28)	0,20 (0,26)
Particulier employeur vs. Employeur privé hors branche de la propriété		-0,06 (0,20)	-0,05 (0,20)	0,002 (0,20)	-0,01 (0,19)
Autre fonction principale vs. fonction « Net- toyage, gardiennage, entretien ménage »			0,23** (0,11)	0,21* (0,12)	0,20** (0,11)
Salaire mensuel				0,0002 (0,0002)	0,00001 (0,0001)
Satisfaction vis-à-vis de la vie professionnelle					0,37*** (0,02)
R ²	0,01	0,01	0,02	0,02	0,15

Champ : salariés du nettoyage.

Lecture : le tableau présente les coefficients estimés et, entre parenthèses, leurs écarts-types. Le fait d'être un homme plutôt qu'une femme n'a pas d'effet significatif sur le score de satisfaction vis-à-vis de la vie personnelle à situation vis-à-vis de l'immigration, diplôme, âge et ancienneté donnée. Le fait d'être immigré réduit la satisfaction personnelle (de 0,37 point) à sexe, diplôme et âge donnés.

Note : Le score de satisfaction personnel correspond à une note entre 0 et 10.

* p < 0,1 ; **p < 0,05 ; ***p < 0,001. Régression MCO.

Source : Enquête Risques psycho-sociaux, Dares, 2016.

Quant à l'analyse du score de satisfaction vis-à-vis de la vie professionnelle et personnelle, elle paraît confirmer et compléter les résultats précédents (tableau 8 et 9). D'une part, un statut protecteur améliore les dimensions matérielles de l'emploi (rémunération notamment) et

favorise une plus grande satisfaction professionnelle tandis que l'externalisation joue dans le sens opposé. D'autre part, la moindre spécialisation est au contraire associée à une meilleure satisfaction personnelle alors même que son impact sur la satisfaction professionnelle n'apparaît pas directement. D'autres analyses montrent cependant que cette déspecialisation est également associée à une transformation des conditions matérielles et psychologiques de travail (plus de tensions avec les collègues et les usagers ou clients, plus grande intensité du travail notamment) qui explique son effet ambigu sur la satisfaction professionnelle (Léné, 2019 ; Devetter *et al.*, 2013). Ces éléments dessinent ainsi, pour les salariés, lorsqu'ils peuvent l'exercer, une forme d'arbitrage entre emplois peu valorisants et moins pénibles d'une part et emplois apportant une meilleure reconnaissance sociale mais soumis à des pénibilités physiques et psychologiques plus fortes de l'autre.

Ainsi au total, ces éléments corroborent les deux hypothèses formulées : tant le statut public et/ou interne par rapport à l'emploi externalisé que la moindre spécialisation dans la seule activité du nettoyage jouent un rôle nettement positif sur les conditions matérielles et sur la perception subjective de l'emploi. Dès lors, les politiques publiques concourant à l'externalisation de la fonction entretien semblent nettement négatives sur le plan de la qualité des emplois. Le maintien de ces salariés en interne, y compris au sein de la fonction publique, et l'encouragement à une plus grande diversification des tâches apparaissent souhaitables pour ce segment de main-d'œuvre. L'emploi public, comme les emplois moins spécialisés facilitent en effet des temps de travail plus longs, des rémunérations horaires plus élevées par une meilleure prise en compte de l'ancienneté, l'intégration dans le temps de travail rémunéré des temps de préparation, de récupération, de concertation et un meilleur accès à la formation.

3. Discussion : actions et arbitrages possibles pour le régulateur public

Les constats de la section précédente ont mis en évidence deux types de levier permettant de dessiner des modes d'organisation des emplois du nettoyage socialement meilleurs (dans l'esprit de ce qu'Osterman (2018) nomme des « high roads »). Le premier repose sur la définition d'un statut plus protecteur assurant l'intégration des

agents d'entretien dans un collectif de travail plus large et facilitant la construction d'une réelle ancienneté professionnelle. Il s'agit typiquement de l'emploi des agents d'entretien en interne, y compris dans la fonction publique dans le cadre des bâtiments publics. Le second levier s'appuie sur une montée en qualification permise par l'enrichissement des activités et la sortie d'une spécialisation trop restrictive sur les seules tâches d'entretien (en les incluant par exemple dans des fonctions de soin ou d'éducation). L'encadré 2 présente, à partir de l'étude d'une politique d'externalisation de l'entretien des établissements scolaires menée dans le département du Nord, les effets que peuvent avoir les politiques publiques lorsque ces deux leviers sont abandonnés. Mais l'usage de ces leviers peut également présenter des inconvénients. Nous discutons successivement deux difficultés potentielles : l'éviction des salariés les moins qualifiés d'une part (section 3.1), la soutenabilité économique de ces propositions d'autre part (section 3.2).

Encadré 2. L'externalisation de l'entretien des collèges : bilan d'une expérimentation dans le département du Nord

À partir de septembre 2016, le département du Nord a expérimenté le remplacement progressif des contractuels en fin de contrats et des départs en retraite des agents titulaires par des prestations fournies par une entreprise de propriété pour le nettoyage dans 19 collèges. Cette expérimentation de l'externalisation du nettoyage a fait l'objet d'une évaluation commanditée par le département (Abasabanye *et al.*, 2017). Les 19 établissements concernés ont été étudiés : plus de 60 entretiens ont été effectués auprès des agents d'entretien (titulaires, contractuels et externes), des équipes de direction des collèges, des services supports du département et de l'entreprise prestataire. Ces entretiens ont permis de mettre en avant trois types de transformations majeures : la moindre qualité de l'emploi des salariés externalisés, la redéfinition de leur activité (et notamment une spécialisation conduisant à de moins bonnes qualités du service et de l'emploi) et enfin une hausse des coûts directs (coûts de transaction et d'intermédiation).

L'analyse des conditions de travail et d'emploi des salariés en charge de l'entretien a d'abord porté sur les caractéristiques socio-démographiques des agents départementaux et des nettoyeurs externes qui sont apparues très proches (faiblesse des qualifications initiales, trajectoires marquées par des épisodes de chômage et de précarité, très forte majorité de femmes et de salariés de plus de 45 ans). Ainsi, dans le cadre de cette expérimentation, la substitution des statuts d'emploi est sans grande incidence sur les caractéristiques de la population concernée. En revanche, la flexibilité de la gestion de la main-d'œuvre, qui facilite la gestion des remplacements en cas d'absence,

a pour contrepartie une qualité des emplois dégradée en termes de rémunérations, de stabilité de l'emploi, et de contexte relationnel de travail.

La seconde évolution renvoie à la qualité du service et au positionnement des agents d'entretien dans la communauté de travail. Si le travail des agents externes n'est pas directement remis en cause, les équipes de direction des collèges ont semblé très réservées sur l'arrangement institutionnel expérimenté : ce ne sont pas seulement les imperfections du cahier des charges ou la réduction des moyens alloués qui sont mis en évidence, mais la redéfinition d'ensemble du travail d'entretien qui s'opère dans ce cadre. La perte de polyvalence des agents a notamment été régulièrement soulignée comme un effet négatif de l'externalisation avec le sentiment que la mission des agents d'entretien se déplace de l'entretien des bâtiments à leur seul nettoyage. Selon la plupart des acteurs rencontrés au sein des établissements, la dimension relationnelle centrale pour qualifier le travail a été impactée : par l'orientation donnée au travail (travailler pour les autres), par l'effectivité des relations sociales (avec les collègues au sein d'un collectif de travail, avec d'autres membres de la « communauté éducative », etc.), et parce qu'elle modifie la nature même des tâches qui seront à effectuer. Une partie au moins de l'intensité des salissures pourrait être ainsi imputée à l'invisibilité du travail d'entretien aux yeux des usagers. En ce sens, la visibilité des agents par les élèves a une dimension éducative en propre, quelles que soient les relations éducatives observées entre des agents et des collégiens (diversement attestées selon les personnes et les choix des équipes de direction).

Enfin, la troisième transformation renvoie à l'accroissement des coûts de coordination. En effet, l'arrivée de nouveaux opérateurs complexifie encore le jeu d'acteurs en charge de l'entretien des collèges (de la définition des moyens à la réalisation du nettoyage). Une séparation stricte des différentes catégories de personnel d'entretien (agents départementaux et salarié(e)s du privé disposent ainsi de vestiaires et de matériels séparés) a ainsi souvent été mise en place, y compris en termes de modalités d'évaluation des charges de travail. De manière non prévue, l'externalisation a notamment engendré un report de charges sur les agents départementaux et complexifié le travail des gestionnaires, en proie notamment à l'impossibilité de maintenir les politiques de prévention et de santé au travail fondées sur le roulement des personnels pour atténuer la pénibilité des postes, notamment à la plonge. Plus globalement, l'étude a été l'occasion d'une analyse du coût de l'entretien. Ainsi à partir des données observées, le coût direct (rapporté au m² nettoyé) de l'emploi d'agents de la collectivité est inférieur au coût d'achat de la prestation privée. Il apparaît ainsi que les économies budgétaires reposent uniquement sur la réduction du volume horaire et donc du nombre de m² quotidiennement entretenus, acquis par le département auprès de l'entreprise prestataire.

3.1 Une possible éviction des salariés les moins qualifiés

Le premier risque identifiable d'une politique de montée en qualification serait de conduire à une éviction de certains salariés. La « désécialisation » du travail de nettoyage et son adossement à des fonctions plus larges (le plus souvent de soin ou d'éducation mais aussi de production) pourraient avoir pour corollaire une montée en compétence dont il n'est pas acquis qu'elle soit accessible aux salariés qui exercent ces fonctions. Dès lors, le rôle de « porte d'entrée » sur le marché du travail que les emplois du nettoyage sont susceptibles de jouer serait remis en cause.

De fait les salariés qui bénéficient d'un statut plus protecteur (secteur public / internes) ou ceux qui déclarent une fonction principale moins liée au nettoyage sont en moyenne légèrement plus qualifiés (du moins tel qu'on peut le percevoir à partir du niveau de formation initiale) par rapport à ceux qui sont engagés dans des emplois externalisés ou plus spécialisés. Les salariés bénéficiant d'un statut plus protecteur disposent plus souvent d'un diplôme de niveau BEP ou supérieur et la différence en termes d'âge de fin d'étude est d'un peu moins d'un an. L'effet est renforcé en ce qui concerne la moindre spécialisation des tâches (tableau 10).

Tableau 10. Niveau de diplôme par statut et fonction (en %)

	Ensemble des salariés du nettoyage	Fonction nettoyage	Autres fonctions	Statut Public	Salariés Externes
Aucun diplôme	28	35	19	19	42
CEP ou brevet	17	18	16	18	20
CAP/BEP	37	36	37	37	35
Bac	13	10	18	18	3
Diplôme supérieur au bac	5	1	10	7	0,5

Champ : salariés du nettoyage.

Lecture : 28 % des salariés du nettoyage n'ont aucun diplôme. Ce taux est de 35 % pour ceux déclarant une fonction principale centrée sur l'entretien contre 19 % de ceux déclarant une autre fonction principale.

Source : Enquête Risques psycho-sociaux, Dares, 2016.

Pour autant la présence d'un nombre important de salariés sans formation initiale dans les métiers moins centrés sur le nettoyage (plus du tiers des non diplômés ou titulaires du Brevet des collèges sont dans ce cas) souligne à l'inverse la possibilité d'occuper ces emplois y compris en l'absence de formation initiale. Il est néanmoins possible

que les caractéristiques au cœur d'un possible effet d'éviction ne soient pas observables. Ainsi, si certains éléments bloquants sont liés aux individus et non aux postes, comme l'hypothèse en est souvent faite dans la littérature sur la polarisation, alors une politique de formation doit être envisagée. Les travaux de Marie-Hélène Chinours-Lachaud (2011) ont montré que des formations adaptées aux publics les moins qualifiés sont possibles et efficaces. Comme les employeurs internes et plus encore publics sont ceux qui offrent le plus d'opportunité de formation formelle⁵ et au cours même de l'activité de travail⁶, cela renforce le constat d'une complémentarité entre statut protecteur et désécialisation. En ce sens la désécialisation est en soi formatrice et tend à réduire l'enfermement dans lequel peuvent rester les salariés affectés à des tâches plus monotones⁷.

Par ailleurs, certains exemples font apparaître que, lorsque la désécialisation est expérimentée ou mise en œuvre, elle ne s'accompagne pas d'une mise à l'écart d'une partie des salariés. Ainsi dans la composante « domicile » des emplois du nettoyage, on constate que les employés de maison (dont l'activité est limitée à l'entretien ménager) accèdent à des postes d'aide à domicile (dont la dimension relationnelle est plus forte) et s'y maintiennent durablement, notamment lorsque des politiques de formation sont mises en place. Mais il apparaît que celles-ci ne sont proposées que lorsqu'un niveau minimal de qualité de l'emploi (en lien avec l'existence d'employeurs associatifs ou publics) est observé (Mansuy et Marquier, 2013).

Mais c'est surtout ici dans les emplois hors du domicile que des illustrations peuvent être trouvées : tant des trajectoires de désécialisation que de spécialisation avec maintien du même personnel peuvent être observées. La politique de la Mairie de Paris lors de la mise en œuvre des nouveaux rythmes scolaires illustre le cas « ascendant » (cf Inspection Générale de la Mairie de Paris, 2014). Le personnel municipal ATSEM a connu un basculement de sa fonction principale de l'entretien à l'éducation. À l'inverse, les politiques d'externalisation de la fonction

5. Ainsi, 48 % des agents d'entretien du secteur public estiment avoir reçu une formation continue suffisante et adaptée pour effectuer correctement leur travail contre 33 % des salariés externalisés (RPS 2016).

6. 67 % des agents du public estiment apprendre de nouvelles choses au cours de leur travail contre 29 % des salariés externalisés (RPS 2016).

7. Ces recommandations sont comparables à celle d'Acemoglu et Restrepo (2018) qui envisagent de nouveaux métiers de service en lien avec l'intelligence artificielle qui engage un effort public à la fois en termes de formation et en termes de restructuration des contenus des emplois peu qualifiés.

nettoyage entraînent un transfert du personnel de l'administration ou de l'entreprise initiale vers un prestataire spécialisé. Dans les deux cas, ces transformations de poste se font sans qu'il y ait changement du personnel en question, ce qui laisse penser qu'un risque d'effet de sélection écartant certains profils de travailleurs est faible et/ou pourrait être surmonté.

3.2 La soutenabilité économique de ces recommandations : productivité et coût

Les éléments liés à un statut plus protecteur auquel pourraient s'ajouter d'éventuels coûts de formation pose la question des implications, aussi bien pour les employeurs que pour les bénéficiaires finaux et les pouvoirs publics, de telles dispositions. La hausse des coûts liés à une amélioration des conditions salariales apparaît ici assez directe pour des services où la masse salariale constitue l'essentiel du coût de production (aux alentours de 75 % à 80 % du chiffre d'affaire pour la branche de la propreté ou celle de l'aide à domicile, Souquet et Geay, 2018).

Pour aborder cette question, il peut être utile à nouveau de distinguer deux cas : celui du nettoyage des établissements publics ou des bureaux d'une part et celui des interventions à domicile d'autre part.

Dans le premier, il est important de rappeler que la spécialisation s'opère en confiant le service à un prestataire externe. À productivité ou volume horaire commandé identique, le bilan sur les coûts est plutôt en faveur de l'internalisation : des cotisations employeurs et des primes plus élevées sont compensées par l'évitement de coûts d'intermédiation (TVA et marges des prestataires). Reste la question des coûts de gestion/transaction pour lesquels la supériorité de l'une des formes organisationnelles sur l'autre ne peut être établie simplement (Devetter et Valentin, 2019). Le bilan en termes de coût repose alors sur le différentiel de productivité entre les deux formes d'organisation. Si on s'appuie sur la monographie décrite dans l'encadré 2, on constate d'abord que les surfaces nettoyées par heure et par agent établies par le cahier des charges sont inférieures à celles prises en charge par les agents d'entretien polyvalents. Comme le volume horaire total confié aux prestataires est moindre que celui précédemment réalisé par les agents d'entretien de la fonction publique, il y a ici une source potentielle d'économie *via* la baisse des heures prestées⁸, mais cette baisse

8. À nouveau, l'écart de coût entre une heure produite en interne et une heure prestée compense ce différentiel de sorte que même à volume réduit, le coût global du service externalisé apparaît supérieur à celui du service interne (Devetter et Valentin, 2019 et Abasabanye et Devetter 2017).

du volume horaire a pour contrepartie une potentielle dégradation de la qualité du service. En ce sens l'écart de productivité et de coût entre les deux formes de production pourrait, au moins dans certaines configurations, être à l'avantage de l'emploi public ou internalisé.

Le bilan en termes de coût est plus complexe dans le cas des « services à la personne » ou de l'aide à domicile. En effet la mise en œuvre ou la diffusion d'un modèle d'emploi collectif et éventuellement public implique au contraire l'apparition d'un intermédiaire par rapport au système, le moins protecteur, du particulier employeur (Puissant, 2011). Les comparaisons de coûts pour l'utilisateur final entre le modèle collectif et l'emploi direct tendent ainsi à établir un surcoût d'environ 5 € : selon Benoteau et Gouin (2015) le coût horaire d'une heure de service à personne atteint 17 € dans le cadre d'emploi direct contre 22 € lorsque l'emploi est intégré dans un organisme à but non lucratif⁹. Les départements qui se sont engagés dans cette voie ont assumé ce surcoût brut à partir de deux arguments complémentaires qui peuvent permettre de mieux décrire leurs enjeux sociaux et politiques. Tout d'abord, le choix d'un service plus structuré induit une amélioration de la qualité du service proposé et donc du consentement à payer de la collectivité. Ensuite il était espéré que cette hausse de coût immédiate soit compensée par des économies indirectes. D'une part, le meilleur suivi de certains publics les amènent à moins solliciter d'autres services sociaux (Ehpad) ou médicaux (en particulier les urgences ; Belorgey, 2011). D'autre part les besoins en revenu de remplacement (Allocation de Retour à l'emploi) ou de complément (Prime d'activité, allocations logements) des salariés concernés sont réduits par l'augmentation des revenus mensuels.

4. Conclusion

Cet article a pour ambition d'étayer empiriquement la nécessité de réfléchir à l'amélioration de la qualité de l'emploi d'un des segments dégradés du marché du travail d'une part et de montrer l'existence de leviers pour y parvenir d'autre part. Les analyses économétriques ont souligné le rôle positif, en matière de qualité de l'emploi, de modalités d'organisation du travail moins spécialisées et plus intégrantes.

9. Cet écart correspond au coût et non à la part supportée par l'utilisateur final qui bénéficie de diverses aides publiques (dont un crédit d'impôt égal à 50 % des dépenses). Ce surcoût est ainsi partagé entre les finances publiques et les bénéficiaires.

La faisabilité de ces voies d'amélioration reste en débat mais plusieurs arguments et illustrations ont été présentés en ce sens. Des transformations semblent ainsi envisageables pour permettre la (re)création d'emplois de complexité « moyenne » en enrichissant les emplois (dé)qualifiés. Cette stratégie n'est d'ailleurs pas sans lien avec celle observée au cours du 20^e siècle dans le secteur industriel : après une phase de prolétarianisation des ouvriers de métiers et la forte contraction des paysans et artisans indépendants, la (re)création d'une classe moyenne s'est fondée sur la promotion des droits ouvriers et la revalorisation (au moins économique) des emplois industriels et administratifs. Ce sont ces emplois qui sont aujourd'hui, et depuis 30 ans supprimés en grand nombre. La main-d'œuvre libérée est en revanche mobilisée massivement pour répondre aux besoins du *clean* (et du *care*) que la robotisation ne remplace que très difficilement. La reconnaissance des métiers qui répondent à ces demandes ne peut cependant émerger sans politiques publiques et/ou managériales adaptées : l'amélioration de la position sociale et économique de ceux, et majoritairement de celles, qui les exercent présuppose non seulement la mise en place de statuts plus protecteurs mais aussi, et plus encore, une moindre spécialisation des tâches. Ces deux éléments apparaissent notamment comme des préalables à la réduction de la part du temps partiel subi.

Pour autant, l'évaluation d'une diffusion de ces pratiques requiert de plus amples investigations à la fois pour mesurer le coût pour les finances publiques et les utilisateurs finaux et pour apprécier les efforts de formation qui doivent être consentis. Les écarts très importants relatifs à la part des emplois du nettoyage dans les pays européens (e. g. 6,4 % de l'emploi total en France *versus* moins de 3 % en Allemagne et moins de 2 % en Suède ou au Royaume-Uni ; Eurostat, 2017) invitent enfin à mener des analyses de comparaison internationales.

Références

- Abasabanye P., F. X. Devetter et O. Steinauer, 2017, « L'entretien dans les collèges du département du Nord », Rapport pour le Conseil Départemental du Nord.
- Abasabanye P., F. Bailly et F. X. Devetter, 2018, « Does contact between employees and service recipients lead to socially more responsible behaviours? The case of cleaning ,» *Journal of Business Ethics*, vol. 153, n° 3, pp. 813-824.
- Acemoglu D. et P. Restrepo, 2018, The race between man and machine: Implications of technology for growth, factor shares, and employment », *American Economic Review*, vol. 108, n° 6, pp. 1488-1542.
- Agular L. L., 2001, « Doing cleaning work 'scientifically': The reorganization of work in the contract building cleaning industry », *Economic and Industrial Democracy*, vol. 22, n° 2, pp. 239-269.
- Appelbaum E., A. Bernhardt, R. J. Murnane et J. A. Weinberg, 2005, « Low-wage employment in America: results from a set of recent industry case studies », *Socio-Economic Review*, vol. 3, n° 2, pp. 293-310.
- Argouarc'h J., S. Aboubadra-Pauly, F. Lainé et C. Jolly, 2015, « Les métiers en 2022. Prospective par domaine professionnel », *Synthèse Stat', Dares Analyses*, n° 011, France Stratégie, avril.
- Ashforth B. E. et G. E. Kreiner, 1999, « How can you do it?: Dirty work and the challenge of constructing a positive identity », *Academy of management Review*, vol. 24, 3, pp. 413-434. «
- Autor D., L. Katz et M. Kearney, 2006, « The Polarization of the U.S. Labor Market », *American Economic Review Papers and Proceedings*, vol. 96, n° 2, pp. 440-446.
- Autor D. et D. Dorn, 2013, « The growth of low-skill service jobs and the polarization of the US labor market », *American Economic Review*, vol. 103, n° 5, pp. 1553-97.
- Bakhshi H, J. Downing, M. Osborne et P. Schneider, 2017, *The Future of skills: Employment in 2030*. Londres, Pearson et Nesta.
- Barrois A. et F. -X. Devetter, 2017, « Durées courtes, journées longues », *La nouvelle Revue du travail*, n° 11. <https://journals.openedition.org/nrt/3272>
- Baudelot C., D. Cartron, J. Gautié, O. Godechot, M. Gollac et D. Senik, 2014, *Bien ou mal payés ? Les travailleurs du public et du privé jugent leurs salaires*, Paris, Éditions de la rue d'Ulm, 228 p.
- Belorgey N., 2011, « Réduire le temps d'attente et de passage aux urgences. Une entreprise de 'réforme' d'un service public et ses effets sociaux », *Actes de la recherche en sciences sociales*, vol. 189, n° 4, pp. 16-33.
- Benelli N., 2012, *Nettoyeuse. Comment tenir le coup dans un sale boulot*. Zurich, Editions Seismo, 2011.

- Benoteau I. et A. Goin, 2015, « Services à la personne : aides publiques et coût pour l'utilisateur », *Document d'études de la DARES*, novembre [<https://dares.travail-emploi.gouv.fr/dares-etudes-et-statistiques/etudes-et-syntheses/documents-d-etudes/article/services-a-la-personne-aides-publiques-et-cout-pour-l-utilisateur>]
- Booth A. L., M. Francesconi et J. Frank, 2002, « Temporary jobs: stepping stones or dead ends? », *The Economic Journal*, vol. 112, n° 480, pp. 189-213.
- Bourdieu P., 1984, « La représentation de la position sociale », *Actes de la recherche en sciences sociales*, vol. 52, n° 1, pp. 14-15.
- Bouvier T., N. Pelvillain et P. Santelmann, 2010, « Services à la personne : renforcer l'encadrement intermédiaire pour accroître l'efficacité et l'attractivité des métiers », *Formation emploi*, n° 112, pp. 53-67.
- Brolis O. et F. X. Devetter, 2019, « La qualité de l'emploi peu qualifié en France : une approche par les professions », *Relations Industrielles*, vol. 73, n° 4.
- Carré F. et C. Tilly, 2012, « A Framework for International Comparative Analysis of the Determinants of Job Quality », in *Are Bad Jobs Inevitable?: Trends, Determinants and Responses to Job Quality in the Twenty-First Century*, Chris Warhurst, Françoise Carré, Patricia Findlay, Chris Tilly (eds.), Londres, Palgrave.
- Chambaz C., E. Maurin et C. Torelli, 1998, « L'évaluation sociale des professions en France. Construction et analyse d'une échelle des professions », *Revue française de sociologie*, vol. 39, n° 1, pp. 177-226
- Chinours-Lachaud M. H., 2011, *Contribution à la formation à l'écrit. Le cas des métiers de la propreté*, Thèse de doctorat en Sciences du langage, Université de Grenoble, dirigée par C. Barré-de Miniac et C. Frier.
- Coutrot T. et C. Mermilliod, 2010, « Les risques psychosociaux au travail : les indicateurs disponibles », *Dares analyses*, n° 081, décembre.
- Davoine L., C. Erhel et M. Guergoat-Larivière, 2008, « Monitoring Employment Quality in Work : European Employment Strategy Indicators and Beyond », *International Labour Review*, n° 147, n° 2-3, pp. 163-198.
- Dériot G., 2010, « Le mal-être au travail : passer du diagnostic à l'action », *Les Rapports du Sénat*, n° 642. Sénat, Paris, Commission des affaires sociales, 127 p.
- Devetter F. X. et J. Valentin, 2019, « Externaliser les services d'entretien des collèges: une économie pour les finances publiques? », *Revue française d'administration publique*, n° 4, pp. 1059-1075.
- Devetter F. X., 2016, « Can public policies bring about the democratization of the outsourcing of household tasks? », *Review of Radical Political Economics*, vol. 48, n° 3, pp. 365-393.
- Devetter F. X., D. Messaoudi et N. Farvaque, 2013, « Contraintes de temps et pénibilité du travail : les paradoxes de la professionnalisation dans l'aide à domicile », *Revue française des affaires sociales*, n° 2, pp. 244-268.

- Dube A. et E. Kaplan, 2010, « Does outsourcing reduce wages in the low-wage service occupations? Evidence from janitors and guards », *ILR Review*, vol. 63, n° 2, pp. 287-306.
- Goldschmidt D. et J. F. Schmieder, 2017, « The rise of domestic outsourcing and the evolution of the German wage structure », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 132, n° 3, pp. 1165-1217.
- Goos M., A. Manning et A. Salomons, 2009, « Job Polarization in Europe », *American Economic Review Papers and Proceedings*, vol. 99, n° 2, pp. 58-63.
- Grimshaw D., J. Cartwright, A. Keizer, J. Rubery, K. Hadjivassiliou et C. Rickard, 2014, « Coming clean: Contractual and procurement practices », *Equality and Human Rights Commission Research Report*, n° 96.
- Inspection Générale de la Mairie de Paris, 2014, *Rapport d'audit de la fonction nettoyage des écoles*, n° 13-21, août.
- Kalleberg A., 2011, *Good Jobs, Bad Jobs: The Rise of Polarized and Precarious Employment Systems in the United States, 1970s to 2000s*, New York, Russell Sage Foundation Publications.
- Kumar R. et S. Kumar, 2008, « Musculoskeletal risk factors in cleaning occupation. A literature review », *International journal of industrial ergonomics*, vol. 38, n° 2, pp. 158-170.
- Léné A., 2019, « Job Satisfaction and Bad Jobs: Why Are Cleaners So Happy at Work? », *Work, Employment and Society*, DOI:0950017019828904.
- Lhuillier D., 2005, « Le sale 'boulot' ». *Travailler*, n° 2, pp. 73-98.
- MacKinnon N. J. et T. Langford, 1994, « Meaning of occupational prestige scores: A social psychological analysis and interpretation », *The Sociological Quarterly*, vol. 35, n° 2, pp. 215-245.
- Mansuy M. et R. Marquier, 2013, « Les aides à domicile : un engagement dans la formation tributaire du mode d'exercice », *Formation emploi. Revue française de sciences sociales*, n° 123, pp. 45-65.
- Marc J., V. Grosjean et M. C. Marsella, 2011, « Dynamique cognitive et risques psychosociaux : isolement et sentiment d'isolement au travail », *Le travail humain*, vol. 74, n° 2, pp. 107-130.
- Méda D. et F. Vennat, 2005, *Le travail non qualifié : permanences et paradoxes*, Paris, La Découverte.
- Medina-Ramon M., J. P. Zock, M. Kogevinas, J. Sunyer, Y. Torralba, A. Borrell, et J. M. Anto, 2005, « Asthma, chronic bronchitis, and exposure to irritant agents in occupational domestic cleaning: A nested case-control study », *Occupational and environmental medicine*, vol. 62, n° 9, pp. 598-606.
- Méhaut P., P. Berg, D. Grimshaw, K. Jaehrling, M. Van Der Meer et J. Eskildsen, 2010, « Cleaning and nursing in hospitals: institutional variety and the reshaping of low-wage jobs », *Low Wage Work in the Wealthy World*, pp. 319-66.

- Messing K., 2016, *Souffrances invisibles. Pour une science du travail à l'écoute des gens*, Montréal, Écosociété, 231 p.
- Messing K., C. Chatigny et J. Courville, 1998, « 'Light' and 'heavy' work in the housekeeping service of a hospital », *Applied ergonomics*, vol. 29, n° 6, pp. 451-459.
- Muñoz de Bustillo R., E. Fernandez-Macias, J.I. Anton et F. Esteve, 2009, *Indicators of job quality in the European Union*, European Parliament, Employment and Social Affairs, Bruxelles.
- Nakao K. et J. Treas, 1994, « Updating Occupational Prestige and Socioeconomic Scores: How the New Measures Measure Up », *Sociological Methodology*, n° 23, pp. 1-72
- Osterman P., 2018, « In Search of the High Road: Meaning and Evidence », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 71, n° 1, pp. 3-34.
- Puissant E., 2011, « Le rôle ambivalent des associations d'aide à domicile dans la professionnalisation des emplois et des salariées », *Formation emploi. Revue française de sciences sociales*, n° 115, pp. 37-50.
- Rabelo V. C. et R. Mahalingam, 2018, « They really don't want to see us: How cleaners experience invisible 'dirty' work », *Journal of Vocational Behavior*, vol. 113, pp. 103-114.
- Reyssat F., 2012, « Le corps à l'ouvrage », *L'Homme et la Société*, n° 185/186, p. 275.
- Souquet C. et M. Geay, 2018, « Le secteur du nettoyage », *Insee Première*, n° 1690, mars.
- Zock J. P., 2005, « World at work: cleaners », *Occupational and environmental medicine*, vol. 62, n° 8, pp. 581-584.

ANNEXE 1. Le champ des salariés du nettoyage

Le tableau 1 indique pour chaque PCS, son intitulé, son descriptif, sa correspondance avec la nomenclature internationale et la part des salariés qui, au sein de la catégorie, déclarent le nettoyage comme fonction principale.

Tableau A1. Les PCS du nettoyage

Intitulé	Descriptif	« Femme de ménage » comme profession assimilée	% relevant de la catégorie 91 de la CIP-08	% relevant de la catégorie 9622*	% déclarant la fonction « Nettoyage, entretien ménager, gardiennage »(2016)
525a Agents de service des établissements primaires	Salariés assurant dans un établissement d'enseignement primaire ou maternel public ou privé des travaux de service hôtelier, de nettoyage, d'entretien. Parfois, ils assurent aussi des garderies ou la surveillance des repas.	Oui	5 %	53 %	5 %
525b Agents de service des autres établissements d'enseignement	Salariés assurant dans un établissement d'enseignement public ou privé, hors école primaire ou maternelle, des travaux de service hôtelier, de nettoyage, d'entretien	Oui	66 %	24 %	72 %
525c Agents de service de la fonction publique (sauf écoles, hôpitaux)	Agents de la fonction publique, chargés de tâches généralement peu qualifiées de surveillance ou d'accueil, éventuellement de nettoyage ou de service hôtelier, à l'exception de ceux qui sont employés dans une école ou un établissement de soin.	Oui	66 %	20 %	49 %
525d Agents de service hospitaliers (de la fonction publique ou du secteur privé)	Salariés qui assurent l'hygiène des locaux hospitaliers publics ou privés. Ils participent parfois à la distribution des repas.	Oui	51 %	3 %	49 %
561f Employés d'étage et employés polyvalents de l'hôtellerie	Salariés qualifiés ou non, assurant les travaux courants d'entretien dans les services hôteliers.	Oui	67 %	0 %	56 %
563b Aides à domicile, aides ménagères, travailleuses familiales	Les interventions des aides à domicile, aides ménagères, travailleuses familiales s'adressent en général soit à des personnes âgées, handicapées ou à des familles. Il s'agit d'apporter une aide dans l'accomplissement des tâches et activités de la vie quotidienne.	Oui	99 %	0 %	39 %
563c Employés de maison et personnels de ménage chez des particuliers	Personnes exécutant, chez un particulier qui l'emploie, divers travaux domestiques, notamment le nettoyage des locaux.	Oui	93 %	0 %	82 %
684a Nettoyeurs	Salariés du secteur privé chargés de nettoyer seuls ou au sein d'une petite équipe des locaux industriels ou collectifs (bureaux,...), en général à l'aide d'un matériel simple.	Oui	99 %	0 %	95 %

Champ : salariés. Source : Insee et Dares-Drees-DGAFP-Insee, Enquête Conditions de travail – risques psychosociaux, 2016.

ANNEXE 2

Tableau A2. Présentation de la base de données

Caractéristiques/Champ	Salariés du nettoyage	Salariés du nettoyage du secteur Public	Salariés internalisés du secteur privé	Salariés du nettoyage externalisés	Salariés du particulier employeur
Pourcentage de femme	82 %	77 %	90 %	62 %	93 %
Pourcentage d'immigrés	16 %	5 %	20 %	34 %	21 %
Age moyen	45	44	44	44	53
Ancienneté moyenne (en mois)	118	137	93	99	144*
Temps de travail moyen	26h30	31h35	25h35	23h25	17h55
Revenu mensuel moyen	976 €	1197 €	916 €	817 €	649 €
Salaire horaire moyen	8,82 €	9,39 €	8,10 €	8,40 €	9,30 €
Part des salariés ayant le nettoyage pour fonction principale	55 %	36 %	60 %	94 %	65 %
Part des salariés en temps partiel	58,5%	42 %	63 %	72 %	85 %
Part dans l'ensemble du champ	100 %	38 %	35,5 %	11,5 %	15 %

Champ : Salariés du nettoyage.

Nombre d'observations : 2 195 représentatives des 2 203 578 salariés.

* Pour le particulier employeur, l'ancienneté est celle dans la profession alors que pour les autres catégories, il s'agit de l'ancienneté en emploi.

Source : Enquête Risques psycho-sociaux, Dares, 2016.

L'ÉLASTICITÉ DE L'OFFRE DE TRAVAIL DES FEMMES EN FRANCE

PETITE REVUE DE MÉTHODES ET DE RÉSULTATS¹

Karine Briard

Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques (Dares)

La mesure de l'élasticité de l'offre de travail des femmes à leurs revenus est un champ d'analyse peu unifié, laissant plusieurs questions méthodologiques et empiriques ouvertes. Cet article vise à donner des repères sur les stratégies d'estimation mobilisées dans la littérature empirique et à recenser les estimations menées sur la France.

La plupart des études menées sur les vingt dernières années qui explicitent cette élasticité reposent sur l'estimation de modèles structurels à choix discret d'heures, plus flexibles que les modèles à offre continue pour rendre compte de la complexité du contexte décisionnel.

Si les élasticités publiées sont dispersées, en raison de différences de date, de champ et de spécification, les résultats convergent sur le fait que l'élasticité de l'offre de travail des femmes est plus élevée que pour les hommes, notamment lorsqu'elles sont en couple et mères de jeunes enfants. En revanche, les résultats divergent sur la sensibilité de l'offre des femmes à celle de leur conjoint, ce qui questionne la modélisation des interactions stratégiques au sein des ménages.

Mots clés : femmes, modèles structurels, quasi-expériences, estimation.

1. L'auteur tient à remercier les rapporteurs anonymes de la revue pour leurs remarques et suggestions stimulantes, ainsi que Véronique Simonnet pour ses conseils sur une version préliminaire de l'article. Elle reste néanmoins responsable des erreurs ou imprécisions qui subsisteraient.

En France, le taux d'activité des femmes s'est rapproché de celui des hommes tout au long du XX^e siècle. Il lui reste néanmoins encore inférieur, en particulier parmi les moins diplômé-es. En 2018, d'après l'enquête Emploi de l'Insee, 80 % des femmes âgées de 20 à 59 ans sont actives contre 89 % de leurs homologues masculins, mais respectivement 86 % et 71 % parmi les non-bachelier-es. Cette moindre présence des femmes sur le marché du travail résulte pour partie d'un partage asymétrique des temps entre conjoints dans les couples. Le temps que les femmes peuvent dédier à une activité rémunérée est en effet concurrencé par le temps qu'elles consacrent à la production domestique (tâches ménagères, soins aux enfants, etc.), qui est encore principalement à leur charge (Brousse, 2015 ; Champagne *et al.*, 2015). Ainsi, l'emploi des femmes diminue avec le nombre d'enfants et d'autant plus qu'ils sont en bas âge (entre autres, Minni et Moschion, 2010), alors que les hommes avec enfant sont plus souvent en emploi que les hommes sans enfant (Insee, enquête Emploi).

Au milieu des années 1970, l'écart entre le taux d'activité des femmes et celui des hommes était 4 fois plus élevé qu'aujourd'hui. Il s'est réduit sous l'effet de multiples facteurs sociétaux et réglementaires (Briard, 2021) qui ont conduit un nombre croissant de femmes à sortir du seul rôle de mère au foyer et à contribuer aux revenus de leur ménage en ayant une activité professionnelle. Sur les cinq dernières décennies, l'essor de l'emploi des femmes est néanmoins à relativiser par l'essor du temps partiel, qui les concerne toujours au premier chef (Afsa et Buffeteau, 2006 ; Briard, 2017b, 2021). En 2019, 28 % des femmes travaillent à temps partiel (8 % des hommes) et près de huit emplois à temps partiel sur dix sont occupés par des femmes. Si certaines y trouvent le moyen de concilier vies professionnelle et familiale en répondant à leur souhait de s'occuper elles-mêmes de leurs enfants, pour d'autres, cette « conciliation » s'impose par manque d'alternatives de modes de garde (Briard, 2017a). Pour les moins qualifiées, le temps partiel apparaît aussi souvent comme la seule modalité d'emploi accessible (Maruani, 2017 ; Briard, 2021).

La multiplicité des déterminants, professionnels et non professionnels, de l'offre de travail des femmes, explique des niveaux d'activité professionnelle très variables en fonction de l'âge, de la situation familiale, du niveau d'études, etc. Au niveau macroéconomique, l'emploi des femmes est aussi affecté par diverses politiques publiques, relevant

aussi bien du domaine de l'emploi, de la politique familiale, que du soutien aux revenus. Par exemple, dans les années 1990, les abattements de charges sur les emplois à temps partiel ont contribué à augmenter la part des femmes à temps partiel de 7 points de pourcentage sur la décennie (Ulrich et Zilberman, 2007). Bien que non ciblés sur l'emploi des femmes, ils ont été présentés comme une mesure de soutien des entreprises pour répondre à une demande sociale de réduction du temps de travail émanant principalement des femmes (Angeloff, 2009). S'ils ont probablement permis à des inactives d'entrer sur le marché du travail, ils ont aussi réduit la quantité d'heures de travail que d'autres auraient été prêtes à effectuer. De même, entre 1994 et 1997, l'extension de l'allocation parentale d'éducation (APE) aux mères de deux enfants s'est accompagnée d'une chute de 15 points de pourcentage du taux d'activité de ces mères ayant un enfant de moins de 3 ans, celles qui étaient au chômage ou dans des emplois précaires étant incitées à rester au foyer (Afsa, 1996 ; Piketty, 1998 ; Marc, 2004 ; Minni et Moschion, 2010). Plus récemment, en 2015, la réduction à deux années de la durée de versement de l'allocation au parent prenant un congé parental (la limite des trois années étant conservée au niveau du ménage, au titre de l'enfant) ne semble pas avoir eu les effets positifs escomptés sur l'emploi des femmes. Alors que l'objectif était d'accroître l'activité des mères par une incitation des pères à recourir au congé parental, l'inertie des comportements semble s'être traduite par une augmentation du chômage des mères d'un enfant de 2 ans, celles-ci n'étant probablement pas en mesure de reprendre un emploi avant l'entrée à l'école de leur benjamin à défaut de trouver un mode de garde satisfaisant (HCFEA, 2019).

Quel que soit son objet, toute politique est en fait susceptible de faire varier l'offre de travail dès lors qu'elle affecte, de façon plus ou moins directe, les revenus. Il en est également ainsi, par exemple, de dispositions fiscales comme le quotient conjugal (Échevin, 2003 ; Carbonnier, 2014 ; Allègre *et al.*, 2019), des allocations familiales et aides à la garde, ou encore du développement des modes d'accueil des jeunes enfants (Perraudin et Pucci, 2007 ; Maurin et Roy, 2008 ; Pora, 2020). La pertinence et l'efficacité de ces politiques est conditionnée par la sensibilité de l'offre de travail aux variations de revenus qu'elles induisent ; il importe donc de l'évaluer.

Formellement, cette « sensibilité » correspond à l'élasticité de l'offre de travail, qui désigne la variation du niveau d'activité professionnelle résultant d'une variation d'une unité de revenu, salarial ou non salarial. À l'échelle d'une économie, le niveau d'activité peut être mesuré par le volume total d'heures travaillées, indicateur qui synthétise deux dimensions de l'offre de travail : le nombre de personnes occupant un emploi et leur durée de travail moyenne. À l'échelle individuelle, l'offre de travail se décompose en l'occupation (ou non) d'un emploi – ou « participation » – et, le cas échéant, le nombre d'heures travaillées. Cette distinction entre niveau et intensité d'emploi, entre « marge extensive » et « marge intensive » de l'offre de travail, est d'autant plus nécessaire que les individus ont une offre de travail hétérogène. Cela est particulièrement le cas des femmes dont une part non négligeable est en dehors du marché du travail (ni en emploi, ni en recherche d'emploi) et dont les durées de travail sont relativement dispersées en raison de leur surreprésentation dans les emplois à temps partiel.

Plusieurs méthodes peuvent être mises en œuvre pour évaluer la sensibilité de l'offre de travail. Une première approche, purement comptable, consiste à mesurer l'incidence de variations d'unités monétaires sur des individus ou ménages types dont les caractéristiques sont parfaitement contrôlées. Il s'agit par exemple de regarder ce que représente le montant d'une allocation dans le revenu d'un ménage moyen ou d'évaluer le coût de la garde d'un enfant selon que les deux parents ou qu'un seul travaille (pour des applications, Math *et al.*, 2006 ; Périer, 2003 ; OCDE, 2005). Cette approche demande peu d'informations sur les individus, mais elle postule une invariance de leurs comportements ne considérant pas leurs préférences. La mesure de la sensibilité de l'offre de travail requiert donc souvent des méthodes d'évaluation économétriques reposant sur l'estimation de fonctions d'offre de travail. Deux grandes approches sont utilisées en évaluation des politiques publiques. L'approche structurelle repose sur l'estimation d'un modèle complet dont la spécification exprime des liens causaux fondés théoriquement, dans lequel les préférences sont prises en compte. L'approche non structurelle, ou « athéorique » (Blundell et Costa Dias, 2009 ; Roux, 2015), s'appuie sur les résultats *ex post* de politiques publiques et se fonde uniquement sur des formes réduites de modèles pour isoler les effets causaux. Bien que ces approches fondamentalement différentes soient souvent vues comme concurrentes, elles peuvent se combiner et un nombre croissant de travaux exploitent leurs complémentarités.

Cet article vise, sous un format court et peu technique², à donner des repères sur les stratégies d'estimation mobilisées dans la littérature empirique pour calculer l'élasticité de l'offre de travail des femmes au salaire et/ou au revenu non salarial, et à renseigner les valeurs estimées sur la France. La première partie présente l'expression analytique de cette élasticité, rappelant notamment les hypothèses du modèle standard dont elle est issue et les écueils empiriques de ce dernier lorsqu'il est appliqué à la population féminine. La deuxième partie s'attache aux méthodes mobilisées en pratique – estimations de modèles d'offre à choix discret et sur formes réduites – en présentant leurs principaux intérêts et limites. La dernière partie recense les estimations de l'élasticité de l'offre de travail des femmes en France publiées au cours des vingt dernières années et en dresse une synthèse.

1. Fondement théorique et difficultés d'évaluation pratiques de l'élasticité de l'offre de travail des femmes

L'élasticité de l'offre de travail se déduit de l'optimisation d'un modèle d'offre de travail, lequel exprime les comportements d'offre individuels. Son expression analytique est immédiate dans le cadre du modèle standard dans lequel le choix du temps travaillé se réalise sur un ensemble continu d'heures (encadré 1). Cependant, ce modèle se fonde sur des hypothèses restrictives comme l'isolement stratégique – l'individu prend seul sa décision –, l'homogénéité du loisir et du travail – loisir et travail ont la même valeur –, l'absence de contraintes horaires ou de coûts fixes. Diverses extensions permettent de lever certaines hypothèses, mais le cadre analytique reste peu adapté à la prise en compte du système socio-fiscal et à l'analyse du comportement d'activité des femmes, dont une partie substantielle du temps est consacrée à la production domestique et dont certaines décisions sont étroitement liées à la situation familiale.

2. Pour faciliter l'accès à un lectorat francophone, les travaux rédigés en français sont cités de façon privilégiée.

Encadré 1. Expression des élasticités d'offre de travail

Dans le modèle standard d'offre de travail, l'individu possède une dotation limitée de temps T qu'il divise entre des heures de travail H et de loisir L de façon à maximiser sa fonction d'utilité $U(\cdot)$ sous la contrainte (sc.) que sa consommation C soit couverte par l'ensemble de ses revenus, non professionnels R et professionnels wH , w étant le salaire net horaire.

Il s'en déduit une fonction d'offre de travail H^* , dite Marshallienne, à valeurs positives lorsque le salaire offert est supérieur au salaire de réserve de l'individu \bar{w} , telle que :

$$H^*(w, R) = \underset{\{C, L\}}{\text{Argmax}} U(C, L) \text{ sc. } \begin{cases} C \leq R + wH \\ T = L + H \end{cases}$$

avec $H^* > 0$ si $w \geq \bar{w}$ et $H^* = 0$ sinon

Si les préférences sont convexes, la linéarité de la contrainte budgétaire assure l'unicité de la solution.

La minimisation du revenu sous la contrainte d'utilité conduit, elle, à la fonction d'offre Hicksienne.

$$\hat{H}(w, \bar{U}) = \underset{\{C, L\}}{\text{Argmin}} [C + wL] \text{ sc. } U(C, L) \geq \bar{U}$$

Par la relation de Slutsky, l'élasticité Hicksienne $\hat{\varepsilon}$, dite compensée – laissant l'utilité inchangée –, s'exprime comme l'élasticité Marshallienne ε^* , dite « non compensée », moins l'effet revenu :

$$\hat{\varepsilon} = \varepsilon^* - w \frac{\partial H}{\partial R}$$

$$\text{avec } \varepsilon^* = \frac{w}{H} \frac{\partial H^*}{\partial w} \text{ et } \hat{\varepsilon} = \frac{w}{H} \frac{\partial \hat{H}}{\partial w}$$

1.1. Transferts socio-fiscaux

Un des principaux écueils auxquels se heurtent les modèles d'offre de travail néoclassiques est la prise en compte des transferts socio-fiscaux. En effet, les taxes progressives, comme les taux de cotisations ou les taux d'imposition croissants avec les revenus, introduisent des non-linéarités dans la contrainte budgétaire (CB) et les aides sous conditions de ressources génèrent des non-convexités, ce qui contrevient aux hypothèses assurant l'unicité de l'optimum. En France, le problème se pose avec acuité en raison de l'empilement de multiples dispositifs, souvent interdépendants, avec des effets de seuil et des barèmes complexes parfois liés à des caractéristiques endogènes à l'offre de travail, telles que le statut d'activité ou la situation familiale.

La méthode la plus usuellement adoptée pour contourner ce problème consiste à linéariser la CB par morceaux. Proposée par Hausman (1985)³, celle-ci a néanmoins l'inconvénient de poser des contraintes sur les élasticités (entre autres, MaCurdy *et al.*, 1992). Empiriquement, elle produit des élasticités élevées et très sensibles aux spécifications (Blundell, 1993 ; Bargain et Peichl, 2013 ; Evers *et al.*, 2008). En outre, la méthode ne peut s'appliquer que pour des non-convexités peu prononcées (par exemple dans Bourguignon et Magnac, 1990 ; Denis et Ruiz, 2008) et s'avère donc inadaptée pour l'étude de populations potentiellement bénéficiaires d'aides sous conditions de ressources.

1.2. Coûts fixes et quasi fixes du travail

Une source de discontinuité de la CB est l'existence de coûts liés au fait même de travailler, comme des frais de transport ou de garde d'enfant. Ceux-ci apparaissent lors de la prise d'un emploi – coûts « fixes » – et peuvent évoluer avec la quantité d'heures travaillées – « quasi fixes ». La nature et le montant de ces coûts étant différents sur la marge extensive de l'offre de travail et la marge intensive, celles-ci doivent être modélisées séparément (Atallah, 1998 ; Zabel, 1993). Or l'estimation de deux équations, pour la participation et pour la durée travaillée, soulève des difficultés. Ainsi, l'estimation par un modèle Tobit suppose implicitement que les facteurs influencent de manière identique les décisions de participation et de temps de travail, et conduit à surestimer les élasticités (entre autres, Zabel, 1993). L'estimation en deux étapes d'Heckman (1976), « Tobit II », qui vise à corriger la sélection endogène de la quantité d'heures de travail dans la participation, produit des élasticités peu robustes à la spécification du modèle (entre autres Winship et Mare, 1992) ; sa mise en œuvre est en outre rendue difficile par la nécessité de déterminer des caractéristiques liées à la participation, mais non à la quantité d'heures. Empiriquement, la détermination des coûts fixes se heurte aussi au manque de données, ce qui conduit à retenir des hypothèses simplificatrices.

3. Voir Atallah (1998) pour une discussion des méthodes palliant la non-linéarité de la CB.

1.3. Restriction sur la demande de travail et contraintes horaires

Le nombre minimal d'heures qu'imposent les employeurs ou la loi crée une autre source de discontinuité de l'offre (Moffitt, 1982). Une difficulté de la modélisation est alors de distinguer l'inactivité choisie, qui résulte des seules préférences du ou de la travailleur-se et d'un salaire de réserve supérieur au salaire offert, de l'inactivité subie, due à la restriction de la demande de travail. Cette dernière peut elle-même être différenciée selon qu'elle découle de l'existence d'un salaire minimum qui censure les offres de travail dont la productivité est inférieure (situation de chômage classique), ou qu'elle résulte des difficultés d'appariement. L'estimation par un modèle à double censure (*double hurdle*) spécifiant d'abord le choix de participer au marché du travail puis l'occupation d'un emploi, comme le fait Jourdain de Muizon (2018) à l'instar de Blundell *et al.* (1987), a l'intérêt de ne pas faire porter les effets de la demande intégralement à travers le salaire comme c'est le cas avec une modélisation Tobit. En contrepartie, elle n'autorise pas des restrictions sur le nombre d'heures de travail offertes qui conduiraient l'individu à opter pour une durée de travail sous-optimale plutôt que d'être au chômage (« sous/sur-emploi »). Or ne pas prendre en compte le rationnement de la demande de travail tend à surestimer les élasticités de participation. Par exemple, un salaire minimum censure d'autant plus l'offre de travail des travailleur-ses qu'il est élevé relativement à leur salaire de réserve. En France, l'effet du Smic serait ainsi notable (voir *infra*). Les femmes étant relativement plus nombreuses que les hommes à occuper des emplois rémunérés au Smic, elles sont potentiellement davantage concernées à salaire de réserve identique.

1.4. Hétérogénéité du temps et production domestique

Le modèle standard ne différencie le temps qu'entre travail et loisir. Or le temps de loisir est valorisé différemment selon qu'il est choisi ou contraint, comme en cas de chômage (Pucci et Zajdela, 2006), et selon la part de travail non rémunéré qu'il inclut, notamment le travail domestique. Les modèles d'allocation du temps (Faugère, 1980 ; Juster et Stafford, 1991), qui distinguent travail marchand, travail non marchand et loisir, offrent à cet égard un socle analytique plus riche pour la modélisation de l'offre de travail des femmes, spécifiquement dans le cadre de modèles d'offre de travail collectif (Sofer, 2004 ; Math *et al.*, 2006 ; Rapoport *et al.*, 2011). Néanmoins, ces modèles présentent des limites théoriques et empiriques (Killingsworth et

Heckman, 1986), se heurtant en particulier à la difficulté de mesurer séparément le temps de travail domestique, productif, et le temps de loisir, non productif⁴.

1.5. Décisions intrafamiliales

Les modèles d'offre de travail continue se prêtent mal à une modélisation des décisions jointes au sein des couples. Le plus souvent est considérée une décision unique pour le ménage (Becker, 1981) ou donnant la primauté à l'homme sur sa conjointe qui est alors considérée comme travailleur secondaire, prenant l'offre de travail de l'homme comme exogène et ajustant sa propre offre en fonction (exemple dans Bourguignon et Magnac, 1990 ; Donni et Moreau, 2007). Cette approche asymétrique entre les deux membres du couple n'est *a priori* pas sous-tendue par un jugement moral, mais par le constat que la plupart des hommes travaillent et que la faible dispersion de leur durée de travail soulève des problèmes d'identification (entre autres, Keane, 2011).

Ce modèle unitaire est contesté théoriquement, car il renvoie à des configurations caricaturales de la famille : la décision est prise soit par le chef de famille pour l'ensemble des membres du ménage, soit dans le cadre d'une coordination forte et consensuelle entre les membres. Elle repose également sur une hypothèse de mise en commun des ressources (*income pooling*) qui est rarement vérifiée empiriquement (Lundberg, 1988 ; Lundberg et Pollak, 1996 ; Fortin et Lacroix, 1997). Ainsi, en France, un tiers des couples avec enfants ne mettent pas en commun l'ensemble de leurs revenus (Ponthieux, 2015). En outre, femmes et hommes en font un usage différent, les femmes destinant plus souvent une augmentation de leurs revenus à des dépenses d'éducation (Roy, 2006)⁵.

Des extensions du modèle standard permettent une représentation plus fidèle des interactions entre les décisions des conjoints, notamment à travers les transferts socio-fiscaux (la familialisation de l'impôt, par exemple ; Carbonnier, 2014) ou la production domestique (Bittmann, 2015 ; Pailhé et Solaz, 2008). Les modèles collectifs visent précisément à rendre compte de ces interactions (par exemple,

4. Pour une évaluation sur la France, voir Roy (2011).

5. On retrouve une orientation des gains des mères vers les dépenses liées aux enfants dans d'autres pays, comme le Canada (Phipps et Burton, 1998) ou le Royaume-Uni (Lundberg *et al.*, 1997).

Moreau, 2000 ; Chiappori et Donni, 2006 ; Rapoport *et al.*, 2006, 2011) : chaque individu est doté de sa propre utilité – ce qui respecte l'individualisme méthodologique – mais réalise ses choix sous un ensemble de contraintes qui s'imposent à la cellule familiale. Le processus de décision peut être non coopératif, « stratégique », ou coopératif, intégrant éventuellement des règles de partage des ressources entre les conjoints. Cependant, ces modèles demeurent complexes pour l'analyse des politiques publiques et les données détaillant l'allocation des ressources ou de la consommation au sein des ménages restent rares, ce qui limite leur utilisation.

2. Stratégies d'estimation

Si le modèle d'offre de travail continue permet de calculer directement une élasticité d'offre de travail et en explicite les mécanismes sous-jacents, il reste peu flexible pour prendre en compte simultanément plusieurs sources de discontinuités telles que les transferts socio-fiscaux, les contraintes de la demande de travail ou les spécificités de l'offre de travail dans un cadre familial, pourtant importantes dans les décisions d'activité des femmes. Face à ces difficultés, d'autres méthodes ont été développées pour évaluer les réactions de l'offre de travail à des variations de revenu. Ainsi, les modèles à offre de travail discrète – discontinue – permettent de décrire l'environnement décisionnel et le système socio-fiscal plus aisément (2.1). Depuis les années 1990, l'évaluation des politiques publiques mobilise aussi des méthodes non structurelles qui s'affranchissent de la modélisation des comportements en exploitant les observations des réactions individuelles à des chocs ou des discontinuités, tels que des réformes de politiques publiques ou des effets de seuil du système socio-fiscal. Bien qu'elles dépendent de la population et du contexte étudiés, ces évaluations peuvent, sous certaines conditions, être combinées à des approches structurelles (2.2).

2.1. Les modèles structurels à offre de travail à choix discret

Les modèles à choix discret sont pour la plupart des modèles à utilité aléatoire. Ils s'appuient, non sur l'estimation d'une fonction d'offre de travail, mais sur l'estimation des paramètres de préférences des utilités associées à chaque alternative de temps de travail (encadré 2).

Encadré 2. Spécification d'un modèle à offre de travail discrète

Dans le cadre d'un modèle de choix discret, l'individu i réalise son choix de temps de travail parmi un ensemble H^i de K^i alternatives de durées :

$$H^i = [h_1^i \dots h_{K^i}^i] \text{ avec } H^i \subseteq \mathcal{H}, \forall i$$

où \mathcal{H} désigne l'ensemble des durées de travail dans l'économie.

Les durées de travail de H^i sont celles auxquelles l'individu i a accès*. Si les recruteurs opèrent un « rationnement » en fonction des caractéristiques des individus, alors $\exists i / H^i \subset \mathcal{H}$. Par exemple, si $\mathcal{H} = \{20h, 28h, 35h, 39h\}$, un individu faiblement qualifié pourrait n'avoir le choix qu'entre deux durées de travail : $H = \{20h, 28h\}$. Ce mécanisme de rationnement peut être formalisé de façon déterministe ou stochastique.

L'individu i opte pour la durée de travail qui lui procure la plus grande utilité. La probabilité pour qu'il choisisse la quantité d'heures h_j est donc :

$$P^i(h_j) = \Pr\left(U^i(\tilde{c}_j, h_j) \geq U^i(\tilde{c}_l, h_l)\right) \quad \forall h_l, h_j \in H^i$$

où $U^i(\tilde{c}_k, h_k)$ est le niveau d'utilité de l'individu i pour une durée de travail h_k et une consommation \tilde{c}_k située sur sa contrainte budgétaire.

$U(\cdot)$ peut s'exprimer comme la somme d'une composante observable $v(\tilde{c}_k, h_k)$, fonction des préférences λ et des caractéristiques sociodémographiques individuelles Z , et d'un terme aléatoire ε_k captant des caractéristiques inobservées autres que les préférences** :

$$U^i(\tilde{c}_k, h_k) = v^i(\tilde{c}_k, h_k) \Big|_{\lambda^i, Z^i} + \varepsilon^i_k$$

Si les ε_k sont indépendants et identiquement distribués selon une loi de Gumbel, alors $P(h_j)$ prend l'expression usuelle d'un logit multinomial :

$$P^i(h_j) = \frac{\exp(v^i(c_j, h_j))}{\sum_l \exp(v^i(c_l, h_l))}$$

La maximisation de la fonction de vraisemblance qui s'en déduit permet d'estimer les paramètres de préférences λ sans procéder, comme dans le cas continu, à la dérivation de la fonction d'utilité et de la contrainte budgétaire.

* Dans le modèle d'Aaberge *et al.* (1995), l'individu choisit une offre d'emploi dont la durée de travail n'est qu'un attribut, à côté du salaire et de caractéristiques non pécuniaires.

** Caractéristiques des alternatives, ou bien erreurs de mesure ou d'optimisation selon les modèles (Aaberge *et al.*, 2018).

En nombre limité, ces alternatives peuvent être fixées et identiques pour tous les individus (van Soest *et al.*, 1990 ; van Soest, 1995) ou bien être distribuées entre eux de façon probabiliste (Aaberge *et al.*, 1995, 2018 ; Bloemen, 2000), ce qui peut traduire le rationnement de la demande des employeurs (temps partiel proposé aux moins diplômés, par exemple) ou l'intensité de recherche d'emploi. Le programme de décision d'offre de travail se réduit alors à une comparaison entre les différents niveaux d'utilité espérés de chaque alternative. Par exemple, les coûts fixes, sources de distorsions de la contrainte budgétaire dans le cas continu, sont implicitement inclus dans les préférences. Marges extensive et intensive sont estimées simultanément, la non-participation étant une option parmi les autres (travailler 0h). Techniquement plus simples et imposant peu d'hypothèses restrictives, ces modèles s'ajustent aussi mieux aux données (entre autres, Callan *et al.*, 2009 ; Euwals et van Soest, 1999).

Le principal inconvénient des modèles discrets tient au caractère exogène des alternatives qui *de facto* ne peuvent pas intégrer les effets en retour des comportements d'offre sur la demande de travail. Par ailleurs, la spécification discrète ne peut capter que des transitions entre états. Son champ d'application et d'évaluation se restreint donc plutôt aux réformes conséquentes, comme les réformes de nature structurelle. Dans le cadre de réformes paramétriques de faible ampleur, l'approche continue reste donc plus adaptée pour mesurer des changements de comportement (Denis et Ruiz, 2008).

Les élasticités d'offre de travail des modèles de choix discret ne se déduisent pas analytiquement de la fonction d'offre et doivent être calculées numériquement en réalisant des simulations répétées un grand nombre de fois. Ces modèles étant non linéaires, les élasticités associées à une augmentation de 1 % ou de 10 % de revenu n'ont pas de raison d'être proportionnelles, et l'évaluation des élasticités à un point moyen est souvent peu pertinente. Si les différences sont plus faibles lorsque les alternatives de durée de travail sont nombreuses, les diverses options prises pour calculer les élasticités participent de la difficulté de les comparer entre elles.

2.2. Les méthodes d'évaluation de programmes

Une façon d'évaluer la sensibilité des comportements d'activité aux incitations financières est de mesurer directement les effets d'un programme – l'introduction ou la réforme d'un dispositif – en estimant un contrefactuel – la situation qui aurait prévalu en son absence.

Fondamentalement, cette approche s'oppose à l'approche structurelle dans le sens où elle repose sur la variabilité des réponses individuelles plutôt que sur les comportements économiques qui les sous-tendent. L'objectif est principalement de connaître et de décrire ces décisions dans le contexte précis où elles sont prises, et non de les expliquer à partir de lois générales. Elles reposent sur l'estimation de formes réduites de modèles et non de modèles complets.

Le principe général est de comparer les effets entre les personnes concernées par le programme – le groupe « traité » – et les personnes non concernées – le groupe « non traité », « test » ou « témoin ». La participation doit être exogène afin de s'affranchir des biais de sélection. Autrement dit, en théorie, le traitement doit être « pur », administré à toutes les personnes du groupe test et refusé à toutes celles du groupe de contrôle, sans que les traités perdent l'accès à certains dispositifs et que les non-traités aient accès à un substitut. Des expériences contrôlées, dans lesquelles les individus traités sont distribués aléatoirement sont délicates à mettre en place en pratique (coût, choix politique...) et restent rares. Les évaluations portent ainsi le plus souvent sur des « expériences naturelles » dans lesquelles les mesures ne s'éloignent pas trop des conditions expérimentales – on parle de « quasi expériences » – et une première étape de l'évaluation consiste alors à éliminer les biais de sélection résiduels.

Les méthodes relevant de cette approche « non structurelle » se distinguent par les hypothèses retenues et les données disponibles (Fougère, 2010 ; L'Horty et Petit, 2011 ; Givord, 2015 ; Roux, 2015 ; Chabé-Ferret *et al.*, 2017 ; Fougère et Jacquemet, 2019). Les plus répandues sont la méthode de double différence (DiD pour *differences-in-differences*) ; celle des variables instrumentales ; les méthodes d'appariement comme le score de propension ; les régressions sur discontinuités (RD) ou encore la méthode du regroupement (Kleven, 2016). Parfois, aucune d'elles ne peut être appliquée.

Le fait que ces méthodes reposent sur une hypothèse forte d'absence d'externalités et portent sur des populations spécifiques et/ou des réponses locales interroge leur validité externe, en particulier la généralisation des élasticités qui en découlent (Roux, 2015 ; Fougère et Jacquemet, 2019). La diversification des sources d'identification, à partir de programmes s'appliquant dans des contextes et/ou des populations différentes, répond partiellement à cette limite (Angrist et Pischke, 2010 ; Saez *et al.*, 2012). Aussi, la multiplicité de dispositifs

que comporte le système socio-fiscal français offre-t-il un cadre empirique riche, permettant notamment de considérer des caractéristiques telles que la composition familiale (Sicsic, 2020)⁶.

Le clivage entre approches structurelle et non-structurelle apparaît néanmoins peu pertinent en pratique. En effet, selon que la règle d'affectation au traitement s'apparente à un tirage aléatoire ou découle de lois économiques, un *continuum* se dessine entre les méthodes d'évaluation en fonction de leur degré de support théorique (Blundell et Costa Dias, 2009). Par ailleurs, la stratégie d'estimation peut reposer explicitement sur une complémentarité des deux approches. Ainsi, un modèle structurel peut être mobilisé pour répondre à un problème de données manquantes ou de variables endogènes. De façon plus intégrée, il peut aussi simuler les contrefactuels d'évaluations quasi-expérimentales afin de disposer d'une variété de réponses individuelles pour des groupes démographiques distincts dans des contextes divers ; de même que la validité de ce même modèle peut être testée en comparant ses prédictions à celles issues des évaluations de programmes effectivement mis en œuvre (voir par exemple Boer et Jongen, 2020 ; Bargain *et al.*, 2014 ; Bargain et Doorley, 2017). Les estimations issues de formes réduites peuvent aussi permettre de contourner le problème d'identification des paramètres d'un modèle structurel en fournissant des estimations locales (Heckman, 2010). L'interprétation de chaque estimation, notamment sa portée, est alors essentielle pour assurer la validité du modèle.

3. Méthodes et résultats de la littérature empirique

Les revues de littérature empirique et les études menées en comparaison internationale (Bargain et Peichl, 2013 ; Evers *et al.*, 2008 ; Keane, 2011) font état de la grande dispersion des élasticités d'offre de travail calculées pour les femmes et en analysent les facteurs (3.1). Des analyses similaires sont rarement menées à une échelle nationale (hors États-Unis). Pourtant, les élasticités issues des quelques travaux qui les explicitent pour la France sont également dispersées. La mise en

6. Sicsic (2020) adopte une démarche proche de l'*Elasticity Taxable Income* (Saez *et al.*, 2012), dont les réponses sont en termes de revenu et non d'heures travaillées. Les « statistiques suffisantes » mobilisées (Chetty, 2009) dispensent de calibrer intégralement un modèle structurel en menant des estimations sur formes réduites ayant les bonnes propriétés. Cette démarche, qui articule approches structurelle et non-structurelle, est l'objet d'un intérêt croissant propice à l'enrichir (Kleven, 2020).

regard des différents choix méthodologiques (3.2) et des résultats (3.3) de ces travaux permet d'en identifier les points de convergence et de divergence éventuels.

3.1. Éléments de perspective internationale

Au niveau international, la grande dispersion des élasticités qui ressort des revues de littérature traduit des différences entre pays d'ordres institutionnel, culturel ou encore démographique, mais aussi des différences uniquement méthodologiques, de champ, de période couverte et de méthode d'estimation (Bargain *et al.*, 2014). Dans la plupart des pays, l'élasticité de l'offre de travail des femmes diffère selon qu'elles sont en couple ou seules, avec ou sans enfant (Bargain *et al.*, 2014). Les élasticités portant sur des périodes récentes sont globalement plus faibles en raison de la modification des préférences et de la hausse de la participation au marché du travail des femmes (Blau et Kahn, 2007 ; Blundell *et al.*, 2011). Néanmoins, entre deux années proches, des variations peuvent être importantes, signe alors de la modification des incitations financières des dispositifs publics. Par exemple, Bargain *et al.* (2014) estiment qu'en France les élasticités propres au salaire des femmes en couple sont près de deux fois moins élevées en 2001, après l'instauration de la Prime pour l'emploi (PPE), qu'en 1998. Sur les dernières décennies, la baisse des élasticités publiées tient aussi à l'évolution des méthodes d'estimation, notamment l'abandon des modèles d'offre continue avec linéarisation de la CB au profit de modèles à choix discret (Bargain et Peichl, 2013 ; Evers *et al.*, 2008)⁷.

Comme le montrent Bargain *et al.* (2014), dès lors que le périmètre d'étude est identique et qu'un même modèle d'offre de travail est estimé séparément pour chaque pays, les élasticités qui en sont issues sont nettement plus resserrées. En particulier, à date et groupe démographique identiques, la dispersion des élasticités d'offre de travail à l'échelle européenne résulte moins des différences entre les systèmes de taxes et de transferts publics nationaux qu'entre les préférences individuelles et sociales⁸. Le taux d'activité des femmes reflète pour partie ces dernières et, comme les pays dont le taux d'activité féminine est élevé, la France se situe parmi les pays à faible élasticité. Les

7. Les modélisations multipériodes où interviennent des mécanismes d'épargne et, éventuellement, d'accumulation de capital humain sur le cycle de vie, produisent des élasticités plus élevées (Heckman, 1993 ; Keane, 2011), mais restent peu fréquentes.

8. La sensibilité de l'offre de travail des femmes au développement des politiques de prise en charge des enfants pourrait néanmoins justifier des différences plus importantes pour elles (Evers *et al.*, 2008).

élasticités propres d'offre de travail des femmes en couple en France sont dans la moyenne de pays à économie comparable, mais celles des femmes seules sont dans la fourchette basse⁹.

3.2. Études sur la France : considérations méthodologiques

Nombre d'études sont régulièrement menées en France pour évaluer les effets des dispositifs publics sur l'emploi. Pourtant, sur les vingt dernières années, peu d'entre elles – neuf à notre connaissance – présentent des élasticités d'offre de travail des femmes à leurs revenus. Le tableau ci-après les présente de façon synthétique. Toutes ces études s'intéressent aux femmes en couple, certaines élargissent le champ aux femmes seules et/ou aux hommes. Toutes s'appuient sur des modèles structurels statiques, la plupart étant des modèles d'offre discrète, et aucune ne s'appuie sur des évaluations de programme¹⁰ qui, en effet, ne peuvent pas toujours permettre d'explicitier des élasticités, faute d'avoir un contrefactuel¹¹. Depuis la fin des années 1990, plusieurs évaluations sur quasi-expériences ont néanmoins été menées pour évaluer la sensibilité de l'offre de travail à des dispositifs publics, notamment les mesures liées à la présence d'enfants telle que l'allocation parentale d'éducation (DiD pour Piketty, 1998), l'allocation pour parent isolé (DiD pour de Curraize et Périver, 2010), la prestation d'accueil du jeune enfant (DiD pour Givord et Marbot, 2013, et Jourdain de Muizon, 2020), la scolarisation précoce des enfants (RD pour Goux et Maurin, 2010), l'augmentation du nombre de places en crèche (DiD pour Pora, 2020). Sans les cibler sur les femmes, ces méthodes ont aussi été mobilisées pour évaluer des mesures de soutien aux revenus comme le RSA (revenu de solidarité active) ou la PPE (entre autres, Allègre, 2011 ; Stancanelli, 2008). Ces travaux et, plus généralement, ceux s'intéressant aux réactions de l'emploi des femmes aux mesures socio-fiscales, apportent des compléments utiles à l'analyse des élasticités des quelques études qui les explicitent.

9. Dans leur approche harmonisée sur 17 pays européens et les États-Unis, les auteurs trouvent qu'en 1998, l'élasticité propre au salaire des femmes en couple s'échelonne, sur la participation, entre 0,08 pour le Royaume-Uni et 0,53 pour la Grèce (0,19 pour la France), sur les heures totales, entre 0,12 pour le Royaume-Uni et 0,63 pour l'Espagne (0,23 pour la France). Pour les femmes seules, les amplitudes vont, respectivement, de 0,13 pour l'Autriche à 0,58 pour l'Italie (0,15 pour la France), et de 0,13 pour l'Espagne à 0,67 pour l'Italie (0,18 pour la France).

10. Piketty (1998) fait exception, mais les élasticités y sont données avec de nombreuses réserves. Bien qu'un peu ancienne par rapport à la période couverte par la présente synthèse, cette étude fait date dans les évaluations à partir d'expériences naturelles en France.

11. Cette rareté est aussi observée par Lunberg et Norell (2018) dans leur revue de la littérature sur les évaluations quasi expérimentales menées sur des pays européens (pas la France), les États-Unis et le Canada.

À une exception, les neuf études recensées mobilisent toutes des modèles familiaux unitaires à choix discret, mais le cadre d'analyse apparaît peu unifié sur la façon de représenter le contexte décisionnel. Ainsi, trois études spécifient des décisions simultanées des conjoints, tandis que cinq considèrent l'offre de travail de l'homme comme exogène, supposant une séquentialité des décisions où la femme décide en second.

Les différences de représentation du cadre institutionnel sont aussi importantes, mais peuvent pour partie s'expliquer par les objectifs suivis par les études : selon que leur visée est plutôt théorique (Donni et Moreau, 2007), la comparaison internationale (Bargain et Orsini, 2006 ; Bargain *et al.*, 2014) ou l'aide à la décision publique (évaluation de la PPE pour Fugazza *et al.*, 2003, par exemple), un arbitrage se fait entre la sophistication de la modélisation, la « tractabilité » empirique, c'est à dire la capacité à estimer les différents paramètres de façon robuste, et le degré de description du système socio-fiscal et des contraintes liées à la demande.

Par exemple, à défaut de disposer de données permettant d'estimer correctement les allocations chômage, Choné *et al.* (2004), Fugazza *et al.* (2003), Kabátek *et al.* (2014) ou encore Jourdain de Muizon (2018) n'en tiennent pas compte, alors que Choné (2002) et Laroque et Salanié (2003) préfèrent imputer le Revenu minimum d'insertion (RMI) à tous les ménages sans ressources. Ces derniers évaluent toutefois en variante l'attribution de l'Allocation spécifique de solidarité (ASS) aux demandeurs d'emploi ; les élasticités de participation au salaire des femmes en couple passent alors de 0,97 % à 1,44 %, celles des femmes seules de 0,36 % à 0,56 %, ce qui témoigne de la sensibilité des résultats au mode d'imputation.

S'agissant des restrictions pesant sur les choix d'offre de travail, diverses approches sont également retenues. Dans certaines études, les situations de non-emploi sont différenciées selon, là aussi, des stratégies parfois différentes. Ainsi, Fugazza *et al.* (2003) se fondent sur les déclarations des personnes quant à leur souhait ou non de travailler et leur recherche d'emploi, alors que Choné (2002) et Laroque et Salanié (2003) s'appuient sur une modélisation néoclassique distinguant le cas où le salaire de réserve est supérieur au salaire offert (qualifiée de « chômage volontaire »), celui où le salaire offert est supérieur au Smic (chômage classique), d'un cas résiduel qualifié de « autre non-emploi ». Si l'hypothèse implicite consistant à donner la priorité au

chômage volontaire sur les autres situations de non-emploi est contestable empiriquement (Hagneré *et al.*, 2003 ; Husson, 2000 ; Sterdyniak, 2000), les résultats au niveau agrégé apparaissent toutefois proches entre Fugazza *et al.* (2003) et Laroque et Salanié (2003). À défaut de pouvoir distinguer si les situations de non-emploi résultent des contraintes liées à la demande ou des préférences, la majorité des études adoptent toutefois plutôt une approche pure d'offre de travail selon laquelle les heures observées sont les heures choisies par les individus. Les paramètres de préférences estimés incluent alors les restrictions de demande. Pourtant, omettre ces contraintes peut affecter notablement les élasticités d'offre de travail. Selon Laroque et Salanié (2003), le seul Smic réduirait l'élasticité de la participation au salaire d'un facteur 1,6 pour les femmes en couple et 1,8 pour les femmes seules. Choné *et al.* (2004) estiment que si le Smic augmentait proportionnellement aux salaires, l'élasticité au salaire des femmes en couple serait réduite d'un facteur 2,7 pour la participation et d'un facteur 4 pour les heures travaillées. Pour limiter le biais lié à l'absence des restrictions de demande, Bargain et Orsini (2006) font eux le choix d'exclure les personnes au chômage ou dont le conjoint est chômeur (en plus de l'exclusion usuelle des retraités, étudiants et invalides).

3.3. Études sur la France : principaux résultats

Alors que les travaux recensés sur la France portent sur des années relativement proches (1997 à 2001, à deux exceptions), les élasticités varient de façon relativement importante. En particulier, les élasticités propres des femmes en couple à leur salaire s'échelonnent de 0,19 % à 1,13 % pour la participation, de 0,23 % à 1,05 % pour les heures totales travaillées (marge extensive incluse). En cohérence avec les résultats trouvés à l'échelle européenne (Bargain *et al.*, 2014, par exemple), la marge extensive domine nettement la marge intensive. Les élasticités au revenu non professionnel (revenus du conjoint, du capital, allocations...) ne sont pas systématiquement présentées mais, le cas échéant, elles sont négatives et nettement moins élevées en valeur absolue que les élasticités au salaire, voire quasi nulles. Malgré ces différences, le signe et le niveau des élasticités pour les différents groupes démographiques convergent globalement : l'offre de travail des femmes est plus élastique que celle des hommes, celle des femmes en couple l'est plus que celle des femmes seules et celle des femmes avec enfant(s) plus que celle des femmes sans enfant. En revanche, la

sensibilité de l'offre de travail des femmes en couple à l'offre de travail et au salaire de leur conjoint ne peut pas être clairement établie.

Femmes, hommes et situation conjugale

Dans les couples, il est souvent mieux toléré, pour des raisons identitaires ou de normes sociales¹², que la femme fasse le choix de ne pas travailler plutôt que l'homme (Papuchon, 2017). Cela pourrait expliquer que l'élasticité propre au salaire des hommes en couple soit environ deux à trois fois moins élevée que celle des femmes en couple (Kabátek *et al.*, 2014 ; Bargain *et al.*, 2014 ; Choné, 2002). La faible élasticité de l'offre de travail des hommes en couple (inférieure à 0,1 % pour Bargain *et al.*, 2014) accrédite l'hypothèse de son exogénéité pour l'offre de travail de la conjointe, laquelle se trouve d'ailleurs confirmée par Donni et Moreau (2007) dans le cadre d'un modèle continu.

Bien que peu d'évaluations soient disponibles sur la situation des femmes et des hommes vivant seul-es, celle-ci serait moins dissymétrique. Ainsi, l'élasticité de l'offre des hommes seuls pourrait être près de deux fois supérieure à celle des hommes en couple et être proche de celle des femmes seules (Bargain *et al.*, 2014).

L'élasticité propre au salaire des femmes seules est plus faible que celle des femmes en couple, mais l'ordre de grandeur du rapport entre les deux semble très sensible à la spécification. Ainsi, il serait de 3/8 selon Laroque et Salanié (2003) et Fugazza *et al.* (2003), mais seulement de 6/8 selon Bargain *et al.* (2014). Le rapport serait proche de 1/8 pour Bargain et Orsini (2006) qui, eux, retiennent une approche pure d'offre et se restreignent à une population dont sont exclus (entre autres) les ménages ayant plus de trois enfants ou avec un membre du couple au chômage¹³.

Rôle des enfant(s) et des modes de garde

Le temps que les femmes consacrent au travail non marchand est en grande partie déterminé par le nombre de leurs enfants, particulièrement ceux en âge préscolaire (entre autres, Bloemen et Stancanelli,

12. Selon Akerlof et Kranton (2000), les individus se comportent et décident, non pas uniquement en fonction de considérations économiques, mais aussi de l'utilité qu'ils retirent à se conformer aux normes du groupe social auquel ils appartiennent et/ou s'identifient.

13. Entre les deux années étudiées (1994-95 et 1998), aucun changement structurel n'a affecté les législations socio-fiscales (Bargain et Terraz, 2003), ce qui limite le rôle de celles-ci dans les écarts observés entre les deux études.

2014 ; Rapoport *et al.*, 2011 ; Sofer, 2004). L'offre de travail (marchand) des femmes est ainsi fortement décroissante avec le nombre d'enfants et croissante avec leur âge. En revanche, l'élasticité de cette offre est plus élevée en présence de jeunes enfants ; résultat sur lequel convergent les études qui rendent compte des caractéristiques familiales des femmes quelle que soit l'approche méthodologique, notamment la façon d'intégrer les coûts liés à la garde des enfants dans la décision d'offre de travail. Ainsi, Choné (2002) estime que l'emploi des femmes en couple ayant un enfant de moins de 18 ans augmente de 1,3 % en réaction à une augmentation de 10 % de leur salaire contre 0,7 % pour les femmes sans enfant. Choné *et al.* (2004), qui modélisent de façon jointe l'offre de travail et le recours à un mode de garde payant, estiment que pour une augmentation de salaire de 1 %, l'élasticité de la participation des femmes en couple est de 0,8 % si elles ont un enfant de moins de 7 ans, de 0,9 % si elles en ont un âgé de moins de 3 ans ; les élasticités des heures totales travaillées étant respectivement de 1,0 % et 1,2 %. Bargain *et al.* (2014) obtiennent des valeurs nettement inférieures, mais qui restent plus élevées pour les femmes ayant au moins un enfant en comparaison des femmes sans enfant : 0,24 % contre 0,20 % lorsque les femmes sont mariées, 0,22 % contre 0,16 % lorsqu'elles sont seules. Si ces valeurs dépendent fortement de l'année considérée (les élasticités sont deux fois moindres en 2001 qu'en 1998), les rapports entre les différentes catégories de femmes restent du même ordre. Sur des données plus récentes (2007), Jourdain de Muizon (2018) confirme la relation négative entre l'âge des enfants et l'élasticité de l'offre de travail pour les femmes mariées, aussi bien sur la marge extensive qu'intensive. Suite à une augmentation de salaire de 1 %, leur taux d'emploi augmente de 0,38 point de pourcentage (soit une élasticité d'environ 0,5 %), mais de 0,62 point pour celles dont le plus jeune enfant a moins de 3 ans, 0,41 s'il est âgé de 3 à 5 ans, 0,36 s'il a entre 6 et 17 ans¹⁴, et de 0,27 point pour les femmes n'ayant pas d'enfant. Quant aux heures travaillées, elles augmentent de 0,70 % si le plus jeune enfant a moins de 3 ans, 0,47 % s'il a entre 3 et 5 ans, 0,44 % s'il a entre 6 et 17 ans, et de seulement 0,33 % pour les femmes sans enfant.

Ces fortes variations liées à la présence d'enfant témoignent des arbitrages économiques qui se jouent en lien avec le souhait de s'en

14. Par souci de lisibilité, les valeurs pour tous les groupes d'âge ne sont pas reproduites dans le tableau qui suit.

occuper soi-même ou de le faire garder (Briard, 2017a). Les études s'intéressant au rôle des modes d'accueil des enfants sur l'emploi des femmes en donnent quelques évaluations. L'élasticité de l'offre de travail des mères au coût de la garde apparaît ainsi plus élevée pour les femmes seules, les mères de très jeunes enfants et les femmes à revenus modestes (Dang et Trancart, 2012 ; Perraudin et Pucci, 2007). Choné *et al.* (2004) estiment que pour les femmes en couple, mères d'un enfant de moins de 7 ans, les élasticités de la participation et des heures de travail aux dépenses de garde sont quasi nulles et l'élasticité du recours à un mode de garde est négative, de l'ordre de -0,3 %. En cas d'augmentation de 10 % du coût du mode de garde (avant déductions fiscales), 55 % des femmes qui ne l'utiliseraient plus ne modifieraient pas pour autant leur offre de travail, soit réorganisant leur emploi du temps conjointement avec le père, soit se reportant sur des modes de garde informels comme des proches ou du travail non déclaré. Le développement de places d'accueil en crèche aurait aussi un effet limité sur l'emploi des mères, réduisant essentiellement le recours à des modes de garde individualisés sans que les femmes qui prennent un congé parental optent plutôt pour ce mode de garde (Pora, 2020). Quant à la scolarisation précoce, à 2 ans, qui peut être vue comme un moyen de garde gratuit, elle aurait un effet contrasté sur l'emploi des femmes, négligeable pour les femmes en couple, positif sur la participation des mères seules, en particulier peu diplômées et résidant dans des régions peu dotées en modes de garde¹⁵.

Interactions entre conjoints

L'hypothèse d'une simultanéité des décisions d'offre de travail de la femme et de son conjoint est retenue dans trois des neuf études ici recensées. Si ce faible nombre ne permet pas de tirer de règle générale, cette hypothèse semble associée à des élasticités propres au salaire des femmes en couple plus élevées. L'analyse de ce constat est cependant peu aisée, car l'interdépendance des choix au sein du couple prend des formes diverses dont les effets nets ne sont pas évidents. Une corrélation positive entre les offres de travail des conjoints peut résulter d'une homogamie des préférences ou d'une complémentarité des temps hors travail des deux membres du couple liée à l'exécution de tâches en commun (loisirs, éducation des enfants par exemple), production

15. Goux et Maurin (2010), Moschion (2012) sur les femmes en couple ; Couprie et Joutard (2007) notent le rôle important de la scolarisation pour les mères seules.

domestique (Pailhé et Solaz, 2008 ; Solaz, 2005) qui, sinon, serait onéreuse (frais de garde d'enfants, d'entretien du foyer...) voire inexistante (loisir partagé, enfants...). En cas de mutualisation des ressources au sein du couple, cet effet d'entraînement des offres de travail des conjoints est contrebalancé par le mécanisme d'assurance que représente l'offre de travail du conjoint, qui peut lui-même être évincé par les assurances institutionnelles telles que les allocations chômage et aides diverses (Charlot et Decreuse, 2010 ; Cullen et Gruber, 2000 ; Ekert-Jaffé et Terraz, 2006).

Dans le cas français, les résultats ne convergent pas sur l'ampleur respective de ces effets. Par exemple, Fugazza *et al.* (2003) et Kabátek *et al.* (2014)¹⁶, considérant une offre de travail de l'homme exogène pour les premiers, endogène pour les seconds, concluent à la prédominance de l'effet de travailleur supplémentaire pour les femmes en couple : un accroissement du salaire de l'homme réduit la propension à travailler et la quantité d'heures travaillées de sa conjointe au profit de la durée travaillée à domicile. De même, Bargain *et al.* (2014) et Kabátek *et al.* (2014) trouvent que l'offre de travail des femmes est plus sensible au salaire de leur conjoint que l'inverse, estimant une élasticité des heures travaillées de respectivement -0,11 % et -0,31 % pour les femmes en couple, -0,01 % et -0,10 % pour les hommes en couple. À l'inverse, une complémentarité des temps de travail des deux membres du couple ressort des estimations de Couprie et Joutard (2007), à partir d'un modèle unitaire où l'offre de travail de la femme est conditionnelle à celle de son conjoint, et de Fermanian et Lagarde (1999) et Duguet et Simonnet (2007), à partir d'un modèle de décisions simultanées. Fermanian et Lagarde (1999) concluent en outre à un effet de complémentarité du loisir entre conjoints qui s'annule en présence de jeunes enfants, l'effet de travailleur supplémentaire devenant alors prédominant¹⁷. Duguet et Simonnet (2007) montrent que la participation de la femme joue positivement et fortement sur la décision de travailler de son conjoint et que la participation de l'homme n'influence pas celle de sa conjointe, mais que cette asymétrie résulte indirectement de la présence d'enfants : alors que l'offre de travail des pères augmente en présence d'enfants, celle des mères décroît fortement.

16. Bloemen et Stancanelli (2014) obtiennent des résultats proches de ceux de Kabátek *et al.* (2014). Ils considèrent, comme eux, que les conjoints décident simultanément de l'allocation de leurs temps de travail marchand et non marchand, mais adoptent une approche en forme réduite en estimant un modèle d'équations simultanées pour les salaires, la participation et les heures de travail marchand, de travail domestique et de soins aux enfants de chaque conjoint.

17. On renvoie à l'article pour les réserves d'ordre statistique entourant ce dernier résultat.

Tableau 1. Études présentant des élasticités de l'offre de travail des femmes en France (publications après 2000)

Auteurs	Source ⁽¹⁾ Population étudiée	Méthodologie ⁽²⁾	Élasticités estimées ⁽³⁾ propres // croisées – en % pour une variation de 1 % du salaire S ou du revenu R Ep : participation ; Eh : heures totales		
			Offre d'heures continue		
Donni et Moreau, 2007	Enq Budget 2000 Femmes en couple âgées, comme leur conjoint, de 20 à 60 ans, sans enfant de moins de 3 ans ; salariées	Offre du conjoint exogène (discrète : nulle ou à temps complet)	Valeurs au point médian		
			Femmes	En couple	
			EhS (non comp.) EhR	0,4 (1,0) -0,2	
Offre d'heures discrète					
* Offre conditionnelle à celle du conjoint éventuel					
Laroque et Salanié, 2003	EE 1999 Femmes âgées de 25 à 49 ans, salariées du privé, conjoint éventuel non indépendant, non retraité	$\mathcal{H} = \{39 ; 20 ; 0\}$ Trois catégories de non-emploi, déterminées stochastiquement Modélisation du sous-emploi à partir d'un facteur de désutilité du travail à temps complet	Femmes	En couple	Seules
			EpS avec ASS sans Smic	0,97 1,44 1,55	0,36 0,56 0,64
			EpR	-0,11	
Fugazza et al., 2003	ERFS 1997-98 Femmes de moins de 60 ans, salariées du privé	$\mathcal{H} = \{39 ; 30 ; 20 ; 10 ; 0\}$ Trois catégories de non-emploi déterminées sur une base déclarative, mais pas de temps partiel subi	Femmes #	En couple	Seules
			EpS	0,8	0,3
Choné et al., 2004	ERF 1997 appariée avec EE Femmes en couple avec un enfant âgé de moins de 7 ans ne recourant pas à une garde d'enfant à domicile ; hors indépendantes ou enseignantes	$\mathcal{H} = \{39 ; 30 ; 20 ; 0\}$ Décisions jointes d'offre de travail et de recours à une garde d'enfant payante	Femmes #	En couple	Avec var° du Smic
			EpS EhS	0,80 1,05	0,30 0,26
			Avec enfant < 3 ans		
			EpS EhS	0,91 1,20	0,33 0,29
Bargain et Orsini, 2006	Enq Budget 1994-95 Femmes âgées de 25 à 64 ans, ayant au plus 3 enfants, dans ménage sans chômage, sans revenus non professionnels importants ; salariées du privé (autres pays : Finlande, Allemagne)	$\mathcal{H} = \{39 ; 20 ; 0\}$	Femmes	En couple	Seules
			EpS EhS	0,52 0,59	0,06 0,11

.../...

Tableau 1(bis). Études présentant des élasticités de l'offre de travail des femmes en France (publications après 2000)

Auteurs	Source ⁽¹⁾ Population étudiée	Méthodologie ⁽²⁾	Élasticités estimées ⁽³⁾				
Offre d'heures discrète							
* Offre conditionnelle à celle du conjoint éventuel							
Jourdain de Muizon, 2018	EE 2007 et Enq MDG 2007 Femmes âgées de 25 à 49 ans, salariées (non enseignantes), dont le conjoint n'est ni indépendant, ni retraité, ni étudiant. (autre pays : Royaume-Uni)	$\mathcal{H} = \{\text{temps complet ; 30 ; 20 ; 0}\}$	En couple				
			Femmes	Estimations[§]	Ep – pts de % Eh – intensive		
			EpS	0,52*	0,38		
			EhS	0,97	0,45		
			EpR	-0,16*	-0,12		
			EhR	-0,29	-0,13		
			Sans enfant				
			EpS / EhS	0,33* / 0,66	0,27 / 0,33		
			EpR / EhR	-0,05* / -0,10	-0,04 / -0,05		
			Avec enfant < 3 ans				
EpS / EhS	1,09* / 1,80	0,62 / 0,70					
EpR / EhR	-0,25* / -0,38	-0,14 / -0,13					
* Offre du conjoint endogène							
Choné, 2002	EE 1999 Personnes en couple âgées de 25 à 49 ans, salariées du privé, travaillant au moins 32 h	Quatre options de participation h pour la femme F et son conjoint H : $(h_F, h_H) \in \{(0,0) ; (0,1) ; (1,0) ; (1,1)\}$ avec 0 : non-emploi, 1 : emploi	En couple				
			Femmes #				
			EpS	1,13 // 0,07			
			Hommes #				
			EpS	0,47 // 0,09			
Bargain et al., 2014	Enq Budget 1998 (2001) Personnes âgées de 18 à 59 ans salariées du privé, hors familles « très nombreuses » (autres pays étudiés : 16 pays européens + États-Unis)	$\mathcal{H} = \{60 ; 50 ; 40 ; 30 ; 20 ; 10 ; 0\}$ soit 49 options pour les couples (variantes avec 4 et 13 options individuelles, soit 16 et 169 options par couple) Paramètres de préférences identifiés en exploitant les discontinuités de la contrainte budgétaire	Valeurs pour 1998 <i>(pour 2001, les élasticités salaire sont réduites de moitié pour les femmes en couple, d'un tiers pour les femmes seules et les hommes en couple, quasi similaires pour les hommes seuls)</i>				
			En couple		Seules		
			Femmes				
			EpS	0,19 // -0,08	0,15		
			EhS	0,23 // -0,11	0,18		
			avec/sans enfant	0,24 / 0,20	0,22 / 0,16		
			EpR	-0,00	0,00		
			EhR	-0,00	0,00		
			Hommes				
			EpS	0,07 // 0,00	0,12		
EhS	0,09 // -0,01	0,14					
EpR	0,00	0,00					
EhR	0,00	0,00					

.../...

Tableau 1(ter). Études présentant des élasticités de l'offre de travail des femmes en France (publications après 2000)

Auteurs	Source (1) Population étudiée	Méthodologie (2)	Élasticités estimées (3)		
* Offre du conjoint endogène					
Kabátek et al., 2014	Enq Emploi du temps 1998-1999 Personnes en couple, toutes deux âgées de moins de 60 ans	Temps alloué au travail professionnel et au travail domestique parmi un ensemble d'heures $\mathcal{H} = \{48, 40, 32, 24, 16, 8, 0\}$ soit $7^2 \times 7^2 = 2\,401$ options par couple <i>Modèle avec rationnement en variante</i>	Femmes en couple	Travail marchand	Travail domestique
			EpS*	0,42 // -0,17	-0,21 // 0,04
			EhS	0,55 // -0,31	-0,36 // 0,05
			EpR*	-0,23	-0,01 ^{ns}
			EhR	-0,25	-0,00 ^{ns}
			Hommes en couple		
			EpS*	0,12 // -0,01 ^{ns}	-0,32 // 0,07
			EhS	0,20 // -0,10	-0,34 // 0,12
EpR*	-0,08	-0,18			
EhR	-0,13	-0,40			

(1) Enq : enquête ; EE : enquête Emploi – Insee ; ERF : enquête Revenus fiscaux – Insee ; ERFS : enquête Revenus fiscaux et sociaux – Insee ; MDG : enquête Modes de garde et d'accueil des jeunes enfants – Drees.

(2) \mathcal{H} = ensemble des options d'heures de travail hebdomadaire.

(3) EpS : élasticité de la participation au salaire ; EhS : élasticité des heures travaillées au salaire ; EpR : élasticité de la participation au revenu non professionnel ; EhR : élasticité des heures travaillées au revenu non professionnel.

Élasticités calculées pour des variations de 10 %, ici approximées en les divisant par 10.

* Élasticités de la participation publiées en points de pourcentage, ici converties en taux de variation du taux d'emploi. Par exemple, si le taux d'emploi renseigné dans l'étude est de 60 %, une élasticité de 0,5 point signifie que le taux d'emploi passe à 60,5 % suite à une augmentation de salaire de 1 %, soit une augmentation de 0,83 %.

§ Approximations à partir de la répartition des femmes par durée de travail figurant en annexe de l'article (table 21).

ns : non significatif.

4. Conclusion

Alors qu'en France, l'offre de travail des femmes fait l'objet d'une abondante littérature empirique, les études menées pour calculer son élasticité aux revenus sont peu nombreuses. En outre, celles réalisées au cours des vingt dernières années portent sur une période restreinte, antérieure à la crise de 2008. La plupart de ces études repose sur des modèles à choix discret d'heures. Si la flexibilité de ces modèles leur confère un avantage sur les modèles continus pour décrire le système socio-fiscal et les décisions intrafamiliales, l'absence de données suffisamment détaillées sur ces deux dimensions est une des limites auxquelles se heurte leur mise en œuvre. En particulier, les hypothèses retenues pour imputer des données manquantes et la restriction du système socio-fiscal aux seuls transferts dont les montants sont connus ou peuvent être approximés fragilisent notablement les résultats. Une démarche pragmatique consisterait à réaliser des tests de sensibilité et à confronter les résultats issus de différentes approches. Néanmoins,

lorsque des variantes de spécification sont réalisées (par exemple, Laroque et Salanié, 2003 ; Kabátek *et al.*, 2014), les intervalles de confiance sont parfois trop importants pour être conclusifs. Quant à la comparaison des résultats obtenus sur des sous-populations ou pour des dispositifs spécifiques avec ceux issus d'évaluations de programme, elle ne peut être systématisée. Toutefois, l'articulation d'approches structurelles et non structurelles au cœur même des stratégies d'estimation est une voie prometteuse. Alors qu'elle se développe essentiellement dans le cadre de l'analyse du système socio-fiscal, son application à l'analyse spécifique de l'emploi mériterait d'être spécifiquement investiguée.

Malgré leur nombre limité, les études qui explicitent des élasticités de l'offre de travail des femmes en France témoignent d'un cadre d'analyse peu unifié. Ainsi, la dispersion des valeurs mesurées résulte des différentes dates considérées, qui reflètent des contextes socio-fiscaux différents, mais vraisemblablement des différences de choix méthodologiques. Les résultats convergent sur le fait que l'offre de travail des femmes est plus élastique à leur salaire que celle des hommes, et qu'elle est plus élevée pour les femmes en couple et les mères de jeunes enfants que pour les femmes seules et les femmes sans enfant. En revanche, les résultats divergent sur la sensibilité de l'offre de travail des femmes en couple à l'offre de travail de leur conjoint. Les modélisations qui intègrent la production domestique et spécifient une simultanéité des décisions d'offre de travail des conjoints mettent plutôt en évidence un effet de complémentarité des temps de travail des deux membres du couple. Mais si cet effet s'annule en présence de jeunes enfants, ce serait en raison de forces opposées que cette présence exerce sur l'offre de travail des parents, positive sur celle des pères, négative sur celle des mères, et non parce que l'offre de travail des mères s'ajuste aux variations de celle de leur conjoint. La confirmation de ces résultats pourrait remettre en cause l'hypothèse implicite de travailleur supplémentaire souvent retenue dans la modélisation de l'offre de travail des femmes. Cette hypothèse sous tendue par la rigidité de l'offre de travail des hommes mériterait toutefois d'être réexaminée eu égard à la tendance à la baisse du taux d'emploi des hommes sur les décennies récentes et à l'augmentation modérée mais continue de la part des hommes travaillant à temps partiel¹⁸.

18. Selon l'enquête Emploi, respectivement -3 points et +2 points depuis 1995 pour les 25-49 ans.

Références

- Aaberge R., Dagsvik J. K. et Strøm S., 1995, « Labor supply responses and welfare effects of tax reforms », *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 97, n° 4, pp. 635-659.
- Aaberge R. et Colombino U., 2018, « Structural labour supply models and microsimulation », *IZA Discussion Papers*, n° 11562.
- Afsa C., 1996, « L'activité féminine à l'épreuve de l'allocation parentale d'éducation », *Recherches et prévisions*, n° 46, pp. 1-8.
- Afsa C. et Buffeteau S., 2006, « L'activité féminine en France : quelles évolutions récentes, quelles tendances pour l'avenir ? », *Économie et statistique*, n° 398-399, pp. 85-97.
- Allègre G., 2011, « Le RSA : redistribution vers les travailleurs pauvres et offre de travail », *Revue de l'OFCE*, n° 118, pp. 33-61.
- Allègre G., Périvier H. et Pucci M., 2019, « Imposition des couples en France et statut marital. Simulation de trois réformes du quotient conjugal », OFCE, *Document de travail*, n° 2019-13.
- Angeloff T., 2009, « Genre, organisation du travail et temps partiel », Anact, *Genre et conditions de travail. Mixité, organisation du travail, santé et gestion des âges*, pp. 65-84.
- Atallah G., 1998, « Les impôts sur le revenu et l'offre de travail des femmes mariées : une revue de la littérature », *L'actualité économique*, 74(1), pp. 95-128.
- Angrist J. D. et Pischke J.-S., 2010, « The credibility revolution in empirical economics: how better research design is taking the con out of Econometrics », *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 24, n° 2, pp. 3-30.
- Bargain O., 2004, « Aides au retour à l'emploi et activité des femmes en couple », *Revue de l'OFCE*, n° 88.
- Bargain O. et Doorley K., 2017, « Putting structure on the RD design: Social transfers and youth inactivity in France », *Journal of Human Resources*, vol. 52, n° 4, pp. 1032-1059.
- Bargain O. et Orsini K., 2006, « In-work policies in Europe: Killing two birds with one stone? », *Labour Economics*, vol. 13, n° 6, pp. 667-697.
- Bargain O. et Peichl A., 2013, « Steady-state labor supply elasticities: An international comparison », *ZEW Discussion Paper*, n° 13-084.
- Bargain O., Orsini K. et Peichl A., 2014, « Comparing labor supply elasticities in Europe and the US: New results », *Journal of Human Resources*, 2014, vol. 49, n° 3, pp. 723-838.
- Bargain O. et Terraz I., 2003, « Évaluation et mise en perspective des effets incitatifs et redistributifs de la Prime pour l'emploi », *Économie et prévision*, n° 160-161, pp. 121-147.
- Becker G., 1981, *A Treatise on the Family*, Harvard University Press.

- Bittmann S., 2015, « Ressources économiques des femmes et travail domestique des conjoints : quels effets pour quelles tâches ? », *Économie et statistique*, n° 478-479-480, pp. 305-338.
- Blau F. et Kahn L., 2007, « Changes in the labor supply behavior of married women: 1980-2000 », *Journal of Labor Economics*, n° 25, pp. 393-438.
- Bloemen H., 2000, « A model of labor supply with job offer restrictions », *Labor Economics*, n° 7, pp. 297-312.
- Bloemen H. et Stancanelli E., 2014, « Market hours, household work, child care, and wage rates of partners: an empirical analysis », *Review of the Economics of the Household*, vol. 2, n° 1, pp. 51-81.
- Blundell R., 1993, « Offre de travail et fiscalité : une revue de la littérature », *Économie et prévision*, n° 108, pp. 1-18.
- Blundell R., Bozio A. et Laroque G., 2011, « Extensive and intensive margins of labour supply: working hours in the US, UK and France », Institute for Fiscal Study, *Working paper*, n° 01/11.
- Blundell R. et Costa Dias M., 2009, « Alternative approaches to evaluation in empirical Microeconomics », *Journal of Human Resources*, vol. 44, n° 3, pp. 565-640.
- Blundell R., Ham J. et Meghir C., 1987, « Unemployment and female labour supply », *Economic Journal*, n° 97, pp. 44-64.
- Boer (de) H.-W. et Jongen E., 2020, « Analysing tax-benefit reforms in the Netherlands: Using structural models and natural experiments », *IZA Discussion Paper*, n° 12892.
- Bourguignon Fr. et Magnac Th., 1990, « Labour supply and taxation in France », *Journal of Human Resources*, vol. 25, n° 3, pp. 358-389.
- Briard K., 2017a, « Continuer, réduire ou interrompre son activité professionnelle : le dilemme des mères de jeunes enfants », *Revue française des affaires sociales*, Dossier « Les modes d'accueil des jeunes enfants : des politiques publiques à l'arrangement quotidien des familles », n° 2, pp. 149-168.
- Briard K., 2017b, « L'essor du temps partiel au fil des générations : quelle incidence sur le début de carrière des femmes et des hommes ? », *Dares analyses*, n° 033, mai.
- Briard K., 2021, « Temps partiel et ségrégation professionnelle femmes-hommes : une affaire individuelle ou de contexte professionnel ? », *Travail et emploi*, à paraître.
- Brousse C., 2015, « Travail professionnel, tâches domestiques, temps 'libre' : quelques déterminants sociaux de la vie quotidienne », *Économie et statistique*, n° 478-479-480, pp. 119-154.
- Callan T., van Soest A. et Walsh J., 2009, « Tax structure and female labour supply: Evidence from Ireland », *Labour*, vol. 23, n° 1, pp. 1-35.

- Carbonnier C., 2014, « The Influence of taxes on the employment of married women: Evidence from the French joint income tax system », *LIEPP working paper*, n° 23.
- Chabé-Ferret S., Dupont-Courtade L. et Treich N., 2017, « Évaluation des politiques publiques : expérimentation randomisée et méthodes quasi-expérimentales », *Économie et prévision*, n° 211-212, pp. 1-34.
- Champagne C., Pailhé A. et Solaz A., 2015, « 25 ans de participation des hommes et des femmes au travail domestique : quels facteurs d'évolutions ? », *Économie et statistique*, n° 478-479-480, pp. 209-242.
- Charlot O. et Decreuse B., 2010, « La couverture du risque chômage au regard de la situation familiale », *Revue d'économie politique*, vol. 120, n° 6, pp. 895-928.
- Chetty R., 2009, « Sufficient statistics for welfare analysis: a bridge between structural and reduced-form methods », *Annual Review of Economics*, vol. 1, n° 1, pp. 451-487.
- Chiappori P.-A. et Donni O., 2006, « Les modèles non unitaires de comportement du ménage : un survol de la littérature », *L'actualité économique*, vol. 82, n° 1, pp. 9-52.
- Choné Ph., 2002, « Une analyse de la participation des couples à la force de travail », *Revue économique*, vol. 53, n° 6, pp. 1149-1179.
- Choné Ph., Le Blanc D. et Robert-Bobée I., 2004, « Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants », *Économie et prévision*, n° 162, pp. 23-50.
- Cogan J. F., 1981, « Fixed costs and labor supply », *Econometrica*, 49(4), pp. 945-963.
- Coupré H. et Joutard X., 2007, « Contraintes horaires sur le marché du travail français : une caractérisation du sous et du sur-emploi », *Annales d'économie et de statistique*, n° 86, pp. 109-138.
- Cullen J. B. et Gruber J., 2000, « Does unemployment insurance crowd out spousal labor supply? », *Journal of Labor Economics*, vol. 18, n° 3, pp. 546-572.
- Curraize Y. (de) et Périer H., 2010, « L'allocation de parent isolé a-t-elle favorisé l'inactivité des femmes ? », *Économie et statistique*, n° 429-430, pp. 159-176.
- Dang A.-T. et Trancart D., 2012, « Trajectoires professionnelles et freins à l'emploi des parents isolés allocataires du RMI ou de l'API », *Revue d'économie politique*, vol. 122, n° 5, pp. 685-725.
- Denis V. et Ruiz N., 2008, « Les classes moyennes face à l'impôt progressif sur le revenu : peut-on réformer en faveur de leur pouvoir d'achat ? », *Économie publique*, n° 22-23, pp. 39-145.
- Donni O. et Moreau N., 2007, « A single-equation model and some evidence from French data », *The Journal of Human Resources*, vol. 42, n° 1, pp. 214-246.

- Duguet E. et Simonnet V., 2007, « Labor market participation in France: an asymptotic least squares analysis of couple decisions », *Review of the Economics of the Household*, vol. 5, n° 2, pp. 159-179.
- Échevin D., 2003, « L'individualisation de l'impôt sur le revenu : équitable ou pas ? », *Économie et prévision*, n° 160-161, pp. 149-165.
- Ekert-Jaffé O. et Terraz I., 2005, « L'État et la cellule familiale sont-ils substituables dans la prise en charge des chômeurs en Europe ? », *Économie et statistique*, n° 387, pp. 65-83.
- Euwals R. et van Soest A., 1999, « Desired and actual labour supply of unmarried men and women in the Netherlands », *Labour Economics*, n° 6, pp. 95-118.
- Evers M., Mooij R. et Vuuren D., 2008, « The wage elasticity of labour supply: A synthesis of empirical estimates », *De Economist*, vol. 156, n° 1, pp. 25-43.
- Fermanian J.-D. et Lagarde S., 1999, « Les horaires de travail dans le couple », *Économie et statistique*, n° 321-322, pp. 89-110.
- Faugère J.-P., 1980, « L'allocation du temps entre travail domestique et travail marchand : discussion autour d'un modèle », *Revue économique*, vol. 31, n° 2, pp. 313-346.
- Fortin B. et Lacroix G., 1997, « A test of the neo-classical and collective models of household labor Supply », *Economic Journal*, n° 107, pp. 933-955.
- Fougère D., 2010, « Les méthodes économétriques d'évaluation », *Revue française des affaires sociales*, n° 1-2, pp. 105-128.
- Fougère D. et Jacquemet N., 2019, « Causal inference and impact evaluation », *Économie et Statistique / Economics and Statistics*, n° 510-511-512, pp. 181-200.
- Fugazza M., Le Minez S. et Pucci M., 2003, « L'influence de la PPE sur l'activité des femmes en France : une estimation à partir du modèle Ines », *Économie et prévision*, n° 160-161, pp. 79-98.
- Givord P., 2015, « Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques », *Économie et prévision*, n° 204-205, pp. 1-28.
- Givord P. et Marbot C., 2013, « Does the cost of child care affect female labor market participation? An evaluation of a French reform of child-care subsidies », Insee, *Document de travail*, n° 2013-04.
- Goux D. et Maurin E., 2010, « Public school availability for two-year olds and mothers' labour supply », *Labour Economics*, vol. 17, n° 6, pp. 951-962.
- Hagneré C., Picard N., Trannoy A. et Van Der Straeten K., 2003, « L'importance des incitations financières dans l'obtention d'un emploi est-elle surestimée ? », *Économie et prévision*, n° 160, pp. 49-78.
- Hausman J. A., 1985, « The Econometrics of Nonlinear Budget Sets », *Econometrica*, n° 53, pp. 1255-1282.

- Haut conseil de la famille, de l'enfance et de l'âge (HCFEA), 2019, *Voies de réformes des congés parentaux dans une stratégie globale d'accueil de la petite enfance*.
http://www.hcfea.fr/IMG/pdf/2019_HCFEA_Rapport_Conges_Pre-ParE_VF.pdf
- Heckman J., 1976, « The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models », *Annals of Economic and Social Measurement*, vol. 5, n° 4, pp. 475-492.
- Heckman J., 1993, « What has been learned about labor supply in the past twenty years? », *The American Economic Review*, vol. 83, n° 2, pp. 116-121.
- Heckman J., 2010, « Building bridges between structural and program evaluation approaches to evaluating policy », *Journal of Economic Literature*, vol. 48, n° 2, pp. 356-398.
- Husson M., 2000, « L'épaisseur du trait : à propos d'une décomposition du non-emploi », *La Revue de l'Ires*, 3, 34, pp. 3-26.
- Jourdain de Muizon M., 2018, « Why do married women work less in the UK than in France? », *Labour Economics*, n° 51, pp. 86-96.
- Jourdain de Muizon M., 2020, « Subsidies for parental leave and formal childcare: be careful what you wish for », *Review of Economics of the Household*, n° 8, pp. 735-772.
- Juster F. Th. et Stafford F. P., 1991, « The allocation of time: empirical findings, behavioural models and problems of measurement », *Journal of Economic Literature*, n° 29, pp. 471-522.
- Kabátek J., van Soest A. et Stancanelli E., 2014, « Income taxation, labour supply and housework: A discrete choice model for French couples », *Labour Economics*, n° 27, pp. 30-43.
- Keane M., 2011, « Labor supply and taxes: A survey », *Journal of Economic Literature*, vol. 49, n° 4, pp. 961-1075.
- Killingsworth M. et Heckman J., 1986, « Female labor supply: A survey », Chapter 02, *Handbook of Labor Economics*, n° 1, pp. 103-204.
- Kleven H. J., 2016, « Bunching », *Annual Review of Economics*, vol. 8, n° 1, pp. 435-464.
- Kleven H. J., 2020, « Sufficient statistics revisited », NBER Working Paper n° 27242 [à paraître dans *Annual Review of Economics*, vol. 13, 2021]
- Laroque G. et Salanié B., 2003, « Simulations de politique économique : l'offre de travail », *Institutions et emploi : les femmes et le marché du travail en France*, chapitre 10, Economica.
- Lehmann E., Marical F. et Rioux L., 2013, « Labor income responds differently to income tax and pay-roll tax reforms », *Journal of Public Economics*, n° 99, pp. 66-84.

- L'Horty Y. et Petit P., 2011, « Évaluation aléatoire et expérimentations sociales », *Revue française d'économie*, vol. XXVI, n° 1, pp. 13-48.
- Lundberg J. et Norell J., 2018, « Taxes, benefits and labour force participation: A survey of the quasi-experimental literature », *Ratio Working Paper*, n° 313 [révisé en février 2020].
- Lundberg S., 1985, « The added worker effect », *Journal of Labor Economics*, 3(1), pp. 11-37.
- Lundberg S., 1988, « Labor supply of husbands and wives: A simultaneous equations approach », *Review of Economics and Statistics*, vol. 70, n° 2, pp. 224-235.
- Lundberg S. et Pollak R., 1996, « Bargaining and distribution in marriage », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 10, n° 4, pp. 139-158.
- Lundberg S., Pollak R. et Wales T., 1997, « Do husbands and wives pool their resources? Evidence from the U.K. child benefit », *The Journal of Human Resources*, vol. 32, n° 3, pp. 463-480.
- MaCurdy T., Green P. et Paarsch H., 1990, « Assessing Empirical Approaches for Analyzing Taxes and Labor Supply », *Journal of Human Resources*, n° 25, pp. 415-490.
- Marc C., 2004, « L'influence des conditions d'emploi sur le recours à l'APE : Une analyse économique du comportement d'activité des femmes », *Recherches et prévisions*, n° 75, pp. 21-38.
- Maruani M., 2017, « Travail à temps partiel et sous-emploi », in M. Maruani (éd.), *Travail et emploi des femmes*, La Découverte, pp. 75-102.
- Math A., Meilland C. et Simula L., 2006, « Transferts et incitations financières à l'activité du second apporteur de ressources au sein du couple : une analyse comparative », Cnaf, *Dossier d'étude*, n° 79.
- Maurin E. et Roy D., 2008, « L'effet de l'obtention d'une place en crèche sur le retour à l'emploi des mères et leur perception du développement de leurs enfants », Cepremap, *Document de travail*, n° 0807.
- Minni C. et Moschion J., 2010, « Activité féminine et composition familiale depuis 1975 », *Dares analyses*, n° 27, mai.
- Moffitt R., 1982, « The Tobit model, hours of work and institutional constraints », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 64, n° 3, pp. 510-515.
- Moreau N., 2000, « Une application d'un modèle collectif d'offre de travail sur données françaises », *Économie et prévision*, n° 146, pp. 61-71.
- Morin Th., 2014, « Écarts de revenus au sein des couples : trois femmes sur quatre gagnent moins que leur conjoint », *Insee première*, n° 1492.
- Moschion J., 2012, « Concilier vie familiale et vie professionnelle : l'effet de la préscolarisation », *Revue économique*, vol. 63, n° 2, pp. 187-214.
- OCDE, 2005, « Renforcer les incitations financières au travail : le rôle des prestations subordonnées à l'exercice d'un emploi », *Perspectives de l'emploi*, Chapitre 3.

- Pailhé A. et Solaz A., 2008, « Time with children: Do fathers and mothers substitute each other when one is unemployed? », *European Journal of Population*, vol. 24, n° 2, pp. 211-236.
- Papuchon A., 2017, « Rôles sociaux des femmes et des hommes - L'idée persistante d'une vocation maternelle des femmes malgré le déclin de l'adhésion aux stéréotypes de genre », *Femmes et hommes, l'égalité en question ; Insee Références - Édition 2017*, pp. 81-96.
- Périver H., 2003, « Les mesures fiscales d'incitation au travail des personnes non qualifiées », *Revue de l'OFCE*, n° 87.
- Perraudin C. et Pucci M., 2007, « Le coût des services de garde : les effets sur l'offre de travail des mères et sur leur recours aux services de garde », *Drees, Dossiers solidarité et santé*, n° 1.
- Phipps S. A. et Burton P., 1998, « What's mine is yours? The influence of male and female incomes on patterns of household expenditure », *Economica*, New Series, vol. 65, n° 260, pp. 599-613.
- Ponthieux S., 2015, « Partage des revenus et du pouvoir de décision dans les couples : un panorama européen », *Insee références*, pp. 87-103.
- Pora P., 2020, « Keep Working and Spend Less? Collective Childcare and Parental Earnings in France », *Insee, Document de travail*, G2020/05.
- Pucci M. et Zajdela H., 2006, « Les bénéficiaires du RMI ont-ils besoin d'incitations financières ? Une remise en cause des trappes à inactivité », in Dang A.-T., Outin J.-L., Zajdela H. (dir), *Travailler pour être intégré ? Mutation des relations emploi-protection sociale*, CNRS-Éditions, pp. 129-146.
- Rapoport B., Sofer C. et Solaz A., 2006, « La production domestique dans les modèles collectifs », *L'actualité économique*, vol. 82, n° 1-2, pp. 247-269.
- Rapoport B., Sofer C. et Solaz A., 2011, « Household production in a collective model: Some new results », *Journal of Population Economics*, n° 24, pp. 23-45.
- Roux S., 2015, « Approches structurelles et non structurelles en micro-économétrie de l'évaluation des politiques publiques », *Revue française d'économie*, vol. 30, n° 1, pp. 13-65.
- Roy D., 2006, « L'argent du 'ménage', qui paie quoi ? » *Travail, genre et sociétés*, vol. 15, n° 1, pp. 101-119.
- Roy D., 2011, « La contribution du travail domestique non marchand au bien-être matériel des ménages : une quantification à partir de l'enquête Emploi du Temps », *Insee, Document de travail*, n° F1104.
- Saez E., Matsaganis M. et Tsakoglou P., 2012, « Earnings determination and taxes: Evidence from a cohort-based payroll tax reform in Greece », *The Quarterly Journal of Economics*, n° 127, pp. 493-533.
- Sicsic M., 2020, « Does labor income react more to income tax or means-tested benefit reforms? », *TEPP working paper*, n° 2020-03.

- Sofer C., 2004, « Modélisations économiques et tests de la prise de décision dans la famille », *Rapport d'études pour la Dares*.
- Solaz A., 2005, « Division of domestic work: Is there adjustment between partners when one is unemployed? », *Review of Economics of the Household*, vol. 4, n° 3, pp. 387-413.
- Stancanelli E., 2008, « Evaluating the impact of the French Tax Credit on the employment rate of women », *Journal of Public Economics*, vol. 92, n° 10-11, pp. 2036-2047.
- Sterdyniak H., 2000, « Économétrie de la misère, misère de l'économétrie », *Revue de l'OFCE*, n° 75, pp. 299-314.
- Ulrich V. et Zilberman S., 2007, « De plus en plus d'emplois à temps partiel au cours des vingt-cinq dernières années », *Dares, Premières Synthèses*, n° 39.3.
- Van Soest A., 1995, « Structural models of family labor supply: A discrete choice approach », *The Journal of Human Resources*, vol. 30, n° 1, pp. 63-88.
- Van Soest A., Woittiez I. et Kapteyn A., 1990, « Labor supply, income taxes, and hours restrictions in the Netherlands », *Journal of Human Resources*, vol. 25, n° 3, pp. 517-558.
- Winship Ch. et Mare R., 1992, « Models for sample selection bias », *Annual Review of Sociology*, n° 18, pp. 327-350.
- Zabel J. E., 1993, « The relationship between hours of work and labor force participation in four models of labor supply behavior », *Journal of Labor Economics*, vol. 11, n° 2, pp. 387-416.

QUI ÉMET DU CO₂ ? PANORAMA CRITIQUE DES INÉGALITÉS ÉCOLOGIQUES EN FRANCE

Antonin Pottier (EHESS – CIRED), **Emmanuel Combet** (ADEME)

Jean-Michel Cayla (EDF), **Simona de Lauretis** EDF – CIRED (Actuellement à RTE)

Franck Nadaud (CNRS – CIRED)¹

Cet article propose un panorama des inégalités d'émissions de gaz à effet de serre (GES) entre les ménages français. Il présente de manière détaillée et critique les conventions méthodologiques retenues pour le calcul des « émissions des ménages », et les présupposés qui les accompagnent. Le principe d'attribution généralement retenu, l'empreinte carbone qui assigne aux ménages les émissions des produits consommés, véhicule des conceptions implicites de la responsabilité. Il focalise l'attention sur les contributions des individus, sur leurs choix, il peut occulter le rôle des acteurs non individuels tout comme la composante collective des émissions de GES, et négliger les dimensions de la responsabilité qui ne sont pas liées à la consommation.

Nous estimons, à partir des données de l'enquête Budget de famille 2011, la distribution des empreintes carbone des ménages. Les émissions des ménages sont tendanciellement croissantes avec le revenu, mais elles présentent aussi une forte variabilité liée à des facteurs géographiques et techniques qui contraignent à recourir aux énergies fossiles.

À partir d'enquêtes sectorielles (ENTD 2008 ; PHEBUS 2013), nous reconstruisons également les émissions de CO₂ des ménages liées aux énergies du logement et du transport. Pour le transport, les émissions sont proportionnelles

1. *Remerciements* : Nous remercions vivement Carine Barbier et Gaëlle Le Treut pour nous avoir fait part des analyses et méthodes développées dans le cadre du projet de recherche ANR ECOPA, ainsi que Manuel Baude et Jean-Louis Pasquier du Commissariat Général du Développement Durable (CGDD) du ministère de la Transition écologique et solidaire pour nous avoir fourni les données nationales de l'empreinte GES et apporté des précisions sur ces données et la méthode de calcul. Nous sommes redevables envers Alexandre Bourgeois et Olivier Simon de l'Institut National de la Statistique et des Études Économiques (Insee) pour leurs conseils et pour les données de correspondance des nomenclatures d'activité et de fonction de consommation de la comptabilité nationale et à Elvire Demoly (Insee) pour les précisions sur les données de l'enquête Budget de famille. Enfin nous remercions Robert Bellini, Jérôme Bourdieu, Mathilde Clément, Marion Dupoux, Louis-Gaëtan Giraudet, Nabila Iken, Aurélie Méjean, Martin Régnier, Edwin Zaccai, ainsi que les relecteurs anonymes de la FAERE et de la *Revue de l'OFCE*, pour leurs commentaires et suggestions à différentes étapes du travail.

aux distances parcourues du fait d'un recours prépondérant à la voiture individuelle. Le tissu urbain contraint à la fois la longueur des déplacements quotidiens et l'accès à des modes de transport moins carbonés. Pour le logement, si les surfaces à chauffer croissent avec le revenu et l'éloignement des centres urbains, le premier facteur de variabilité des émissions est le système de chauffage. Il est peu lié au niveau de vie mais davantage au tissu urbain, qui contraint l'accès aux différents vecteurs énergétiques.

Nous discutons enfin les difficultés posées par l'estimation des émissions des ménages les plus aisés, tant techniques que conceptuelles.

Mots clés : émissions de gaz à effet de serre, empreinte carbone, inégalités écologiques, distribution des dépenses des ménages, responsabilité, énergie, logement, transport.

Le mouvement des « gilets jaunes » à l'automne 2018 a mis en évidence une demande de justice sociale dans la conduite de la transition écologique. Ainsi, a été considéré comme injuste qu'un ménage riche ne soit pas taxé lorsqu'il prend l'avion pour passer ses vacances à l'autre bout de la planète tandis qu'un ménage pauvre subit la hausse des taxes sur le diesel sans avoir la possibilité de changer de véhicule. La justice sociale ainsi comprise consisterait en une adéquation entre les dégâts environnementaux causés par une personne et l'effort que la puissance publique lui demande. *A contrario*, l'injustice viendrait de ce que « les riches détruisent la planète » (Kempf, 2007) tandis qu'ils réduiraient peu leurs émissions, là où les pauvres pollueraient peu mais contribueraient beaucoup à l'effort de réduction. Pour apprécier la justice sociale de la transition écologique, il apparaît nécessaire de disposer au préalable d'une vision et d'une compréhension des inégalités que l'on qualifiera² d'écologiques, soit, pour le cas qui nous occupe, des inégalités d'émission de gaz à effet de serre (GES).

À cette fin, cet article propose un panorama détaillé des inégalités d'émissions en France, sur la base de travaux originaux reconstruisant les émissions de GES des ménages³. Un tel panorama n'est jamais neutre puisque la simple description des émissions n'est ni évidente ni univoque, quand bien même il existe des manières standards de

2. À la suite d'Emelianoff (2008), qui a proposé de distinguer les inégalités écologiques, c'est-à-dire les inégalités d'impact généré (par exemple, combien chacun contribue à la pollution de l'air), et les inégalités environnementales, c'est-à-dire les inégalités d'impact subi (par exemple, combien chacun est exposé à la pollution de l'air).

procéder. En effet les émissions d'un ménage ne peuvent être mesurées à la manière dont on mesure la taille d'une personne ; estimer les émissions requiert des conventions d'attribution qui découlent d'un point de vue, pour partie arbitraire. Nous avons donc pris le parti de détailler, de discuter et de porter un regard critique sur les conventions méthodologiques retenues pour le calcul des « émissions des ménages ».

Par là, nous souhaitons exposer le plus clairement possible les présupposés de ce genre d'études, ce qui est rarement fait. Nous voulons mettre en évidence les limites de l'analyse qui en découlent et donc avertir sur les nécessaires précautions à prendre pour interpréter les inégalités écologiques. Trois écueils sont importants à souligner.

Tout d'abord, pour établir combien un ménage, une entreprise ou un État « émet » de CO₂, il faut choisir des règles d'attribution, c'est-à-dire des façons d'imputer à un agent les émissions générées par une activité impliquant toujours plusieurs agents. Le résultat final sera exprimé sous la forme « tel ménage émet 10 tCO_{2e} par an ». Il faut bien prendre garde que ce chiffre de 10 tCO_{2e} d'émissions doit toujours être interprété à la lumière des règles d'attribution choisies, car ce que signifie « émettre » dans ce contexte est précisément défini par ces règles⁴.

Difficulté supplémentaire, l'expression est souvent comprise comme tel ménage « cause » ou « est responsable de » 10 tCO_{2e}, un glissement de sens souvent imperceptible et inévitable. Pourtant, les manières statistiques d'imputer sont souvent en tension avec les conceptions de la causalité ou de la responsabilité. Nous ne plaidons ni pour une méthode particulière d'imputation ni pour une conception spécifique de la responsabilité, mais mettons en exergue ce lien infrangible entre règles d'imputation et conception de la responsabilité et les tensions générées par ce lien.

Par ailleurs, chercher à savoir combien *chacun* émet de gaz à effet de serre est un choix de l'analyste, qui passe sous silence les autres entités impliquées dans les émissions. Il oriente la recherche vers les comportements individuels plutôt que vers l'organisation sociale, les

3. Parmi les études sur les émissions des ménages, Lenzen (1998), Wier *et al.* (2001), Roca et Serrano (2007), Weber et Matthews (2008), Golley et Meng (2012), Gough *et al.* (2012), Büchs et Schnepf (2013), Ummel (2014), Steen-Olsen *et al.* (2016), Isaksen et Narbel (2017), Wiedenhofer *et al.* (2017) et Gill et Moeller (2018) s'intéressent plus spécifiquement aux inégalités d'émissions et aux liens avec les inégalités de revenu. Pour la France, voir Lenglard *et al.* (2010) ; Malliet (2020).

4. La polysémie du terme « émettre » est de ce fait très grande. Il n'est pas rare qu'un texte, militant comme scientifique, passe subrepticement d'un sens à l'autre.

stratégies des entreprises ou les politiques des États. Penser en termes d'émissions des personnes ou des ménages focalise donc l'attention sur les contributions des individus, sur leurs choix, et occulte la présence des acteurs non individuels tout comme la composante collective des émissions de GES et la nécessité d'agir en commun pour les réduire. Cette appréhension des inégalités écologiques renforce en fait le prisme individualiste et moralisant à travers lequel sont envisagées les politiques environnementales.

Enfin, lier inégalités écologiques et inégalités de revenu est une autre tendance forte, avec le risque de faire passer le revenu comme principal, voire unique facteur expliquant l'impact écologique. Si, comme d'autres, nous confirmons que disposer d'un revenu plus élevé conduit en moyenne à « émettre » plus de CO₂, nous insistons sur le fait que le seul revenu ne permet pas de rendre compte des inégalités écologiques. À revenu fixé, il y a une variabilité forte des émissions. D'autres dimensions, dites « horizontales » (par opposition à la dimension, dite « verticale », de l'échelle des revenus), interviennent, comme par exemple le tissu urbain ou le mode de chauffage⁵. Elles ne doivent pas être oubliées dès lors que l'on parle d'inégalités écologiques et de justice sociale.

Dans cet article nous exposons d'abord les difficultés méthodologiques à surmonter et les règles à choisir pour évaluer les émissions d'un ménage, en indiquant les données nécessaires lors des différentes opérations et en nous concentrant sur l'approche la plus fréquente, fondée sur la consommation. Nous insistons sur le cadrage opéré par cette approche et la conception de la responsabilité qu'elle véhicule. Nous présentons ensuite notre panorama des inégalités d'émission. Dans un premier temps, nous traitons de l'empreinte carbone, c'est-à-dire des émissions directes et indirectes de GES liées à la consommation des ménages. Dans un second temps, nous nous attachons aux émissions de CO₂ liées aux consommations d'énergie du logement et du transport, émissions pour lesquelles les données disponibles plus détaillées permettent de mieux discerner les facteurs économiques, sociaux ou techniques de dépendance aux énergies fossiles et d'inégalité. Les émissions des très riches nous servent ensuite de loupe pour examiner

5. Les enjeux d'équité selon les « inégalités verticales » moyennes ont été soulignés dès les années 1990 (Pearce, 1991 ; Poterba, 1991), l'importance des « inégalités horizontales » pour l'énergie et le carbone a été soulignée plus récemment (Combet *et al.*, 2010 ; Dubois, 2012 ; Büchs et Schnepf, 2013 ; Douenne, 2018 ; Berry, 2019 ; Cronin *et al.*, 2019 ; Stiglitz, 2019 ; Clément *et al.*, 2019).

quelques problèmes tant de l'estimation que de l'attribution. Enfin, nous concluons sur l'intérêt de ces analyses pour identifier les conditions d'équité d'une transition écologique et concevoir les politiques publiques adéquates.

1. Le problème de l'attribution

Une centrale à charbon rejette du CO₂ dans l'atmosphère en brûlant du charbon et en produisant de l'électricité. À qui attribuer ces émissions de CO₂ ? au pays dans lequel se trouve la centrale ? au gouvernement qui a autorisé sa construction ? à l'entreprise exploitante qui la gère au quotidien ? aux actionnaires qui ont apporté leurs capitaux ? au pays d'où vient le charbon ? à la compagnie minière qui l'a extrait ? aux consommateurs de l'électricité produite ? au fabricant de l'appareil (énergivore) alimenté par l'électricité ? Il n'y a pas une bonne réponse, toutes les perspectives sont envisageables car les émissions de la centrale ne sont pas le fait d'un acteur unique et bien défini, elles sont au croisement de plusieurs « agences », entités avec une intention et une capacité d'action. Attribuer les émissions, c'est nécessairement sélectionner les entités pertinentes et déterminer les actions génératrices. C'est une opération arbitraire, qui procède d'un certain point de vue sur qui « cause », qui « est responsable » des émissions de la centrale à charbon. Ce point de vue guide l'établissement des règles qui imputent les émissions aux entités choisies en fonction des activités considérées, mais ces règles ont aussi leur logique interne et leurs contraintes spécifiques qui obligent à préciser et infléchir le point de vue initial.

1.1. Approche production ou consommation ?

Le problème de l'attribution s'est d'abord posé pour les pays. Voyons, en faisant abstraction des détails, deux approches fréquentes.

Les inventaires nationaux réalisés dans le cadre de la CCNUCC (article 4.1a) classent les émissions de GES selon la nature du gaz et selon le pays où l'émission a eu lieu. Un pays se voit attribuer les émissions ayant pris place sur son territoire. Les émissions de la centrale à charbon de notre exemple sont attribuées au pays dans lequel elle se situe. Ces inventaires regroupent donc les émissions en fonction du lieu de production. On parle d'approche production ou territoriale.

Si le droit international retient l'approche production, cohérente avec l'idée que les États sont responsables du territoire sous leur juridiction (Liu, 2015), le monde académique a développé d'autres manières d'attribuer les émissions, principalement l'approche consommation, dite aussi d'empreinte carbone (Peters, 2008). Elle comptabilise les émissions en fonction de l'endroit où a été rendu le service final qui a nécessité l'activité génératrice de GES. Dans notre exemple, les émissions sont attribuées au pays dans lequel a été consommé le produit dont la fabrication a utilisé l'électricité de la centrale à charbon. Les choses peuvent devenir très compliquées car le produit en question peut n'être pas un produit destiné à la consommation finale mais un produit intermédiaire qui sera retravaillé : l'électricité produite par le charbon dans le pays A sert à la production d'aluminium qui est transformé dans le pays B en canette de soda consommée dans le pays C, à qui seront finalement attribuées les émissions de la centrale.

Calculer les émissions d'un pays dans l'approche consommation repose alors principalement sur, d'une part, les comptes environnementaux (NA-MEA) qui répertorient combien chaque branche de chaque pays émet de GES directement ; d'autre part, les tableaux entrées-sorties du commerce international qui décrivent notamment, de façon agrégée par branches économiques, les ventes des entreprises aux autres entreprises – que celles-ci soient localisées sur le territoire national ou bien à l'étranger – aussi bien qu'aux usagers finaux. Les méthodes de l'analyse *input-output* (inversion de Léontieff notamment) permettent alors de reconstituer, moyennant des hypothèses techniques, les émissions générées tout au long de la chaîne de production d'un produit. Les empreintes carbone des pays ainsi obtenues (Davis *et al.*, 2010 ; Barrett *et al.*, 2013) comprennent les émissions directes, étrangères et domestiques, pour la fabrication des produits consommés dans le pays, mais aussi les émissions pour la fabrication des intrants, des intrants de ces intrants, etc. Elles reposent sur un appareillage statistique et calculatoire et non sur des observations directes. Leur précision est nécessairement limitée par la qualité des sources statistiques utilisées (Tukker, Wood et Schmidt, 2020), leur exactitude par la qualité des hypothèses retenues (Lenzen, 2000, p. 136-142).

Ces deux approches sont les plus courantes, mais elles ne sont pas les seules⁶. D'autres méthodes existent, comme l'approche extraction, mise en œuvre pour repérer les pays ou les entreprises sources de l'énergie fossile dont la combustion libère le dioxyde de carbone dans

l'atmosphère (Davis *et al.*, 2011 ; Heede, 2014), ou l'approche revenu, qui attribue les émissions permises par la fourniture de facteurs de production (capital et travail) (Marques *et al.*, 2012), ou l'approche par enjeux, qui s'attache aux émissions liées à une technique conçue et produite par une filière industrielle (Rose, 2013). Concernant les émissions des organisations et notamment des entreprises, il existe différentes manières de compter les émissions, tournées vers l'action ou le *reporting*, avec des périmètres et des principes d'attribution différents (Le Breton, 2017).

1.2. Individualiser l'attribution

Attribuer les émissions à un pays n'a rien d'évident, mais passer d'un pays à un individu ajoute un niveau de complexité supplémentaire. On considère souvent de simples émissions par personne, obtenues en divisant les émissions d'un pays (calculées selon l'une ou l'autre approche) par sa population. Ces émissions par personne correspondent à celles du résident « moyen » au sens que la statistique donne à ce terme (Desrosières, 1993, chap. 3) : elles ne sont pas celles d'une personne véritable, elles ne sont qu'un autre moyen de présenter les émissions des pays en faisant abstraction de la taille de leur population. Si cette façon de faire est utile pour comparer les pays, elle ne permet pas d'appréhender les émissions de groupes socio-démographiques ou de catégories socio-professionnelles. On aimerait connaître les émissions du retraité d'une commune rurale du Sud-Ouest, ou celles du couple de bac+5 sans enfants habitant en grande agglomération. Pour cela, il faut d'abord choisir un principe d'attribution des émissions aux personnes.

Comment définir ce que sont les émissions d'une personne singulière ? L'approche consommation est quasi-exclusivement retenue, avec des variantes de mise en œuvre. Les émissions d'une personne sont alors les émissions engendrées par toutes les étapes de production des produits qu'elle consomme. Ce qu'on appelle son empreinte carbone⁷ compte donc non seulement les émissions aval qu'elle cause directement (en brûlant de l'essence dans son automobile) mais également les émissions amont qui ont été nécessaires à la

6. Tukker, Pollitt et Henkemans (2020) présente cinq principes d'attribution (production, consommation, extraction, revenu, valeur ajoutée) avec les méthodes afférentes.

7. L'usage du terme n'est pas cohérent à travers la littérature scientifique, militante ou journalistique (Pandey *et al.*, 2011).

fabrication des produits et services consommés (pour extraire le pétrole et le raffiner en essence ; pour chauffer la serre, transporter et conditionner la tomate achetée).

Comment mettre en œuvre cette approche ? Deux méthodes principales peuvent être mobilisées, en prenant appui sur des données de consommation, soit physiques, soit monétaires.

Une première méthode déduit les émissions à partir des quantités physiques (kilogramme de viande de bœuf, litre d'essence, m³ de gaz...) réellement consommées par une personne. Les difficultés de cette méthode portent tant sur le passage des quantités aux émissions que sur la connaissance des quantités. Si la conversion d'un litre d'essence en émissions repose sur un facteur d'émission précis déterminé par la chimie de la combustion, les émissions générées par la fabrication d'un produit sont plus compliquées à estimer. Elles sont connues par exemple par la partie amont d'une analyse de cycle de vie (ACV) du produit. La réalisation d'une ACV demande beaucoup de données sur les processus industriels, les consommations d'énergie, les matières premières, les fournisseurs et n'est pas systématique. Ainsi, les émissions contenues dans un produit acheté ne sont souvent pas connues. Les quantités consommées ne le sont pas non plus, ou alors imparfaitement, faute de dispositifs institutionnels ou privés pour les enregistrer. S'il est facile de reconstituer, à partir de la facture d'électricité, les kilowatt-heures consommés, qui peut dire de combien de kilogrammes de viande il s'est nourri et combien de litres d'essence il a brûlé ? On se restreint donc souvent aux émissions que l'on peut raisonnablement reconstituer à partir des données disponibles. Par exemple, avec les kilomètres parcourus dans l'année (enregistrés par le compteur) et le type de véhicule, on peut déduire avec une bonne approximation le CO₂ émis par l'utilisation du véhicule, là où une estimation plus précise serait obtenue à partir des litres d'essence. Cette méthode, ou des variantes simplifiées, est utilisée dans les bilans carbone individuels proposés par de nombreux sites internet (Pandey *et al.*, 2011), et dans quelques enquêtes sur les comportements des ménages (GreenInside, 2011 ; Sessego et Hébel, 2018).

La seconde méthode part des sommes dépensées pour la consommation en vue d'estimer les émissions totales. Elle combine des enquêtes statistiques, de type Budget de famille, qui donnent les dépenses segmentées en différents postes de consommation, avec des contenus en émissions pour chacun des postes, tels que les reconstitue l'analyse

*input-output*⁸. Comme cette méthode se fonde sur l'approche consommation des pays, elle hérite des incertitudes déjà signalées. Elle en ajoute des spécifiques, parce que l'estimation vise des situations particulières et non de grands agrégats macro-économiques. Si considérer un contenu en émissions moyen pour une branche industrielle peut se justifier comme représentant le contenu en émissions de la production moyenne de la branche, cet effet de moyenne ne joue plus dès lors que l'on considère des dépenses particulières : un individu déterminé achète un produit déterminé de la branche et non sa production moyenne.

En définitive, dans ces deux méthodes, les émissions individuelles selon l'approche consommation (ou empreinte carbone) sont calculées sur la combinaison de données d'activité (quantités consommées, sommes dépensées) et de facteurs d'émission (tCO_{2e} / litre d'essence...) ou de contenus en émissions (tCO_{2e} / euro dépensé). Outre la difficulté à recueillir précisément les données d'activité, l'usage de contenus en émissions moyens (un euro a le même contenu carbone, qu'il soit dépensé dans de l'habillement bas de gamme ou de luxe, ce que nous nommerons absence d'effet qualité) est responsable d'incertitudes sur le résultat final. Celles-ci peuvent être plus facilement contrôlées pour la méthode se fondant sur les quantités physiques, les facteurs d'émission étant moins incertains. Nous utiliserons la méthode monétaire pour estimer les empreintes carbone (2) et la méthode physique pour calculer les émissions liées aux énergies du logement et du transport (3).

1.3. Les présupposés de l'empreinte carbone

Compter les émissions d'un individu en fonction de sa consommation est aujourd'hui le principe d'attribution le plus répandu lorsqu'on traite des inégalités écologiques. De ce fait, les présupposés de ce principe sont rarement rappelés, discutés ou mis en cause, alors qu'ils sont parfois en tension avec le reste du discours au sein duquel l'empreinte carbone est mobilisée. Mieux vaut les avoir en tête pour être conscient du cadrage qui en découle.

Le principe d'attribution des émissions à la consommation est souvent justifié en faisant de celle-ci la cause des émissions⁹. Ce prin-

8. Steen-Olsen *et al.* (2016) décrivent précisément la méthode, ses difficultés et ses limites.

9. Druckman et Jackson (2009, p. 2066) le disent honnêtement et explicitement : « The premise of this study is that the responsibility for carbon dioxide emissions from economic activity lies with people's attempts to satisfy certain functional needs and desires. » La justification est plus souvent implicite et passe par l'emploi du mot « ultime », par exemple chez Ummel (2014, p. 1) ou Lenglar *et al.* (2010, p. 108).

cipe paraît naturel parce qu'il est congruent à d'autres représentations de l'économie, celle de la comptabilité nationale pour laquelle la consommation est une fin, celle des manuels d'économie dans lesquels la satisfaction des consommateurs, et non par exemple l'accumulation de capital, est le moteur du système économique, celle du néo-libéralisme qui insiste sur les choix des individus au détriment du rôle des structures collectives. Il résonne également avec celle de la consommation engagée qui dépeint de véritables « consomm'acteurs » qui peuvent orienter les conditions de production par leurs achats (Jacobsen et Dulsrud, 2007), tout comme il rejoint la problématisation engagée dans les années 1990 qui fait du consommateur-citoyen le responsable des pressions environnementales (Maniates, 2001 ; Rumpala, 2009). Il s'incarne dorénavant dans des dispositifs de mesure personnalisée des émissions, qui visent à informer les décisions des individus et modifier leurs pratiques (Paterson et Stripple, 2010). À travers ce jeu de correspondances, se déploie la vision d'un système économique commandé par les préférences des consommateurs, qui rend légitime de ramener les conséquences de l'activité économique, et en particulier les émissions de GES, à cette cause finale.

L'inconvénient de ce cadrage est de laisser dans l'ombre les nombreux acteurs, économiques comme politiques, impliqués dans les émissions de GES, et les différents rôles qu'ils jouent. Les émissions sont le produit d'un système socio-économique d'acteurs en interaction à de multiples niveaux. Les consommateurs ne sont qu'une catégorie parmi d'autres, à côté des entreprises qui choisissent les techniques de production ou des gouvernements qui édictent les règles organisant l'espace économique. Leur *agency* n'est pas plus ultime que celle des entreprises qui, certes, répondent à la demande, mais aussi la canalisent, l'encadrent et même la créent. Dans un système interdépendant, singulariser un acteur relève d'une convention.

Cette convention est tout à fait acceptable, aussi bien qu'une autre, tant qu'on en reste à l'imputation statistique des émissions. Le danger réside dans le sens moral accordé à cette attribution, parfaitement exprimé dans une phrase comme « nous sommes chacun responsable de nos émissions et de celles qui ont été nécessaires pour produire les biens que nous décidons de consommer » (Gollier, 2019). Même si le calcul d'empreinte carbone n'est pas effectué dans cette perspective, le glissement de sens d'imputation statistique à imputation causale puis morale, est fréquent, imperceptible et, pour tout dire, inévitable. En

effet la proximité sémantique entre imputation et responsabilité ne permet pas de dresser une barrière entre l'opération statistique et ses connotations morales¹⁰. Plutôt que d'ériger une séparation entre attribution et responsabilité, que la circulation des notions dans l'espace public aurait tôt fait d'annihiler, mieux vaut reconnaître que l'empreinte carbone véhicule une conception spécifique de la responsabilité, que la littérature en langue anglaise qualifie parfois explicitement de *consumer responsibility* (Munksgaard et Pedersen, 2001 ; Bastianoni *et al.*, 2004 ; Marques *et al.*, 2012).

Cette responsabilité du consommateur, vu comme un principe moral, est autant singulière qu'elle est contestable. Ainsi, en philosophie morale, deux conditions sont souvent requises pour parler de responsabilité : l'information et le contrôle (Oshana, 2015). Si l'on peut accepter que le consommateur soit responsable de son acte d'achat, est-il vraiment évident qu'il est responsable des émissions générées en amont de cet acte ? Le consommateur n'est pas, sauf cas exceptionnel, informé des émissions de CO₂ contenues dans le produit acheté, pas plus qu'il ne contrôle ces émissions – nettement moins, en tout cas, que l'entreprise qui pilote les lignes de production et les chaînes d'approvisionnement.

Ces remarques n'exonèrent pas les consommateurs de leur responsabilité, ni ne suggèrent que les changements de mode de vie sont superflus. Elles visent simplement à rappeler que les responsabilités sont partagées entre tous les acteurs qui concourent aux émissions de GES. Toute la question est de savoir si et comment on peut estimer la part de chacun, personnes physiques comme entités morales, structures comme groupes sociaux. Or, comme mesure de la responsabilité, l'empreinte carbone individuelle ne doit pas être prise littéralement, tant les conventions d'attribution s'éloignent des conceptions communes de la responsabilité. Les inégalités selon l'empreinte carbone relèvent plutôt d'un exercice de style qui donnerait la distribution des responsabilités si celles-ci étaient concentrées dans l'acte d'achat.

Perdre de vue qu'il s'agit d'un exercice de style fait prendre pour argent comptant la responsabilité des seuls consommateurs. Cela débouche sur une diminution des émissions conçue sous l'angle de

10. Dans son analyse du concept de responsabilité, Paul Ricoeur (1995) rappelle ainsi cette définition du Dictionnaire de Trévoux : « imputer une action à quelqu'un, c'est la lui attribuer comme à son véritable auteur, la mettre pour ainsi parler sur son compte et l'en rendre responsable ».

changement de mode de vie, de structure de consommation, de choix faits par les consommateurs. On discutera donc le choix d'équipement du consommateur (moteur thermique, hybride ou électrique ?) plutôt qu'une organisation de l'espace qui rend nécessaire un engin motorisé ou qu'un déploiement des infrastructures qui facilite l'usage de l'automobile. C'est le discours de la consommation responsable et des petits gestes de chacun, discours assez prégnant dans la communication publique (Comby, 2015). Or les réductions d'émissions associées aux changements de comportement et à l'investissement des consommateurs, sans être négligeables, ne sont pas suffisantes et doivent être complétées par des actions structurantes de la part des entreprises et de la puissance publique (Dugast et Soyeux, 2019). Convoquer les inégalités écologiques dans le débat a alors l'effet paradoxal de renforcer ce cadre individualiste et moralisateur, au détriment d'une mise en lumière des rapports de pouvoir, des décisions collectives et des actions à mener en commun (Marshall, 2017, chap. 36).

Tout en nous inscrivant malgré tout, pour les besoins de l'exercice, dans ce cadre individualiste, nous avons souhaité conserver un rappel de l'insertion des individus, et de leurs émissions, dans un emboîtement de cadres collectifs. Nous n'avons donc pas calculé les émissions au niveau de l'individu, mais au niveau immédiatement supérieur du ménage. Le ménage est l'unité statistique d'observation des dépenses de consommation. C'est aussi de fait l'unité sociale au sein de laquelle de nombreux services, et donc les émissions qui s'y rapportent, sont réalisés et mutualisés du point de vue des individus qui la composent.

Si la logique de l'approche consommation permet d'aller en théorie jusqu'au niveau de l'individu, sa mise en œuvre se heurte en effet à deux écueils : un écueil pratique puisqu'il faudrait dire quel membre du ménage bénéficie et en quelle proportion des biens et services consommés alors que certaines données n'existent qu'au niveau du ménage ; un écueil conceptuel puisqu'il faudrait définir une convention d'attribution des émissions mutualisées (le chauffage d'un logement sert à tous ses occupants), écueil analogue, au niveau du ménage, à celui rencontré au niveau de la nation (comment attribuer aux ménages les émissions de la consommation publique, par exemple la défense nationale ?). Ces écueils sont généralement ignorés en divisant les émissions par le nombre de membres du ménage. Nous n'avons pas voulu recourir à cet artifice de présentation, qui réduit à tout prix à l'individuel ce qui relève pour partie d'un collectif.

Calculer les émissions par ménage signifie que la taille du ménage est un facteur de variation (à la hausse) des émissions des ménages que nous calculerons. Diviser les émissions par la taille du ménage pour obtenir des émissions par tête n'élimine pas cette variation, mais en renverse seulement le sens. La composante mutuelle irréductible des émissions fait qu'on ne peut les comparer indépendamment de la taille du ménage¹¹ : prises sous l'angle de l'individu, les émissions sont plus faibles pour un individu appartenant à un grand ménage ; prises sous l'angle du ménage, les émissions sont plus élevées pour un grand ménage. Dans quelque sens qu'on prenne le problème, la composition du ménage est un facteur d'inégalités écologiques.

2. Les inégalités d'empreinte carbone

Après cette discussion de méthode, nous présentons un panorama¹² des inégalités écologiques en nous fondant d'abord sur l'« empreinte carbone » des ménages français, établie pour l'année 2010.

En 2010, l'empreinte carbone¹³ de l'économie nationale s'élève à 741 MtCO_{2e}. Nous avons attribué aux ménages leurs émissions directes, les émissions incorporées dans leur demande finale, ainsi que dans celle des administrations publiques¹⁴. L'ensemble des émissions allouées représente ainsi 615 MtCO_{2e}, soit en moyenne 22,1 tCO_{2e} par ménage (9,9 tCO_{2e} par personne), légèrement moins que les 26,7 tCO_{2e} par ménage (12,0 tCO_{2e} par personne) lorsque toutes les composantes de l'empreinte carbone nationale sont prises en compte.

Pour reconstituer l'empreinte carbone d'un ménage, les émissions de la demande finale des ménages ont été distribuées en fonction de ses dépenses de consommation courante, données par l'enquête Budget de famille de l'Insee. Le principe est similaire pour les émissions directes (voir annexe B.1.2). Les émissions de la demande des adminis-

11. Voir Underwood et Zahran (2015) pour une discussion, ainsi que Gough *et al.* (2012, §3.1 et §5), Büchs et Schnepf (2013, p. 118) ou Weber et Matthews (2008, p. 385).

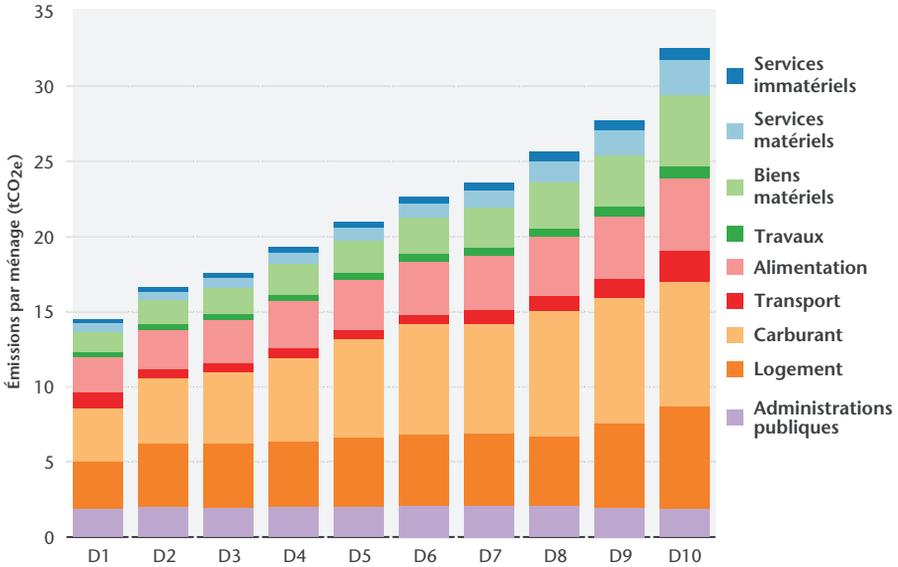
12. Ce panorama est congruent avec les résultats obtenus par une équipe OFCE-Ademe, indépendamment de nous (Malliet, 2020 ; Malliet *et al.*, 2020), à partir des mêmes données de 2010, dernières disponibles.

13. Dans cet article, les émissions sont toujours exprimées en tonnes équivalent-CO₂ (pour une histoire technico-politique de cette métrique, voir Pottier, 2020 ; pour les limitations physiques de cette équivalence, cf. Fuglestvedt *et al.*, 2003), bien que les émissions de la partie 3 soient des émissions de CO₂ uniquement. Sur la source des données, voir annexe A.

14. Pour plus de détails, sur les composantes de l'empreinte carbone et le périmètre retenu, cf. annexe B.1.1.

trations publiques ont été allouées selon un principe civique, qui attribue ces émissions au prorata du nombre de personnes par ménage : 2 tCO_{2e} reviennent ainsi à une famille de taille et de composition moyenne (0,9 tCO_{2e} par personne).

Graphique 1. Inégalités d’empreinte carbone : la vision moyenne par décile de niveau de vie, segmentée selon les postes de consommation
Moyenne nationale : 22,1 tCO_{2e} par ménage et par an



Sources : Insee, BdF 2011, calculs des auteurs.

Le graphique 1 présente les empreintes carbone, segmentées par poste de consommation, pour chaque décile de niveau de vie. Les ménages sont répartis par groupe de niveau de vie (revenus corrigés par unité de consommation) et l’empreinte carbone est moyennée pour chaque groupe¹⁵. Deux effets déterminent l’évolution de l’empreinte carbone en fonction du niveau de vie : l’effet volume (si toutes les dépenses sont multipliées par deux, l’empreinte carbone est multipliée par deux) et l’effet structure (le changement de répartition des dépenses entre les postes modifie l’empreinte carbone dans la mesure où les postes ont des contenus en émissions différents). En réalité, un troisième effet, l’effet qualité, altère l’effet volume (cf. discussion du 4.1).

15. Voir annexe B.1.2 pour la définition des postes.

On constate une progression des émissions avec le niveau de vie des ménages : un ménage appartenant aux 10 % plus riches (D10) émet en moyenne 33 tCO_{2e}, soit 2,2 fois plus qu'un ménage moyen des 10 % plus pauvres (D1), qui émet 15 tCO_{2e}. Cette progression s'explique essentiellement par celle des dépenses (effet volume) puisque le ratio des dépenses annuelles moyennes entre D10 et D1 est de 2,8. Remarquons au passage que les disparités de revenus sont plus fortes encore (ratio entre D10 et D1 de 8,8), car la fraction allouée à la consommation courante baisse quand le revenu augmente, le reste étant épargné¹⁶.

L'effet structure résulte de la combinaison d'un contenu en émissions différent selon les postes de dépenses, avec une évolution de la structure des dépenses avec le niveau de vie. Il joue principalement pour les dépenses énergétiques. D'une part, celles-ci ont un contenu en émissions nettement supérieur aux autres dépenses (autour de 3,5 kgCO_{2e} / € contre 0,5 kgCO_{2e} / €). D'autre part, les dépenses d'énergie des ménages progressent moins vite avec le revenu que les autres dépenses : elles représentent 11,4 % des dépenses chez les plus pauvres (D1) contre seulement 9,3 % chez les plus riches (D10). Cette observation, déjà faite par de nombreuses études, suggère une certaine saturation, en moyenne, des besoins énergétiques. Les riches reportent leur budget additionnel vers l'épargne et vers des dépenses moins émettrices : habillement, loisirs, culture, services de restauration... En conséquence, le ratio des émissions moyennes entre D10 et D1 est plus faible que celui des dépenses. Au-delà des dépenses d'énergie, l'impact de l'effet structure est négligeable car les contenus en émissions des dépenses d'énergie sont supérieurs d'un ordre de grandeur à ceux des autres biens et services, qui sont assez proches les uns des autres.

Les moyennes des empreintes carbone masquent une grande hétérogénéité de situations réelles à tout niveau de revenu, illustrée par le graphique 2. Le graphique 2a reste dans une segmentation verticale, par niveau de revenu, de la population, mais au lieu de présenter les empreintes carbone moyennes du graphique 1, il montre les valeurs médianes (autant de ménages au-dessus qu'au-dessous), ainsi que les

16. On pourrait ici se poser la question des émissions générées par l'épargne. Dans l'approche consommation, il n'y a toutefois pas lieu d'en tenir compte : l'épargne investie génère certes des émissions, mais pour produire des biens ; les consommateurs de ces biens se verront imputés les émissions. L'approche revenu, en revanche, considère que l'épargne émet du carbone : elle comptabilise les émissions permises par les facteurs de production (capital sous forme d'épargne investie, travail), mais en conséquence, il n'y a plus d'émissions liées à la consommation.

premier et troisième quartiles, des empreintes carbone au sein de chaque décile de niveau de vie. Il est patent qu'il y a, au sein de chaque décile, une grande hétérogénéité et que celle-ci n'est pas liée au revenu. En effet, les ménages du quart le plus émetteur du D1 émettent plus que les ménages du quart le moins émetteur du D10.

Une autre manière de visualiser cette hétérogénéité est d'examiner, du point de vue des classes de revenu, la composition des 10 % de ménages qui émettent le plus ou le moins. Parmi les 10 % de ménages les plus émetteurs, on trouve 26 % de ménages du D10, 17 % du D9, 13 % du D8 et 24 % de la moitié inférieure de la distribution des revenus. La situation est analogue pour les 10 % de ménages les moins émetteurs : 25 % de ménages du D1, 17 % du D2, 15 % du D3 et 22 % de la moitié supérieure de la distribution des revenus¹⁷.

Le graphique 2b permet d'appréhender une des dimensions horizontales de cette hétérogénéité. Il découpe les groupes de revenus selon la localisation des ménages (rural, banlieue, centre urbain). Les moyennes par localisation et par niveau de revenu offrent un tableau bien moins tranché. L'empreinte carbone tend toujours, bien que de façon moins monotone, à progresser avec le revenu pour chaque localisation, mais celle-ci est aussi déterminante pour le niveau de l'empreinte. Habiter en centre urbain conduit systématiquement, pour un même décile de niveau de vie, à une empreinte en moyenne plus faible que pour les autres localisations ; dans le haut de la distribution des revenus, les ménages de banlieue tendent à avoir les empreintes moyennes les plus élevées.

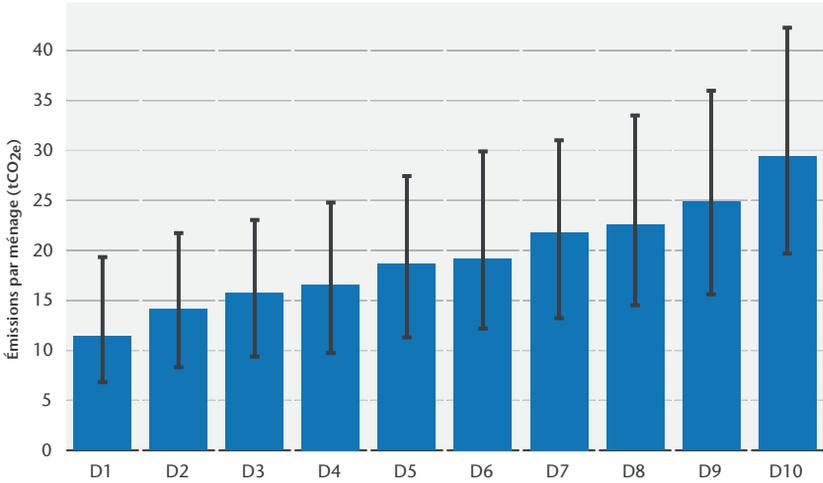
Nous rencontrerons dans la partie suivante d'autres dimensions horizontales des inégalités d'émissions lors de l'analyse des émissions liées aux énergies du logement et du transport à partir de bases de données qui permettent de considérer une plus grande diversité de facteurs techniques, géographiques et socio-démographiques. Il est probable que la méthode suivie ici, qui se fonde sur les dépenses et utilise des contenus moyens en émissions par euro dépensé, surestime l'effet du revenu par rapport aux autres facteurs de variabilité, en particulier parce qu'elle néglige la dispersion des facteurs physiques qui déterminent les émissions des énergies du logement et du transport des ménages.

17. Ces estimations de la variabilité sont toutefois à prendre avec précaution, voir la discussion dans l'annexe B.1.3.

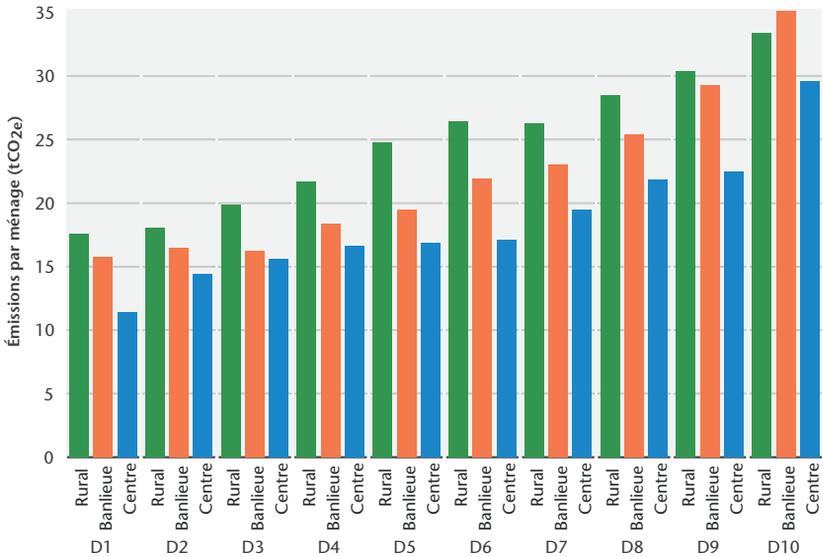
Graphique 2. Inégalités d’empreinte carbone : au-delà de la vision moyenne et verticale

Moyenne nationale : 22,1 tCO_{2e} par ménage et par an ;
 médiane nationale : 18,9 tCO_{2e} par ménage et par an

(a) Premier quartile, médiane et troisième quartile par décile de niveau de vie



(b) Moyenne par décile de niveau de vie et par localisation



Sources : Insee, BdF 2011, calculs des auteurs.

3. Les inégalités d'émissions des services énergétiques : transport et logement

Nous nous focalisons maintenant sur les inégalités d'émissions¹⁸ de deux grands bouquets de services énergétiques : ceux liés au transport et ceux liés au logement. Ces émissions englobent les émissions de la combustion d'énergie fossile directement réalisée par les ménages, mais pas uniquement. Si la combustion directe délimitait un périmètre cohérent, il nous a paru plus judicieux de raisonner en termes d'unité fonctionnelle, par rapport aux services énergétiques rendus aux ménages, de manière à ne pas faire de différence entre ceux qui utilisent leur équipement personnel et ceux qui achètent ces services. Les émissions étudiées ici prennent en compte ainsi aussi bien les émissions directes des ménages (l'essence du véhicule) que celles des producteurs de services équivalents (l'essence des bus), mais pas les émissions indirectes (les émissions de la construction de la voiture ou du bus, les émissions pour raffiner l'essence). Sont ainsi inclus dans le périmètre des façons plus ou moins carbonées de fournir le même service, qu'elles soient opérées ou non par les ménages.

Il y a deux raisons pour s'attarder sur les émissions des énergies du transport et du logement des ménages. Du point de vue de la nature des émissions, elles représentent deux grands postes des émissions françaises et concentrent l'action des pouvoirs publics. Elles sont aussi en prise directe avec les comportements des ménages. Du point de vue de la méthode, on dispose pour ces deux postes d'enquêtes qui permettent de reconstituer les données physiques plutôt que des montants de dépenses. Ces sources apportent des informations plus précises sur la diversité des pratiques, des facteurs physiques et techniques qui régissent l'hétérogénéité des émissions.

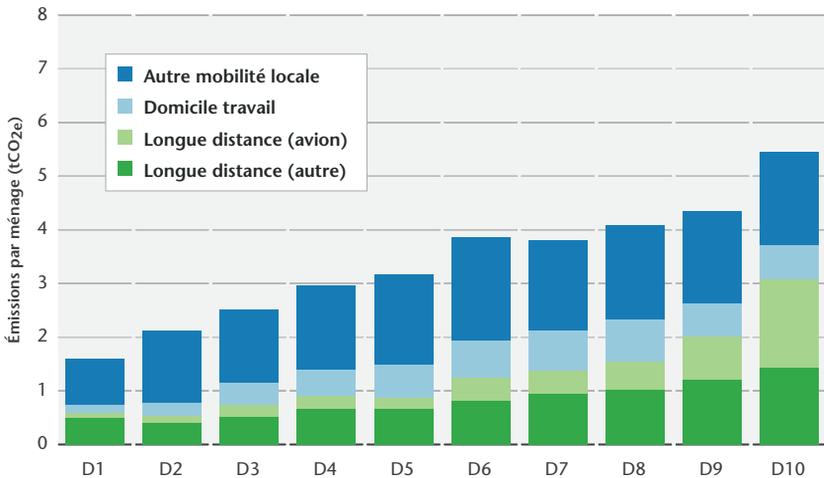
3.1. Émissions du transport

Les émissions du transport¹⁹ par niveau de vie et leur variabilité sont présentées sur les graphiques 3 et 4. Elles progressent de manière monotone : les plus pauvres (D1) émettent en moyenne 1,6 tCO_{2e} par ménage et par an et les plus riches (D10) 5,4 tCO_{2e}, soit un rapport

18. Cette partie ne traite que des émissions de CO₂ et pas des autres gaz à effet de serre, même si l'unité utilisée est toujours la tCO_{2e}.

19. Nous avons utilisé l'Enquête Nationale Transport et Déplacement de l'Insee (2008) et une modélisation des caractéristiques techniques des véhicules particuliers, voir annexe B.3. Pour une autre exploitation de cette enquête, voir Longuar *et al.* (2010).

Graphique 3. Inégalités d'émissions liées au transport : moyenne par décile de niveau de vie, segmentée selon les types de mobilité
Moyenne nationale : 3,4 tCO_{2e} par ménage et par an



Sources : Insee, ENTND 2008, calculs des auteurs.

D10/D1 de 3,4 pour l'ensemble des émissions. Le diagnostic peut cependant être affiné en distinguant les émissions de la mobilité locale et celles de la mobilité à longue distance. Les émissions de la mobilité locale progressent fortement dès les classes moyennes basses, mais plafonnent au-delà. Pour la moitié de la population la plus riche, elles restent autour de 2,4 tCO_{2e} par ménage et par an, ce qui conduit à un rapport D10/D1 plutôt faible à 2,3. Au contraire, les émissions de la mobilité à longue distance progressent plus lentement puis plus fortement dans les déciles supérieurs, une évolution nettement marquée pour les émissions liées à l'avion. Pour leurs déplacements à longue distance, les ménages du D10 émettent 3,1 tCO_{2e}, dont 1,7 pour les déplacements en avion, ce qui correspond à des émissions 1,5 fois supérieures à celles des ménages du D9 (2,1 fois pour l'avion), et très fortement supérieures à celles des ménages du D1 (5,2 fois et 15 fois pour l'avion).

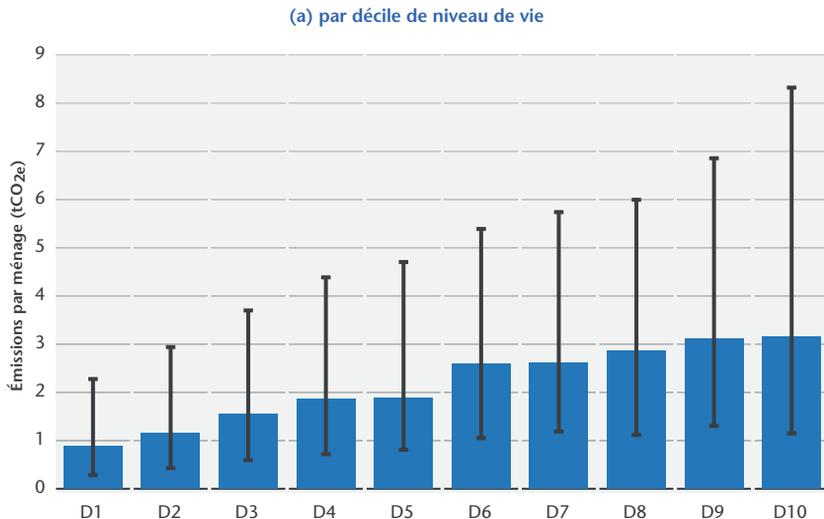
La forte progression en fonction du revenu de la mobilité à longue distance contraste ainsi fortement avec la relative stagnation de la mobilité locale. Or, les déterminants de ces mobilités diffèrent : les déplacements locaux relèvent pour une bonne part de la nécessité (aller au travail, à l'école, faire les courses...) et sont plus contraints que

les déplacements à longue distance souvent associés aux loisirs. Ces émissions de loisir, plus accessibles aux classes supérieures, sont aussi celles pour lesquelles la part de choix des ménages est la plus grande.

À tout niveau de vie cependant, les différences d'émission de CO₂ sont très fortes (graphique 4a). La dispersion croît au sein de chaque décile, l'écart interquartile passe ainsi de 2 tCO_{2e} au sein du D1 à 7,2 tCO_{2e} au sein du D10. L'insertion dans le tissu urbain rend compte d'emblée d'une part de la variabilité (graphique 4b) : les émissions varient fortement, à chaque niveau de vie, selon que l'on vit en territoire rural (3,9 tCO_{2e}), en banlieue (3,4 tCO_{2e}) ou en centre-ville (2,4 tCO_{2e}). La situation particulière des ruraux avait déjà été notée par des études antérieures (Büchs et Schnepf (2013, p. 120-121) pour le Royaume-Uni, Gill et Moeller (2018) pour l'Allemagne). Mais surtout 53 % des urbains émettent moins de 1 tCO_{2e} pour leur transport, tandis que c'est le cas pour 35 % des ménages ruraux et 38 % des ménages de banlieue. Ainsi, cette fois encore, on constate des situations très variées au sein de ces groupes.

Graphique 4. Variabilité d'émissions du transport : premier quartile, médiane et troisième quartile

Moyenne nationale : 3,4 tCO_{2e} par ménage et par an ;
médiane nationale : 2,5 tCO_{2e} par ménage et par an

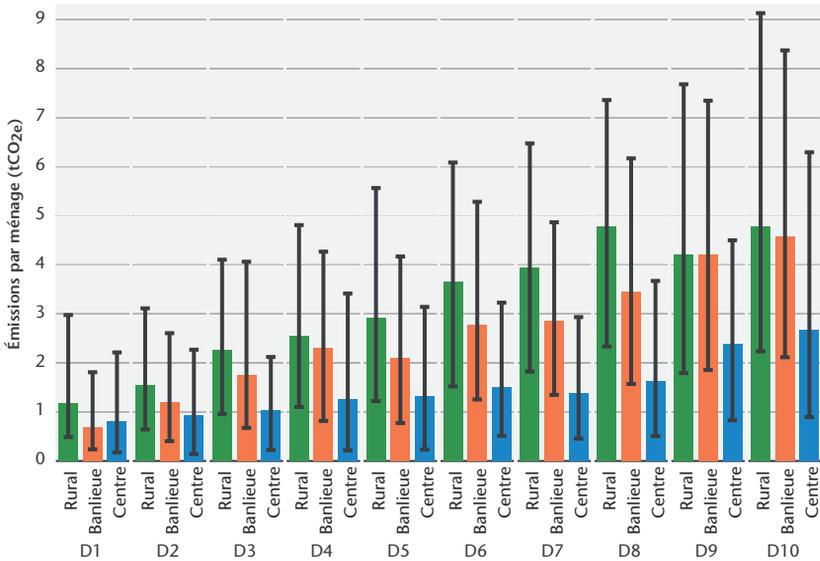


Sources : Insee, ENTND 2008, calculs des auteurs.

Graphique 4. Variabilité d'émissions du transport : premier quartile, médiane et troisième quartile

Moyenne nationale : 3,4 tCO_{2e} par ménage et par an ;
médiane nationale : 2,5 tCO_{2e} par ménage et par an

(b) par décile de niveau de vie et localisation



Sources : Insee, ENT D 2008, calculs des auteurs.

On peut décomposer cette variabilité des émissions de CO₂ (graphique 5a) en observant les différences de services énergétiques consommés (la mobilité, mesurée en km parcourus) et les différences de modes de transport utilisés, qui déterminent la consommation d'énergie nécessaire pour parcourir ces kilomètres (l'efficacité énergétique) et le CO₂ émis (les sources d'énergie et leur contenu carbone).

Selon le niveau de revenu, on observe une progression claire de la mobilité (graphique 5b). Les ménages riches appartenant au D10 parcourent en moyenne 50 000 km par an, soit près de 3 fois plus que les plus pauvres du D1 qui parcourent 17 000 km. La disponibilité d'équipement de transport peut jouer : la proportion de ménages n'ayant pas de véhicule particulier diminue continûment avec le niveau de vie, de 47 % pour les 10 % plus pauvres²⁰, à 8 % pour les 10 % plus

20. Leur dépendance à la voiture particulière doit donc être mise en perspective : beaucoup n'ont pas les moyens d'acquérir un véhicule.

riches. La mobilité locale progresse rapidement : de 10 700 km pour le D1 à 18 500 km pour le D4, puis elle plafonne autour de 21 000 km à partir du D5. La mobilité à longue distance progresse, elle, de manière exponentielle : les ménages du D10 parcourent 12 800 km en avion, ceux du D1 850 km.

Les différences de mobilité se reflètent bien en différences d'émissions. En effet les modes de transport utilisés fonctionnent aujourd'hui essentiellement aux carburants fossiles (73 % des déplacements se font en véhicule particulier, et 10 % en avion, cf. graphique 5c). Les modes actifs (vélo, marche) sont limités aux déplacements de faible distance, tandis que le rail et les transports en commun pour les courtes et longues distances ne servent qu'une fraction très limitée des kilomètres parcourus. En ce qui concerne la consommation d'énergie fossile par distance parcourue, les différences d'efficacité énergétique jouent peu : l'ordre de grandeur de la consommation pour parcourir 100 km est similaire entre l'avion et les véhicules individuels et pour ces derniers, le contenu carbone du kilomètre parcouru en voiture varie très peu. La taille et le poids des véhicules haut de gamme sont en partie compensés par une meilleure efficacité énergétique, ce qui fait que la consommation par kilomètre croît peu avec le revenu. Globalement les émissions sont donc aujourd'hui en premier lieu corrélées aux distances parcourues.

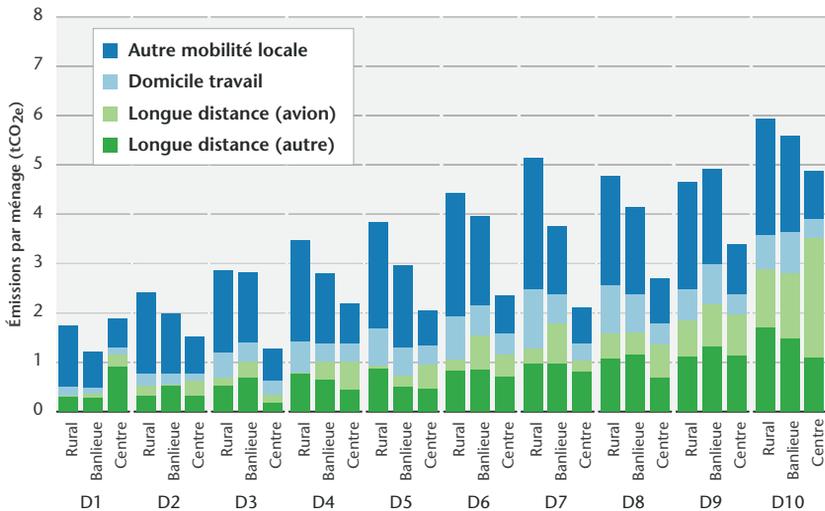
Les localisations selon le tissu urbain jouent fortement sur les émissions car elles conditionnent à la fois la mobilité (les kilomètres parcourus, graphique 5b) et les modes de transport disponibles (graphique 5c). Les ruraux ont une mobilité annuelle plus grande : un ménage rural parcourt environ 35 000 km par an, un ménage de banlieue 32 000, un ménage urbain 25 500. Mais ce sont surtout les modes de transport utilisés par les ruraux pour parcourir leurs distances qui sont plus émetteurs. Certes, les urbains émettent plus pour leurs voyages à longue distance, plus fréquents, puisqu'ils utilisent davantage l'avion (0,6 tCO_{2e} pour un ménage en centre-ville, 0,5 tCO_{2e} en banlieue et 0,3 tCO_{2e} pour un rural, voir discussion des émissions du transport aérien dans l'annexe B.5).

Mais les kilomètres parcourus en mobilité locale et la dépendance aux véhicules individuels pour ces déplacements (en majorité des motorisations thermiques, le mode de transport le plus émetteur par kilomètre parcouru) sont plus importants pour les ruraux. 11 % des ménages ruraux n'ont pas de véhicule, contre 17 % en banlieue et

33 % en centre-ville. Les déplacements en voiture et deux roues représentent 84 % des kilomètres parcourus, contre 73 % en banlieue et 55 % en centre-ville. L'usage des transports en commun est beaucoup moins fréquent et possible (8 % des kilomètres parcourus, contre 14 % en banlieue et 24 % dans les centres), de même que les déplacements actifs, à pied et à vélo (2 % des kilomètres de déplacement courte-distance, contre 4 % en banlieue et 8 % en ville). Nul doute que des données plus extensives permettraient de mettre en évidence des contraintes plus spécifiques, à l'instar des ultra-marins qui ne peuvent utiliser que l'avion pour se rendre en métropole. L'usage de l'avion est d'ailleurs plus l'apanage des centres urbains que des campagnes, avec, lorsqu'on regarde de manière plus fine, une concentration dans les grandes villes et en particulier dans l'agglomération parisienne (Bouffard-Savary, 2010, p. 197). L'offre d'infrastructures, les technologies de transport disponibles, les distances à parcourir, etc., sont autant de facteurs importants pour expliquer la disparité des émissions, facteurs qui sont cependant très lâchement corrélés au revenu et ne sont pas contrôlés par les ménages mais plutôt par les politiques urbaines et l'aménagement du territoire.

Graphique 5. Émissions du transport et facteurs techniques

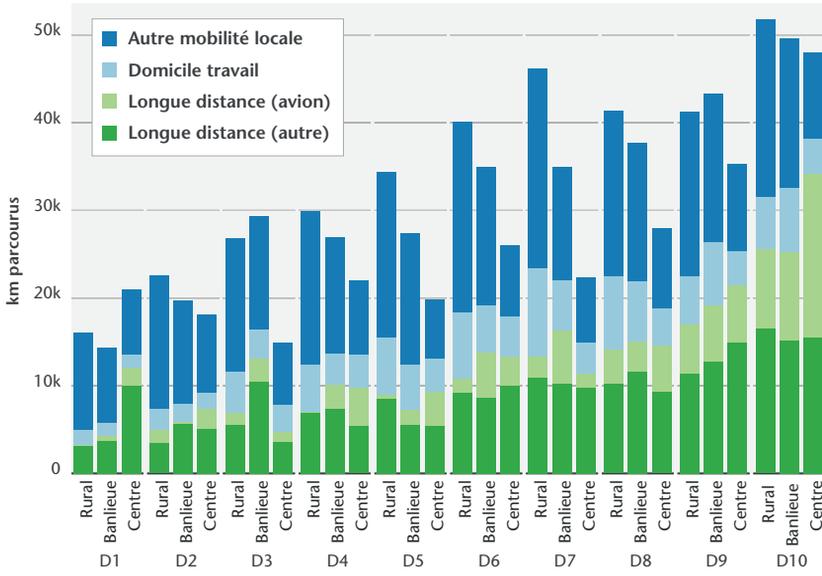
(a) Émissions du transport segmentées selon les types de mobilité, par décile de niveau de vie et localisation



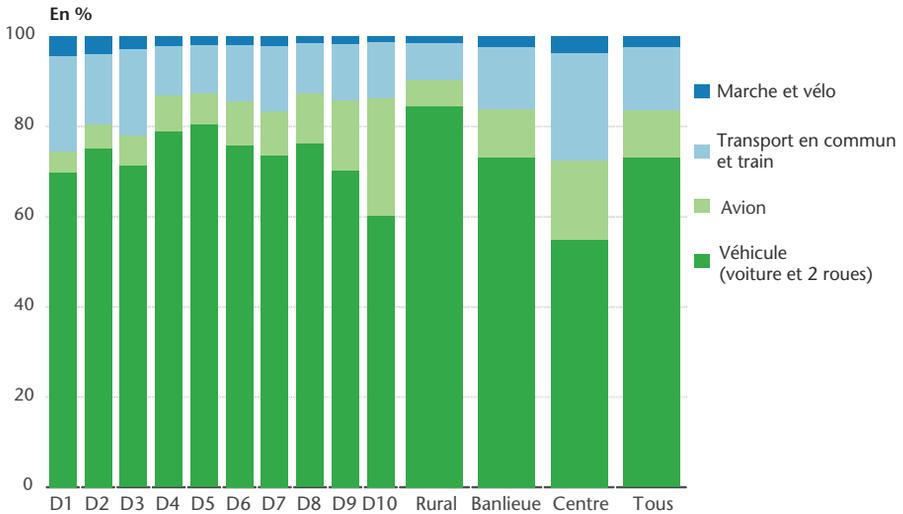
Sources : Insee, ENT D 2008, calculs des auteurs.

Graphique 5. Émissions du transport et facteurs techniques

(b) Kilomètres parcourus segmentés selon les types de mobilité, par décile de niveau de vie et localisation

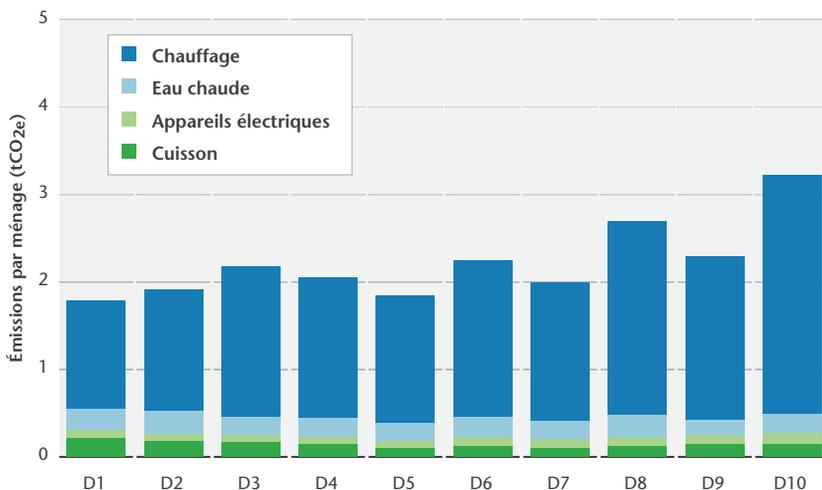


(c) Proportion des modes de transport pondérée par les kilomètres parcourus, par décile de niveau de vie et par localisation



Sources : Insee, ENT D 2008, calculs des auteurs.

Graphique 6. Inégalités d'émissions des énergies du logement : moyenne par décile de niveau de vie, segmentée selon les usages
Moyenne nationale : 2,3 tCO_{2e} par logement et par an



Sources : Insee, PHEBUS 2013, calculs des auteurs.

3.2. Émissions des énergies du logement

Les émissions liées aux énergies du logement²¹ mettent en avant d'autres dynamiques et modèrent encore plus le rôle du niveau de vie, en accord avec la littérature existante (Büchs et Schnepf, 2013). Le graphique 6 présente les moyennes nationales par décile de niveau de vie selon les différents usages de l'énergie au sein du logement (chauffage, cuisson, eau chaude, électricité des appareils). Si les plus pauvres (D1) émettent moins que les plus riches (D10) (1,8 tCO_{2e} contre 3,2 tCO_{2e} par ménage et par an), la progression des émissions en fonction du niveau de vie est assez heurtée, laissant présager une grande variabilité, ce qui est confirmé par l'examen de celle-ci à l'intérieur de chaque décile (graphique 7). La dispersion est ici extrême, sans tendance claire en fonction du revenu. L'éclatement en fonction du tissu urbain montre que celui-ci capte une certaine part de variabilité. Un ménage urbain émet en moyenne 1,4 tCO_{2e} pour le logement contre 2,6 tCO_{2e} en territoire rural et 2,4 tCO_{2e} en banlieue, mais

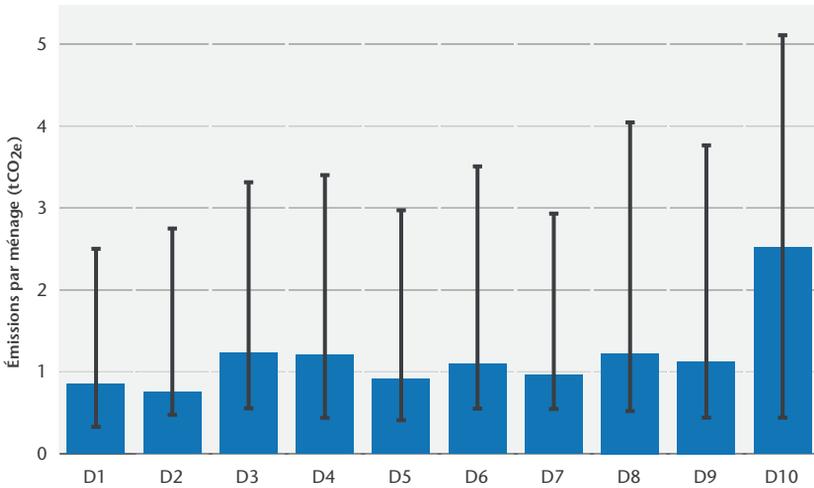
21. Nous avons utilisé l'Enquête Performance de l'Habitat, Équipements, Besoins et Usages de l'énergie (Phébus, 2013), voir annexe B.2. Cette enquête ne couvrant pas les résidences secondaires, le logement doit s'entendre ici comme résidence principale.

surtout 61 % des ménages urbains émettent moins de 1 tCO_{2e} tandis que 61 % des ménages ruraux et 64 % des ménages de banlieue émettent plus de 1 tCO_{2e}.

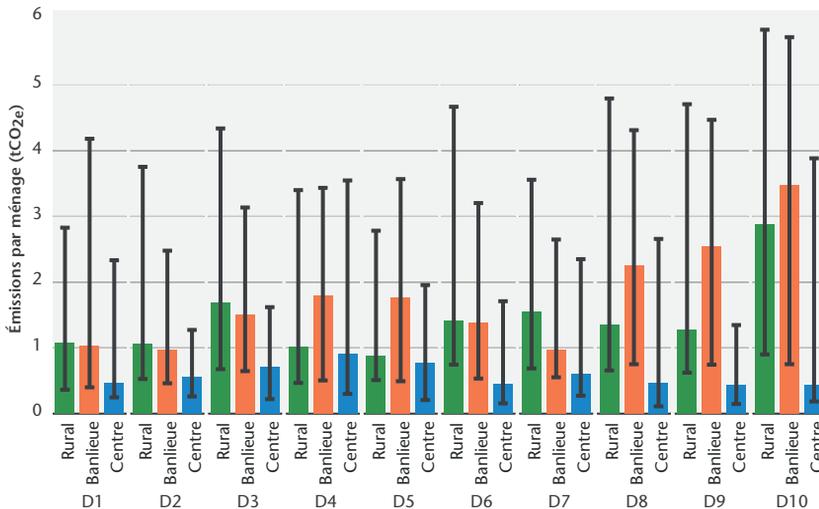
Graphique 7. Variabilité d'émissions des énergies du logement : premier quartile, médiane et troisième quartile

Moyenne nationale : 2,3 tCO_{2e} par logement et par an ;
médiane nationale : 1,1 tCO_{2e} par logement et par an

(a) par décile de niveau de vie



(b) par décile de niveau de vie et par localisation



Sources : Insee, PHEBUS 2013, calculs des auteurs.

La décomposition selon les usages montre que les émissions liées à l'eau chaude ou à la cuisson ne présentent pas de variation nette, tandis que celles liées à l'électricité spécifique (celle des équipements) augmentent légèrement avec le niveau de vie, et varient avec la localisation, mais restent de toute façon minimales car le contenu carbone de l'électricité française est très faible (graphique 8a) – caractéristique qui ne relève pas d'un choix des ménages, mais découle d'un choix politique (et décrié) en faveur du nucléaire. La source majeure de variabilité des émissions est donc le chauffage, auquel sont liés 80 % des émissions des énergies du logement.

On peut décomposer cette variabilité en s'intéressant aux services énergétiques rendus (surface en m² chauffés), à l'efficacité énergétique (énergie dépensée par m²) et au contenu carbone de l'énergie. Les surfaces augmentent avec le revenu (graphique 8b), mais aussi avec la proportion de maisons individuelles, variable elle-même liée au revenu et également au tissu urbain. Les 10 % les plus pauvres occupent 75 m² en moyenne, souvent des logements collectifs (65 %), tandis que les 10 % les plus riches disposent de 126 m² (sans tenir compte des résidences secondaires) et détiennent plus souvent des maisons individuelles (65 %). Mais ce sont surtout les différences de tissu urbain qui sont facteurs de variabilité : un ménage rural occupe en moyenne 111 m² (88 m² pour un ménage pauvre du D1, 156 m² pour un riche du D10), 92 m² en banlieue (74 m² pour D1, 131 m² pour D10), et 70 m² en centre-ville (62 m² pour D1, 95 m² pour D10). La proportion de maisons individuelles est plus importante en milieu rural (84 %) qu'en banlieue (57 %) et qu'en ville (19 %). C'est surtout en banlieue que cette proportion de maisons individuelles augmente continûment et sensiblement avec le revenu (84 % pour le D10, 26 % seulement pour le D1).

En ce qui concerne la consommation énergétique annuelle par unité de surface (kWh/m²/an), la corrélation avec les classes de revenu est faible (graphique 8c). Les plus riches consomment environ 124 kWh/m²/an pour leur chauffage, les plus pauvres autour de 139 kWh/m²/an. En revanche, le type de logement, maison individuelle ou immeuble collectif, apporte une différence marquée. Ces chiffres agrégés cachent des situations très différentes de dépendance à l'énergie. Pour ces consommations réelles disparates, la distinction est rarement faite entre des différences d'efficacité énergétique – tant des systèmes de chauffage (vieille chaudière au fioul contre pompe à chaleur neuve) que du

bâti (passoire énergétique contre bâtiment passif) – et des différences de pratiques (chauffage à 23°C plutôt qu'à 18°C, voire privations)²² ou de besoins (en fonction du climat plus ou moins rude entre le nord et le sud, la côte et la montagne) ou de l'occupation professionnelle (retraité qui reste à la maison contre salarié qui travaille en entreprise, cf. Gough *et al.*, 2012, p. 16-19). Pour les plus pauvres et modestes, on touche ici à la problématique de la précarité énergétique, notoirement multifactorielle et difficile à identifier (Dubois, 2012 ; Ambrosio *et al.*, 2013).

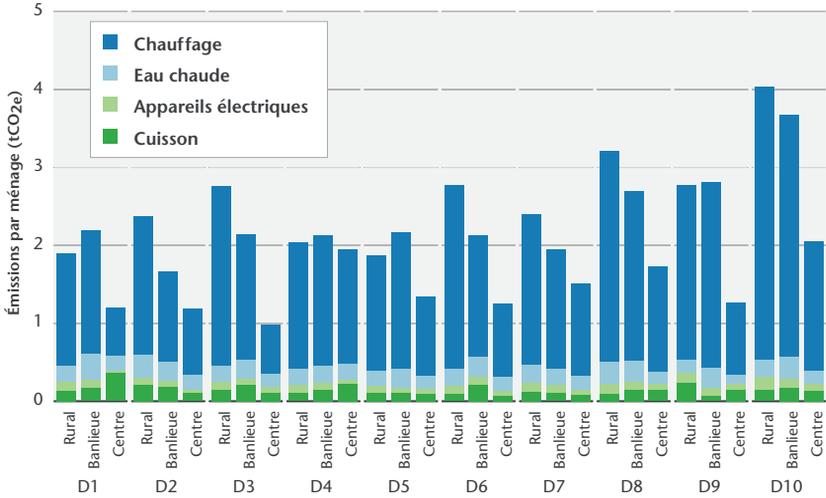
Nos données d'enquête nous permettent de faire abstraction des pratiques et de calculer (avec la méthode de diagnostic de performance énergétique (DPE) des consommations théoriques, qui tiennent compte des besoins de chauffage liés au climat (degrés-heure annuels), de la performance des logements (déperdition surfacique d'énergie) et de l'efficacité énergétique des systèmes de chauffage. Ce regard approfondi montre que la performance énergétique des systèmes de chauffage et des logements est corrélée avec le revenu des occupants (graphique 8d). Cette corrélation est encore plus forte avec le statut d'occupation de son logement, le pouvoir d'action des propriétaires étant un facteur majeur pour engager les travaux nécessaires (Bourgeois *et al.*, 2019).

Il ne faudrait pas en déduire que, dans ce contexte, les surfaces à chauffer déterminent les émissions. Au contraire, à la différence de la situation du transport, les services énergétiques du logement expliquent de manière limitée la variabilité des émissions, en raison de systèmes techniques hétérogènes. Là où, dans le transport, la technique est (pour l'instant) relativement homogène, avec une dominance de la voiture individuelle alimentée par les produits pétroliers, les caractéristiques techniques des logements et des systèmes de chauffage sont plus divers. C'est cette diversité qui explique au premier chef la variabilité des émissions des énergies du logement aujourd'hui, car le facteur d'émission peut être très différent selon le système de chauffage (chaudière au gaz ou au fioul, radiateur électrique, pompe à chaleur, poêle à bois, raccord à un réseau de chaleur).

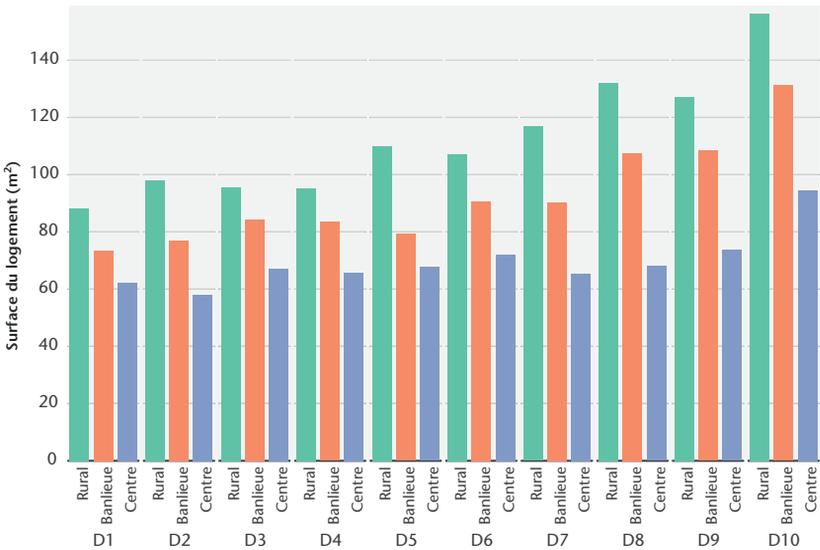
22. Pour une analyse de ces facteurs de consommation sans segmentation sociale voir Cayla *et al.* (2019).

Graphique 8. Émissions des énergies du logement et facteurs techniques

(a) Émissions des énergies du logement segmentées selon les usages, par décile de niveau de vie et localisation

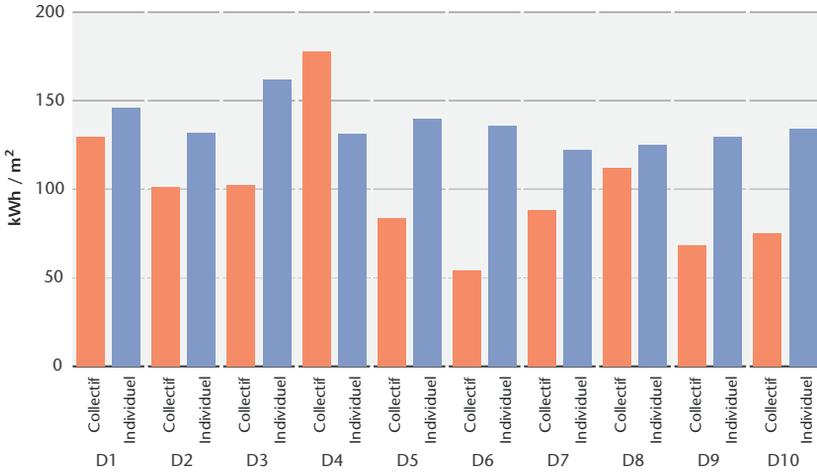
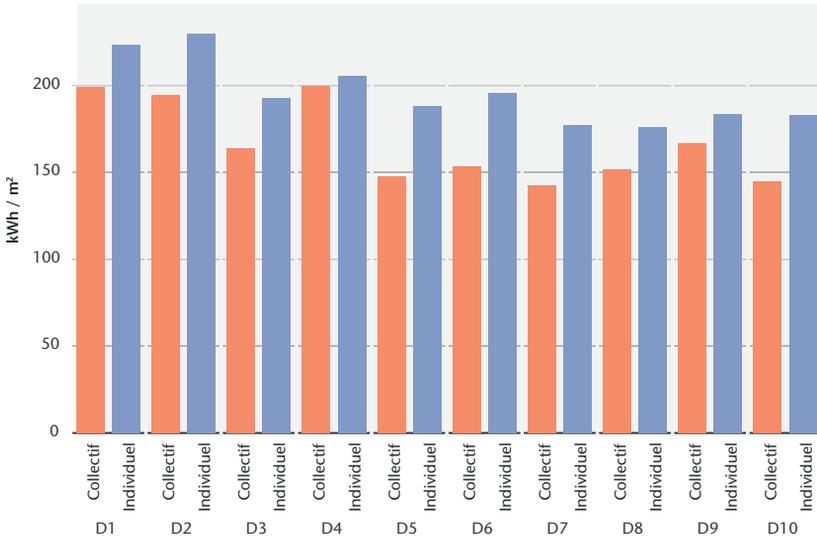


(b) Surface moyenne des logements, par décile de niveau de vie et localisation



Sources : Insee, PHEBUS 2013, calculs des auteurs.

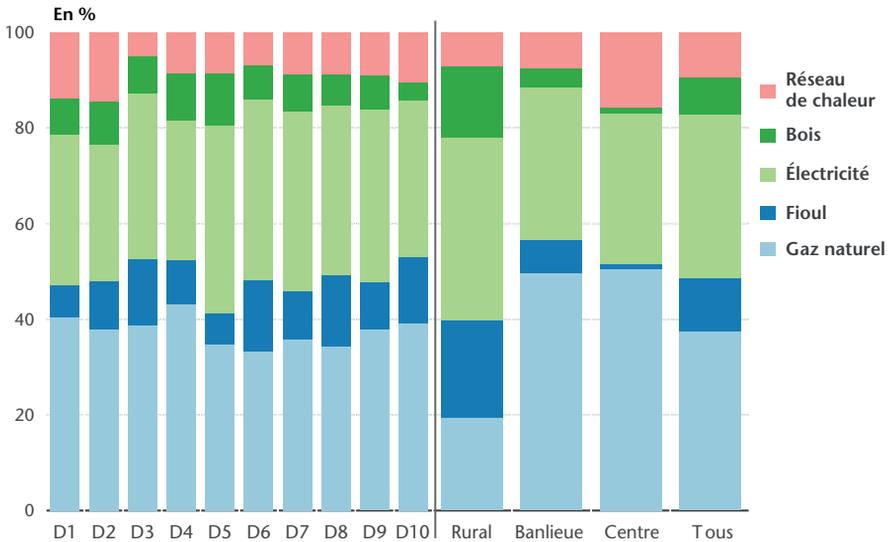
Graphique 8. Émissions des énergies du logement et facteurs techniques

(c) Consommation réelle de chauffage (kWh/m²/an), par décile de niveau de vie et type de logement(d) Consommation théorique de chauffage (kWh/m²/an), par décile de niveau de vie et type de logement

Sources : Insee, PHEBUS 2013, calculs des auteurs.

Graphique 8. Émissions des énergies du logement et facteurs techniques

(e) Proportion des sources d'énergie utilisées pour le chauffage, par décile de niveau de vie et par localisation



Sources : Insee, PHEBUS 2013, calculs des auteurs.

La répartition de ces systèmes est peu liée au niveau de vie, ce qui explique que les émissions des énergies du logement sont beaucoup moins corrélées aux revenus que celles du transport (graphique 8e, gauche). Environ la moitié des ménages sont équipés de systèmes de chauffage fonctionnant aux énergies fossiles (gaz et fioul) et cette proportion est sensiblement la même à chaque décile de niveau de vie. En revanche, elle change fortement avec le tissu urbain (graphique 8e, droite). Elle est légèrement plus faible en territoires ruraux (40 %), au profit des modes de chauffage électrique et au bois, ce qui atténue l'effet des surfaces plus grandes sur les émissions, mais au détriment de l'efficacité énergétique (et de la qualité de l'air intérieur pour le bois). En outre, cette faible part reflète davantage le déficit d'installation de chaudières au gaz, puisque la part de chaudières au fioul est plus élevée qu'en ville (20 %, contre 7 % en banlieue et seulement 1 % en centre-ville). À l'inverse, la part d'énergie fossile est plus grande en banlieue, du fait d'un réseau de gaz bien développé, alors que les réseaux de chaleur y sont peu étendus (7 % contre 16 % en centre-ville). On voit là apparaître des facteurs structurants pour les choix des énergies du logement, facteurs que les ménages ne peuvent influencer qu'à la marge.

4. Discussion sur le lien entre inégalités de revenu et inégalités écologiques

Nous discutons ici quelques problèmes de méthode relatifs à l'établissement du lien entre inégalités de revenu et inégalités écologiques. Nous questionnons également la pertinence, dans ce contexte, de la convention d'attribution par la consommation.

4.1. L'effet qualité

Les émissions progressent en moyenne avec les revenus, parce que les ménages aisés dépensent plus que les ménages modestes et qu'il y a un lien mécanique entre montant des dépenses et montant des émissions (effet volume). Il faut prendre garde que ce lien mécanique résulte de la méthode de calcul de l'empreinte carbone des ménages à partir des dépenses de consommation.

En effet en multipliant les données en valeur (euros dépensés) par un contenu en émissions constant ($tCO_2/\text{€}$), la méthode suivie suppose implicitement qu'au sein d'un même poste de consommation, les émissions sont proportionnelles aux dépenses. Par construction, elle rend apparent un effet volume linéaire : multiplier les dépenses par deux double les émissions.

Il ne faut pas en conclure hâtivement que cela représente bien le lien entre émissions et dépenses car en réalité les émissions ne doublent avec les dépenses que si les quantités consommées doublent elles aussi. Or, si un ménage dépense 600 € en machine à laver plutôt que 300 €, ce n'est généralement pas pour acheter deux fois la machine à 300 €, mais pour acquérir un modèle différent, plus cher. Ce bien est plus cher non parce que sa production a demandé deux fois plus de matériaux et engendré deux fois plus d'émissions, mais parce qu'il est d'une qualité différente. Le contenu en émissions par euro n'est donc généralement pas le même et les variations de dépense ne reflètent pas des variations proportionnelles des émissions : c'est l'effet qualité, qui pourrait amplifier l'effet volume (si les dépenses plus importantes ont un contenu en émissions plus fort) ou au contraire le modérer (si les dépenses plus importantes ont un contenu en émissions plus faible).

La méthode standard de calcul des empreintes carbone des ménages néglige donc l'effet qualité. Il est possible que l'effet qualité joue à la baisse et que la méthode conduise ainsi à surestimer les émissions des classes les plus aisées (Davison, 2016, p. 347). En effet les biens haut de gamme sont chers parce qu'ils incorporent plus de main-

d'œuvre, ce qui ne participe pas aux émissions²³ (Lenzen, 1998, p. 914-915). Ainsi, les émissions correspondant à un repas dans une brasserie ou un trois-étoiles ne sont sans doute pas proportionnelles à l'addition. La part du prix liée à la réputation ou à la rareté joue dans le même sens. Entre un Romané-Conti et un bourgogne générique, les émissions ne doivent pas être très différentes quand le prix, lui, varie de un à mille.

Des indices quantitatifs confortent ces présomptions. Pour un bien de consommation durable comme l'automobile, lorsqu'on monte en gamme, la tendance des émissions par euro dépensé est plutôt à la baisse : en entrée de gamme, produire une citadine émet 4,6 tCO_{2e} alors qu'en milieu de gamme, avec des prix doublés, produire une berline émet 7,2 tCO_{2e}, un monospace 5,4 tCO_{2e} et un SUV 5,5 tCO_{2e}²⁴. Dans le secteur de la construction, les matériaux bio-sourcés, moins émetteurs, sont généralement plus chers (Cerema, 2017), tout comme le ciment faiblement émetteur (Allix, 2019).

De manière plus approfondie, Girod et Haan (2010) ont comparé les estimations à partir des dépenses monétaires et des quantités physiques grâce à une enquête suisse de consommation renseignant les deux données. Ils concluent à une diminution sensible de l'élasticité-dépenses des émissions quand l'effet qualité est pris en compte. De Lauretis (2017, p. 55-56) reproduit ce calcul à partir des données détaillées des carnets de l'enquête Budget de Famille pour 64 catégories de biens alimentaires. L'écart entre le prix payé par le D10 et par le D1 varie beaucoup d'une catégorie à l'autre, mais il est positif pour 57 biens alimentaires, ce qui suggère un effet qualité à la baisse non négligeable. L'exemple de la viande bovine dont la production émet beaucoup de GES est notable. Les 10 % les plus riches achètent en moyenne 72 % plus cher leur kg de viande que les 10 % les plus pauvres. En supposant un mode de production semblable (ratio GES émis / kg de viande rouge produit identique), un même budget dépensé par les plus riches pour de la viande bovine correspond à des émissions 42 % inférieures.

23. Dans l'approche consommation, les émissions que l'on dirait, en termes marxistes, liées à la « reproduction de la force de travail » sont considérées comme relevant de la consommation finale du travailleur, non du processus de production. De même, les émissions domicile-travail du salarié lui sont attribuées alors qu'elles pourraient être attribuées au consommateur du bien ou du service produit par le salarié. Cela provient du fait que certaines dépenses de consommation finale, selon la comptabilité nationale, pourraient être assimilées à des consommations intermédiaires du processus de production.

24. D'après les analyses de cycle de vie réalisées par Renault pour les modèles Twingo, Scénic, Mégane et Khadjar.

Même si l'effet qualité demanderait à être plus précisément quantifié, au regard de la littérature existante, il est fort probable que les biens les plus chers aient un moindre contenu carbone par euro, et donc que l'effet qualité tempère l'effet volume. Ce qui signifie que la progression des émissions avec les dépenses ou le revenu pourrait être moindre en réalité que ce que la méthode estime.

4.2. Les émissions du « 1 % »

Les émissions du « 1 % », c'est-à-dire la centième partie de la population aux revenus les plus hauts, ont été l'objet de débats, depuis qu'une estimation a circulé après le « premier acte » de la mobilisation des gilets jaunes. Cette estimation²⁵ a été obtenue à partir d'études antérieures (Piketty et Chancel, 2015; Oxfam, 2015), à la méthode différente de celles que nous avons suivies. Il convient ici de présenter cette méthode et ses limites.

La méthode suppose une relation déterminée entre les émissions et le revenu²⁶. À partir de la distribution du revenu, relativement bien connue, elle infère donc une distribution des émissions, qui ne serait pas trop éloignée de la réalité si la relation entre émissions et revenu était robuste. Cette méthode n'est que dérivée et repose sur celles déjà présentées : il a bien fallu que des études aient estimées indépendamment les émissions pour qu'une relation entre les émissions et la variable proxy puisse être établie en premier lieu. Cette relation, estimée par quelques études – d'ailleurs hétérogènes quant aux conventions d'attribution retenues –, est alors appliquée à d'autres contextes, dans lesquels il n'est pas possible de tester sa fiabilité, puisqu'il faudrait alors estimer directement les émissions, ce qui enlèverait tout intérêt à cette méthode. Trois limitations sont à noter.

25. Jean Gadrey (2018) annonce un rapport de 40 entre les émissions moyennes des 10 % les plus pauvres et celles du 1 %. La suite devrait suffisamment montrer au lecteur que nous sommes réticents à nous lancer dans un tel chiffrage, en raison tant des problèmes de méthode que de sélection d'un principe d'attribution. Mais comme, hélas, *any number beats no number* (Gingras, 2014), nous signalons que, d'après notre étude de l'empreinte carbone, ce ratio est compris entre 2,2 et 5,2 (entre 2,4 et 5,9 si on ne prend pas en compte les émissions des administrations publiques, dont l'attribution selon le principe civique diminue la progressivité des empreintes carbone). Présenté différemment, les émissions des 10 % supérieurs regroupent 14,7 % des émissions attribuées aux ménages, et les émissions du 1 % entre 1,47 % et 3,46 %. Dans ces estimations, le minorant correspond à des émissions du dernier centile égales à celles des autres centiles du dernier décile, tandis que le majorant correspond à des émissions du dernier centile concentrant les émissions au-dessus du niveau du D9, les autres centiles étant par hypothèse au niveau des émissions du D9.

26. Généralement, c'est sous la forme d'une élasticité CO₂/revenu constante. Cette méthode a été utilisée par Chakravarty *et al.* (2009). Grubler et Pachauri (2009) l'avaient déjà critiquée en montrant que l'élasticité n'était pas stable. Voir Weber et Matthews (2008, p. 383-384) pour le test de différentes formes fonctionnelles.

D'abord, le choix du revenu comme variable déterminante n'est pas très heureux car les empreintes carbone sont fortement corrélées au montant global des dépenses – ce qui n'est pas surprenant étant donné leur mode de calcul négligeant l'effet qualité –, mais moins au revenu. Les élasticités par rapport au revenu sont par ailleurs plus faibles que les élasticités par rapport aux dépenses, car les plus riches dépensent moins en proportion de leur revenu (c'est-à-dire épargnent plus) que les plus pauvres. Lenzen (1998) donne ainsi une élasticité-revenu de 0,5, Büchs et Schnepf (2013) trouvent une élasticité-revenu de 0,6 ou 0,43 en conditionnant par rapport aux autres caractéristiques des ménages, là où le rapport Oxfam utilise une élasticité de 1. Appliquée à nos données, l'élasticité revenu de 1 donnerait un rapport des émissions du D10 et du D1 de 8,8 (comme le rapport du revenu), là où notre étude trouve 2,2.

Cette méthode repose ensuite sur une hypothèse problématique, celle d'émissions très fortement corrélées au niveau de vie, autrement dit, elle suppose des modes de vie très homogènes à chaque niveau de vie. Par construction, elle rabat la variabilité des émissions et les inégalités écologiques sur les inégalités des revenus puisque celles-là deviennent un calque de celles-ci. Les questions de justice sociale de la transition écologique sont alors réduites à la seule question de la redistribution des revenus. Les inégalités écologiques posent pourtant, nous l'avons vu, des questions d'inégalités spécifiques, non liées au revenu.

Enfin, fragile de manière générale, cette méthode dérivée l'est plus encore quand elle est appliquée à la queue de la distribution des revenus (« les 1 % »). Comme il existe très peu de données dans cette zone pour calibrer l'élasticité (à cause de la difficulté générale à enquêter sur ce segment de la population et à cause de l'absence d'échantillon de taille significative dans les enquêtes usuelles de budget consommation), sa valeur est très peu fiable.

La relation entre émissions et revenu, déjà problématique dans le cœur de la distribution, n'est plus, à l'extrême limite de la distribution, qu'une extrapolation. Pour sortir de cette méconnaissance, il faudrait avoir pour les hauts et très hauts revenus des observations directes des budgets et des quantités consommées²⁷, alors que les enquêtes statistiques ne sont pas adaptées pour cibler un segment si fin de la population. Resterait encore à limiter l'incertitude liée à l'effet qualité,

27. Voir Otto *et al.* (2019) pour une tentative dans ce sens.

mais, à notre connaissance, aucun effort sérieux n'a été fait dans cette direction. C'est dire que la consommation des très riches et l'empreinte carbone associée resteront pour longtemps insuffisamment caractérisées, et donc objet de toutes les suppositions.

4.3. Les « émissions » de Madonna

Au-delà de cet impénétrable brouillard statistique, considérer le cas des très riches et des super-riches nous amène à interroger une fois de plus la pertinence de l'approche consommation pour cerner les inégalités écologiques. Un exemple permettra de le faire comprendre.

Le 7 juillet 2007 se tenait à travers le monde le festival *Live Earth* « the concerts for a climate in crisis », une série de concerts pour éveiller les consciences au changement climatique. À Londres, Madonna était la tête d'affiche avec la chanson *Hey you* spécialement composée pour l'occasion. La BBC dénonça l'hypocrisie de la chanteuse, grande pollueuse malgré ses belles paroles, en publiant son « empreinte carbone » : en une année, Madonna avait « émis » plus de mille tonnes de CO₂.

À quoi correspondent ces « émissions » de Madonna ? À ce qu'on peut comprendre²⁸, il s'agit des émissions générées par ses biens immobiliers, sa consommation, ses déplacements autour du monde pour donner ses concerts, ainsi que ceux de l'équipe qui l'accompagne. Du point de vue de l'attribution, on agrège là les émissions de Madonna comme consommatrice et les émissions de Madonna comme chanteuse, c'est-à-dire comme agent de production d'un service. Dans l'approche consommation, les émissions de (la consommation finale de) Madonna seraient plus faibles car les émissions liées à ses tournées mondiales ne sont pas attribuables à Madonna en tant que consommatrice, mais bien aux consommateurs finaux, ceux qui se rendent à ses concerts. Dans cette approche, ce que révèle l'énormité de l'« empreinte carbone » ainsi calculée²⁹, c'est moins le mode de vie polluant de la chanteuse que la pollution engendrée par l'industrie de la musique, qui transporte des stars mondiales à travers la planète pour produire du divertissement.

28. Le travail a été réalisé par le cabinet d'audit écologique *Carbon Footprint*, fondé par John Buckley. Contacté, il n'a pas pu nous donner de précisions sur la méthode suivie ; nous en sommes réduits à reconstituer la méthode d'après ce qui a été publié dans les journaux (BBC, 2007 ; Irvine, 2008).

29. Au risque d'insister, il ne s'agit pas d'une empreinte carbone, au sens que nous avons donné à ce terme, c'est-à-dire qui attribue à chacun les émissions nécessaires à la production de sa consommation finale, et uniquement celles-ci.

Ce calcul des « émissions » de Madonna interroge précisément la justesse de l'approche consommation. En agrégeant les émissions qui sont, d'une manière ou d'une autre, reliées à Madonna, et pas seulement à sa consommation, il met en évidence les différents rôles sociaux joués par la chanteuse. Madonna n'est pas qu'une consommatrice qui oriente l'offre des entreprises par ses achats. Elle est une artiste à la tête d'une entreprise, dont l'activité émet du CO₂. Elle est une influenceuse : ses choix de vie, sa façon d'être alimentent les rêves de millions de fans, qui sont aussi des consommateurs. Elle est certainement une investisseuse qui place sa fortune dans des entreprises, sur les décisions desquelles elle peut, en tant qu'actionnaire, peser.

L'occupation de différentes positions est valable à des degrés divers pour tous : chacun est au moins consommateur et citoyen avec un droit de vote, bien souvent aussi un producteur. Si, comme nous l'avons défendu ici, chacun ne peut agir qu'imparfaitement sur les émissions de sa consommation, cela signifie aussi que chacun dispose d'autres canaux pour réduire les émissions autour de soi, par ses choix politiques comme par ses décisions dans le cadre professionnel. C'est pourquoi, par exemple, certains artistes (Cadieux, 2020) ou certains chercheurs (Michaut, 2020) s'engagent à émettre moins dans l'exercice de leur métier.

Les super-riches et les personnes de pouvoir ont pour caractéristique de cumuler un grand nombre de positions, et dans chacune, d'élargir le contrôle et de l'approfondir bien au-delà de ce que peuvent atteindre les personnes ordinaires. Les positions énumérées donnent à Madonna une prise sur un large périmètre d'émissions, au-delà des mille tonnes calculées, donc lui confèrent une part de responsabilité dans celles-ci. En retour, ces positions la dotent d'importants leviers pour diminuer ces émissions. En conséquence, l'empreinte carbone reflète mal l'ensemble des émissions que les décisions des super-riches pourraient éviter, c'est-à-dire les émissions dont ils sont, en un sens, responsables³⁰. Le cas des super-riches remet donc au centre la question des attributions et dessine en creux une vision de la responsabilité en fonction de la prise sur les émissions et de la marge de manœuvre pour les réduire.

30. Bien plus que la consommation des riches, Kempf (2007) dénonçait leur contrôle du pouvoir économique et politique et la traction exercée sur toutes les classes sociales par leur consommation ostentatoire.

4.4. Marges de manœuvre et pouvoir d'action

Éclairés par ce cas, nous pouvons alors revenir à l'empreinte carbone du consommateur ordinaire et raisonner en termes de marges de manœuvre dont il dispose sur « ses » émissions. Prenons l'exemple du chauffage, poste majeur de l'empreinte des ménages et grand facteur de variabilité des émissions. La situation implicitement prise pour référence, celle qui justifie le mieux la responsabilité sur les émissions, est celle d'un ménage propriétaire d'une maison individuelle : celui-ci « choisit » l'isolation de sa maison, le mode de chauffage, le réglage thermostatique. Même dans ce cas prototypique, la marge de manœuvre n'est pas égale car le ménage peut ne pas avoir accès à certaines énergies (les ménages ruraux ne peuvent se chauffer au gaz de ville, comme nous l'avons vu) ni au crédit pour financer des travaux de rénovation énergétique. À l'autre extrémité du spectre, un locataire en logement collectif type HLM n'a pas de marge de manœuvre sur les émissions de son chauffage. Entre les deux, il y aura un continuum de situations comme celle du propriétaire dépendant d'une assemblée de copropriétaires, ou celle d'un propriétaire relié à un réseau de chauffage urbain, dont les émissions seront en grande partie conditionnées par les choix de l'opérateur du réseau. La même analyse pourrait être faite pour les émissions domicile-travail.

Leur attribution au ménage est justifiée par ses choix de localisation et d'équipement, plus ou moins contraints, alors qu'elles dépendent d'un complexe de facteurs (choix d'implantation de l'entreprise, choix d'aménagement du territoire par les collectivités locales et l'État, choix de la régie de transports publics, choix des constructeurs automobiles...). Il ne paraît pas usurpé de dire que l'action individuelle sur les émissions de ce type peut n'agir qu'à la marge en comparaison d'autres entités aux actions autrement plus structurantes.

Toutes ces situations offrent aux ménages des marges de manœuvre très différentes et révèlent à chaque fois des problèmes d'action collective en sus des choix individuels. Pourtant, à chaque fois, l'attribution selon l'approche consommation fait de ces émissions les émissions du ménage et de lui seul. En outre, elle rend responsables de manière égale des ménages dont le pouvoir d'action sur leurs émissions n'est pas comparable. Pautard (2017) montre ainsi que la sensibilité environnementale joue peu sur les usages de transports, alors que des facteurs structurels comme le type d'agglomération ou la composition du foyer ont un fort impact, ce qui suggère que la volonté des acteurs a, en cette matière, moins d'importance que les contraintes auxquelles ils font face.

Cette question des marges de manœuvre dont chacun dispose pour réduire ses émissions est déterminante pour la perception de la justice de la transition écologique. Si, pour reprendre l'exemple par lequel nous avons introduit cet article, on juge injuste que le voyage en avion pour les vacances ne soit pas taxé quand le diesel l'est, ce n'est peut-être pas tant parce qu'on pense que voyager en avion émet beaucoup plus de GES que rouler au diesel, même si le mécontentement populaire se nourrit aussi de la méconnaissance des ordres de grandeur. C'est bien plus sûrement parce qu'on a confusément conscience que les marges de manœuvre ne sont pas les mêmes. Pour un ménage pauvre vivant à la campagne, conserver son vieux diesel est peut-être sa seule option pour se rendre au travail (il n'a « pas le choix ») ; un ménage riche peut toujours éviter de prendre l'avion et choisir comme Bourvil d'admirer un clair de lune à Maubeuge. Comme le remarquait Shue (1993), il importe, du point de vue de la justice, que les émissions relèvent de la nécessité ou du luxe.

Pour éclairer ce débat, l'appréhension des inégalités d'émissions générées par la consommation finale est d'un intérêt circonscrit. Elle devrait être reformulée pour tenir compte des inégalités de capacité d'action sur ce qui engendre des dégâts environnementaux.

5. Conclusion

Pour savoir « qui émet du CO₂ » en France, nous avons adopté la convention la plus répandue, qui attribue aux ménages les émissions générées par la production et l'usage des biens qu'ils consomment. L'empreinte carbone des ménages est tendanciellement croissante avec le revenu, mais elle présente aussi une forte variabilité, non liée au revenu mais à des facteurs géographiques, socio-démographiques et techniques qui contraignent à court terme les dépendances aux énergies fossiles et donc les émissions. Les inégalités écologiques ne sont donc pas un calque des inégalités de revenu.

Détailler les étapes de la réalisation d'un panorama de l'empreinte carbone met en évidence que celui-ci n'est pas une observation factuelle des sources d'émissions : il est certes fondé sur des données empiriques, mais celles-ci sont traitées par un calcul qui attribue les émissions à des agents. Comme les émissions résultent de choix individuels et collectifs, de décisions contraintes par les structures héritées du passé, de conjonctions d'actions effectuées par des agents aux capacités hétérogènes, le point de vue nécessaire pour attribuer ces

émissions à des agents finaux est toujours conventionnel et sujet à débat. Ce sont les conventions d'attribution qui déterminent « qui émet du CO₂ ». Notre but n'a pas été de défendre une convention parmi toutes celles possibles, ni une conception afférente de la responsabilité des émissions, mais de faire remarquer que les conventions d'attribution véhiculent, quelles que soient les précautions prises, une représentation de la responsabilité. En conséquence, on ne peut dissocier discussion sur les manières de mesurer les inégalités écologiques et discussion sur les conceptions de la responsabilité.

Parce qu'elle tend à poser le problème sous l'angle de la responsabilité individuelle, la question initiale « qui émet du CO₂ » n'est peut-être pas la plus pertinente. L'apport d'un panorama des inégalités écologiques ne peut pas être dans une quantification de la responsabilité carbone des différentes classes de ménage, aussi détaillée et précise soit-elle, parce qu'elle n'a de valeur que relativement à la convention qu'il a fallu adopter pour la mener à bien. Un tel panorama a un intérêt non pour le résultat final en tant que tel mais parce que sa réalisation met en évidence les processus et les facteurs techniques, économiques, sociaux, politiques, géographiques ou démographiques, qui produisent les émissions. En somme, parce qu'il répond à la question « comment est émis le CO₂ ».

Comme nous avons souhaité le faire, le regard doit porter avant tout sur la description des facteurs précis qui à la fois causent de nombreuses émissions et sont inégalement répartis dans la population. Il s'agit en particulier d'identifier ceux qui se combinent dans des situations particulières de forte dépendance. Cette analyse est exigeante en données et demande que se poursuive un travail important de mise en cohérence de nombreuses sources statistiques. Elle permettra de mieux décrire les différences de marges de manœuvre et de pouvoir d'action, et d'identifier les situations auxquelles une politique de transition écologique juste devra apporter des réponses.

Contributions

L'article a été conçu et rédigé par Emmanuel Combet et Antonin Pottier. Jean-Michel Cayla a traité les données des émissions du transport et du logement des ménages. La reconstruction des émissions directes des ménages a été effectuée par Simona de Lauretis à partir de l'enquête Budget de famille ; Franck Nadaud a également assuré le traitement de cette enquête.

Références

- Allix Grégoire, 2019, « À la poursuite du béton vert », *Le Monde*, 26 janvier, p. 2.
- Ambrosio Giulia, Belaid Fateh, Bair Sabrine et Terssier Olivier, 2013, « Analyse de la précarité énergétique à la lumière de l'enquête PHEBUS », *rapport CASE-152*, CSTB et Observatoire de la précarité énergétique.
- Barrett John, Peters Glen, Wiedmann Thomas, Scott Kate, Lenzen Manfred, Roelich Katy et Le Quéré Corinne, 2013, « Consumption-based GHG emission accounting : a UK case study », *Climate Policy*, vol. 13, n° 4, p. 451-470.
- Bastianoni Simone, Pulselli Federico Maria et Tiezzi Enzo, 2004, « The problem of assigning responsibility for greenhouse gas emissions », *Ecological Economics*, vol. 49, n° 3, p. 253-257.
- BBC, 2007, « How green is the Material Girl ? », 3 juillet.
- Berry Audrey, 2019, « The distributional eff of a carbon tax and its impact on fuel poverty: A microsimulation study in the French context », *Energy Policy*, vol. 124, p. 81-94.
- Bigot Régis, Crouette Patricia et Duflos Catherine, 2009, « Les différences de modes de vie selon le lieu de résidence », *Cahier de recherche*, n° 259, Crédoc.
- Bouffard-Savary Elisabeth, 2010, « L'avion : des voyages toujours plus nombreux et plus lointains », in Tregouët, 2010, p. 151-162.
- Bourgeois Cyril, Giraudet Louis-Gaëtan et Quirion Philippe, 2019, « Social-environmental-economic trade-offs associated with carbon-tax revenue recycling », in *Proceedings of the ECEEE 2019 Summer Study*, p. 1365-1372.
- Büchs Milena et Schnepf Sylke V., 2013, « Who emits most ? Associations between socio-economic factors and UK households' home energy, transport, indirect and total CO₂ emissions », *Ecological Economics* vol. 90, p. 114-123.
- Cadioux Axel, 2020, « Quand les DJ tentent de mixer écologie et tournées », *Libération*, p. 38-39.
- Cayla Jean-Michel, 2011, *Les ménages sous la contrainte carbone. Exercice de modélisation prospective des secteurs résidentiel et transports avec TIMES*, thèse de doctorat, École des Mines de Paris.
- Cayla Jean-Michel, Grignon-Massé Laurent et Hauet Jean-Pierre, 2019, « Comment atteindre la neutralité carbone dans le secteur résidentiel ? », *Revue de l'électricité et de l'électronique*, n° 3, p. 69-79.
- Cerema, 2017, « Le coût des matériaux biosourcés dans la construction : état de la connaissance – 2016 », *rapport*, Cerema.
- CEREN, 2007, « Estimation des consommations de gaz à usage eau chaude sanitaire et cuisson », Étude, n° 7107, Centre d'Études et de Recherche Économique sur l'Énergie.

- CEREN, 2013a, « Ré-estimation en 2010 de la consommation d'électricité par usage fin », Étude, n° 2104, Centre d'Études et de Recherche Économique sur l'Énergie.
- CEREN, 2013b, « Suivi du parc et des consommations d'énergie. Consommations en 2012, Volume 2 », Étude, n° 3102, Centre d'Études et de Recherche Économique sur l'Énergie.
- Chakravarty Shoibal, Chikkatur Ananth, Coninck Heleen de, Pacala Stephen, Socolow Robert et Tavoni Massimo, 2009, « Sharing global CO2 emission reductions among one billion high emitters », *Proceedings of the National Academy of Sciences*, vol. 106, n° 29, p. 11884-11888.
- Clément Mathilde, Godzinski Alexandre et Vincent Isabelle, 2019, « Les effets économiques de la fiscalité environnementale sur les ménages et les entreprises », rapport, Conseil des Prélèvements Obligatoires, 5e rapport particulier, *La fiscalité environnementale au défi de l'urgence climatique*.
- Combet Emmanuel, Ghersi Frédéric, Hourcade Jean-Charles et Thubin Camille, 2010, « La fiscalité carbone au risque des enjeux d'équité », *Revue française d'économie*, vol. 25, n° 2, p. 59-91.
- Comby Jean-Baptiste, 2015, *La question climatique : genèse et dépolitisation d'un problème public*, Paris, Raisons d'agir.
- Cronin Julie Anne, Fullerton Don et Sexton Steven, 2019, « Vertical and Horizontal Redistributions from a Carbon Tax and Rebate », *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, vol. 6, S1, p. S169-S208.
- Davis Steven J., Caldeira Ken et Matthews H. Damon, 2010, « Future CO2 Emissions and Climate Change from Existing Energy Infrastructure », *Science*, n° 329, p. 1330-1333.
- Davis Steven J., Peters Glen P. et Caldeira Ken, 2011, « The supply chain of CO2 emissions », *Proceedings of the National Academy of Sciences*, vol. 108, n° 45, p. 18554-18559.
- Davison Aidan, 2016, « The luxury of nature : the environmental consequences of super-rich lives », in I. Hay et J. V. Beaverstock (dir.), *Handbook on Wealth and the Super-Rich*, p. 339-359. Cheltenham, Northampton, MA : Edward Elgar Publishing.
- de Lauretis Simona, 2017, *Modélisation des impacts énergie/carbone de changements de modes de vie. Une prospective macro-micro fondée sur les emplois du temps*, thèse de doctorat, Université Paris-Saclay.
- Denjean Mathias, 2014, « Enquête sur la performance de l'habitat, équipements, besoins et usages de l'énergie. De la base de sondage aux données exploitables », mémoire de master, Université de Rennes 1.
- Desrosières Alain, 1993, *La politique des grands nombres : histoire de la raison statistique*, Paris, Editions La Découverte.

- Douenne Thomas, 2018, « The vertical and horizontal distributive effect of energy taxes: A case study of a French policy », *FAERE Working Papers*, n° 2018.10.
- Druckman Angela et Jackson Tim, 2009, « The carbon foot-print of UK households 1990-2004: A socio-economically disaggregated, quasi-multi-regional input-output model », *Ecological Economics*, vol. 68, n° 7, p. 2066-2077.
- Dubois Ute, 2012, « From targeting to implementation : The role of identification of fuel poor households », *Energy Policy*, n° 49, p. 107-115.
- Dugast César et Soyeux Alexia, 2019, « Faire sa part ? pouvoir et responsabilité des individus, des entreprises et de l'État face à l'urgence climatique », *rapport Carbone 4*.
- Emelianoff Cyria, 2008, « La problématique des inégalités écologiques, un nouveau paysage conceptuel », *Écologie & politique*, n° 35, p. 19-31.
- Enerdata, 2004, « Efficacité énergétique des modes de transport ».
- Fuglestedt Jan S., Berntsen Terje K., Godal Odd, Sausen Robert, Shine Keith P. et Skodvin Tora, 2003, « Metrics of Climate Change : Assessing Radiative Forcing and Emission Indices », *Climatic Change*, vol. 58, n° 3, p. 267-331.
- Gadrey Jean, 2018, « En France, les très riches émettent 40 fois plus de carbone que les pauvres, mais les pauvres paient plus de 4 fois plus de taxe carbone en pourcentage de leurs revenus ! », *Debout ! le blog de Jean Gadrey*, Alternatives-economiques.fr
- Gill Bernhard et Moeller Simon, 2018, « GHG Emissions and the Rural-Urban Divide. A Carbon Footprint Analysis Based on the German Official Income and Expenditure Survey », *Ecological Economics*, vol. 145, p. 160-169.
- Gingras Yves, 2014, *Les dérives de l'évaluation de la recherche : du bon usage de la bibliométrie*, Paris, Raisons d'agir éditions.
- Girod Bastien et de Haan Peter, 2010, « More or Better ? A Model for Changes in Household Greenhouse Gas Emissions due to Higher Income », *Journal of Industrial Ecology*, vol. 14, n° 1, p. 31-49.
- Golley Jane et Meng Xin, 2012, « Income inequality and carbon dioxide emissions : The case of Chinese urban households », *Energy Economics*, vol. 34, n° 6, p. 1864-1872.
- Gollier Christian, 2019, « Une politique climatique 'fondée sur un prix universel du carbone' », *Le Monde.fr*.
- Gough Ian, Abdallah Saamah, Johnson Victoria, Ryan-Collins Josh et Smith Cindy, 2012, « The Distribution of Total Greenhouse Gas Emissions by Households in the UK, and Some Implications for Social Policy », *Working Paper CASE*, n° 152, London School of Economics.
- GreenInside, 2011, « Observatoire du bilan carbone des ménages », rapport Green Inside.

- Grubler A. et Pachauri S., 2009, « Problems with burden-sharing proposal among one billion high emitters », *Proceedings of the National Academy of Sciences*, vol. 106, n° 43, p. E122-E123.
- Heede Richard, 2014, « Tracing anthropogenic carbon dioxide and methane emissions to fossil fuel and cement producers, 1854–2010 », *Climatic Change*, vol. 122, n° 1-2, p. 229-241.
- Irvine Chris, 2008, « Madonna's carbon footprint under scrutiny ».
- Isaksen Elisabeth T. et Narbel Patrick A., 2017, « A carbon footprint proportional to expenditure. A case for Norway? », *Ecological Economics*, n° 131, p. 152-165.
- Jacobsen Eivind et Dulsrud Arne, 2007, « Will Consumers Save The World ? The Framing of Political Consumerism », *Journal of Agricultural and Environmental Ethics*, vol. 20, n° 5, p. 469-482.
- Kärcher Bernd, 2018, « Formation and radiative forcing of contrail cirrus », *Nature Communications*, vol. 9, n° 1, p. 1-17.
- Kempf Hervé, 2007, *Comment les riches détruisent la planète*, Paris, Éditions du Seuil.
- Le Breton Morgane, 2017, « La volonté de compter : carbone, conventions de calcul et référentiels de comptabilisation », *Entreprises et histoire*, n° 86, p. 86-104.
- Lee D. S., Fahey D. W., Skowron A., Allen M. R., Burkhardt U., Chen Q., Doherty S. J., Freeman S., Forster P. M., Fuglestvedt J., Gettelman A., De León R. R., Lim L. L., Lund M. T., Millar R. J., Owen B., Penner J. E., Pitari G., Prather M. J., Sausen R. et Wilcox L. J., 2020, « The contribution of global aviation to anthropogenic climate forcing for 2000 to 2018 », *Atmospheric Environment*, p. 117834.
- Lenglart Fabrice, Lesieur Christophe et Pasquier Jean-Louis, 2010, « Les émissions de CO2 du circuit économique en France », in *L'économie française, comptes et dossiers, édition 2010*, INSEE.
- Lenzen Manfred, 1998, « Energy and greenhouse gas cost of living for Australia during 1993/94 », *Energy*, vol. 23, n° 6, p. 497-516.
- Lenzen Manfred, 2000, « Errors in Conventional and Input-Output-based Life-Cycle Inventories », *Journal of Industrial Ecology*, vol. 4, n° 4, p. 127-148.
- Liu Lee, 2015, « A critical examination of the consumption-based accounting approach: Has the blaming of consumers gone too far? », *WIREs Climate Change*, vol. 6, n° 1, p. 1-8.
- Longuar Zahia, Nicolas Jean-Pierre et Verry Damien, 2010, « Chaque Français émet en moyenne deux tonnes de CO2 par an pour effectuer ses déplacements », in Tregouët, 2010, p. 163-176.
- Malliet Paul, 2020, « L'empreinte carbone des ménages français et les effets redistributifs d'une fiscalité carbone aux frontières », *OFCE Policy brief*, n° 62, OFCE.

- Malliet Paul, Haalebos Ruben et Nicolas Emeric, 2020, « La fiscalité carbone aux frontières et ses effets redistributifs », rapport Ademe.
- Maniates Michael F., 2001, « Individualization: Plant a Tree, Buy a Bike, Save the World ? », *Global Environmental Politics*, vol. 1, n° 3, p. 31-52.
- Marques Alexandra, Rodrigues João, Lenzen Manfred et Domingos Tiago, 2012, « Income-based environmental responsibility », *Ecological Economics*, n° 84, p. 57-65.
- Marshall George, 2017, *Le syndrome de l'autruche : pourquoi notre cerveau veut ignorer le changement climatique*, Arles, Actes Sud.
- Michaut Cécile, 2020, « La recherche veut réduire ses émissions de CO₂ », *Le Monde Supplément Science & Médecine*, p. 5.
- Monod Olivier, 2019, « Est-ce qu'un aller-retour en avion à Bali émet autant de CO₂ qu'une année de vie en France ? », *Libération / Checknews.fr*
- Munksgaard Jesper et Pedersen Klaus Alsted 2001, « CO₂ accounts for open economies: producer or consumer responsibility? », *Energy Policy*, vol. 29, n° 4, p. 327-334.
- Oshana Marina A. L., 2015, « Responsibility: Philosophical Aspects », in *International Encyclopedia of the Social & Behavioral Sciences*, p. 587-591, Elsevier.
- Otto Ilona M., Kim Kyoung Mi, Dubrovsky Nika et Lucht Wolfgang, 2019, « Shift the focus from the super-poor to the super-rich », *Nature Climate Change*, vol. 9, n° 2, p. 82-84.
- Oxfam, 2015, « Inégalités extrêmes et émissions de CO₂ », rapport Oxfam.
- Pandey Divya, Agrawal Madhoolika et Pandey Jai Shanker, 2011, « Carbon Footprint: Current Methods of Estimation », *Environmental Monitoring and Assessment*, vol. 178, n° 1-4, p. 135-160.
- Paterson Matthew et Stripple Johannes, 2010, « My Space: Governing Individuals' Carbon Emissions », *Environment and Planning D: Society and Space*, vol. 28, n° 2, p. 341-362.
- Pautard Éric, 2017, « L'inégale capacité des ménages à agir en faveur de l'environnement », in *Les acteurs économiques et l'environnement*, p. 57-71, INSEE.
- Pearce David, 1991, « The Role of Carbon Taxes in Adjusting to Global Warming », *The Economic Journal*, vol. 101, n° 407, p. 938-948.
- Peters Glen P., 2008, mars, « From production-based to consumption-based national emission inventories », *Ecological Economics*, vol. 65, n° 1, p. 13-23.
- Piketty Thomas et Chancel Lucas, 2015, « Carbon and inequality: From Kyoto to Paris Trends in the global inequality of carbon emissions (1998-2013) & prospects for an equitable adaptation fund ».

- Poterba James M., 1991, « Tax Policy to Combat Global Warming: On Designing a Carbon Tax », in R. Dornbusch et J. M. Poterba (dir.), *Global warming : economic policy responses*, p. 71-98. Cambridge, Mass, MIT Press.
- Pottier Antonin, 2020, L'équivalence entre gaz, de Montréal à Kyoto », in E. Chiapello, A. Missemer, et A. Pottier (dir.), *Faire l'économie de l'environnement*, p. 121-139. Paris, Presses de l'École des Mines de Paris.
- Raillard Nicolas, 2017, « Décarboner la mobilité dans les zones de moyenne densité : moins de carbone, plus de lien. Note méthodologique », rapport The Shift project.
- Ricœur Paul, 1995, « Le concept de responsabilité : essai d'analyse sémantique », in *Le Juste*, p. 41-70. Paris, Éditions Esprit.
- Roca Jordi et Serrano Monica, 2007, « Income growth and atmospheric pollution in Spain: An input-output approach », *Ecological Economics*, vol. 63, n° 1, p. 230-242.
- Rose Antoine, 2013, « La comptabilité des émissions de carbone par enjeu : défi, justification et comparaison avec les modèles existants », *Cahiers de la Chaire*, n° 60, Chaire Finance et Développement durable, Paris.
- Rumpala Yannick, 2009 « La 'consommation durable' comme nouvelle phase d'une gouvernementalisation de la consommation », *Revue française de science politique*, vol. 59, n° 5, p. 967-996.
- Sessego Victoire et Hébel Pascale, 2018, « Consommer durable est-il un acte de distinction ? Représentations, pratiques et impacts écologiques réels au regard des dynamiques sociales », *Cahier de recherche*, n° 344.
- Shue Henry, 1993, « Subsistence Emissions and Luxury Emissions Symposium: Above the Boundaries: Ozone Depletion, Equity, and Climate Change », *Law & Policy*, vol. 15, n° 1, p. 39-60.
- Steen-Olsen Kjartan, Wood Richard et Hertwich Edgar G., 2016, « The Carbon Footprint of Norwegian Household Consumption 1999-2012 », *Journal of Industrial Ecology*, vol. 20, n° 3, p. 582-592.
- Stiglitz Joseph E., 2019, « Addressing climate change through price and non-price interventions », *European Economic Review*, n° 119, p. 594-612.
- Tregouët Bruno (dir.), 2010, *La mobilité des Français : Panorama issu de l'enquête nationale transports et déplacements 2008*, Paris, Revue du CGDD.
- Tukker Arnold, Pollitt Hector et Henkemans Maurits, 2020, « Consumption-based carbon accounting: Sense and sensibility », *Climate Policy*, n° 20 (sup1), p. S1-S13.
- Tukker Arnold, Wood Richard et Schmidt Sarah, 2020, « Towards accepted procedures for calculating international consumption-based carbon accounts », *Climate Policy*, n° 20 (sup1), p. S90-S106.

- Ummel Kevin, 2014, « Who Pollutes ? A Household-Level Database of America's Greenhouse Gas Footprint », *Working Paper*, n° 381, Center for Global Development, Rochester, NY.
- Underwood Anthony et Zahran Sammy, 2015, « The carbon implications of declining household scale economies », *Ecological Economics*, n° 116, p. 182-190.
- Weber Christopher L. et Matthews H. Scott, 2008, « Quantifying the global and distributional aspects of American household carbon footprint », *Ecological Economics*, vol. 66 , n° 2, p. 379-391.
- Wiedenhofer Dominik, Guan Dabo, Liu Zhu, Meng Jing, Zhang Ning et Wei Yi-Ming, 2017, « Unequal household carbon footprints in China », *Nature Climate Change*, vol. 7, n° 1, p. 75-80.
- Wier Mette, Lenzen Manfred, Munksgaard Jesper et Smed Sinne, 2001, « Effects of Household Consumption Patterns on CO₂ Requirements », *Economic Systems Research*, vol. 13, n° 3, p. 259-274.

ANNEXES TECHNIQUES

A. Sources de données

Les données d’empreinte de gaz à effet de serre de la France (CO₂, CH₄, N₂O) proviennent du service statistique du Commissariat général au développement durable (CGDD) du ministère de la Transition écologique et solidaire (SDES). Ces données sont produites par l’application d’une méthode *input-output*³¹.

Les données de l’enquête Budget de Famille (BDF, 2011)³² sont utilisées pour attribuer les données nationales d’empreinte de gaz à effet de serre à un échantillon représentatif de plus de 10 000 ménages.

Les données sur les consommations d’énergie, les caractéristiques des logements, les équipements de chauffage et les usages d’énergie dans les résidences principales proviennent de l’enquête Performance de l’Habitat, Équipements, Besoins et Usages de l’énergie (PHEBUS, 2013)³³.

Les données sur les distances parcourues, les motifs de déplacement, les modes de transports et les sources d’énergies utilisés proviennent de l’Enquête nationale transport et déplacements (ENTD, 2008)³⁴.

B. Traitements de données

B.1. Inégalités d’empreinte

B.1.1. Périmètre de l’empreinte

En 2010, les émissions de GES (CO₂, CH₄, N₂O) produites sur le territoire national s’élevaient à 481 MtCO_{2e} (approche production). Ces émissions de la production servent à la fois à la demande intérieure et aux exportations, elles n’incluent pas les émissions produites à l’étranger pour les biens importés. Comme mentionné plus haut, la

31. <https://www.statistiques.developpementdurable.gouv.fr/lempreinte-carbone-note-prealable-laboration-du-quatrieme-rapportgouvernemental-annuel-au-titre?rubrique=27&dossier=1286>

32. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2835605?sommaire=2015691>

33. <https://www.statistiques.developpement-durable.gouv.fr/enquete-performance-de-lhabitat-equipements-besoins-et-usages-de-lenergie-phebus>

34. <https://www.statistiques.developpement-durable.gouv.fr/enquete-nationale-transports-et-deplacements-entd-2008>

méthodologie *input-output* permet de réincorporer ces émissions et de calculer ainsi l’empreinte GES de la demande intérieure finale française. L’Insee évalue ainsi à 370 MtCO_{2e} les émissions provenant de la production domestique, dont 139 MtCO_{2e} d’émissions directes des ménages, et pratiquement le même volume est issu des biens importés (371 MtCO_{2e}). L’empreinte GES totale de 741 MtCO_{2e} peut être décomposée selon les grands agrégats de la comptabilité nationale : 422 MtCO_{2e} pour la demande finale des ménages (57 %), 139 MtCO_{2e} pour les émissions directes des ménages (19 %), 56 MtCO_{2e} pour la demande des administrations publiques (8 %), et 118 MtCO_{2e} pour la formation brute de capital fixe ou investissement (16 %), en négligeant quelques agrégats résiduels.

Dans l’empreinte carbone des ménages, les émissions de la demande finale des ménages leur sont bien évidemment attribuées. Il en est de même des émissions directes, à part les émissions directes de CH₄ et de N₂O provenant de l’assainissement (voir plus loin), ce qui conduit à un total de 559 MtCO_{2e}.

Attribuer les émissions de la demande des administrations publiques ou de l’investissement, qui ne relèvent pas de la demande finale des ménages, nécessite de compléter l’approche consommation par d’autres conventions d’attribution, spécifiques à ces émissions. Pour les émissions des administrations publiques, nous avons adopté un principe civique, qui attribue ces émissions au prorata du nombre de personne par ménage. Chaque résident prend donc sa part des émissions des administrations publiques, à égalité avec tous les autres, du simple fait de sa participation à la communauté nationale.

D’autres conventions sont possibles. Wier *et al.* (2001), Roca et Serrano (2007), Weber et Matthews (2008), Lenglar *et al.* (2010) ou Ummel (2014) n’imputent que les émissions de la consommation privée et ne prennent donc pas en compte ces émissions dans l’empreinte carbone des ménages. Lenzen (1998) considère les impôts comme une dépense dont les services des administrations publiques seraient la contrepartie. Les émissions de ces dernières sont donc allouées selon le montant des impôts, ce qui accroît la progressivité des émissions en fonction des dépenses, là où notre vision civique, adoptée également par Gill et Moeller (2018), la diminue par rapport à l’absence d’imputation. Gough *et al.* (2012) allouent ces émissions en fonction de la consommation des services publics, ce qui a tendance à diminuer encore plus la progressivité par rapport aux dépenses.

Ajouter cette composante ne change quasiment pas les écarts entre les émissions moyennes par décile, car la taille du ménage est presque la même par décile de niveau de vie et par localisation. Notons que pour la même raison, présenter les émissions par personne au lieu de par ménage ne changerait pas le panorama de l’empreinte carbone présenté ici.

Pour les émissions de l’investissement (FBCF), il est encore moins évident de les allouer aux ménages. Hormis les achats de biens immobiliers, fonciers, et les dépenses de gros travaux réalisés par les ménages, ces investissements sont pour une part importante effectués par des organisations, des entreprises et des collectivités. Certes, comme ces investissements permettent la production des biens publics ou privés, ces émissions pourraient en principe être allouées à la consommation future des ménages, mais au prix d’hypothèses supplémentaires. Dans nos calculs d’empreinte, nous laissons donc de côté les émissions des investissements, en sachant qu’elles représentent moins de 16 % du total. Le projet ECOPA³⁵ a calculé les empreintes CO₂ des ménages avec attribution des émissions des investissements réalisés par les ménages. Cela ne modifie pas le panorama général, mais augmente légèrement la progressivité des émissions en fonction du revenu.

B.1.2. Méthode d’estimation de l’empreinte

Pour estimer l’empreinte carbone des ménages, une méthode usuelle (Weber et Matthews, 2008) est d’utiliser l’analyse input-output pour obtenir des coefficients moyens de GES par euro de consommation finale pour chaque poste de dépense, puis de combiner ces coefficients avec des données sur les dépenses des ménages – méthode qui paraît simple mais qui n’est pas sans poser de difficultés (Steen-Olsen *et al.*, 2016). Un des inconvénients de cette méthode est de ne pas forcément retrouver les totaux macro-économiques à cause d’incohérences statistiques entre les données macro et les données micro (Lenglart *et al.*, 2010, p. 102-103). Un travail complexe de mise en cohérence est nécessaire pour les pallier, et les travaux s’engageant dans cette direction sont rares, comme ceux de Lenglart *et al.* (2010).

Pour cette étude, nous avons opté pour une méthode plus simple (Gough *et al.*, 2012) qui part des totaux d’émissions établis au niveau macro et les allouent aux ménages au prorata des dépenses, pour

35. Soutenu par l’Agence Nationale de Recherche <https://anr.fr/Projet-ANR-12-SENV-0006>.

chaque poste. Cela signifie que l'écart entre le total micro-économique des dépenses d'une catégorie et son estimation macro-économique est absorbé dans le contenu en émissions de cette catégorie.

Plus précisément, l'attribution de l'empreinte carbone de l'ensemble des ménages aux observations de l'enquête budget des Familles (BDF) distingue l'attribution des émissions directes (consommation d'énergie par les ménages) et l'attribution des émissions indirectes (issues de la production des biens et services consommés).

Les volumes d'émissions directes nationales de GES du CGDD ont été réparties en utilisant une estimation des émissions de CO₂ des ménages de l'enquête BDF, en distinguant la combustion d'énergie dans les logements et de carburant pour le transport. Les émissions indirectes provenant de la production d'électricité et de chaleur de réseau, ainsi que du raffinage et de la transformation et distribution d'énergies fossiles, sont comptabilisées dans les émissions indirectes nationales du CGDD et imputées comme les autres émissions indirectes à partir des dépenses par source d'énergie de BDF (électricité, gaz, butane-propane, fioul et autres combustibles liquides, bois et autres combustibles solides, carburant, chaleur).

L'estimation des émissions directes issues de la combustion des énergies fossiles par les ménages a été réalisée en appliquant des coefficients d'émissions aux quantités d'énergie (kWh) imputées par de Lauretis (2017).

Tableau A1. Répartition des dépenses énergétiques des ménages selon la catégorie COICOP dans BDF

Code COI-COP	Description
4500	Facture électricité + gaz (non dissociables)
4511	Facture d'électricité résidence principale, autre logement, garage, dépendance
4521	Facture de gaz résidence principale, autre logement
4522	Achats de butane, propane résidence principale, autre logement
4531	Combustibles liquides pour la résidence principale : fuel, mazout, pétrole
4541	Combustible solide résidence principale
4551	Chauffage urbain (par vapeur)

Ces quantités ont été déduites en divisant les données de dépenses de l'enquête BDF (cf. tableau A1) pour chaque source d'énergie par des prix moyens des énergies (€/MWh) estimés pour différentes catégories de ménages.

Les dépenses « électricité plus gaz (non dissociables) » ont été attribuées aux deux sources d'énergie en proportion des dépenses d'électricité et des dépenses de gaz dissociables des ménages qui possèdent le même mode de chauffage. De Lauretis (2017) estime des prix des énergies pour 2010 pour chaque source d'énergie (tableau 2.9, p.46). Pour le gaz et l'électricité, les prix sont distingués à partir de l'enquête PHEBUS (2013) selon 60 groupes de ménages définis par le croisement du quintile de niveau de vie auquel le ménage appartient, 6 modalités de type de ménage (selon la composition et l'âge) et deux modalités de type de logement (maison individuelle ou logement collectif).

Les prix des énergies obtenus pour 2013 ont été rétro-polés pour 2010 à partir de la base de prix Pégase. Un prix moyen des carburants est également estimé pour chacun des 60 groupes de ménages. En effet les dépenses de carburant de BDF regroupent tous les types de carburant, dont les prix de vente peuvent être très différents. Pour chaque groupe de ménages, la répartition des consommations entre essence et gazole (les deux carburants très largement majoritaires dans la consommation des ménages) est calculée à partir de l'enquête transport ENT-D (2008). Le prix moyen des deux carburants en 2010 est établi à partir des prix à la consommation en €/l fournis par les comptes des transports 2010 (SOeS), transformés ensuite en €/MWh sur la base du pouvoir calorifique inférieur des carburants. Une moyenne pondérée permet enfin d'estimer le prix moyen des carburants pour chaque groupe de ménages.

La base de données Pégase fournit également les prix moyens du fioul, du GPL et du bois qui sont supposés identiques pour tous les ménages par manque d'information sur l'hétérogénéité des tarifs. Le prix de la chaleur de réseau, également unique, est donné par l'enquête AMORCE/ADEME (2012).

Les émissions de CO₂ du logement utilisées pour répartir les émissions directes nationales correspondantes du CGDD sont calculées en sommant les émissions de gaz, butane-propane, fioul et autre combustibles liquides, bois et autre combustibles solides.

Les émissions directes de CH₄ et N₂O provenant de l'assainissement dans les logement (non centralisé) sont marginales (1,5 % des émissions directes des ménages, 3,5 ‰ des émissions totales attribuées par notre étude) et n'ont pas été attribuées.

Les volumes d'émissions indirectes nationales de CO₂, CH₄ et N₂O, issues de la consommation des produits et services des ménages ont été attribuées aux observations de l'enquête BDF en utilisant les données de dépenses de l'enquête pour les 37 agrégats de produits et services correspondant au niveau 2 de la nomenclature de fonction de consommation COICOP 1998³⁶.

L'Institut national de la statistique et des études économiques (INSEE) a mis à disposition les coefficients de passage entre ces nomenclatures de dépenses.

Un travail préalable est en effet nécessaire pour établir une correspondance avec les 88 produits de la nomenclature du TES (activités-produits), au niveau 2 de la nomenclature CPA internationale³⁷.

Les données d'émissions par ménage et par produit ont ensuite été agrégées pour produire les graphiques.

Les postes regroupent les émissions des catégories COICOP suivantes :

- logement : c045
- carburant : c072
- transport : c073, c074
- alimentation : c011, c012, c013, c021, c022, c023, c024
- travaux : c043, c044
- biens matériels : c031, c032, c033, c051, c052, c053, c054, c055, c056, c057, c06, c071, c08121, c08131, c08141, c091, c092, c093, c094, c095
- services matériels : c111, c112, c121, c123
- services immatériels : c041, rev801, c046, c08111, c096, c097, c101, c124, c125, c126, c127.

36. <https://www.insee.fr/fr/information/2408172>

37. [https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Glossary:Statistical_classification_of_products_by_activity_\(CPA\)/fr](https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Glossary:Statistical_classification_of_products_by_activity_(CPA)/fr)

B.1.3. Variabilité des empreintes reconstituées

Nous avons utilisé les empreintes carbone ainsi reconstituées pour chacun des ménages enquêtés pour estimer les empreintes carbone moyennes, ce qui est usuel, mais aussi la variabilité de l'empreinte carbone, ce qui est moins fréquent.

L'estimation de la variabilité des empreintes carbone à partir des données de dépense de type BdF pose toutefois plusieurs difficultés. Les premières sont liées à la méthode de reconstruction des émissions, qui suppose des contenus en émissions constants par euro dépensé dans une catégorie de dépenses. D'une part, cette méthode néglige l'effet qualité (voir texte principal), ce qui conduit, si cet effet est important, à surestimer la proportionnalité des émissions aux dépenses, et donc à surestimer la variabilité. D'autre part, l'utilisation de contenus en émissions constants néglige la variabilité liée à des techniques différentes, ce qui conduit à sous-estimer la variabilité. Pour les postes les plus émetteurs (logement, transport), on peut gagner en précision en appariant BdF avec des bases de données spécifiques renseignant ces caractéristiques techniques.

La dernière difficulté est liée à la méthodologie de l'enquête de type BdF. Celle-ci extrapole les dépenses annuelles à partir de recueil de carnets d'achats sur une semaine et de questionnaires portant sur certains postes de dépenses. L'interaction entre la méthodologie de l'enquête et l'irrégularité des dépenses produit des écarts entre les dépenses reconstituées par l'enquête et les dépenses réelles d'un ménage. Par exemple, les dépenses de carburant sont estimées à partir des carnets d'achats. Un ménage qui fait le plein pendant la semaine d'enquête aura donc des dépenses reconstituées bien plus importantes qu'un ménage qui n'achète pas d'essence. Autre exemple, les dépenses de gaz sont parfois reconstituées à partir de la dernière facture. Pour un ménage se chauffant au gaz, on attribuera des dépenses plus importantes selon que le ménage est enquêté en hiver ou en été.

À cause de ces effets pour un ménage donné, l'enquête n'est pas représentative du total de ses dépenses annuelles. Dès lors qu'un ensemble suffisamment grand de ménages est considéré, les estimations moyennes sont néanmoins correctes, car ces effets se compensent. Ainsi par exemple sont correctement estimées la dépense annuelle totale de l'ensemble des ménages, la dépense annuelle moyenne, la dépense annuelle moyenne au sein d'un décile etc. En revanche, à part la moyenne, la distribution des dépenses révélées par l'enquête n'est

pas représentative de la distribution des dépenses réelles, c'est-à-dire que les moments supérieurs ou égaux à 2 (et en particulier la variance) de ces deux distributions ne coïncideront pas. Pour les émissions, cela signifie que si les émissions moyennes sont correctement estimées, la variabilité des émissions est certainement biaisée. On estime en général que la méthodologie suivie conduit à surestimer la variabilité des émissions (Büchs et Schnepf, 2013, p. 116-117).

Signalons enfin que la précision des estimations pour les mesures de variabilité données dans cet article (les quartiles d'émissions au sein d'un décile) est moindre que la précision de la moyenne des émissions de ce décile, car l'échantillon est de plus petite taille. Les mesures de variabilité données dans l'article doivent donc plus être comprises comme des ordres de grandeur plausibles que comme des estimations statistiques véritables.

B.2. Inégalités d'émissions des énergies du logement

L'enquête PHEBUS recueille auprès d'environ 3000 ménages les caractéristiques du logement, des équipements, des habitants et des factures d'énergie et dans un second volet elle fournit les données relatives au diagnostic de performance énergétique (DPE) du logement réalisé par un organisme agréé. Les données relatives aux dépenses énergétiques monétaires recueillies dans l'enquête PHEBUS sont traduites en consommation physique sur la base des abonnements et tarifs souscrits ainsi que des données de prix des énergies produites par la base Pégase du SDES³⁸. Ensuite certaines données relatives aux consommations physiques d'électricité de l'enquête PHEBUS ont été imputées par le SDES (Denjean, 2014), en cas de non-réponse partielle ou totale. Certaines données aberrantes ont également été corrigées par la suite lorsqu'il n'y avait pas de cohérence entre les variables d'équipement, d'usages et de consommation d'énergie.

Concernant les ménages disposant d'un moyen de chauffage ou d'eau chaude sanitaire collectif (chaudière collective, réseau de chaleur...), il n'a pas été possible d'accéder à des consommations d'énergie individuelles. Celles-ci ont alors été reconstituées sur la base des charges spécifiques de chauffage et d'eau chaude payées par les ménages, lorsque ces informations étaient disponibles, et il a été estimé

38. <https://www.statistiques.developpement-durable.gouv.fr/donnees-mensuelles-de-lenergie?rubrique=22&dossier=188>

pour les autres, à partir des données du CEREN (2013b) et sur la base de la surface et de l'année de construction.

Une fois reconstituées ces consommations physiques totales des différents vecteurs énergétiques en kWh pour chacun des ménages, il convient de les affecter aux différents usages énergétiques : chauffage, eau chaude sanitaire, cuisson et électricité spécifique. En effet, si dans certains cas un vecteur énergétique ne sert qu'à un seul usage (exemple du bois pour le chauffage), dans d'autres celui-ci en dessert plusieurs (exemple du gaz servant au chauffage et à la cuisson). Une règle de ventilation de la consommation sur les différents usages énergétiques a donc été nécessaire. Celle-ci est réalisée sur la base de régressions issues d'études du Centre d'Études et de Recherche Economique sur l'Énergie (CEREN, 2007, 2013a), qui s'appuient sur les équipements possédés par le ménage ainsi que la surface du logement et des caractéristiques des habitants. Ce travail de décomposition permet ainsi de reconstituer les consommations d'énergie par vecteur pour le chauffage, l'eau chaude sanitaire, la cuisson et l'électricité spécifique.

Enfin on applique à chaque vecteur énergétique un facteur d'émission afin de reconstituer les émissions de CO₂ de chaque ménage, par vecteur énergétique et par usage. Les données sont issues de la base carbone de l'ADEME³⁹ et s'appuient notamment sur un découpage par usage concernant l'électricité afin de tenir compte de la variabilité saisonnière de l'usage et du contenu carbone du mix électrique associé. Il est alors possible à partir de toutes ces données de déterminer les émissions de CO₂ par vecteur énergétique et par usage énergétique pour chacun des ménages répondant à l'enquête.

Une comparaison des données de consommation de chauffage de chaque ménage avec un seuil de consommation théorique est ensuite effectuée.

Ces valeurs de consommation de chauffage théorique sont issues des données de calcul du Diagnostic de Performance énergétique (DPE) réalisé pour chacun des ménages enquêtés, la méthode de calcul retenue est la méthode 3CL-DPE⁴⁰.

39. <http://www.bilans-ges.ademe.fr/>

40. <https://www.legifrance.gouv.fr/affichTexte.do?cidTexte=JORFTEXT000026601023&categorieLien=id>

B.3. Inégalités d'émissions des énergies du transport

L'enquête ENTND interroge environ 20 000 ménages sur leurs caractéristiques socio-démographiques et sur les véhicules qu'ils possèdent. Elle recueille également, auprès d'un individu de plus de 6 ans tiré au sort dans chaque ménage, les pratiques de mobilité au cours d'un jour ouvré et durant le week-end, pour la semaine écoulée, ainsi que les déplacements à longue distance des 13 dernières semaines : distance, mode de transport, motif, durée...

Les données de mobilité locale par mode et par motif sont issues du volet « déplacements locaux » de l'enquête ENTND qui interroge une personne du ménage de 6 ans et plus, tirée au sort, sur ses pratiques de mobilité au cours d'un jour ouvré et durant le week-end, pour la semaine écoulée.

Les données de mobilité à longue-distance par mode et par motif sont issues du volet « voyages » de l'enquête ENTND qui interroge une personne de chaque ménage tirée au sort sur les voyages effectués au cours des 13 dernières semaines. Pour obtenir des données annualisées de kilomètres parcourus, nous extrapolons cette observation partielle des déplacements.

Ensuite, afin de passer des kilomètres parcourus aux consommations d'énergie en kWh, les consommations unitaires des différents modes de transport autres que la voiture particulière sont issues des données des comptes des transports du SDES⁴¹. Afin de déterminer les consommations unitaires de véhicules particuliers, un modèle de régression est utilisé à partir des données individuelles du volet « possession de véhicules particuliers » de l'enquête ENTND : âge de première mise en service, carburant utilisé, puissance fiscale du véhicule et poids total à vide (Cayla, 2011).

Enfin, des facteurs d'émission des différents vecteurs énergétiques, issus de la base carbone de l'ADEME sont appliqués aux différentes consommations d'énergie précédemment calculées afin de reconstituer les émissions de CO₂. Il est alors possible à partir de toutes ces données de déterminer les émissions de CO₂ par vecteur énergétique et par usage énergétique pour des segments de ménages par agrégation des consommations individuelles pondérées. En effet dans le cas de la base de données de l'enquête ENTND, seule une partie restreinte

41. <https://www.statistiques.developpement-durable.gouv.fr/les-comptes-des-transports-en-2008>

des pratiques de mobilité a été enquêtée et pour un individu seulement au sein de chaque ménage. Il est donc très difficile de remonter à des consommations et émissions annuelles de CO₂ au niveau de chacun des ménages de la base enquêtée.

B.4. Définition des modalités du tissu urbain

Le type de tissu urbain reprend la catégorisation utilisée dans le modèle IMMOVE, développé par EDF. Deux facteurs géographiques ont été utilisés : la taille de l'aire urbaine à laquelle la commune appartient, et son éloignement par rapport au centre de ladite aire urbaine (voir également Raillard (2017) pour une description du zonage).

Plus précisément la première dimension s'appuie sur la taille de la commune qui constitue le centre de l'aire urbaine d'appartenance de la commune renseignée :

- commune hors aire urbaine ou taille strictement inférieure à 2 000 habitants (1^{re} ligne de la table A2)
- taille comprise entre 2 000 et 100 000 habitants (2^e ligne)
- taille strictement supérieure à 100 000 habitants, hors agglomération parisienne (3^e ligne)
- agglomération parisienne (4^e ligne).

La seconde dimension décrit la position de la commune dans l'aire urbaine :

- si la commune est hors aire urbaine ou multipolarisée, il s'agit d'une commune dite rurale (1^{re} colonne dans la table A2)
- lorsque la commune appartient à une aire urbaine
 - si elle appartient à la couronne périphérique, elle est dite polarisée (2^e colonne)
 - sinon elle appartient au pôle urbain et l'on distingue l'appartenance au pôle urbain (3^e colonne), de la ville-centre du pôle urbain (4^e colonne).

Le tableau A2 présente le zonage retenu à partir de ces deux dimensions. La pertinence du zonage ainsi décrit est validée par différentes études (Bigot *et al.*, 2009; Tregouët, 2010).

Tableau A2. Les différents tissus urbains utilisés

Taille du centre de l'aire urbaine	Commune rurale	Commune polarisée	Commune pôle urbain périphérique	Commune pôle urbain ville-centre
< 2 000 hab.	Rural	Rural	—	—
2 000–100 000 hab.	Rural	Rural	Banlieue	Banlieue
> 100 000 hab.	—	Banlieue	Banlieue	Centre
Agglo. parisienne	—	Banlieue	Centre	Centre

La variable de distance au centre est disponible dans l'enquête PHEBUS, mais pas dans l'enquête Budget de Famille. Pour des raisons de protection des données individuelles, nous avons sollicité le service statistique de l'INSEE qui nous a transmis la modalité du tissu urbain pour les observations BDF à partir d'une table de correspondance que nous leur avons fournie entre le code de la commune (classification de 2006) et la classification adoptée.

B.5. Les émissions des déplacements en avion

Les émissions du transport aérien étant régulièrement sur la sellette, il nous paraît important de discuter quelques points de méthodes par rapport au chiffrage auquel conduit notre exploitation de l'enquête ENTD (2008).

Les émissions pour les déplacements en avion, qui s'élèvent au plus, pour les ménages du D10, à 1,7 tCO_{2e} par ménage et par an, peuvent sembler faibles par rapport aux ordres de grandeur que l'on peut trouver dans la presse, par exemple 2,5 tCO_{2e} tonnes par passager (Monod, 2019). Deux raisons expliquent ce faible chiffre moyen :

- les émissions retenues dans notre étude sont les seules émissions de CO₂ liées au carburant des avions, en cohérence avec les choix faits pour les autres modes de transport. Les émissions n'incluent donc ni les émissions grises (construction de l'appareil), ni les émissions des services associées (alimentation à bord, aéroport). Surtout, elles n'incluent pas le forçage radiatif lié aux traînées de condensation et formation de nuages d'altitude, qui doubleraient le bilan de GES du secteur aérien (Kärcher, 2018; Lee *et al.*, 2020). Avec ce périmètre, un aller-retour Paris-New York émet pour un passager selon notre méthode : $5\,775 \text{ km} \times 115 \text{ kg CO}_2 / \text{pkm} \times 2 (A/R) = 1,32 \text{ tCO}_2\text{e}$.
- les voyages aériens sont surtout moins fréquents que l'on pourrait le croire. Tous âges confondus, le nombre moyen de voyages

s'établissait en 2008, année de l'enquête, à 0,37 par personne. Avoir entre 20 et 40 ans, disposer de revenus supérieurs ou venir d'une grande agglomération augmentent les chances d'avoir pris l'avion, relativement au reste de la population (Bouffard-Savary, 2010). La perception de voyages aériens plus fréquents qu'un tous les trois ans peut donc venir d'une estimation subjective réalisée sur une population présentant ces caractéristiques, biais exacerbé par l'augmentation du trafic aérien entre 2008 et 2019.

Avec une taille moyenne de ménage de 2,2 personnes et un voyage moyen estimé à 2 255 km comme Istanbul, l'une des destinations privilégiées des Français, un aller-retour génère environ 0,72 tCO_{2e} par passager, ce qui conduit $2,2 * 0,37 * 0,72 = 0,59$ tCO_{2e} par an et par ménage, soit un chiffre du même ordre de grandeur que notre estimation moyenne de 0,48 tCO_{2e} pour les émissions annuelles du transport aérien pour un ménage.

On peut comparer nos estimations à d'autres, pour constater que les ordres de grandeur sont les bons. Pour estimer les émissions d'un déplacement, nous faisons des hypothèses sur les taux de remplissage des appareils et les consommations unitaires spécifiques selon les trajets court, moyen et long courrier à partir de Enerdata (2004). Cela nous conduit sur l'ensemble des déplacements de l'enquête à 130g CO₂/km en moyenne. À partir de la même enquête, Longuar *et al.* (2010, p. 168) estiment les émissions unitaires à 128g CO₂/km, un chiffre cohérent avec le nôtre. Si les passagers-kilomètres des Français sont correctement évalués par ENTD 2008, nos estimations des émissions doivent être du bon ordre de grandeur, compte tenu du périmètre retenu.

C. Matériaux complémentaires

Les données des graphiques sont fournies dans des fichiers csv. Toute demande additionnelle de précisions sur les méthodes et les données peut être adressée aux auteurs.

REDISTRIBUTION ET IMMIGRATION EN EUROPE Y A-T-IL UN DILEMME ?

Michel Forsé

CNRS

Maxime Parodi

Sciences Po, OFCE

Entre ouverture à l'immigration et progrès de la redistribution, serions-nous face à un dilemme qui obligerait à choisir l'une ou l'autre de ces options ? En examinant les données de l'*European Social Survey*, et en comparant les situations de dix pays européens, il apparaît qu'immigration et protection sociale ne s'opposent pas aux yeux des opinions publiques. Ce sont souvent les sociétés les mieux protégées socialement qui sont les plus ouvertes. Et ceci n'est pas dû à ce qu'on appelle un *welfare magnet*. Ce rapport positif entre ouverture et protection est lié notamment au sentiment de confiance envers les autres qui joue un rôle important pour l'articulation de ces deux dimensions.

Mots clés : redistribution, immigration, État-providence, solidarité, hospitalité, inégalités, confiance, passager clandestin, Europe.

L'immigration et la diversité ethnique fragilisent-elles le soutien populaire à l'État-providence ? Aux États-Unis, l'une des explications de la faiblesse de l'État-providence s'appuie précisément sur cette idée que l'immigration et la diversité ethnique ont constitué des freins aux sentiments de fraternité ou de solidarité nationale au cours du 20^e siècle (Gilens, 1999), tandis qu'en Europe l'État-providence se serait développé parce que les nations européennes se percevaient chacune comme relativement homogène sur les plans culturels et ethniques.

Cette explication très schématique est depuis longtemps débattue. Pour certains, elle tombe sous le sens, par exemple pour Milton Friedman (1999) lorsqu'il déclare : « *It's just obvious that you can't have free immigration and a welfare state* ». Cela permet de prédire, notamment, que les États-providence européens vont subir de sévères cures d'amalgamation en réponse au défi posé par l'immigration sur leur territoire (Alesina et Glaeser, 2004 ; Collier, 2013). D'autres (Fenwick, 2019) pensent à l'inverse que les États-providence vont rester résilients face à la globalisation des migrations. Mais d'autres encore établissent que ce lien empirique entre solidarité et identité, entre État-providence et fragmentation culturelle ou entre redistribution et immigration est loin d'être vérifié partout et toujours (Banting et Kymlicka, 2006 ; Stichnoth et Van der Staeten, 2013). Au fond, il n'y aurait pas de lien univoque entre ces dimensions et il faudrait mobiliser des données relevant d'autres secteurs pour savoir comment elles s'articulent. Pour ce qui concerne la France, Magni Berton (2014) montre que l'hostilité à l'égard des immigrés n'est pas statistiquement liée au soutien de l'État-providence. Certaines croyances défavorables aux immigrés peuvent, il est vrai, aller de pair avec un soutien à la protection sociale, notamment au sein de populations économiquement vulnérables mais, plus généralement, la façon dont le lien peut s'établir dépend de l'orientation politique des personnes interviewées. Pour Hopkins (2010, 2011) d'ailleurs le niveau local de la diversité ethnique n'a pas en lui-même d'impact sur les attitudes à l'égard de l'immigration (et par voie de conséquence sur l'État-providence). Il n'en a que si cette diversité croît fortement et si la question de l'immigration est politisée à un niveau national. L'état actuel du débat montre en tous cas qu'il reste à déterminer clairement quels sont les facteurs sociaux et institutionnels qui sont susceptibles de créer ou d'annihiler, de renforcer ou d'affaiblir le lien entre immigration et redistribution.

Cette question ouvre vers une interrogation plus large encore aboutissant à se demander si une société ouverte peut maintenir un niveau élevé de cohésion sociale. Que devient la question sociale au sein d'une société ouverte qui favorise logiquement une pluralisation des valeurs, des identifications de plus en plus diverses mais aussi fait naître de nouvelles stratégies de passer clandestin à l'égard des États-providence ?

Ainsi, nous serions face à un dilemme, qui a été qualifié de « progressiste » (à la suite de Goodhart, 2004), entre ouverture des frontières et extension de l'État-providence ou entre solidarité et identité ou encore,

plus spécifiquement, entre immigration et redistribution. Mais ce dilemme se pose-t-il véritablement au regard des données empiriques concernant les opinions publiques sur ce sujet ? Telle est la question à laquelle cet article va tenter d'apporter des éléments de réponse en utilisant l'*European Social Survey*¹ (ESS) et en y sélectionnant dix pays représentant les grandes aires géographiques européennes (France, Royaume-Uni, Allemagne, Suède, Pays-Bas, Espagne, Italie, Estonie, Pologne, Hongrie). Lorsque les analyses porteront seulement sur des données agrégées (cas des graphiques 1,2 et 3 ci-dessous) et afin de pouvoir tout de même identifier clairement une tendance, nous ajouterons dix autres pays.

1. Perceptions du niveau d'immigration et souhaits sur les aides sociales

Un rapide tour d'horizon des pays européens permet tout d'abord de constater qu'il n'y a pas de lien clair entre le niveau de protection sociale d'un pays et la proportion d'immigrés qui y résident ; il n'y a pas non plus de lien évident entre le niveau de protection sociale et l'hétérogénéité d'un pays sur le plan ethno-culturel. Ceci n'a rien d'étonnant puisque, pour l'essentiel, la construction des protections sociales s'est faite à partir de conflits sociaux au sein de chacune des nations, sans que la question migratoire n'y joue un rôle notable (cf. par exemple sur ce point les analyses bien connues d'Esping-Andersen, 1990).

L'hypothèse d'un dilemme progressiste entre solidarité et identité doit son succès au cas américain mais elle ne peut être exportée sans précaution. Il y aurait en outre matière à discuter le cas américain, mais une chose est sûre : pour pouvoir transposer cette thèse à l'Europe, il faut, comme le font Alesina et Glaeser (2004), abandonner le plan factuel pour continuer à l'affirmer comme horizon ou destin de l'Europe.

Cette reformulation du dilemme progressiste échappe alors à une réfutation directe, mais sa démonstration devient également plus complexe. Il y a au départ du dilemme le fait, maintes fois observé, que les immigrés sont perçus par les natifs et par la majorité comme l'arché-

1. L'enquête sociale européenne (ESS) est un sondage représentatif pratiqué dans tous les pays européens, tous les 2 ans, depuis 2002. Tous les renseignements détaillés sur ces données sont consultables sur le site de l'ESS (europeansocialsurvey.org).

type du pauvre non-méritant. Plusieurs raisons peuvent expliquer cet état de fait. Tout d'abord, la différence culturelle ou ethnique peut susciter moins d'empathie, moins de sentiment « fraternel », de la part des natifs et des majorités. Ensuite, l'immigré est généralement vu comme celui qui n'a pas (encore) apporté de contribution à la société et il n'est donc pas en situation de réclamer un droit à la réciprocité. Enfin, l'immigré est considéré comme responsable de sa situation en ayant décidé de venir dans ce pays et, à ce titre, il « mérite son sort ». Toutefois, un tel constat ne suffit pas pour conclure que toute générosité publique ou toute aide sociale va disparaître. Il y a loin du jugement négatif sur les immigrés ou les minorités à l'effondrement de toutes les aides et assurances sociales de tous les citoyens. En réalité, il n'y a de dilemme que si l'on fait l'économie de toute la complexité des médiations possibles entre l'immigration et l'État social.

Dans une publication plus récente, Alesina, Murard et Rapoport (2019) reviennent sur cette question pour s'efforcer de prouver l'existence de ce « dilemme progressiste » qui conduirait les pays à devoir arbitrer entre accueil des immigrés et solidarité nationale. En associant des données sur l'immigration au sein des régions européennes avec les enquêtes d'opinions de l'ESS (*European Social Survey*) de 2002 à 2016, ils constatent tout d'abord que les régions qui accueillent proportionnellement le plus d'immigrés sont aussi celles où les natifs donnent les estimations les plus élevées, en moyenne, du nombre total d'immigrés dans leur pays². Pour les auteurs, nul doute donc que ceci affecte aussi leur perception de l'origine des bénéficiaires des aides sociales. Dans les régions où il y a une plus grande proportion d'immigrés, les citoyens estimeront plus souvent que les aides profitent surtout aux immigrés et, puisqu'ils se sentent moins solidaires à leur égard, ils en concluraient qu'il faut diminuer la générosité de ces aides.

Pour appuyer cette deuxième partie du raisonnement, Alesina, Murard et Rapoport arguent qu'un problème d'endogénéité mine les données, à savoir que les migrants choisissent leur région d'accueil en fonction du montant des aides sociales qui y ont cours (le soi-disant « *welfare magnet* »). Cette auto-sélection des migrants conduirait ainsi

2. Dans une autre enquête (n = 22 506) portant sur six nations (France, Allemagne, Italie, Suède, Royaume-Uni et États-Unis), Alesina, Miano et Stantcheva (2018) montrent que les personnes sondées surestiment fortement la proportion d'immigrés dans leur pays. Dans leur panel, l'écart entre perception et réalité est le plus important aux États-Unis (+26 %) et le plus faible en Suède où il reste tout de même de +9 %. En France, il est de +17 %. Mais ces surestimations ne croissent pas linéairement avec les proportions effectives d'immigrés.

les régions les plus favorables à une redistribution à être aussi celles où il y a le plus d'immigrés. Il suffit toutefois de lire les travaux des démographes, notamment ceux autour de Douglas Massey (par exemple, Massey *et al.*, 1993), pour savoir que les raisons de migrer sont tout autre et, donc, qu'il n'y a pas lieu de « corriger » un tel biais d'endogénéité. Pour autant ces mesures correctrices entreprises par Alesina *et al.* induisent d'autres difficultés méthodologiques. Ces auteurs présentent toute une batterie de régressions multivariées associant la volonté de réduire les inégalités ou celle de soutenir les aides sociales au taux d'immigration régionale. Pour chacune de ces régressions, censées rendre compte d'une série de raisonnements « toutes choses égales par ailleurs », on observe effectivement que les régions européennes à fort taux d'immigration sont aussi celles où la demande de solidarité est la plus faible.

Il reste que le raisonnement proposé est une preuve seulement *indirecte* de l'existence du dilemme progressiste. Tout d'abord, la perception du nombre d'immigrés dans le pays par chaque citoyen est associée au taux d'immigrés vivant dans la région ; puis ce taux régional est lui-même associé à la demande de solidarité nationale des citoyens de la région. Or, un tel détour peut induire une erreur qu'on appelle communément « écologique » et qui consiste à imputer des résultats obtenus au niveau régional à des individus. Et le fait d'accumuler des variables de « contrôle » et de multiplier le nombre des régressions multivariées ne permet nullement de se prémunir de cette erreur. Il est ainsi possible qu'une variable individuelle x soit liée positivement à une variable régionale Z , elle-même liée positivement à une variable individuelle y , et que, pourtant, la variable x ne soit pas liée à y ou même que x soit lié négativement à y . Or c'est précisément le cas ici. Et il n'est pas difficile de le vérifier puisque l'on dispose de l'information requise au niveau individuel pour les vagues d'enquête de 2002 et 2014 de l'ESS qu'utilisent ces auteurs.

D'habitude, l'erreur écologique est commise par manque d'une information adéquate, qui oblige à faire un détour par une variable agrégée faute de pouvoir éprouver directement le lien recherché au niveau individuel. Mais ici, ce n'est pas nécessaire puisqu'il est possible de relier la perception du nombre d'immigrés de chaque individu à son opinion sur la redistribution et la solidarité. Et, comme on peut le constater au tableau 1, *prima facie*, le lien est en général proche de zéro voire même légèrement négatif. Il n'est faiblement positif qu'en Pologne en 2002 et en Hongrie en 2014. Soulignons que l'ajout d'une

variable de contrôle comme le niveau de diplôme, qui exerce une influence notable sur la perception du nombre d'immigrés et sur la demande de redistribution, ne change pas le sens du lien. En revanche, le lien n'est plus statistiquement différent de zéro dans chacun des pays. Pour espérer avoir suffisamment d'information pour retrouver des coefficients clairement distincts de zéro, il faudrait faire les mêmes choix qu'Alesina *et alii*, à savoir faire comme si l'on pouvait agréger tous les pays ensemble et rassembler toutes les vagues d'enquêtes. Or, non seulement, agréger les pays reviendrait à croire que l'on peut discuter *in abstracto* du lien entre solidarité et immigration (et croire que le résultat ne dépend pas de l'échantillon de pays présents dans l'enquête ESS), mais aussi la variable sur la perception du nombre d'immigrés est, comme nous le disions, manquante dans toutes les vagues autres que 2002 et 2014.

Tableau 1. Estimation du lien entre perception du nombre d'immigrés et souhait que le gouvernement réduise les inégalités de revenus

	Odds ratio 2014	Odds ratio 2002	Corrélation de Pearson 2014	Corrélation de Pearson 2002
Allemagne	0,96	0,77***	-0,04**	-0,11***
Estonie	0,88**	—	-0,07***	—
Espagne	0,97	0,95	0,00	-0,02
France	0,80***	0,78***	-0,10***	-0,10***
Royaume-Uni	0,94	0,80***	-0,06***	-0,11***
Hongrie	1,11	1,04	-0,02	-0,01
Pays-Bas	0,78***	0,79***	-0,10***	-0,11***
Pologne	0,98	1,17**	0,00	0,04
Suède	0,93	0,77***	-0,03	-0,11***
Italie	—	0,94	—	-0,05

Note : L'*odds ratio* est évalué à partir d'une régression logistique ordinaire avec en variable à expliquer le souhait que le gouvernement réduise les inégalités de revenus (5 modalités ordonnées) et en variable explicative le logarithme du nombre perçu d'immigrés dans le pays. La corrélation de Pearson est simplement la corrélation entre le souhait que le gouvernement réduise les inégalités de revenus (de 1 à 5) et le nombre perçu d'immigrés dans le pays.

Lecture : Un *odds ratio* inférieur à 1 signifie que plus l'on perçoit de migrant, plus on souhaite réduire les inégalités. Une corrélation négative signifie la même chose. * correspond à une valeur significative au sens statistique au seuil de 10 %, ** pour le seuil de 5 % et *** pour 1 %.

Source : ESS 2002, 2014.

Dans une version plus récente de leur article (2020), les auteurs reviennent il est vrai en partie sur leurs résultats en constatant leur forte hétérogénéité selon les pays : le lien entre solidarité et immigration serait maintenant plutôt négatif dans les pays à faible protection sociale, et plutôt positif dans les pays à forte protection sociale.

Tableau 2. Corrélation de la perception de la part des immigrés dans la population avec le niveau de diplôme et le sentiment d'avoir des fins de mois difficiles en matière budgétaire, selon les pays

Corrélation de la perception de la part des immigrés avec... (rho de Spearman)

	Niveau de diplôme		Difficultés financières	
	2002	2014	2002	2014
Allemagne	-0,2***	0,13***	-0,21***	0,15***
Espagne	-0,09**	0,14***	-0,11***	0,09***
Estonie	—	—	0,03	0,17***
France	-0,21***	0,18***	-0,27***	0,2***
Hongrie	-0,08**	0,08**	-0,02	0,04
Italie	-0,06	0,14***	—	—
Pays-Bas	-0,19***	0,16***	-0,19***	0,11***
Pologne	-0,1***	0	-0,06**	0,02
Royaume-Uni	-0,28***	0,16***	-0,21***	0,13***
Suède	-0,14***	0,11***	-0,11***	0,03

Note : La variable sur les difficultés budgétaires correspond, en France, aux réponses pour qualifier le revenu du ménage parmi les propositions : « On vit très confortablement », « On vit assez confortablement », « On arrive à s'en sortir », « On a du mal à s'en sortir » ou « On ne s'en sort pas vraiment ». Dans les autres pays, le questionnaire se limitait à 4 modalités, correspondant en anglais à : « Living comfortably on present income », « Coping on present income », « Finding it difficult on present income », « Finding it very difficult on present income ». Dans tous les cas, cette question est un bon *proxy* du revenu net du ménage.

Le signe négatif pour le diplôme s'interprète comme une baisse du nombre d'immigrés perçus lorsque le niveau de diplôme augmente. Le signe positif pour les difficultés financières s'interprète comme une hausse du nombre d'immigrés perçus chez les enquêtés qui éprouvent le plus de difficultés.

* correspond à une valeur significative au sens statistique au seuil de 10 %, ** pour le seuil de 5 % et *** pour 1 %.

Source : ESS 2002 et 2014.

On ne peut donc pas conclure, comme le font les auteurs (même dans la version 2020 de leur article), que la perception d'une forte présence migratoire au niveau régional entraînerait une baisse du sentiment de solidarité nationale et une volonté de réduire les aides sociales. En fait, au niveau régional, les individus qui perçoivent une forte présence des immigrés ne sont pas ceux qui souhaitent diminuer la solidarité. Comme il apparaît au tableau 2, ce sont les individus les moins diplômés et les ménages les plus pauvres qui font les estimations les plus hautes du nombre d'immigrés au sein de chaque pays. Et, à l'inverse, ce sont les plus diplômés et les ménages aisés qui sont les moins favorables à l'idée de redistribuer. Il n'est donc nullement surprenant qu'au niveau individuel, on observe une corrélation plutôt négative entre perception d'une forte présence des immigrés et sentiment de solidarité.

Pourquoi alors, en effectuant un détour par une variable régionale, le sens de la corrélation s'inverse-t-il ? Simplement parce qu'au sein des régions les plus riches et les plus dynamiques, il y a à la fois une surreprésentation d'individus très diplômés et de ménages aisés et, également, une surreprésentation d'immigrés. Deux populations très différentes se retrouvent au sein des mêmes régions. Or, pour se prémunir de l'erreur écologique, il faut que les variables agrégées rendent compte essentiellement des caractéristiques d'une population homogène. C'est d'ailleurs pour cette raison que les auteurs observent que la corrélation entre le taux régional d'immigrés et les souhaits de redistribuer est d'autant plus forte que la ségrégation au sein de chaque région est forte. Les moyennes régionales n'ont pas grand sens lorsque des groupes sociaux différents se croisent à peine. Pour prendre un autre exemple, dans *Ce que les riches pensent des pauvres* (2017), Serge Paugam et ses coauteurs montrent que les résidents de Neuilly-sur-Seine se sentent très libres de circuler en région parisienne sans crainte de rencontrer des pauvres, contrairement à ce que vivent les résidents aisés de Rio de Janeiro, mais ce sentiment de liberté tient essentiellement au fait qu'ils n'ont pratiquement jamais de raison de se déplacer par exemple en Seine-Saint-Denis.

2. Le sens de l'hospitalité

Reprenons donc le problème en reconnaissant la nature hétérogène des situations nationales et en abandonnant les hypothèses fortes de l'approche économétrique précédente. Nous nous en tiendrons à la vague d'enquête de 2016 de l'ESS. Considérons tout d'abord le sens de l'hospitalité des citoyens envers les personnes venant de pays pauvres non européens (cf. tableau 3). Dans la plupart des pays, une majorité de citoyens se prononce en faveur d'un accueil d'un grand nombre ou d'un certain nombre d'immigrés de pays pauvres. Ceci se vérifie pour les pays européens du Nord et de l'Ouest et pour l'Espagne. Les Italiens sont plus réticents à accueillir des immigrés, mais, au cours de l'année 2016, au moment de l'enquête, l'Italie se trouvait en première ligne lors de ce que l'on a appelé la crise migratoire. De leur côté, les pays de l'Est sont, dans l'ensemble, plutôt réticents à accueillir des immigrés. Le rejet est particulièrement fort en Hongrie.

Ce qui se dessine ici, ce n'est donc pas le rejet des immigrés pauvres par des citoyens soucieux de préserver leurs aides et leurs droits sociaux. Au contraire, le rejet est fort là où il y a peu d'aides et peu de

prestations sociales. Si les citoyens percevaient un dilemme progressiste, ils devraient plutôt arbitrer entre leur sens de l'hospitalité et leur attachement à l'État social, et se montrer d'autant moins prêt à partager qu'il y a un niveau élevé de protection sociale à redistribuer. Il apparaît au contraire que plus le niveau de protection sociale d'un pays est élevé, plus les citoyens se montrent, en moyenne, accueillants.

Tableau 3. Sens de l'hospitalité envers les personnes venant de pays pauvres non européens selon les pays

Dans quelle mesure pensez-vous que [votre pays] doit autoriser des gens venant des pays pauvres non-européens à venir vivre ici ?

En %

	Elle doit autoriser un grand nombre d'entre eux à venir vivre ici	Elle doit autoriser certains d'entre eux	Elle ne doit autoriser que peu d'entre eux	Elle ne doit autoriser aucun d'entre eux	Total
Suède	34	53	10	2	100
Allemagne	21	47	26	6	100
Espagne	31	34	28	7	100
Pays-Bas	14	48	30	8	100
Royaume-Uni	15	48	28	9	100
France	15	48	25	13	100
Pologne	8	40	39	14	100
Italie	11	34	36	19	100
Estonie	5	32	38	26	100
Hongrie	1	6	32	62	100

Source : ESS 2016.

Le dilemme ne se pose peut-être pas en termes de pauvreté des migrants ou de pauvreté de leur pays d'origine, mais plutôt en termes ethniques. Dans l'enquête *ESS*, il était également demandé aux citoyens s'ils étaient prêts à accueillir des personnes ayant la même origine ethnique que le groupe majoritaire du pays ou encore, s'ils étaient prêts à accueillir des personnes d'une origine ethnique différente. Dans l'ensemble, l'accueil est toujours meilleur pour les immigrés de même origine ethnique que pour ceux d'origine ethnique différente ou encore que pour ceux venant de pays pauvres non européens. Malgré tout, les pays du nord-ouest européen ne traitent pas très différemment les différents types de migrants tandis qu'à l'est, la préférence pour les immigrés du même groupe ethnique est manifeste.

D'un côté, plus précisément, la Suède, les Pays-Bas, le Royaume-Uni ou l'Espagne se montrent à peu près aussi hospitaliers envers tous les profils d'immigrés tandis que la Hongrie, la Pologne ou l'Estonie privilégient nettement les immigrés de même origine ethnique et ne veulent pas des autres. En France, 78 % des enquêtés se disent prêts à accueillir au moins un certain nombre d'immigrés de même origine ethnique et 65 % prêts à accueillir au moins un certain nombre d'immigrés d'origine ethnique différente. En Allemagne, 90 % accueilleraient au moins un certain nombre d'immigrés de même origine et 71 % des immigrés d'origine différente.

Dans l'ensemble, nos conclusions précédentes ne changent donc pas en fonction des caractéristiques des immigrés. Les citoyens des pays riches, dotés d'un haut niveau de protection sociale, expriment un plus grand sens de l'hospitalité envers tous les immigrés. À la différence de Milton Friedman, ces citoyens ne pensent pas que l'ouverture de leur pays est incompatible avec un système de protection sociale.

Le tableau 4 permet de préciser davantage comment, selon les citoyens, devrait s'articuler l'immigration et la protection sociale. Il leur a été demandé à partir de quand les immigrés devraient avoir les mêmes droits sociaux qu'eux. À l'exception de la Hongrie, où 30 % des enquêtés déclarent que les immigrés ne devraient jamais avoir les mêmes droits, la plupart des citoyens européens pensent que les immigrés devraient pouvoir bénéficier au bout d'un certain temps des mêmes droits sociaux que les natifs. Au Royaume-Uni, en France, en Allemagne, en Espagne, la majorité des enquêtés conditionnent l'accès aux droits sociaux au fait que les immigrés aient travaillé et payé leurs impôts pendant au moins un an. Sans dégager une majorité absolue, c'est la réponse la plus choisie également en Suède, en Estonie, en Italie et en Hongrie. L'autre réponse souvent retenue réserve l'accès aux droits sociaux à ceux qui ont obtenu la nationalité du pays d'accueil. Elle a été choisie en premier en Pologne et aux Pays-Bas et, ailleurs, elle est la deuxième réponse la plus fréquente.

Dans l'ensemble, les citoyens de tous les pays étudiés ici posent donc des conditions relativement fortes pour l'accès aux droits sociaux aux immigrés. Ils veulent s'assurer que les immigrés participent à la solidarité nationale avant d'y avoir droit. Et, en même temps, une fois cette condition remplie, ils acceptent que les immigrés bénéficient de la solidarité nationale et des droits sociaux. Ceci permet donc de souligner que les jugements négatifs que peuvent avoir les citoyens sur les

immigrés peuvent n'être que transitoires ou, du moins, peuvent être corrigés en attendant des immigrés qu'ils fassent leurs preuves et jouent le jeu de la réciprocité des aides et des contributions.

Tableau 4. Opinions sur les conditions d'accès des immigrés aux droits sociaux selon les pays

Nous allons maintenant nous intéresser aux personnes originaires d'autres pays qui viennent s'installer ici [pays d'accueil]. Quand estimez-vous qu'elles devraient avoir les mêmes droits aux services et prestations sociales que les citoyens qui vivent déjà ici ? Veuillez choisir sur cette carte la proposition qui se rapproche le plus de votre opinion.

En %

	Dès leur arrivée	Après avoir vécu un an en France, qu'ils aient travaillé ou non	Seulement après avoir travaillé et payé des impôts pendant au moins un an	Une fois qu'ils auront obtenu la nationalité du pays	Ils ne devraient jamais obtenir les mêmes droits	Total
Suède	20	19	33	28	1	100
Allemagne	11	13	50	23	2	100
Pays-Bas	8	8	34	48	2	100
Espagne	19	12	50	15	4	100
Royaume-Uni	5	8	59	22	6	100
Estonie	6	5	48	35	6	100
France	12	11	50	20	7	100
Pologne	4	5	41	42	8	100
Italie	10	6	38	33	14	100
Hongrie	2	4	36	28	30	100

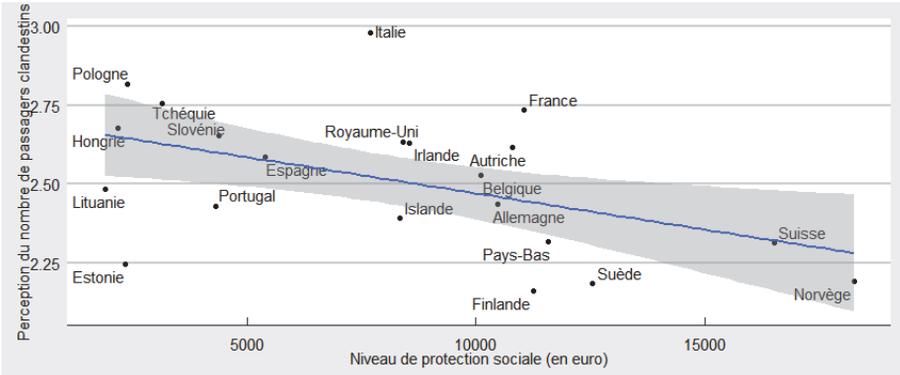
Source : ESS 2016.

Si la plupart des enquêtés demandent ainsi à ce que les immigrés fassent leurs preuves, c'est sans doute parce qu'au fond, ils craignent que ces derniers agissent en passagers clandestins. Mais cette crainte porte-t-elle spécifiquement sur les immigrés ? Ou bien n'est-elle qu'un sous-produit d'une défiance plus générale à l'égard des passagers clandestins de toutes sortes.

Une question au sein de l'enquête ESS permet de savoir si les citoyens pensent qu'il y a, ou non, beaucoup de passagers clandestins qui profitent indûment du système de protection sociale. Les enquêtés doivent dire s'ils sont d'accord avec la proposition suivante : « Beaucoup de personnes parviennent à obtenir des aides sociales auxquelles elles n'ont pas droit. » Les réponses sont assez nettement corrélées au niveau de protection sociale du pays : plus un pays est riche et doté d'un haut niveau de protection sociale, moins les citoyens pensent que les passagers clandestins sont nombreux. Peut-être faut-il d'ailleurs

présenter le lien dans l'autre sens : moins on s'inquiète des passagers clandestins, plus on est prêt à être solidaire et à se doter collectivement d'une bonne protection sociale (graphique 1).

Graphique 1. Perception du nombre de passagers clandestins au sein de l'aide sociale selon le niveau de protection sociale du pays



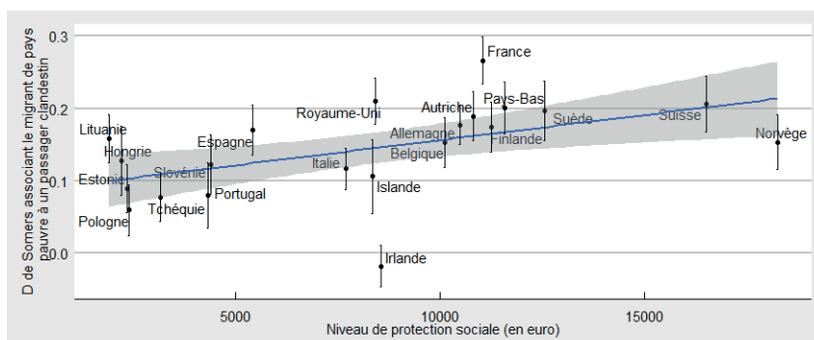
Note : En ordonnée, il s'agit de la moyenne sur les modalités de réponses allant de 1 pour « pas du tout d'accord » à 5 « tout à fait d'accord » pour dire que « beaucoup de personnes parviennent à obtenir des aides sociales auxquelles elles n'ont pas le droit ». La droite de régression correspond à $y = 2,7 - 0,023^{**} x$ ($n = 21$ obs., $R^2 = 0,23$, $F = 5,6$ pour 1 ddl) avec x exprimé en €. Comme il a été dit en introduction, nous retenons pour ce graphique et les deux suivants, non pas seulement les dix pays européens sélectionnés pour notre étude, mais tous ceux pour lesquels les renseignements sont disponibles dans la mesure où la régression est ici faite au niveau des 21 pays en données agrégées et non des individus composant ces pays.

Sources : ESS 2016 et Eurostat.

Les pays dotés d'une forte protection sociale se montrent ainsi plus confiants et moins suspicieux à l'égard d'éventuels passagers clandestins. Ceci est certainement un facteur explicatif du bon accueil que ces pays font, en moyenne et tendanciellement, aux immigrés. Il faut toutefois vérifier que, parallèlement, le soupçon qu'autrui est un passager clandestin ne se focalise pas outre mesure sur les immigrés. Il se pourrait, en effet, que la confiance envers ses concitoyens augmente à mesure que le niveau de protection sociale du pays s'élève, mais qu'en même temps la confiance envers les immigrés se dégrade. Le graphique 2 montre, pays par pays, la force de l'association entre l'opinion qu'il faut accueillir un grand nombre ou un certain nombre d'immigrés d'une autre origine ethnique avec l'opinion que peu de personnes touchent des aides auxquelles elles n'ont pas le droit, à l'idée, donc, qu'il y aurait peu de passagers clandestins au sein de la protection sociale. Cette association peut s'interpréter comme le degré d'assimilation, dans l'opinion, des immigrés à des passagers clandestins. Comme on peut le constater, le lien est tendanciellement plus fort au sein des pays dotés d'une forte protection sociale. Le lien est notam-

ment assez fort en France où la probabilité qu'un individu favorable à l'accueil des immigrés juge également qu'il y a peu de passagers clandestins est supérieure de 27 % à la probabilité inverse qu'un individu favorable à l'accueil pense qu'il y a beaucoup de passagers clandestins.

Graphique 2. Degré d'assimilation de l'immigré à un passager clandestin au sein de la protection sociale, en fonction du niveau de protection sociale du pays



Note : Le D de Somers mesure l'association entre les deux variables ordinales que sont, d'une part, l'opinion que de nombreuses personnes parviendraient à obtenir des aides sociales indues dans le pays et, d'autre part, le refus d'accueillir des migrants venant de pays pauvres. Plus le D de Somers est élevé (entre -1 et 1), plus les enquêtés assimilent finalement les migrants à des passagers clandestins de la protection sociale. Les barres verticales indiquent l'intervalle de confiance à 90 % de la mesure.

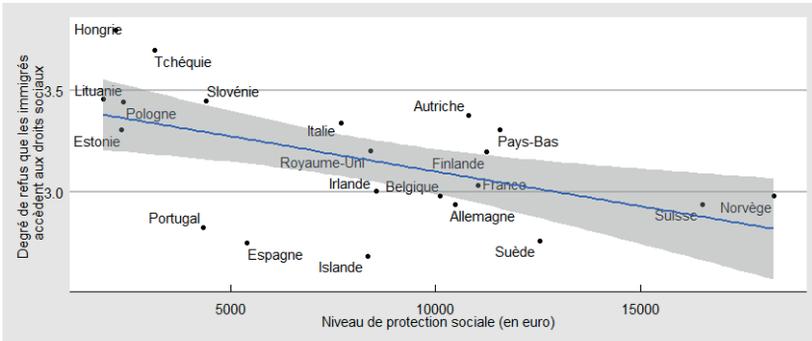
Note : La droite de régression correspond à $y = 0,087 + 0,007^{**} \times x$ (n = 21 obs., $R^2 = 0,26$, F=6,6 pour 1 ddl) avec x exprimé en k€.

Sources : ESS 2016 et Eurostat.

Le graphique 2 montre ainsi que, dans les pays dotés d'une forte protection sociale, les citoyens ont tendance à croire que leur pays est une sorte d'Eldorado pour les immigrés (le « *welfare magnet* »). Il n'est pas surprenant que ce soit d'abord dans les pays à haut niveau de protection sociale que le soupçon que les immigrés viennent pour toucher des aides s'épanouisse. Mais, en même temps, il importe de relativiser ce mythe de l'Eldorado car, comme on peut le voir à partir des graphiques 1 et 3, c'est aussi au sein des pays ayant les meilleures protections sociales que, à la fois, le sens de l'hospitalité et le sentiment qu'il n'y a pas beaucoup de fraudeurs sont les plus forts.

Dans l'ensemble, les citoyens des nations dotées d'une forte protection sociale se montrent plus accueillants et moins prompts à voir des passagers clandestins partout. Ils sont également un peu plus convaincus de constituer une sorte d'Eldorado pour les immigrés, mais cette inquiétude est toute relative et ne va pas jusqu'à inverser les tendances précédentes.

Graphique 3. Conditions d'accès aux droits sociaux pour les immigrés selon le niveau de protection sociale du pays d'accueil



Note : En ordonnée, il s'agit de la moyenne sur les modalités de réponses allant de 1 « immédiatement » à 5 « jamais » s'agissant de la durée avant l'accès des immigrés aux droits sociaux. La droite de régression correspond à $y = 3,4 - 0,035^{**} x$ ($n = 21$ obs., $R^2 = 0,27$, $F = 7$ pour 1 ddl).

Sources : ESS 2016 et Eurostat.

D'une certaine manière, sur cette question, Alesina et Glaeser (2004) n'ont vu que le mythe de l'Eldorado et en ont déduit, dans la lignée de Milton Friedman, qu'immigration et protection sociale sont incompatibles tandis que Crepez et Damron (2009) ont, pour leur part, essentiellement repéré que les États les mieux dotés en protection sociale sont ceux où les citoyens sont les plus confiants et les plus accueillants. Or, comme on vient de le voir, les deux dimensions coexistent effectivement. Et, en fin de compte, la tendance qui l'emporte est celle observée par Crepez et Damron.

Pourquoi le sens de l'hospitalité l'emporte-t-il sur la crainte du passer clandestin ? Une première explication consiste à souligner que les deux phénomènes n'ont pas la même importance : la protection sociale est un sujet majeur, qui est au cœur des attentes et des préoccupations, tandis que l'immigration demeure un sujet moins important aux yeux des citoyens, à l'exception des partis d'extrême droite. Une deuxième explication peut s'ajouter à la première. Selon Friedman, Alesina et Glaeser, le conflit entre immigration et protection sociale est insoluble et absolu. D'où la notion de dilemme qui rend compte de l'absence de toute médiation entre les deux dimensions. L'immigré est considéré dans l'absolu comme un passager clandestin. Or, si les citoyens avaient le sentiment qu'il existe une telle contradiction indépassable, ils en viendraient probablement à penser comme Friedman et ses héritiers. Sauf qu'en réalité, ce conflit est loin d'être

insoluble et les citoyens interrogés en sont parfaitement conscients : il suffit pour cela de poser des conditions ou des mises à l'épreuve aux immigrés avant qu'ils accèdent pleinement à la protection sociale du pays d'accueil. Pour les enquêtés, un immigré n'est donc pas un passager clandestin absolu, il n'est passager clandestin que potentiellement. Et, donc, une médiation est possible qui permet de passer de la position d'immigré à celle de citoyen de plein droit. Le soupçon n'est ainsi plus incompatible avec l'accueil. Les citoyens peuvent donc exprimer un sens de l'hospitalité en plein accord avec la confiance qu'ils nourrissent à l'égard d'autrui. Le « dilemme progressiste » n'est plus alors qu'un problème mineur, qui trouve une solution, et il est donc compréhensible que ce dilemme ne barre plus la route au sens de l'hospitalité des citoyens.

Ceci est confirmé au niveau individuel puisque l'on constate facilement que les citoyens qui mettent le moins de conditions à l'accès des immigrés aux aides sociales sont également, dans tous les pays, ceux qui les associent le moins à des passagers clandestins.

3. Confiance et hospitalité

Comme cela a été évoqué, la conditionnalité de l'accès des immigrés aux aides et services sociaux est en fait fortement associée au niveau de confiance interpersonnelle. On le vérifie ici aisément à partir d'une question classique, qui se retrouve dans le questionnaire de l'enquête *ESS* : « D'une manière générale, sur une échelle de 0 à 10, diriez-vous que l'on peut faire confiance à la plupart des gens ou que l'on n'est jamais assez prudent quand on a affaire aux autres ? 0 signifie que l'on n'est jamais assez prudent, 10 signifie que l'on peut faire confiance aux gens. » Plus la confiance envers autrui est élevée, moins on pense que beaucoup de personnes cherchent à obtenir des aides sociales indues et plus on accepte que les immigrés bénéficient rapidement de ces aides. La propension à accueillir un nombre important d'immigrés est alors d'autant plus forte. Les corrélations entre ces variables se retrouvent dans tous les pays, même si, bien sûr, leur intensité peut varier quelque peu.

Or, comme l'avaient constaté Algan et Cahuc (2007), la confiance n'est pas qu'une affaire de statut social : « les écarts de confiance déclarée en fonction des niveaux d'éducation, de revenu, de situation familiale ou encore d'affiliations politique et religieuse sont très faibles

par rapport à ceux observés entre des personnes vivant dans des pays différents. » (Algan et Cahuc, 2007, p. 21). À partir des données du *World Values Survey* (WVS) de 1990 et 2000, ils observent que les différences de caractéristiques personnelles qu'ils prennent en compte (âge, revenu, niveau d'éducation, religion et orientation politique) n'expliquent que 2,5 % de la dispersion des niveaux de confiance entre pays. La confiance est associée, pour l'essentiel, au contexte national. En 2016, la France continue de se signaler par un niveau de défiance interpersonnelle supérieur à la moyenne des 10 pays retenus dans notre analyse (tableau 5). Elle est à peu près au même niveau que l'Italie et n'est surpassée que par la Hongrie et la Pologne, tandis qu'au nord de l'Europe (Pays-Bas, Suède) la confiance reste la plus élevée³.

Tableau 5. La confiance interpersonnelle dans dix pays européens

	On peut faire confiance à la plupart des gens (10) ou on n'est jamais assez prudent (0)
Pologne	4,09
Hongrie	4,51
Italie	4,54
France	4,56
Espagne	4,99
Allemagne	5,23
Royaume-Uni	5,39
Estonie	5,73
Pays-Bas	6,03
Suède	6,06
Moyenne	4,94

Source : ESS 2016.

Cette confiance n'est certes pas le seul élément de contexte qui joue mais elle interfère assurément sur la perception de l'immigration et ses effets sur celle de l'État social. Le dilemme progressiste serait alors d'autant moins prégnant que la confiance envers autrui serait élevée. En somme, comme le veut Markus Crepaz (2008) il faudrait davantage prêter attention aux institutions qui produisent de la confiance inter-

3. L'enquête annuelle « conditions de vie et aspirations » effectuée par le CREDOC permet de constater une augmentation récente de la défiance en France. Les défiants passent de 52 % en 2016 à 63 % en 2019 (Hoibian, 2019, p. 4).

personnelle car, c'est du moins ce qu'il soutient, la présence d'immigrés ne semble pas entraîner de baisse de la solidarité au sein d'une société confiante.

Plus généralement, plusieurs études ont constaté que la confiance interpersonnelle favorisait le soutien à un État-providence étendu ; la causalité semblait aller en ce sens (Daniele et Geys, 2015 ; Bergh et Bjørnskov, 2014). Rothstein *et al.* (2012) et Svallfors (2013) ajoutent que le soutien à l'État-providence est en outre affecté par la confiance que l'on a dans l'impartialité des procédures d'attribution des biens et services provenant de cet État. Au passage, notons d'ailleurs que ceci souligne, comme dans d'autres domaines, l'importance de la justice procédurale aux yeux de l'opinion (Rothstein, 1998).

4. Inégalités et hospitalité

Le niveau des inégalités économiques dans un pays peut également jouer un rôle notable sur le sentiment de cohésion sociale et, donc, sur le niveau de confiance et le sens de l'hospitalité. À partir des données ESS de 2008, Jeroen Van Der Waal, Willem De Koster et Wim Van Oorschot (2013) plaident en faveur de ce lien. Ce qu'ils nomment le « chauvinisme social »⁴ (*welfare chauvinism*) serait d'autant plus élevé que les inégalités seraient importantes. Andersen et Bjørklund (1990) ont défini le chauvinisme social par l'idée que « les services de l'État-providence devraient être réservés aux nationaux [*'our own'*] ». Depuis ce terme de *welfare chauvinism* est devenu dans la littérature spécialisée une sorte de standard pour désigner l'opinion selon laquelle les immigrants devraient moins bénéficier des services de l'État-providence que les autochtones (*cf.* Van der Waal *et al.*, 2010 ; Mewes et Mau, 2012 ; Reeskens et Van Oorschot, 2012 ; De Koster *et al.*, 2013). Dans leur étude de 2013, Der Waal, De Koster et Van Oorschot mesurent l'intensité de ce chauvinisme social par le temps qui devrait s'écouler, selon les enquêtés, avant que les immigrants puissent bénéficier des aides sociales. Cette question d'ESS 2016 dont nous avons traité plus haut était en effet déjà posée en termes identiques en 2008. À l'aide d'une analyse multiniveau, ils établissent un lien entre chauvinisme social et inégalités. Plus le coefficient de Gini d'un pays est élevé, plus ce chauvinisme est fort. En revanche avec le ratio D8/D2, ce lien n'est pas vraiment significatif. Le bilan est donc en réalité plutôt mitigé. De notre

4. Nous reprenons la traduction de Frédéric Gonthier (2017).

côté, avec les données de 2016, nous ne constatons qu'une faible corrélation (non significative) entre coefficients de Gini des différents pays et chauvinisme social. Comme le montre le tableau 6 (résumant les données du tableau 7), en fait, tous les cas de figures possibles de liaisons entre ces deux variables se rencontrent.

Tableau 6. Inégalités et chauvinisme social en Europe

	Chauvinisme social faible	Chauvinisme social fort
Inégalité faible	Allemagne, France, Suède	Hongrie, Pays-Bas, Pologne
Inégalité forte	Espagne	Estonie, Royaume-Uni, Italie

Note : Faible = en dessous de la moyenne et fort = au-dessus.

Sources : ESS 2016 et Eurostat.

Outre l'écart de huit années entre les deux vagues d'enquête, la différence de résultats avec ceux établis par Der Waal, De Koster et Van Oorschot tient sans doute à ce que les échantillons des 10 pays retenus dans les deux études sont très différents. Le leur se limite à des pays de l'Europe du Nord et de l'Ouest alors que le nôtre contient aussi des pays du Sud et de l'Est. D'ailleurs si l'on ne retient que les pays communs (Allemagne, France, Suède, Royaume-Uni et Pays-Bas), on retrouve une corrélation entre inégalité et chauvinisme social, à condition toutefois de ne pas tenir compte des Pays-Bas qui ruinent à eux seuls cette corrélation. Quoi qu'il en soit, avec un échantillon de pays qui couvre les différentes aires géographiques et économiques de l'UE, on ne peut pas conclure que le chauvinisme social augmente nécessairement avec les inégalités.

Le taux de chômage pourrait être un élément de contexte plus spécifiquement lié à ce chauvinisme social. Si l'on pense que les immigrants occupent des emplois qui pourraient être ceux des nationaux, l'argument du *welfare chauvinism* pourrait être d'autant plus prégnant que le chômage est élevé. Pourtant la corrélation est plus forte que dans le cas précédent mais elle reste non significative. Encore une fois dans la relation entre les deux variables, comme le montre le tableau 8 (résumant les données du tableau 7), tous les cas de figures se rencontrent. Ce tableau est d'ailleurs proche du précédent. Seuls deux pays se déplacent : la France en raison d'un chômage fort alors que les inégalités étaient faibles et le Royaume-Uni du fait d'un chômage faible alors que les inégalités étaient fortes. Le chômage n'est donc pas un élément de contexte national qui explique, en tous cas de manière systématique, le niveau du chauvinisme social.

Ce bilan, disons pour le moins mitigé, s'agissant des effets des variables de contexte économique national sur le chauvinisme social tient sans doute à ce qu'elles mesurent une réalité objective alors que ce qui compte essentiellement ici relève plutôt de la manière dont cette réalité est perçue par les gens. Or entre les deux, il peut y avoir, on le sait, un écart très important. En France par exemple, les Français perçoivent de fortes inégalités de revenus, plus qu'ailleurs, alors que ces inégalités sont moins fortes que pour la moyenne des pays de l'OCDE. On ne perçoit pas autant d'inégalités aux États-Unis alors qu'elles sont bien plus importantes (Forsé, 2013). Ce serait donc plutôt avec les inégalités perçues qu'il faudrait rechercher une éventuelle corrélation avec le chauvinisme social. Malheureusement dans l'ESS, il n'y a pas de question permettant de mesurer directement cette perception de l'intensité des inégalités de revenus (ni d'ailleurs du chômage).

Tableau 7. Chauvinisme social, inégalités et chômage en Europe

	Aides sociales pour les immigrés de (1) tout de suite à (5) jamais	Indice de Gini 2016	Taux de chômage 2016
Allemagne	2,92	29,5	4,1
Estonie	3,29	32,7	6,8
Espagne	2,74	34,5	19,6
France	2,98	29,3	10,1
Royaume-Uni	3,15	31,5	4,8
Hongrie	3,80	28,2	5,1
Italie	3,35	33,1	11,7
Pays-Bas	3,28	26,9	6,0
Pologne	3,44	29,8	6,2
Suède	2,71	27,6	6,9
Moyenne UE	3,15	30,8	8,6
Échelle	1 à 5	En %	En %

Sources : ESS 2016 et Eurostat.

Tableau 8. Chômage et chauvinisme social en Europe

	Chauvinisme social faible	Chauvinisme social fort
Chômage faible	Allemagne, Suède	Estonie, Royaume-Uni, Hongrie, Pays-Bas
Chômage fort	Espagne, France	Estonie, Italie

Faible = en dessous de la moyenne et fort = au-dessus.

Sources : ESS 2016 et Eurostat.

On trouve en revanche des questions portant sur le souhait de réduire les inégalités de revenu et, si l'on fait l'hypothèse que ce souhait est d'autant plus fort que ces inégalités sont perçues comme élevées, ces questions peuvent alors approximer en partie cette perception des inégalités qui manque dans l'enquête. L'une de ces questions demandait de se prononcer sur la proposition suivante : « Le gouvernement devrait prendre des mesures pour réduire les différences de revenu » (les réponses allant de tout à fait d'accord à pas du tout d'accord selon 5 modalités ordonnées). Il y a bien un souhait de réduire les inégalités derrière cette question, mais ce n'est pas aussi univoque car une réponse positive suppose d'adhérer à l'interventionnisme économique de l'État. Les enquêtés ont également donné leur opinion sur les deux propositions suivantes : « De grandes différences de revenus entre les gens sont acceptables pour récompenser convenablement les différences de talents et d'efforts de chacun » et « Pour qu'une société soit juste, les différences de niveau de vie entre les gens devraient être faibles ». Ces questions déplacent les réponses sur le terrain de la justice sociale, dont on sait par ailleurs qu'elle n'est pas un simple décalque de la perception des inégalités. La corrélation entre les réponses à ces deux questions est toutefois forte et montre que c'est dans tous les pays une opinion vis-à-vis de l'égalitarisme qui s'exprime.

La structure des réponses est ici extrêmement claire en Europe de l'Ouest. L'adhésion à l'égalitarisme (quelle que soit la formulation des questions) se situe à l'exact opposé de celle de l'adhésion à la méritocratie. Cette opposition est fortement corrélée avec l'opposition entre gauche et droite politique. Plus on est se dit de gauche (sur une échelle allant de 0 à 10), plus on pense qu'il faut réduire les inégalités de revenus. Plus on se positionne à droite (sur la même échelle), plus on pense que de grandes différences de revenus sont acceptables lorsqu'elles correspondent à des différences de talents ou d'efforts. Les relations avec les questions sur l'immigration vont alors dans le sens attendu. À gauche, plus l'égalitarisme est fort, plus on est prêt à accueillir davantage d'immigrés et à les faire bénéficier des aides sociales dès leur arrivée, et inversement, à droite, plus on soutient le principe de mérite, plus on pense le contraire. Si ces relations se retrouvent dans tous les pays de l'Europe de l'Ouest (au Nord comme au Sud), c'est nettement moins le cas dans les trois pays de notre échantillon (Estonie, Hongrie, Pologne) se situant à l'Est.

En Pologne, les liens entre autoposition politique, égalitarisme, méritocratie et accueil des immigrés sont souvent faibles et/ou non

significatifs. En Hongrie, les liens entre position politique et adhésion aux principes de justice sont quasiment inexistantes. Les personnes de gauche restent plus favorables que les personnes de droite à l'immigration mais c'est aussi le fait de ceux qui valorisent le mérite et non l'égalité. En Estonie, on retrouve la corrélation qui vaut en Europe de l'Ouest entre position politique et adhésion aux principes de justice mais, comme en Hongrie, les égalitaristes sont plus réservés sur l'immigration tandis que les partisans de la méritocratie sont plus ouverts.

Un troisième principe de justice sociale est en général discuté dans la littérature : le principe de besoin, qui permet de penser qu'il faut que chacun (et donc notamment les plus démunis) puisse satisfaire ses besoins, au moins ceux de base (comme la santé, l'éducation, le logement, l'habillement et la nourriture par exemple). Il n'y a pas de question dans cette enquête qui permettrait de mesurer directement l'adhésion à ce principe. Néanmoins on peut faire l'hypothèse que ceux qui soutiennent la mise en place d'un revenu minimum le font (au moins pour partie) en vertu de ce principe. On constate alors que l'adhésion, indirectement mesurée de cette manière, au principe de besoin est liée positivement à celle au principe d'égalité et négativement à celle au principe de mérite. Quant aux effets de cette variable sur celles traitant de l'immigration, ils sont, en Europe de l'Ouest, proches des effets des variables d'adhésion à l'égalitarisme ou de positionnement politique à gauche. En Europe de l'Est, il y a toujours une corrélation entre besoin et égalité, mais puisque l'égalitarisme est ici défavorable à l'immigration, l'adhésion au principe de besoin a le même effet négatif, tandis que la valorisation du principe de mérite a, elle, souvent un effet positif. En somme dans les pays de l'Est, les personnes de gauche, sans rejeter systématiquement l'égalitarisme, adhèrent plus volontiers à la méritocratie et comme cette adhésion est cette fois favorable à l'immigration, c'est encore la gauche qui est plutôt favorable à l'immigration.

Il reste à se demander si le soutien à l'État-providence et l'adhésion à l'égalité varient forcément de concert. Derks (2004) a montré qu'en Flandre, les plus critiques quant aux inégalités ne sont pas ceux qui soutiennent le plus l'extension des politiques sociales. Il parle à ce propos de populisme économique (*economic populism*) qu'il définit par la combinaison d'un fort égalitarisme avec une forte réticence à l'égard de l'État-providence, qui est alors considéré comme un instrument au service des « élites » politiques. D'autres études plus récentes et portant sur l'Europe ont plutôt confirmé ce résultat flamand en le liant

cette fois aux questions sur l'immigration. De Reeskens et Van Oorschot (2012) ont montré à partir de l'ESS de 2008 que les Européens qui pensent que les aides sociales doivent se concentrer sur les plus démunis sont les plus opposés à l'idée que les immigrés puissent bénéficier de ces aides. Dans l'ESS de 2016, les corrélations (rho de Spearman) entre les variables impliquées dans cette analyse ne sont pas toujours significatives mais, lorsqu'elles le sont, elles ont plutôt tendance à également montrer, à quelques exceptions près dans certains pays, que ceux qui pensent que les aides sociales ne devraient bénéficier qu'aux plus pauvres sont réticents à l'accueil de davantage d'immigrés ou au fait qu'ils pourraient bénéficier rapidement des aides sociales. Ceci ne les empêche pas, généralement, de critiquer les inégalités en jugeant que pour qu'une société soit juste (*fair*) il faudrait que les différences de revenus y soient faibles. Il s'agit avant tout de personnes aux revenus modestes et/ou qui déclarent davantage que d'autres qu'elles connaissent fréquemment des fins de mois difficiles.

Dans l'ensemble, un populisme économique peut donc venir se cumuler avec un chauvinisme social. On rencontre ainsi, plutôt dans les milieux modestes, une forme d'égalitarisme qui se défie de l'État social tel qu'il est pour attendre un recentrage des aides sociales vers les plus démunis et qui s'oppose alors clairement à une extension des droits aux immigrés et à l'accueil des immigrés.

Il reste que ces diagnostics sont plutôt statiques et ne tiennent pas compte des évolutions conjoncturelles de la migration dont on peut penser qu'elles peuvent affecter les opinions sur l'immigration et, éventuellement, remettre en cause leurs liens avec celles sur l'État social. De ce point de vue, ce qu'on appelle la « crise migratoire » de 2015, de par son ampleur, est un bon exemple pour tester cette hypothèse d'une évolution conjoncturelle forte pouvant entraîner une modification substantielle des opinions sur l'hospitalité et la solidarité.

5. Les opinions sur l'hospitalité au cours de la « crise » migratoire européenne de 2015

Au cours de l'année 2015, plus d'un million de personnes sont arrivées sur le territoire de l'Union européenne, la plupart fuyant un conflit endémique (Syrie, Irak, Afghanistan, etc.). D'après Eurostat, le nombre de demandeurs d'asile est ainsi passé de 335 300 en 2012 à 627 000 en 2014 et – point culminant de la « crise » – à 1 322 800 en 2015,

avant de redescendre à 638 200 demandeurs d'asile en 2018. Le terme de « crise migratoire » s'est imposé dans les discours (bien qu'au pic le nombre de demandeurs d'asile n'a jamais représenté que 0,2 % de la population totale de l'Union européenne) et a, semble-t-il, marqué les esprits et les opinions.

Il est possible de se faire une idée plus précise de l'impact de cette crise sur les opinions en comparant les vagues de 2014 et de 2016 de l'enquête *ESS*. On y trouve tout un ensemble de questions communes portant sur l'immigration. La vague de 2016 a également été l'occasion de poser quelques questions plus spécifiques sur les réfugiés.

Commençons par la question : « dans quelle mesure pensez-vous que [votre pays] doit autoriser des gens d'origine ethnique différente de la [majorité résidente] à venir vivre ici ? ». Les réponses sont très variables selon les pays. Les Suédois apparaissent aux deux dates comme les plus hospitaliers (environ 40 % se déclarent favorables pour en accueillir « un grand nombre »), suivis des Allemands et des Espagnols (entre 20 à 25 % d'opinions favorables). Les Français, les Anglais et les Italiens sont peu accueillants (9 à 15 %). Les Hongrois se montrent les moins hospitaliers (moins de 4 %).

Qu'en est-il des évolutions ? En fait, on n'observe pas de grands bouleversements, mais de simples inflexions de l'opinion. Une partie de ces évolutions peut s'expliquer à partir du solde migratoire du pays au cours de la période 2014-2016 (si l'on suppose que le solde perçu par les résidents à un lien quelconque avec le solde réel). Ainsi, d'un côté, les Suédois et les Allemands ont accueilli plus de migrants que les autres (avec un solde annuel moyen supérieur à 9 immigrés pour 1000 habitants) et ils sont devenus un peu moins hospitaliers au cours de cette période. Et, d'un autre côté, les Français et les Espagnols ont un solde migratoire légèrement négatif sur la même période et ils se déclarent un peu plus hospitaliers en 2016 qu'en 2014 (tableau 9). Toutefois, le solde migratoire est loin de tout expliquer. Les pays de l'Est ont accueilli peu de migrants et, dans le même temps, ils sont devenus encore plus inhospitaliers.

Sur la période, les opinions sur les immigrés ont également légèrement évolué. Nous pouvons l'évaluer à partir de questions sur l'impact supposé de l'immigration sur l'économie, sur la culture ou encore sur la qualité de vie. Les réponses à ces questions sont toujours fortement liées entre elles. On observe, dans l'ensemble, que l'immigration est vue un peu plus positivement en fin de période au Royaume-Uni et en

Tableau 9. Évolution des opinions favorables à l'accueil d'un grand nombre de personnes d'origine ethnique différente de la majorité résidente du pays en fonction du solde migratoire

Solde migratoire annuel (moyenne entre 2014 et 2016)	Pays plus hospitaliers	Pas d'évolution	Pays moins hospitaliers
Très positif (>9 ‰)			Allemagne, Suède
Assez positif (>3 ‰)	Royaume-Uni	Pays-Bas	
Proche de zéro	France, Espagne		Pologne, Hongrie, Estonie

NB. L'Italie n'est pas représentée dans ce tableau car, comme elle n'a pas participé à l'ESS 2014, il n'est possible de comparer avec 2016 pour y identifier une tendance sur l'hospitalité.

Sources : ESS 2014, 2016 et Eurostat.

Espagne et, dans une moindre mesure, aux Pays-Bas. Elle s'est dégradée ailleurs, un peu en France et en Pologne, un peu plus en Allemagne, et encore plus en Suède. La dégradation est la plus forte en Estonie et en Hongrie.

Malgré tout, ces évolutions changent assez peu les niveaux des opinions sur l'immigration et, dans l'ensemble, les pays qui étaient plutôt favorables à l'immigration en 2014 y restent favorables en 2016 tandis que les pays défavorables demeurent également défavorables. La « crise » migratoire n'a donc pas représenté un changement tel au sein de l'Union européenne que les opinions y auraient été entièrement bouleversées. Mais, surtout, la « crise » n'est problématique que pour les personnes qui n'ont pas confiance et ressentent l'immigration comme une menace. Ainsi, pour les pays de l'Est, très hostiles dès le départ à l'immigration, cet afflux de migrants qu'on leur prédit ou même que l'Union souhaite leur imposer au travers de quotas est jugé tout à fait négativement. A l'Ouest, en revanche, les jugements préexistants sur l'immigration sont plus partagés entre des personnes qui jugent celle-ci positivement et celles qui la jugent négativement. Les évolutions dépendent alors davantage des opinions intermédiaires, qui vont pencher d'un côté ou de l'autre en fonction des faits et de leur médiatisation et leur politisation.

Mais, au total, comme les opinions sur l'immigration n'ont pas beaucoup varié avec la « crise », leurs liens avec celles concernant la solidarité sociale demeurent ceux que nous avons vus.

6. Conclusion

Que reste-t-il finalement du dilemme progressiste ? Contrairement à ce qu'affirmait Milton Friedman, il est loin d'être évident que l'immigration et la protection sociale s'opposent. L'hypothèse inverse a même quelques arguments à faire valoir. Dans *The Globalization Paradox* (2011), Dany Rodrik constatait que, dans l'ensemble, ce sont les sociétés les mieux protégées socialement qui sont les plus ouvertes sur le plan économique. Et ce n'est pas illogique. En effet, dans des sociétés démocratiques, l'ouverture économique ne peut être acceptée par l'ensemble de la population qu'à la condition de donner à chacun des garanties qu'il n'y perdra pas. Bien entendu, cette exigence est un idéal et les arrangements sociaux ne sont pas nécessairement à la hauteur de cet idéal. Mais, dans l'ensemble, comme le constate Rodrik, l'ouverture s'accompagne à plus ou moins brève échéance de mesures de protection sociale sous la pression des citoyens.

D'une certaine manière, les résultats présentés ici conduisent à élargir plus encore l'hypothèse que l'ouverture économique d'un pays est liée au niveau de sa protection sociale, du moins au sein des démocraties libérales. En effet, ce n'est plus seulement l'ouverture économique, mais aussi l'ouverture d'un pays aux migrants qui est manifestement liée à son niveau de protection sociale. Plus une société offre de droits et de garanties au travers d'un système de protection sociale, plus les citoyens se sentent prêts à agir dans un environnement ouvert et à se confronter à l'inconnu et au changement.

Ce lien entre ouverture et protection est lié notamment au sentiment de confiance envers les autres qui joue, comme nous l'avons vu, un rôle important pour l'articulation de ces deux dimensions. Il ne s'agit certainement pas d'une profonde contradiction qui traverserait, voire saperait, les sociétés libérales et ouvertes. Pour un grand nombre de citoyens de ces pays, l'immigration et la protection sociale ne s'opposent pas.

Références

- Alesina A., A. Miano et S. Stantcheva, 2018, « Immigration and redistribution », *Working Paper*, n° 24733, Cambridge, National Bureau of Economic Research.
- Alesina A., E. Murard et H. Rapoport, 2020, *Immigration and preferences for redistribution in Europe*, Harvard : <https://scholar.harvard.edu/alesina/publications/immigration-and-preferences-redistribution-europe>.

- Alesina A., E. Murard et H. Rapoport, 2019, « Immigration and preferences for redistribution in Europe », *Working Paper*, n° 25562, Cambridge, National Bureau of Economic Research.
- Alesina A. et E. Glaeser, 2004, *Fighting Poverty in the US and Europe: A World of Difference*, Oxford, Oxford University Press.
- Algan Y. et P. Cahuc, 2007, *La société de défiance : comment le modèle social français s'autodétruit*, Paris, Éditions rue d'Ulm.
- Andersen J. G. et T. Bjørklund, 1990, « Structural changes and new cleavages: The progress parties in Denmark and Norway ». *Acta Sociologica*, vol. 33, n° 1, pp. 195-217.
- Banting K. et W. Kymlicka (eds.), 2006, *Multiculturalism and the Welfare State: Recognition and Redistribution in Contemporary Democracies*, New York, Oxford University Press.
- Bergh A. et C. Bjørnskov, 2014, « Trust, welfare states and income equality: sorting out the causality », *European Journal of Political Economy*, n° 35, pp. 183-199.
- Bommes M. et A. Geddes, 2000, *Immigration and Welfare. Challenging the Borders of the Welfare State*, London, Routledge.
- Collier P., 2013, *Exodus. How Migration is Changing Our World*, Oxford, Oxford University Press.
- Crepaz M. M. L. et R. Damron, 2009, « Constructing Tolerance: How the Welfare State Shapes Attitudes About Immigrants », *Comparative Political Studies*, vol. 42, n° 3, 437-463.
- Crepaz M. M. L., 2008, *Trust beyond borders: Immigration, the welfare state, and identity in modern societies*, Ann Arbor, University of Michigan Press.
- Daniele G. et B. Geys, 2015, « Interpersonal trust and welfare state support », *European Journal of Political Economy*, n° 39, pp. 1-12.
- De Koster W., P. Achterberg et J. Van der Waal, 2013, « The new right and the welfare state: On the electoral relevance of welfare chauvinism and welfare populism in the Netherlands », *International Political Science Review*, vol. 34, n° 1, 3-20.
- Derks A., 2004, « Are the underprivileged really that economically 'leftist'? Attitudes towards economic redistribution and the welfare state in Flanders », *European Journal of Political Research*, vol. 43, n° 4, 509-521.
- Esping-Andersen G., 1990, *The Three Worlds of Welfare Capitalism*, Cambridge, Polity Press & Princeton, Princeton University Press.
- Fenwick C., 2019, « The political economy of immigration and Welfare State effort: Evidence from Europe », *European Political Science Review*, vol. 11, n° 3, pp. 357-375.
- Forsé M., 2013, « Une passion de l'égalité particulièrement insatiable en France », *La Revue de l'OFCE*, Presses de Sciences Po, n° 131, pp. 5-18.

- Friedman M., 1999, *Question and Answer. Session with Milton Friedman. Discussion at the 18th Annual Institute for Liberty and Policy Analysis (ISIL) World Libertarian Conference*, San Jose, Costa Rica, Août 20-22.
- Gilens M., 1999, *Why Americans Hate Welfare: Race, Media, and the Politics of antipoverty policy*, Chicago, The University of Chicago Press.
- Gonthier F., 2017, *L'État-providence face aux opinions publiques*, Grenoble, Presses Universitaires de Grenoble.
- Goodhart D., 2004, « Too diverse? », *Prospect*: <https://www.prospectmagazine.co.uk/magazine/too-diverse-david-goodhart-multiculturalism-britain-immigration-globalisation>
- Hoibian S., 2019, « Les Gilets jaunes, un 'précipité' des valeurs de notre société », *Note de synthèse du CREDOC*, n° 26.
- Hopkins D. J., 2010, « Politicized places: Explaining where and when immigrants provoke local opposition », *American Political Science Review*, vol. 104, n° 1, pp. 40-60.
- Hopkins D. J., 2011, « National debates, local responses: The origins of local concern about immigration in Britain and the United States », *British Journal of Political Science*, vol. 41, n° 3, pp. 499-524.
- Magni Berton R., 2014, « Immigration et soutien à l'État-providence. Une analyse de l'opinion publique française », *Revue d'économie politique*, vol. 124, n° 1, pp. 75-100.
- Massey D. S., J. Arango, G. Hugo, A. Kouaouci, A. Pellegrino et J. Taylor, 1993, « Theories of International Migration: A Review and Appraisal », *Population and Development Review*, vol. 19, n° 3, pp. 431-466.
- Mewes J. et S. Mau, 2012, « Unraveling working-class welfare chauvinism » in S. Svallfors (ed), *Contested Welfare States: Welfare Attitudes in Europe and Beyond*, Stanford, Stanford University Press, pp. 119-157.
- Paugam S., B. Cousin, C. Giorgetti et J. Naudet, 2017, *Ce que les riches pensent des pauvres*, Paris, Le Seuil.
- Reeskens T. et W. Van Oorschot, 2012, « Disentangling the 'new liberal dilemma': On the relation between general welfare redistribution preferences and welfare chauvinism », *International Journal of Comparative Sociology*, vol. 53, n° 2, pp. 120-139.
- Rodrik D., 2011, *The Globalization Paradox: Democracy and the Future of the World Economy*, New York, W. W. Norton & Company.
- Rothstein B., 1998, *Just Institutions Matter: The Moral and Political Logic of the Universal Welfare State*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Rothstein B., K. Samanni, J. Teorell, 2012, « Explaining the welfare state: Power resources vs. the quality of government », *European Political Science Review*, vol. 4, n° 1, pp. 1-28.
- Stichnoth H. et K. Van der Staeten, 2013, « Ethnic diversity, public spending, and individual support for the Welfare State: A review of the

- empirical literature », *Journal of Economic Surveys*, vol. 27, n° 2, pp. 364-389.
- Svallfors S., 2013, « Government quality, egalitarianism, and attitudes to taxes and social spending: A European comparison », *European Political Science Review*, vol. 5, n° 3, pp. 363-380.
- Van der Waal J., W. De Koster et W. Van Oorschot, 2013, « Three Worlds of Welfare Chauvinism? How Welfare Regimes Affect Support for Distributing Welfare to Immigrants in Europe », *Journal of Comparative Policy Analysis: Research and Practice*, vol. 15, n° 2, pp. 164-181.
- Van der Waal J., P. Achterberg, D. Houtman, W. De Koster et K. Manevska, 2010, « 'Some are more equal than others'. Economic egalitarianism and welfare chauvinism in the Netherlands », *Journal of European Social Policy*, vol. 20, n° 4, pp. 350-363.