N° 497-498 - 2017

Economie ET Statistique

Economics AND Statistics

Régions et territoires

Regions and territories

Insee

Economie ET Statistique

Economics AND Statistics

Directeur de la publication / Director of Publication:
Jean-Luc TAVERNIER
Rédactrice en chef / Editor in Chief: Laurence BLOCH
Rédactrice en chef adjointe / Deputy Editor in Chief:
Sophie PONTHIEUX
Rédacteur associé / Associate Editor: Clément CARBONNIER
Traductions / Translations: UBIQUS
Tour PB5, 1 avenue du Général-de-Gaulle, 92074 Paris La Défense Cedex
Maquette PAO et impression / CAP and printing: JOUVE
1, rue du Docteur-Sauvé, BP3, 53101 Mayenne

Conseil scientifique / Scientific Committee

Alain CHENU, président (Observatoire sociologique du changement - Sciences Po/CNRS)
Laurence BLOCH (Insee)
Jérôme BOURDIEU (École d'économie de Paris)
Pierre CAHUC (École Polytechnique, Ensae et Centre de recherche en économie et statistique)
Gilbert CETTE (Banque de France et École d'économie d'Aix-Marseille)
Jacques LE CACHEUX (Université de Pau et des pays de l'Adour)
Yannick L'HORTY (Université de Paris-Est - Marne la Vallée)
Joël MAURICE (École nationale des ponts et chaussées)
Katheline SCHUBERT (École d'économie de Paris- Université Paris 1)
Claudia SENIK (Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne et École d'économie de Paris)
Louis-André VALLET (Observatoire sociologique du changement-Sciences Po/CNRS)
François-Charles WOLFF (Université de Nantes)

Comité éditorial / Editorial Advisory Board

Luc ARRONDEL (École d'économie de Paris)
Antoine BOZIO (Institut des politiques publiques/École d'économie de Paris)
Clément CARBONNIER (Théma/Université de Cergy-Pontoise)
Erwan GAUTIER (Banque de France et Université de Nantes)
Pauline GIVORD (Insee/Direction de la méthodologie et de la coordination statistique internationale et Crest)
Florence JUSOT (Université Paris-Dauphine, Leda-Legos et Irdes)
François LEGENDRE (Erudite/Université Paris-Est)
Claire LELARGE (Banque de France et Crest)
Laurent LESNARD (Observatoire sociologique du changement/ Sciences Po-CNRS)
Claire LOUPIAS (Direction générale du Trésor)
Sophie PONTHIEUX (Insee et Crest)
Thepthida SOPRASEUTH (Théma/Université de Cergy-Pontoise)

OÙ SE PROCURER
Economie et Statistique / Economics and Statistics

Les numéros sont en accès libre sur le site www.insee.fr. Il est possible de s'abonner aux avis de parution sur le site.

La revue peut être achetée sur le site **www.insee.fr** via la rubrique « Acheter nos publications »

La revue est également en vente dans 200 librairies à Paris et en province.

HOW TO GET
Economie et Statistique / Economics and Statistics

The issues and articles are available in open access on the Insee website: www.insee.fr. Publication alerts can be subscribed on-line.

The printed version of the journal (in French) can be purchased on the Insee website www.insee.fr and in 200 bookshops in Paris and province.

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES
Directeur Général : Jean-Luc TAVERNIER
Direction Générale : 18, boulevard Adolphe Pinard, 75675 PARIS Cedex 14
Tél : +33 (0)1 41 17 50 50 - Télécopie : +33 (0)1 41 17 66 66

N° 497-498 - 2017

Economie ET Statistique

Economics AND Statistics

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

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Numéro 497-498 - 2017

RÉGIONS ET TERRITOIRES

5 Introduction – Régions et territoires : quelles évolutions ?
Pierre Veltz

RÉFORMES TERRITORIALES ET DISPARITÉS

19 Disparités et discontinuités territoriales dans la France des nouvelles régions : une lecture multiscalaire et multidimensionnelle
Les contrastes sociodémographiques entre les 13 nouvelles régions métropolitaines sont relativement faibles, en comparaison de ceux prévalant dans les autres États européens. Au niveau national, les ruptures territoriales s'observent davantage à l'intérieur des régions qu'entre elles.
Kim Antunez, Brigitte Baccaïni, Marianne Guérois, Ronan Ysebaert

43 Le théorème de la décentralisation s'applique-t-il aux collectivités locales françaises ? Un test empirique sur les compétences intercommunales
Le choix des communes de transférer ou non certaines de leurs compétences au niveau intercommunal révèle un arbitrage entre économies de taille et coût de l'hétérogénéité des préférences des citoyens. Le théorème de la décentralisation s'exprime ici pleinement.
Quentin Frère et Lionel Védrine

65 Commentaire – La difficile équation des réformes territoriales : du *big is beautiful* à l'impossible simplification du mille-feuille institutionnel
André Torre

SÉGRÉGATION DANS LES MÉTROPOLES :
ENTRE VILLE-CENTRE, BANLIEUE ET PÉRIURBAIN

73 Niveau de vie et ségrégation dans douze métropoles françaises
La ségrégation est une caractéristique forte des métropoles. Elle est moins prononcée dans les couronnes périurbaines que dans les villes-centres ou les banlieues. Son ampleur dépend pour beaucoup des choix résidentiels des ménages à niveau de vie élevé.
Jean-Michel Floch

99 Commentaire – Ségrégation par le revenu dans les villes : réflexions sur les écarts entre concept et mesure
Ana Moreno-Monroy

EMPLOIS DANS LES TERRITOIRES, PROGRÈS TECHNOLOGIQUE ET MONDIALISATION

105 Progrès technique et automatisation des tâches routinières : une analyse à partir des marchés du travail locaux en France dans les années 1990-2011

Les évolutions des marchés du travail locaux en France entre 1990 et 2011 sont cohérentes avec une transformation de la demande de travail en faveur des plus qualifiés induite par le progrès technique et l'automatisation croissante des emplois routiniers.

Pauline Charnoz et Michael Orand

127 Mesurer et anticiper la vulnérabilité des territoires face aux risques de délocalisation : une analyse à partir de données sectorielles pour la France

Les délocalisations engendrent des chocs asymétriques important sur les territoires. La construction d'un indicateur original de vulnérabilité des zones d'emploi françaises aux risques de délocalisation industrielle permet de mieux les identifier et de les anticiper.

Hugues Jennequin, Luis Miotti, El Mouhoub Mouhoud

149 Commentaire – L'impact de la mondialisation et de la technologie sur les marchés du travail locaux

Farid Toubal

PARCOURS GÉOGRAPHIQUES

155 Parcours géographiques d'individus nés en France : construction d'une typologie

Les parcours géographiques des individus nés en France avant 1938 s'inscrivent pour la plupart à un échelon départemental (66 % des parcours), et plus rarement régional (13 %). Les parcours impliquant des changements durables de région de résidence sont relativement rares (22 %).

Henri Martin

Introduction
Régions et territoires : quelles évolutions ?

Regions and territories: Evolutions and changes

Pierre Veltz*

Résumé – Ce numéro spécial aborde trois sujets qui dominent le débat public actuel sur les régions et les territoires de France : celui de l'architecture des institutions territoriales ; celui de la divergence supposée entre les métropoles et les territoires non-métropolitains ; celui des impacts des mutations technologiques et de la mondialisation. Sur le premier point, il faut souligner en particulier la faiblesse des bases théoriques d'un processus de réforme mené de manière très empirique. La complexité de l'organisation territoriale n'est pas propre à la France, mais la relative faiblesse des niveaux de pouvoirs locaux l'est davantage. Sur le second point, l'image très médiatisée des « deux France », opposant celle des métropoles et des élites mondialisées à celle des périphéries et des perdants de la mondialisation est contestée. Si fracture sociale il y a, celle-ci traverse les villes et les territoires. Enfin, s'agissant des effets entrecroisés des changements technologiques et du commerce international, il faut prendre acte des tendances à la bipolarisation des qualifications, mais aussi tenir compte de la complexité de ses effets spatiaux, à l'opposé de quelques idées reçues.

***Abstract** – This special issue deals with three topics that dominate the current public debate on the regions and territories of France: the architecture of territorial institutions; the supposed divergence between metropolitan and nonmetropolitan areas; the impact of technological transformations and globalisation. On the first point, particular attention should be called to the weak theoretical foundations underpinning a very empirically run reform process. While the complexity of territorial organisational is not specific to France, the relatively limited powers granted to the local authorities is even more so. On the second point, the much publicized image of the "two France ", contrasting that of metropolises and their globalised elites to that of the suburbs and the losers of globalisation, is disputed. If there is a social divide, it crosses through cities and territories. Lastly, with regard to the criss crossing effects of technological change and international trade, it is important to acknowledge the trends toward bipolarisation in qualifications, as well as to take into account the complexity of its spatial effects, in contrast to some popular misconceptions.*

Mots-clés : Réformes territoriales, métropolisation, inégalités spatiales, mutations technologiques, mondialisation, polarisation des qualifications
Keywords: Territorial reforms, metropolisation, spatial inequalities, technological change, globalisation, polarisation of qualifications

Rappel :

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

* *Professeur émérite à l'École des Ponts ParisTech.*

Reçu le 3 janvier 2018

https://doi.org/10.24187/ecostat.2017.497d.1927

Le précédent numéro spécial de la revue consacré aux « disparités territoriales » date de 2008. Au cours de la (presque) décennie qui nous en sépare, le visage de la France a beaucoup changé. Et, plus encore peut-être que les changements objectifs, les débats et les controverses sur la dynamique territoriale à l'œuvre dans notre pays ont pris des formes nouvelles. La crise financière qui a débuté en 2007 est passée par là, révélant la grande fragilité de nombreux territoires d'industrialisation ancienne, et marquant, à travers la multiplication de ruptures locales souvent très aiguës, ce qu'on peut considérer comme la fin d'un cycle amorcé durant les « trente glorieuses ». En 2012, Laurent Davezies alertait sur l'effet de ciseau prévisible entre cette crise productive et la rétraction probable des transferts ayant longtemps joué un rôle essentiel d'amortissement et de réduction des inégalités entre régions riches et régions pauvres (Davezies, 2012). Dans le même temps, en contraste avec le déclin des vieux centres industriels, les grandes villes, et notamment celles de l'Ouest, affichaient une belle santé, concentrant la création d'emplois (en volume absolu, du moins). La nouvelle économie émergente – rappelons qu'en 2008, le décollage du smartphone n'avait pas eu lieu, Amazon était un acteur de second rang, Uber n'existait pas – semblait ainsi s'accompagner d'une « métropolisation », fondée sur le regain des « économies d'agglomération ».

Dans ce contexte de crise et de mutations, le sujet récurrent de la réorganisation du « mille-feuille » territorial prenait un tour nouveau, en ce sens qu'il était désormais lié explicitement à des enjeux de développement économique, et pas seulement de bonne administration. En 2008, le lancement du Grand Paris par le Président Sarkozy était présenté comme une manière d'affirmer et de renforcer le rôle de locomotive de l'économie nationale désormais reconnu à la région capitale – en rupture complète avec le schéma « Paris et le désert français », celui de la ville prédatrice dont il fallait brider et rééquilibrer le développement, schéma qui constituait pourtant depuis l'origine l'ADN de l'aménagement du territoire à la française. Les lois votées sous le quinquennat du Président Hollande (MAPTAM et NOTRe) reconnaissaient, de même, le rôle moteur des « métropoles » – quitte à en allonger la liste un peu au-delà de ce que pourrait signifier ce terme dans une comparaison internationale. Le revers de la médaille, toutefois, n'allait pas tarder à apparaître. De nombreux élus, trouvant qu'on en faisait trop pour ces métropoles et constatant les difficultés croissantes des villes petites et moyennes, ont accrédité l'idée d'une France duale, l'idée d'un fossé se creusant entre la France des élites mondialisées, retranchées dans les cœurs de grandes villes, et la France des exclus, des oubliés de la croissance et de la modernisation, celle des « périphéries », pour reprendre le terme des ouvrages à grand succès de Christophe Guilluy (Guilluy, 2014). Le dernier cycle électoral a du reste semblé, aux yeux de nombreux observateurs, confirmer ce schéma des deux France, à travers des cartes très médiatisées comme celles du vote FN, au point que ce schéma est désormais considéré par la plupart des commentateurs comme relevant d'une sorte d'évidence.

Dans ce bref récit, mêlant faits et représentations courantes, tout n'est pas faux, certes, mais de nombreux points méritent discussion, nuance à tout le moins, et parfois contestation plus radicale. C'est le rôle des chercheurs de questionner les idées reçues, d'opposer inlassablement la complexité du réel à la puissance de la simplification médiatique. Ce numéro spécial « Régions et territoires » y contribue utilement, versant au dossier des dynamiques territoriales de la France des analyses précises, argumentées et chiffrées. Ces analyses confirment parfois, mais aussi souvent relativisent, voire infirment carrément les images dominantes. À ce titre, il devrait intéresser non seulement les lecteurs souhaitant se construire une image moins schématique

de l'état actuel et de l'avenir de notre pays, mais aussi les autorités publiques, à tous les niveaux de gouvernement.

L'objet de cette introduction n'est pas de présenter les diverses contributions et encore moins de les discuter. En contrepoint des textes ici rassemblés, je voudrais en revanche partager avec le lecteur quelques idées, constats et hypothèses, autour de trois grandes questions du moment, qui forment aussi la toile de fond du numéro. 1) Qu'en est-il de notre organisation administrative, du fameux « mille-feuille » si souvent décrié, mais qui semble malicieusement se complexifier chaque fois qu'on veut le simplifier ? 2) Qu'en est-il de la dynamique d'ensemble des inégalités mais aussi des synergies territoriales ? Peut-on vraiment parler de la divergence entre deux France ? 3) Que peut-on dire enfin du double impact des changements technologiques et de la mondialisation sur ces dynamiques et cette supposée divergence ?

***

Le chantier de la réforme institutionnelle des pouvoirs locaux, qu'on peut lire aussi, au moins partiellement, comme le chantier de la réorganisation d'une corporation professionnelle (celle des élus) par elle-même, semble destiné à rester perpétuellement ouvert. Quels sont les faits marquants de la décennie écoulée ? La refonte des institutions parisiennes, avec la création de la Métropole du Grand Paris, intercommunalité géante, est au milieu du gué. L'affirmation des « métropoles » est, en un sens, plus importante sur le plan symbolique que sur le plan technique, les seules modifications vraiment profondes étant la fusion entre département et métropole à Lyon et l'accouchement aux forceps de la métropole Aix-Marseille-Provence. La suppression annoncée des départements a, comme toujours, fait long feu. Le regroupement des régions, réforme inattendue issue du sommet de l'État, a pris acteurs et observateurs par surprise. Elle a paradoxalement redonné du poids aux départements, surtout dans de vastes ensembles hétérogènes comme le Grand Est. Le changement le plus important, comme c'est le cas depuis 2000, a été la poursuite et la généralisation désormais acquise de l'intercommunalité, mouvement essentiel auquel s'ajoute depuis peu une forte vague de fusions communales volontaires.

Un point très frappant, dans ces évolutions, si on les observe avec un peu de recul, est la faiblesse voire l'absence de bases théoriques. L'empirisme règne en maître, y compris sur le plan juridique (on ne dispose guère, par exemple, de réflexions approfondies sur la notion de « subsidiarité », invoquée souvent de manière paresseuse alors qu'elle soulève dans notre monde interconnecté des apories très difficiles à lever). En économie, la réflexion sur les diverses formes de « décentralisation » reste peu développée. Le sujet a surtout été abordé, de manière qualitative et descriptive, par d'autres disciplines (sciences politiques, sociologie politique, gestion, histoire). Le moins qu'on puisse dire est qu'en France, les concepts issus des théories du « choix public », du « fédéralisme fiscal », de la « *positive political theory* », etc., sont largement ignorés par les décideurs. Les regroupements entre collectivités, ainsi, se sont opérés par négociations successives, selon des logiques de club ayant parfois peu de rapports avec les impératifs de fonctionnalité et, moins encore, de solidarité (Estèbe, 2008). Il faut saluer le test empirique du « théorème de décentralisation » effectué sur la dynamique des compétences intercommunales présenté ici par **Quentin Frère et Lionel Védrine**, mettant en balance les économies de taille et l'hétérogénéité des préférences des citoyens, même si, à mon sens, cette dernière notion est assez problématique. L'une des difficultés majeures de la situation française est en effet que les choix relatifs aux intercommunalités, tant dans la définition de leurs périmètres

que dans leur architecture de compétences, se font largement en dehors du regard des citoyens de base, qui ne connaissent que leur maire et leur commune, et ignorent fréquemment le rôle désormais dominant de la structure intercommunale

La complexité de l'organisation territoriale des pouvoirs n'est pas propre à la France. Tous les pays développés se plaignent de systèmes devenus illisibles et générateurs de coûts de transaction excessifs. Ce qui est problématique en France n'est pas tant le nombre de niveaux superposés que la relative faiblesse de chacun de ces niveaux. Dans de nombreux domaines, nous sommes désormais un pays très décentralisé, mais avec des pouvoirs locaux faibles ! Sur le plan de l'urbanisme, du droit des sols, les communes ont un poids déterminant dans les décisions. Mais elles sont souvent insuffisamment dotées de moyens financiers et surtout humains leur permettant de faire face à ces tâches. Et cela vaut aussi pour de nombreuses intercommunalités. La configuration combinant des compétences théoriques fortes et des capacités pratiques limitées se traduit alors fréquemment par des pouvoirs de blocage plus que d'initiative. Les régions sont un bon exemple de ce contraste. L'étude très précise et utile de **Kim Antunez, Brigitte Baccaïni, Marianne Guérois et Ronan Ysebaert** sur les nouvelles régions nées en 2016 montre que les régions françaises ont désormais des poids démographiques (et économiques) comparables à ceux des *Länder* allemands. Mais les niveaux de ressources ne sont pas comparables. Dès lors la compétence « économique » désormais reconnue aux régions françaises n'a rien à voir avec la force de frappe desdits *Länder*. Au passage, on peut d'ailleurs s'interroger sur l'urgence et la logique de cette réforme régionale. Les économies d'échelle à en attendre sont peu claires, compte tenu des compétences des régions. Quant aux préférences des citoyens, elles ne semblent guère avoir été prises en compte. Il n'est donc pas sûr que cette réforme illustre bien le théorème de « décentralisation optimale » d'Oates, qui est au cœur de l'étude de Frère et Védrine. Mais attendons de voir…

Un des problèmes majeurs de l'architecture française des pouvoirs locaux est ainsi le déficit démocratique. Ce point concerne surtout les intercommunalités, qu'il s'agisse des métropoles ou des territoires peu denses. Ces regroupements ont permis de rapprocher les niveaux de la gestion publique des espaces de vie effectifs des habitants, des bassins de vie et d'habitat. Et presque tous les observateurs s'accordent pour reconnaître le caractère positif de cette évolution. Mais ce sont des structures de second degré, assez opaques pour les citoyens. L'élection au suffrage universel direct de leurs présidents ou présidentes est une réforme sans cesse repoussée. Or on peut faire l'hypothèse que ce déficit se traduit dans une moindre légitimité et donc une moindre force d'impact de l'exécutif local (mais on aimerait évidemment pouvoir tester cette analyse). On le mesure du reste *a contrario* lorsque le pouvoir d'agglomération est fortement incarné.

***

S'agissant des processus géographiques et sociaux de fond, la figure dominante dans le débat public est aujourd'hui, on l'a dit, celle de l'opposition entre la France des métropoles et celle des « périphéries » plus moins déclassées. Que faut-il en penser ? La France est-elle vraiment sur la voie d'une grande divergence, comme celle que décrivent, de manière convaincante, Moretti ou Giannone pour les Etats-Unis (Moretti, 2013 ; Giannone, 2017) – sans même parler du gouffre qui se creuse entre les métropoles et les régions non-métropolitaines dans nombre de pays émergents ?

S'agissant d'abord de la réalité et de la portée de la métropolisation en France, une polémique a opposé récemment différents économistes, dont Laurent Davezies, à d'autres chercheurs, ces derniers contestant notamment l'idée de « surproductivité » des métropoles, trop dépendante des conventions de calcul des PIB locaux (Bouba-Olga & Grossetti, 2015). Bouba-Olga a fait aussi remarquer qu'en valeur relative (notamment de l'évolution de l'emploi), certaines villes petites ou moyennes dament le pion aux métropoles, même les plus dynamiques. Toutefois, on ne peut pas contester que l'évolution de l'emploi a été nettement plus favorable dans les métropoles, qui ont mieux rebondi après la crise de 2008/2009. Ceci vaut pour l'emploi en général, mais encore plus nettement pour l'emploi salarié privé. Entre 2008 et 2016, l'emploi salarié privé a crû de 3.7 % dans les 15 premières métropoles labélisées comme telles (Grand Paris compris) contre 0.2 % pour le reste du territoire (AdCF, 2017). Or ce processus est d'autant plus remarquable qu'il ne va pas de soi. Lors des crises passées, notamment après 1993, la métropole parisienne avait souffert davantage, en PIB et en emploi, que le reste du pays. On est donc tenté de voir dans ce retournement le signe d'un nouveau régime de territorialisation de la croissance. La majorité des économistes y a vu l'illustration du rôle croissant des « économies d'agglomération ». Tout le problème est de préciser ce que recouvre ce terme. En général, les économistes invoquent l'efficience plus grande naissant du rassemblement massif de compétences, du croisement et du mélange de ces dernières entre elles (voir par exemple Combes & Gobillon, 2015 ; Combes *et al*., 2015, 2016). Pour ma part, sans nier cet aspect, je soulignerai aussi d'autres facteurs, comme la réduction d'incertitude et la flexibilité accrue que permettent pour les entreprises comme les ménages (surtout bi-salariés) les grandes tailles des marchés du travail métropolitains. Il serait intéressant de tester ces hypothèses, ainsi que d'autres, complémentaires (fonction de hub des métropoles, effets de cliquets comportementaux chez les jeunes venus faire des études universitaires). Quoiqu'il en soit, Bouba-Olga (2017) a raison de souligner la diversité des trajectoires possibles de développement, sans doute moins dépendantes qu'on ne le dit des effets de taille dans un petit pays comme la France où les infrastructures et les compétences sont largement réparties et accessibles sur une vaste portion du territoire.

À l'autre bout du spectre, toutes les données, et même la simple visite de nombreux territoires éloignés des sphères d'influence métropolitaines, révèlent l'existence de spirales de déclin, de déréliction même, tantôt sur de vastes zones, tantôt dans des bassins d'emploi plus locaux. Les écrivains, du reste, en rendent souvent mieux compte que les chercheurs (Kauffmann, 2013). J'ai déjà évoqué le succès dans l'opinion, et auprès des décideurs, des thèses de Christophe Guilluy. Ces thèses ont le mérite d'avoir attiré l'attention sur ces situations socio-économiques très précaires rencontrées dans une partie de la France dite « profonde », en rappelant que les quartiers dits difficiles de nos banlieues n'ont pas le monopole de cette précarité. Pour autant, l'image des « deux France » est, à mon sens, beaucoup trop simpliste pour être juste.

Primo, il faut noter que, si certaines métropoles vont bien, ce n'est pas le cas de toutes, loin de là. La dynamique des villes de l'Ouest et du Sud-Ouest ne se retrouve pas à l'Est (Lille, Strasbourg, Nancy, Grenoble, Nice). La métropole francilienne elle-même n'affiche pas des performances très brillantes, une partie de son potentiel de développement s'étant manifestement reporté sur les villes situées à une, deux ou trois heures de TGV, qui accueillent notamment les ménages quittant la capitale, attirés par un rapport coût-qualité de vie bien plus favorable en province. Le surplus de croissance de ces grandes villes ne creuse pas, du reste, des écarts énormes avec

le reste du pays, si l'on considère les stocks et non plus les flux : entre 2008 et 2016 l'évolution du poids relatif des 15 métropoles en termes d'emplois salariés privés par rapport à l'ensemble du pays est loin d'être fulgurante (+ 1,3 point). Il est vrai que ce décompte ne comprend pas les zones périurbaines situées hors périmètre strict des métropoles, zones qui sont les grandes gagnantes de la croissance récente. Quant aux territoires non métropolitains, ceux de la France des villes moyennes et des petits bourgs, ceux des zones peu denses – qui ne sont plus vraiment rurales, tant les modes de vie et les structures d'activités s'y rapprochent de celles de la France urbaine dense – leurs trajectoires sont étonnamment diverses. On y trouve les territoires en très grande difficulté, surtout concentrés dans le quart Nord-Est, mais aussi de nombreux bassins d'emplois et de vie dynamiques. Certaines zones peu denses, surtout dans la diagonale qui va de la frontière belge au Massif central semblent enfermées dans des trappes dont, malgré les amortisseurs que constituent les transferts sociaux ordinaires, il sera difficile de sortir à moins d'un effort de solidarité massif et spécifique de la collectivité nationale – d'autant plus que nombre de ces territoires semblent frappés par la double peine de la crise industrielle et du manque d'attractivité, en ces temps d'héliotropisme résidentiel. Mais il y a aussi des territoires peu denses, continus ou discontinus, qui vont bien. Globalement, du reste, le numéro de 2008 de la revue notait déjà la résorption des écarts de revenus (en moyenne) entre les espaces périurbains et ruraux et les pôles urbains (à l'exception de l'Île de France) (Behaghel, 2008).

Secundo, il est essentiel de rappeler que, si fracture sociale il y a, celle-ci traverse les divers espaces métropolitains et non métropolitains, denses et peu denses. Antunez *et al.* rappellent dans leur article que les régions françaises ont des profils relativement voisins (encore plus, ce qui est logique, depuis les regroupements récents), et que les inégalités y sont plus internes qu'externes. Ceci est cohérent avec la tendance de longue durée qui est celle de la croissance des inégalités locales, internes aux agglomérations et aux territoires locaux, sur fond d'une relative homogénéisation à l'échelle nationale, cette dernière s'expliquant notamment par les vastes mécanismes de redistribution publique et privée qui irriguent notre pays. Grosso modo, plus on zoome, plus les inégalités sont fortes. À cet égard, la contribution de **Jean-Michel Floch** sur les inégalités et la ségrégation dans douze métropoles, utilisant les données du fichier *Filosofi* qui apparie revenus fiscaux et sociaux à l'échelle d'un carroyage géographique très fin, est très parlante. Son objet est d'illustrer la complexité et la variété des *patterns* d'inégalités, de mixité et de ségrégation dans nos grandes villes. Mais l'article rappelle aussi que si ces villes, et l'agglomération parisienne au premier chef, connaissent des concentrations sans équivalent de riches, retranchés dans leurs citadelles d'« entre-soi », elles sont également marquées, y compris en cœur d'agglomération, par une surreprésentation des ménages pauvres. À l'échelle du pays, les ménages à faibles revenus sont ainsi surreprésentés dans les villes des métropoles, particulièrement à Marseille, Lille, Montpellier et même à Paris. Globalement, le taux de pauvreté[1] est d'ailleurs beaucoup plus élevé en ville qu'à la campagne et les quartiers populaires des grandes villes restent de loin les principaux foyers de pauvreté. Loin de constituer l'espace homogène des « nouvelles élites », des « gagnants de la mondialisation », les métropoles sont des espaces composites où coexistent des trajectoires de vie et d'activité très diverses. On souhaiterait d'ailleurs disposer sur le reste du territoire, ou du moins sur un échantillon de zones peu denses, d'une analyse aussi fine que celle de la contribution de Floch.

1. Qui correspond à la proportion de ménages dont le niveau de vie est inférieur à 60 % du niveau de vie médian.

Le discours sur les « deux France » ne résiste donc pas à l'analyse. D'un côté, il y a beaucoup plus que deux France : il y a des France multiples, très diverses. D'un autre côté, on peut dire aussi qu'il n'y a qu'une France, parcourue par toutes sortes de flux, striée par de multiples divisions mais aussi rassemblée par une solidarité nationale qui demeure forte. Une comparaison montre que la France, nettement moins inégale au plan des revenus et du patrimoine que les États-Unis ou la Grande Bretagne (Rapport sur les inégalités mondiales, 2018) est aussi moins inégale géographiquement. Même la fameuse corrélation entre les votes extrêmes (FN en particulier) et la coupure entre métropoles et périphéries ne résiste pas à une analyse approfondie (Gilli *et al.*, 2017).

En termes de politiques publiques, les implications sont claires. Plutôt que d'opposer les territoires, ou même de spécialiser les politiques par tranches démographiques (hier les métropoles, aujourd'hui les villes moyennes), il faut révéler, affirmer et renforcer tout ce qui contribue à la solidarité de fait entre les métropoles et les autres territoires. De nombreux travaux ont commencé à explorer les formes multiples d'interaction entre métropoles et territoires avoisinants, mettant en évidence des dynamiques assez variées (Davezies & Talandier, 2015 ; Levratto *et al.*, 2017). On pourrait franchir un pas supplémentaire, en distinguant les métropoles agglomérées stricto sensu, et un mouvement plus diffus de « métropolisation partagée », qui touche en réalité une très large partie du pays (en termes de population, sinon de surface). Ce mouvement se manifeste à la fois par la convergence des modes de vie et de consommation et par un fonctionnement en réseau inter-métropolitain qui se superpose au fonctionnement local des bassins de vie et d'emploi, amenant progressivement notre pays à fonctionner comme une métropole distribuée en devenir (Veltz, 2012). Défendre cette thèse n'est pas décrire une France où tout irait bien, où les fractures sociales seraient miraculeusement dissoutes. Mais c'est refuser de considérer que ces fractures sociales, qui sont réelles, se confondent simplement avec celles de la géographie.

***

Le récit binaire de la géographie qu'on vient d'évoquer est souvent lié, dans le discours dominant, à une autre opposition : celle des « gagnants » et des « perdants » de la mondialisation. Notre époque est celle d'une angoisse générale et diffuse sur le devenir des emplois, donc des territoires, face aux progrès conjoints de la robotisation et de l'ouverture économique, risquant de saper la base économique d'existence des classes moyennes et de précipiter, par la bipolarisation des qualifications, l'avènement d'une « société en sablier ». Cette troisième question, celle des transformations de l'emploi, des qualifications et des impacts de ces changements sur les territoires, est de loin la plus complexe, dès lors qu'on cherche à dépasser le stade descriptif pour comprendre les causes et les dynamiques des processus impliqués. Comment démêler en effet les rôles de facteurs aussi imbriqués dans leurs résultats et interdépendants dans leurs causes que le changement technique (*grosso modo*, l'automatisation différentielle des tâches) et l'internationalisation des chaînes de valeur (*grosso modo*, les effets de substitution liés au commerce dit international) ? On sait que les économistes sont loin d'être tous d'accord sur ces sujets et que les controverses sont multiples. De plus, les travaux empiriques sont nettement plus nombreux aux États-Unis (dont la situation n'est que partiellement comparable à la nôtre) qu'en France. On lira donc avec un intérêt particulier les courageuses études de **Pauline Charnoz et Michael Orand**, visant à tester l'hypothèse d'un effet spécifique de l'informatisation sur l'érosion des tâches routinières correspondant aux

qualifications et aux salaires du milieu du spectre, et d'**Hugues Jennequin, Luis Miotti et El Mouhoub Mouhoud,** se proposant de construire un indicateur de vulnérabilité aux risques de délocalisation en partant d'une typologie sectorielle.

Le constat d'une polarisation des qualifications aux deux extrémités du champ des salaires et des diplômes et le lien entre cette polarisation et le changement technique, dans l'esprit du courant de recherche dit *Skill-Biased Technical Change*, semble désormais établi de manière robuste, même s'il reste parfois contesté. L'étude de Charnoz et Orand publiée dans ce numéro confirme que la France n'échappe pas à cette polarisation. S'appuyant sur la méthodologie proposée par Autor et Dorn (2013), elle converge avec d'autres études récentes, comme celle de Harrigan *et al.* (2016) menée sur données de panel. De fait, au cours des deux dernières décennies, les cadres et les employés non qualifiés ont été les principaux moteurs de développement de l'emploi dans les territoires (Bisault, 2017). Resterait à voir en détail comment ceci impacte la dynamique d'ensemble de notre territoire national. A priori, la polarisation renforce la métropolisation, en raison de la concentration des qualifications élevées dans les grandes villes, dans les bureaux d'études, centres d'ingénierie, pôles décisionnels. Mais elle se traduit aussi par une montée de la demande en qualification des emplois dans les zones non-métropolitaines, y compris dans les usines en cours de modernisation, créant des tensions que la reprise d'activité manufacturière actuellement en cours (fin 2017) illustre parfaitement, de nombreux employeurs se plaignant de ne pas trouver la main d'œuvre dont ils ont besoin, y compris dans des territoires de chômage élevé.

Ceci met en lumière une différence fondamentale entre la période de croissance des « trente glorieuses », qui avait su recycler de manière assez fluide les jeunes (garçons et filles) issus du monde artisanal et paysan vers l'industrie puis les services, et la période actuelle. Dans les décennies d'après-guerre, la marche de qualification à franchir pour passer de l'ancien monde au nouveau monde était peu élevée, et la transition avait pu se réaliser sans grandes mobilités géographiques, l'industrie venant à la rencontre de la nouvelle offre de travail en quittant les grandes villes pour les régions rurales, en particulier dans le grand Bassin Parisien. Aujourd'hui, la mutation est nettement plus difficile à absorber, car le saut de qualification à franchir est beaucoup plus élevé, et il y a un décalage géographique croissant. La régulation des tensions ne peut donc passer que par une élévation des compétences, appuyée sur un effort de formation massif, et/ou une mobilité géographique. Mais cette dernière reste globalement assez faible (même si elle augmente légèrement pour les générations les plus jeunes), comme le rappelle le dernier article du numéro, celui d'**Henri Martin**, qui présente une très intéressante typologie des parcours et enchaînements migratoires. Et surtout elle reste spécialement difficile pour les personnes les moins dotées en ressources financières et culturelles, aggravant de ce fait même les situations d'impasse voire d'abandon perçues dans certains territoires, qui sont à la fois particulièrement touchés par les mutations en cours et particulièrement mal outillés pour y faire face.

Ces évolutions technologiques, disons-le au passage, sont trop souvent présentées comme relevant d'une sorte de fatalité mécanique, alors qu'elles dépendent essentiellement de choix d'organisation des firmes, qui peuvent décider d'automatiser plus ou moins, selon des paramètres économiques et sociaux spécifiques et variables d'un pays à l'autre, voire d'un site à l'autre. Quant à leurs effets macro-économiques, ils dépendent avant tout du partage social des gains de productivité et donc de la nature plus ou moins inégalitaire de la répartition. Ils se combinent d'autre part étroitement

avec les effets de la mondialisation, de l'ouverture internationale des marchés et des systèmes productifs. Et c'est là que les choses se compliquent vraiment.

Il importe d'abord de rappeler que les « délocalisations », au sens où l'entend l'opinion publique – c'est-à-dire le choix de fermer tout ou partie d'un site français pour aller produire la même chose ailleurs, moins cher – ne représentent qu'une facette très secondaire des mouvements observés, comme le montrent clairement divers travaux cités par Jennequin *et al.* (Aubert & Sillard, 2005 ; Fontagné & D'Isanto 2013). Les « délocalisations » relèvent le plus souvent de mouvements de recomposition complexe des chaînes de valeur, où la recherche de la proximité des marchés, et des canaux spécifiques pour y accéder, ou encore la recherche de flexibilité jouent un rôle globalement supérieur à celui de la recherche des bas coûts de main d'œuvre. Du reste, les échanges internationaux qui croissent le plus vite ne sont pas les échanges au sein des secteurs à haute intensité de travail peu qualifié, selon l'image le plus répandue de la mondialisation, mais les échanges de biens intensifs en technologie. L'internationalisation des grands groupes qui continuent à tirer notre économie (par la sous-traitance notamment) a ainsi été motivée surtout par la conquête des marchés extérieurs. Cette question des impacts de l'internationalisation, et en particulier de la montée des pays émergents et de la Chine, est sans doute celle où la divergence entre les vues des experts et celles du grand public est la plus forte. Longtemps, l'orthodoxie économique a même été de considérer ce facteur comme négligeable dans la montée du chômage et dans la pression sur les salaires. Les choses ont changé avec la prise en considération des chaînes de valeur transnationales très fragmentées qui, incontestablement, mettent directement en compétition des travailleurs des pays développés avec des travailleurs du Sud. Elles ont changé aussi avec le constat que cette concurrence ne s'exerçait pas de manière indifférenciée sur des économies nationales vastes et homogènes, mais sur des bassins d'emplois spécifiques, créant alors des chocs locaux difficilement absorbables pour les raisons déjà évoquées plus haut (trappes de chômage, rigidité des qualifications, faible mobilité). Une étude récente de Clément Malgouyres, utilisant la méthode d'Autor *et al.* dans leur travail pionnier sur l'impact du commerce avec la Chine aux États-Unis (Autor *et al.*, 2013), conduit à estimer la perte d'emplois en France résultant des importations chinoises à 14 000 pour la période 1995-2001 et à 73 000 pour la période 2001-2007 – ceci dans l'industrie, à quoi il faut ajouter des pertes sans doute supérieures dans les secteurs de services induits (Malgouyres, 2016). On reste, on le voit, très loin des chiffres du chômage. Mais ce n'est nullement négligeable, surtout si on tient compte de la concentration géographique.

S'agissant toujours des « délocalisations » – il vaudrait d'ailleurs mieux, à mon sens, éviter le terme, tant il est porteur d'ambiguïtés et d'idées fausses – il faut aussi rappeler que la bonne santé de notre économie dépend au premier chef de la proportion d'emplois « délocalisables », précisément, c'est-à-dire exposés à la concurrence internationale, emplois en moyenne plus productifs et mieux payés que les emplois non exposés à cette concurrence. Il serait intéressant à cet égard de rapprocher l'analyse proposée par Jennequin *et al.* des travaux menés par Frocrain et Giraud (2016) sur la base d'une distinction entre « emplois nomades » et « emplois sédentaires » (ou, dans une autre version : « exposés » et « abrités »), les premiers étant ceux qui sont échangeables au-delà des frontières, les seconds étant ceux qui ne sont en concurrence qu'avec des emplois co-localisés. Les méthodes sont, il est vrai, très différentes, mais complémentaires. L'étude de Jennequin *et al.* ici publiée est restreinte au secteur manufacturier et part d'une typologie en quatre grands groupes, l'indice de vulnérabilité étant construit à partir de la relation entre évolution de l'emploi et

importations. L'approche de Frocrain et Giraud définit les secteurs exposés à partir d'une analyse géographique de la dispersion des emplois sur le territoire, partant de l'idée que plus cette dispersion est grande, proche de celle de la population, plus on a affaire à des emplois sédentaires. Une des surprises de cette approche a été la mise en évidence d'une part élevée d'emplois de services dans les emplois exposés, ce qui est cohérent avec la part croissante des services dans le commerce international et les chaînes de valeur transnationales. Et le résultat principal est que l'emploi exposé est à la fois minoritaire et en recul : il est passé en France de 30 % à 26.8 % de l'emploi total entre 1999 et 2013. Le secteur abrité étant, à l'inverse, le véritable moteur de l'emploi. C'est, en un sens, rassurant du point de vue du risque de délocalisation, mais c'est aussi inquiétant du point de vue de la compétitivité globale du pays. Là encore, les politiques publiques doivent être capables de jouer sur plusieurs tableaux : doper la compétitivité, en accroissant le nombre d'emplois exposés, augmenter la qualité des emplois sédentaires, et mieux anticiper les crises locales, pour mieux les gérer. Plus facile à dire qu'à faire !

***

La France, comme tous les pays développés, est engagée dans une série de transitions (mondialisation, numérisation, financiarisation, mutations des comportements, émergence de nouveaux modèles énergétiques, alimentaires, agricoles, sanitaires, éducatifs) dont nous peinons à saisir la cohérence. Des récits éclatés, généralement chargés d'inquiétudes, n'arrivent pas à se combiner pour former un récit global. Or, à l'évidence, tous ces changements sont liés entre eux et des trajectoires globales se dessinent, différentes de celles des autres pays, même les plus proches. Dans ces trajectoires, les territoires ne sont pas seulement des espaces passifs où se projettent les changements sociaux, économiques, culturels. Ils sont acteurs à part entière. Leurs ressorts locaux et leurs configurations d'ensemble orientent les dynamiques nationales. Par exemple, l'opposition globale entre la région londonienne et le reste de l'Angleterre, qui a pesé très lourd sur le *Brexit*, ne se retrouve pas en France, qui est sans doute protégée de ce type de fracture par la couronne de métropoles dynamiques qui maillent le territoire. Par exemple, encore, la densité du maillage urbain allemand, l'existence outre-Rhin d'un réseau horizontal de grandes villes plutôt complémentaires et spécialisées – à l'inverse du réseau français, plus vertical, moins spécialisé – l'ancrage territorial plus fort des firmes, y compris des plus grandes, sont autant de facteurs intimement liés à la forme de compétitivité de l'économie allemande. Ces fortes spécificités du modèle territorial, héritées de l'histoire, que l'on retrouve aussi en Italie, en Espagne, constituent d'ailleurs une des difficultés de la construction européenne. Nos dirigeants ont compris progressivement que les politiques sectorielles (politique « industrielle », formation professionnelle, éducation, santé) ne pouvaient pas faire abstraction de cette dimension territoriale – même si l'idée de la norme universelle reste chez nous prégnante. Pour comprendre cette dimension systémique, et éclairer utilement les choix publics, les économistes, les statisticiens, les spécialistes de la quantification en général, les sociologues, les politistes, les géographes doivent travailler ensemble, sortir de leurs chapelles respectives. Les chantiers sont vastes. Permettez-moi pour finir d'en évoquer deux.

Le premier concerne nos catégories de classification et de lecture du monde. La distinction tellement fondatrice de notre vision du monde économique entre « industrie » et « services » doit désormais être sérieusement questionnée (voir notamment Crozet & Millet, 2014 ; Fontagné *et al.*, 2014). J'ai avancé l'idée du passage vers une société « hyper-industrielle » (Veltz, 2017), d'abord pour récuser fermement l'idée

de société post-industrielle, mais aussi et surtout pour prendre acte du double fait suivant : 1) les firmes et les acteurs des deux grands secteurs (secondaire et tertiaire) s'interpénètrent de plus en plus, 2) via les plates-formes et les nouveaux modèles d'affaires, l'économie toute entière, secteur manufacturier compris, tend à devenir « servicielle », si on m'accorde ce néologisme, la création de valeur étant désormais centrée sur la connaissance fine des usages et des expériences. L'économie marchande – qui par ailleurs s'hybride de manière croissante avec l'économie non-marchande – se présente ainsi de plus en plus comme un continuum mouvant plutôt que comme un ensemble de filières bien séparées. L'enjeu ici n'est pas seulement celui d'une autre vision statistique et comptable des choses. Il est aussi et d'abord celui des politiques publiques qui doivent désormais prendre en compte ce continuum. Pour ne prendre qu'un exemple, le déficit de compétitivité de notre industrie ne peut pas être compris en limitant les comparaisons au seul champ manufacturier, nos exportations de biens physiques intégrant un bon tiers de services achetés sur le territoire national. Enfin, il me semble que dans ces continuums industrie-services-numérique, de nouvelles formes de division du travail mais aussi de coopération entre les pôles métropolitains denses et leurs périphéries peu denses pourraient émerger, l'industrie manufacturière se trouvant aujourd'hui principalement hors des métropoles (mais pourrait y revenir partiellement avec des unités plus petites et « propres ») alors que les services marchands et les supports technologiques amont sont surtout localisés dans les grandes agglomérations. De même, les nouvelles formes de production d'énergie, d'alimentation, de services éco-systémiques divers (recyclage, notamment) pourraient servir de bases pour des synergies inédites entre les deux types d'espaces.

Le deuxième défi est celui du passage d'une analyse centrée sur les stocks et les données localisées à une analyse centrée sur les flux, les échanges et les relations entre les lieux. Force est de constater qu'en dehors des données sur les migrations quotidiennes et des données (encore lacunaires) sur les migrations résidentielles et sur les parcours de vie des personnes, ces données quantitatives sur les flux et les échanges restent maigres. Or notre territoire, qu'il soit local, national, ou international est de moins en moins représentable comme un ensemble d'entités juxtaposées et de poupées russes gentiment emboîtées. C'est un monde où les échelles se télescopent, où l'arrière-pays de Paris ou de Lyon est à Shenzen, à Boston ou à Amsterdam autant et parfois plus que dans la province proche. Le formidable bond en avant de la connectivité est le phénomène central. Il n'élimine pas les effets de proximité, mais il les réarrange au sein de structures plus complexes, dont la topologie n'épouse plus la topographie. Nous entrons dans un monde de pôles et de réseaux enchevêtrés sur lequel nos données restent très parcellaires, et surtout qualitatives. Les travaux menés par les géographes, mettant en avant les aspects relationnels des systèmes urbains (Berroir *et al.*, 2017) mériteraient à cet égard d'être fortement amplifiés et relayés par les économistes. Voilà de quoi alimenter de futurs numéros d'*Economie et statistique / Economics and Statistics*, qui pourraient s'appeler « Territoires des flux *vs* territoires des places » ou « La France et l'Europe comme systèmes de relations et d'échanges ». □

BIBLIOGRAPHIE

Association des communautés de France (ACdF) (2017). Métropoles : quels effet d'entraînement sur les autres territoires ? *Newsletter*, 08/12/2017.

Aubert, A. & Sillard, P. (2005). Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française. Insee-Références, *L'Economie Française : comptes et dossier*, pp. 57–89.

Autor, D. H. & Dorn, D. (2013). The Growth of Low-Skill Service Jobs and the Polarization of the US Labor Market. *The American Economic Review,* 103(5), 1553–1597.
http://dx.doi.org/10.1257/aer.103.5.1553.

Autor, D., Dorn, D. & Hanson, G. (2013). The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States. *The American Economic Review*, 103(6), 2121–2168.
doi: 10.1257/aer.103.6.2121

Behaghel, L. (2008). La dynamique des écarts de revenu sur le territoire métropolitain (1984-2002). *Economie et statistique*, N°415-416, 97–120.
doi: 10.3406/estat.2008.7022

Berroir, S., Cattan, N., Dobruszkes, F., Guérois, M., Paulus, F. & Vacchiani-Marcuzzo, C. (2017). Les systèmes urbains français: une approche relationnelle. *Cybergeo : Revue européenne de géographie*, document 807.
doi: 10.4000/cybergeo.27945 2017

Bisault, L. (2017). Cadres et employés non qualifiés : les deux moteurs de l'emploi des territoires. *Insee Première* N° 1674.

Bouba-Olga, O. (2017). *Dynamiques territoriales, éloge de la diversité.* Poitiers : Éditions Atlantique.

Bouba-Olga, O. & Grossetti, M. (2015). La métropolisation, horizon indépassable de la croissance économique ? *Revue de l'OFCE*, 143, 117–144.

Combes, P-Ph., Gobillon, L (2015). The empirics of agglomeration economies. In: Duranton *et al*. (eds.), *Handbook of Urban and Regional Economics*, vol. 5, 247–348. Amsterdam: Elsevier-North Holland.

Combes, P-Ph., Gobillon, L. & Lafourcade, M. (2015). Gains de productivité statiques et d'apprentissage induits par les phénomènes d'agglomération au sein du Grand Paris – Phase 1. *Document de travail* Cepremap N° 1504
http://www.cepremap.fr/depot/docweb/docweb1504.pdf

Combes, P-Ph., Gobillon, L. & Lafourcade, M. (2016). Gains de productivité statiques et d'apprentissage induits par les phénomènes d'agglomération au sein du Grand Paris – Phase 2. *Document de travail* Cepremap N° 1602.
http://www.cepremap.fr/depot/docweb/docweb1602.pdf

Crozet, M. & Millet, E. (2014). Vers une industrie moins… industrielle. *La Lettre du CEPII*, N° 341.

Davezies, L. (2012). *La crise qui vient. La nouvelle fracture territoriale.* Paris : Le Seuil, coll. La république des idées.

Davezies, L. & Talandier, M. (2015). *L'émergence de systèmes productivo-résidentiels*. Paris : La Documentation française.

Estèbe, Ph. (2008). *Gouverner la ville mobile. Intercommunalité et démocratie locale.* Paris : PUF.

Fontagné, L., Mohnen, P. &Wolff, G. (2014). Pas d'industrie, pas d'avenir ? *Notes du CAE* N° 13.

Fontagné, L. & D'Isanto, A. (2013). Chaînes d'activité mondiales : des délocalisations d'abord vers l'Union européenne. *Insee Première* N° 1451.
https://www.insee.fr/statistiques/fichier/version-html/1281310/ip1451.pdf

Frocrain, Ph. & Giraud, P-N (2016). *Dynamique des emplois exposés et abrités en France, La fabrique de l'industrie*. Paris : Presses des Mines.

Giannone, E. (2017). Skill-Based Technical Change and Regional Convergence. *EconPaper* N° 190, 2017 Meeting Papers.
home.uchicago.edu/~elisagiannone/files/JMP_ElisaG.pdf

Gilly, F., Jeanbart, B., Pech, T. & Veltz, P. (2017). Élections 2017 : pourquoi l'opposition métropoles-périphéries n'est pas la clé. *Terra Nova*, Note novembre.
http://tnova.fr/notes/elections-2017-pourquoi-l-opposition-metropoles-peripheries-n-est-pas-la-cle

Guilluy, C. (2014). *La France périphérique.* Paris : Flammarion.

Harrigan, J., Reshef, A. & Toubal, F. (2016). The March of the Techies: Technology, Trade and Job Polarization in France, 1994-2007. NBER *Working Paper* N° 22110.
doi: 10.3386/w22110

Kauffmann, J-P (2013). *Remonter la Marne.* Paris : Le Livre de Poche.

Laboratoire sur les inégalités mondiales (2017). *Rapport 2018 sur les inégalités mondiales.* Décembre 2017.
http://wir2018.wid.world/files/download/wir2018-summary-french.pdf

Levratto, N., Carré, D., Brunetto, M. & Tessier, L. (2017). Analyse du lien entre les métropoles et les territoires avoisinants. Étude pour la Caisse des dépôts, Commissariat général à l'égalité des territoires, France Stratégie.

Malgouyres, C. (2016). The Impact of Chinese Import Competition on the Local Structure of Employment and Wages: Evidence from France. *Journal of Regional Science*, 57, 411–441.
doi: 10.1111/jors.12303.

Moretti, E. (2013). *The New Geography of Jobs.* New-York: First Mariner Books.

Veltz, P. (2012). *Paris, France Monde.* Paris : Éditions de l'Aube.

Veltz, P. (2017). La société hyper-industrielle. Paris : Seuil, coll. La république des idées.

Disparités et discontinuités territoriales dans la France des nouvelles régions : une lecture multi-scalaire et multidimensionnelle

Disparities and territorial discontinuities in France with its new regions: A multiscalar and multidimensional interpretation

Kim Antunez*, Brigitte Baccaïni, Marianne Guérois*** et Ronan Ysebaert*****

Résumé – Depuis le 1er janvier 2016, les 22 régions métropolitaines ont fusionné pour former 13 nouvelles régions. Le déploiement de politiques publiques dans ces régions aux compétences renforcées amène à s'interroger sur la manière dont la fusion conduit ou non à la réduction des disparités territoriales. Nous analysons ces disparités à partir de 5 indicateurs sociodémographiques. Plusieurs maillages géographiques sont mobilisés : les nomenclatures des unités territoriales statistiques européennes (NUTS) et les zones d'emploi françaises. Les principales caractéristiques des nouvelles régions dans un contexte national et européen sont mises en évidence à l'aide de méthodes d'analyse statistique et spatiale des données. Les contrastes interrégionaux sont relativement faibles en France en comparaison de ceux prévalant dans les autres États européens. Les principales discontinuités se situent davantage entre États qu'entre régions d'un même État. Au niveau national, certaines régions fusionnées apparaissent relativement homogènes (Nouvelle Aquitaine, Bourgogne-Franche-Comté et Normandie) par rapport à d'autres, plus contrastées (Hauts-de-France, Occitanie, Auvergne Rhône-Alpes et Grand Est). Les principales ruptures territoriales s'observent au sein même des régions et non entre elles.

Abstract – *Since 1 January 2016, the 22 French metropolitan regions have merged to form 13 new regions. The deployment of public policies in these regions with enhanced areas of jurisdiction leads us to wonder about the way in which the merger leads to the reduction of territorial disparities or not. We analyse these disparities using 5 sociodemographic indicators. Several geographical levels are mobilised: the European Nomenclature of Territorial Units for Statistics (NUTS) and the French employment zones. The main characteristics of the new regions in a national and European context are highlighted using statistical and spatial data analysis methods. Inter-regional contrasts are relatively low in France, in comparison with those prevailing in other European States. The main discontinuities are to be found more between countries than between regions within a country. At the national level, some merged regions appear relatively homogeneous (Nouvelle-Aquitaine, Bourgogne-Franche-Comté and Normandie) compared to others more contrasted (Hauts-de-France, Occitanie, Auvergne-Rhône-Alpes and Grand Est). The main territorial discontinuities are observed within the same regions and not between them.*

Rappel :

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

Codes JEL / JEL Classification : C21, C81, R11
Mots-clés : territoires, cohésion, Europe, discontinuités territoriales, disparités territoriales, réforme territoriale, nouvelles régions, analyse spatiale
Keywords: Territories, cohesion, Europe, territorial discontinuities, territorial disparities, territorial reform, new regions, spatial analysis

** DREES (kim.antunez@sante.gouv.fr)*
*** CGET(brigitte.baccaini@cget.gouv.fr)*
**** UMS RIATE (marianne.guerois@univ-paris-diderot.fr ; ronan.ysebaert@cnrs.fr)*
Kim Antunez était au CGET lors de la rédaction de cet article.

Reçu le 30 septembre 2016, accepté après révisions le 10 juillet 2017 https://doi.org/10.24187/ecostat.2017.497d.1928

L'ancien périmètre régional français, en vigueur de 1972 à 2015, trouve son origine chez Serge Antoine, un jeune énarque de la Cour des comptes, qui fut chargé par l'État, en 1956, du projet de découpage des régions. Au lendemain de la deuxième guerre mondiale, la France s'est en effet interrogée sur la pertinence de sa carte administrative devenue assez archaïque (le département ayant été conçu au lendemain de la révolution pour permettre aux habitants d'effectuer un aller-retour à leur chef-lieu en une journée de cheval). C'est ainsi que ce passionné de géographie proposa un découpage fondé sur des critères géographiques et statistiques (seuil minimal d'un million d'habitants par région, liens téléphoniques entre grandes villes, etc.), respectant toutefois les limites départementales existantes. À l'exception de la Corse, détachée de la région Provence-Alpes-Côte d'Azur en 1972, le découpage proposé par Serge Antoine, officialisé par deux décrets en 1959 et 1960, s'est maintenu jusqu'à la fin de l'année 2015.

En 2015, la réforme territoriale initiée par le gouvernement[1] transforme de nouveau l'architecture territoriale française. La France est en effet constituée d'une superposition d'échelons administratifs (communes, intercommunalités, départements et régions), ce qui implique selon les concepteurs de la réforme des compétences politiques et des financements à partager mais bien souvent aussi des redondances et donc une perte d'argent public. Ainsi, tout en renforçant le rôle des intercommunalités, la réforme substitue aux 22 régions métropolitaines existantes, à compter du 1er janvier 2016, 13 régions issues, pour 7 d'entre elles, de la fusion de régions sans modification des départements qui les composent et accroît dans le même temps leurs compétences (figure I). En effet, la loi du 2 mars

1. *via la loi n° 2015-29 du 16 janvier 2015 relative à la délimitation des régions, aux élections régionales et départementales et la loi n°2015-991 du 7 août 2015 portant sur la nouvelle organisation territoriale de la République (NOTRe)*

Figure I
Le nouveau découpage régional français

Champ : France métropolitaine.
Source : Insee.

1982 avait doté les régions de la clause générale de compétence qui leur octroyait un certain pouvoir d'initiative hors des domaines d'intervention spécifiquement prévus par la loi. Après une suppression en 2010 suivie d'une restauration en 2014, cette clause est finalement supprimée par la loi NOTRe pour les régions ainsi que pour les départements.

Ces deux échelons ne peuvent donc plus intervenir dans tous les domaines de l'action publique et la région est dorénavant dotée de compétences exclusives (développement économique, gestion des programmes européens, éducation / formation, aménagement, égalité de ses territoires, environnement et gestion des transports) qui sont des leviers d'action, en particulier pour limiter les inégalités territoriales. En matière de transports, s'agissant des services non urbains, des transports scolaires, de la desserte des îles françaises ou encore de la construction, les régions sont ainsi devenues seules compétentes, en lieu et place des départements, alors que l'aménagement et l'exploitation des gares publiques routières de voyageurs continuent de relever du département. Outre les transferts de compétence dans le domaine des transports, la région devient la collectivité territoriale responsable sur son territoire du développement économique et non plus seulement la collectivité chef de file de cette compétence, comme c'était le cas avant la réforme[2]. La région est désormais la seule responsable de l'élaboration de deux schémas majeurs prospectifs : le schéma régional de développement économique, d'innovation et d'internationalisation (SRDEII)[3] et un nouveau schéma régional de planification, le schéma régional d'aménagement, de développement durable et d'égalité des territoires[4] (SRADDET).

Les motivations ayant conduit à fusionner les régions ont cependant été, bien plus que dans les années 1950, davantage politiques et économiques que géographiques ou statistiques : il s'agissait avant tout de « *doter les régions françaises d'une taille critique qui leur permette d'exercer à la bonne échelle les compétences stratégiques qui leur sont attribuées, de rivaliser avec les collectivités comparables en Europe et de réaliser des gains d'efficience* » et ainsi de diminuer les dépenses publiques (projet de loi relatif à la délimitation des régions, aux élections régionales et départementales et modifiant le calendrier électoral, 17 juin 2014). Si l'atténuation des disparités entre territoires pouvait également être une motivation du législateur, les réflexions scientifiques qui ont été menées à ce sujet l'ont été pour la plupart a posteriori et ce critère n'a pas explicitement été pris en compte dans le choix des nouvelles régions (Jouen, 2015 ; Amabile *et al.*, 2015 ; Brière & Koumarianos, 2015). Il n'en reste pas moins important que soient documentés les effets de la fusion sur l'accentuation ou au contraire l'atténuation des inégalités inter et infra régionales, tant ces questions recouvrent des enjeux liés au renforcement des politiques publiques à l'échelon régional.

Dans cet article, les impacts territoriaux de la fusion de régions sont étudiés en recourant à plusieurs indicateurs sociodémographiques. La spécificité de cette analyse réside par ailleurs dans la mobilisation de plusieurs maillages géographiques, des nomenclatures des unités territoriales statistiques (NUTS) européennes au zonage infrarégional des zones d'emploi françaises. C'est en ce sens que l'on peut parler d'une lecture multi-scalaire et multidimensionnelle des disparités territoriales.

En se plaçant au niveau européen, il apparaît que les nouvelles régions, futures NUTS 1 françaises, affichent un poids démographique plutôt modeste au regard des autres NUTS 1, tandis que la fusion des régions a pour conséquence d'atténuer des contrastes interrégionaux qui ressortaient déjà comme plutôt modérés avant la réforme, en comparaison de la situation des autres États européens.

Au niveau national, les anciennes régions ayant fusionné au sein d'une même nouvelle région sont, selon les cas, relativement semblables (c'est le cas par exemple de la Nouvelle-Aquitaine) ou au contraire très différentes (c'est ici le cas par exemple des Hauts-de-France). Les disparités – c'est-à-dire les différences entre territoires – et les discontinuités territoriales – c'est-à-dire l'évaluation des écarts les plus significatifs entre territoires voisins – apparaissent plus fortes au sein même des régions qu'entre les régions, avec souvent une forte hétérogénéité entre zones d'emploi d'une même région et de fortes ruptures territoriales au sein même des régions.

---

2. Lors de la révision constitutionnelle de 2003, à l'article 72 il a été inscrit qu'« aucune collectivité territoriale ne peut exercer une tutelle sur une autre »*, mais il a été ajouté :* « cependant, lorsque l'exercice d'une compétence nécessite le concours de plusieurs collectivités territoriales, la loi peut autoriser l'une d'entre elles ou un de leurs groupements à organiser les modalités de leur action commune »*. C'est ainsi qu'une collectivité peut organiser les modalités d'action commune : elle est alors chef de file.*

3. Précédemment le schéma régional de développement économique (SRDE).

4. Voir pour plus de détails http://regions-france.org/observatoire-politiques-regionales/

Dans une première partie, cet article s'attachera à replacer les nouvelles régions dans le contexte européen, au sein de l'ensemble des régions constituant les 28 pays de l'UE. Il s'agira de mettre en regard l'importance des disparités entre régions françaises avec la situation dans les autres États membres. La seconde partie analysera, au niveau national, les effets de la recomposition régionale liée au passage de 22 régions métropolitaines à 13 sur les disparités et discontinuités territoriales.

Les nouvelles régions françaises dans le contexte européen : un poids démographique modeste et des contrastes régionaux modérés

La réforme de la carte territoriale a souvent été justifiée par des arguments externes et européens (Jouen, 2015) : en particulier, les régions françaises, plus petites que leurs homologues européennes (notamment les *Länder* allemands) n'atteindraient pas la taille critique suffisante dans la compétition internationale. Dans ce contexte, on étudiera le positionnement des nouvelles régions dans la hiérarchie des régions européennes et on cherchera à apprécier l'impact des nouveaux périmètres sur la mesure des contrastes interrégionaux français, au regard de ceux qui sont à l'œuvre dans les autres pays européens. Ces pistes de comparaison nécessitent au préalable de préciser la manière dont les nouvelles régions s'inscrivent dans la nomenclature NUTS.

Les nouvelles régions françaises, en doublant leur population, deviennent les futures NUTS 1 européennes

Au niveau européen, la définition harmonisée de la « région », pierre angulaire des statistiques communautaires, repose sur la Nomenclature des Unités Territoriales Statistiques (NUTS). Cette nomenclature se décline en quatre niveaux, depuis le NUTS 0 correspondant à l'État dans son ensemble, jusqu'au NUTS 3, niveau le plus fin[5]. Les États Membres de l'Union Européenne sont invités à proposer des mailles territoriales en suivant deux principes normatifs (Eurostat, 2016) :

- *Principe 1 : le règlement NUTS définit des seuils démographiques minimaux et maximaux pour la taille des régions NUTS*. Cette règle a pour objectif de rendre les régions comparables entre elles, dans la mesure du possible. Pour les NUTS 2, niveau privilégié des politiques régionales, la moyenne de la population des unités doit être comprise entre 800 000 habitants et 3 millions d'habitants, tandis que pour les NUTS 1, ces seuils varient entre 3 et 7 millions[6]. Il ne peut y avoir d'exceptions à ces seuils que pour des raisons géographiques, socio-économiques, historiques ou culturelles particulières.

- *Principe 2 : la NUTS privilégie les régions administratives (...) existant dans les États Membres*. Pour la mise en œuvre de politiques publiques, il semble en effet plus cohérent de gérer des fonds européens au niveau de régions qui disposent de compétences en matière d'aménagement du territoire, plutôt qu'à l'échelon de régions qui ne seraient que des constructions statistiques[7].

Cette nomenclature évolutive (versions 2003, 2006, 2010, 2013) se transforme au gré des réformes territoriales engagées par les États Membres, ce qui soulève de fait la question du choix de la bonne maille dans la nomenclature NUTS pour les nouvelles régions françaises[8]. En effet, la réforme a des conséquences importantes sur la population des régions, que l'on peut apprécier en comparaison de leurs voisines européennes (figures II-A et II-B) : au niveau des NUTS 2, si l'on fait abstraction du cas particulier des plus petits États où les NUTS 2 se confondent avec les limites nationales, les 22 régions de la France métropolitaine ressortaient déjà parmi les plus peuplées d'Europe, avec en moyenne 2.5 millions d'habitants (2.9 sans les DOM), juste derrière l'Italie

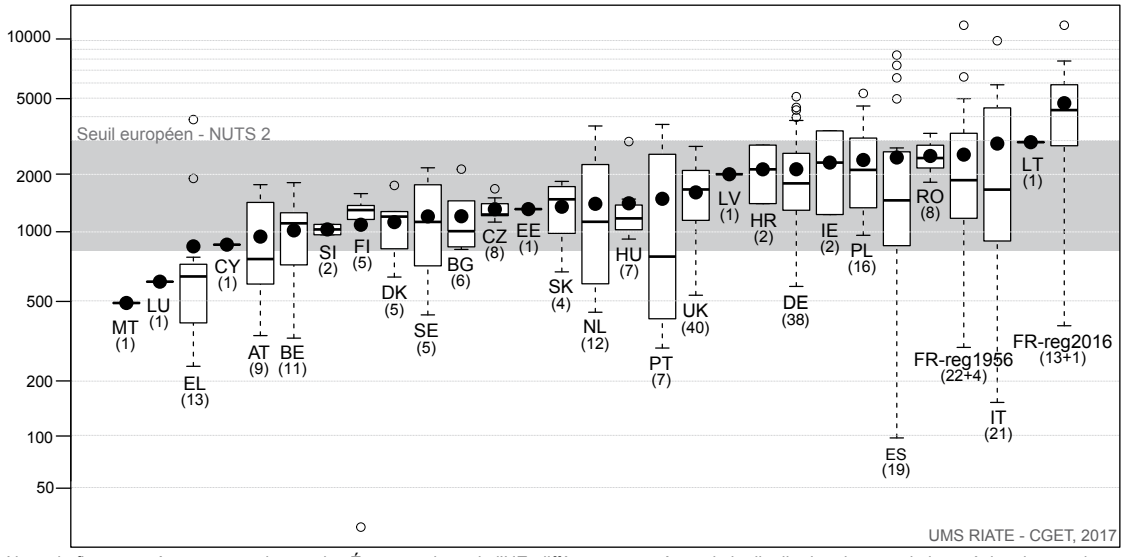
5. Dans certains petits pays toutefois, comme au Luxembourg et dans les Pays Baltes, la nomenclature NUTS n'enregistre pas de découpage infranational et les niveaux les plus fins se confondent avec celui de l'État.

6. Toutefois, même au sein de ces intervalles, l'hétérogénéité démographique peut être forte : certaines régions peuvent être particulièrement peuplées, en raison de la présence de grandes métropoles, tandis qu'à l'autre extrême, certaines régions pèsent très peu, en raison de l'existence de statuts spéciaux au sein de leur pays (c'est le cas notamment des îles Åland en Finlande, de la Corse en France ou de la Sardaigne en Italie), de situations particulières d'enclaves (Ceuta et Melilla en Espagne) ou de périphéries lointaines (l'Outre-mer français).

7. Il arrive cependant que ce niveau privilégié de la politique régionale (NUTS 2) ne corresponde pas à des mailles de gestion au sein des États. Par exemple, du fait des enjeux financiers considérables liés à cette politique, certains États Membres ont fait le choix d'une maille territoriale régionale qui maximise les chances de se situer dans les seuils d'éligibilité de la politique de Cohésion de l'Union Européenne. Un des cas les plus connu est celui de l'Irlande (Lagendijk, 2005) : alors que ce pays s'apprêtait à perdre sa dotation régionale au début des années 2000 en passant subitement de la classe statistique « défavorisée » à la classe « favorisée », l'initiative a été prise de diviser son territoire en deux parties – un nord pauvre et un sud riche – dont les limites territoriales sont complètement déconnectées des trois régions historiques irlandaises (Connacht, Leinster, Munster).

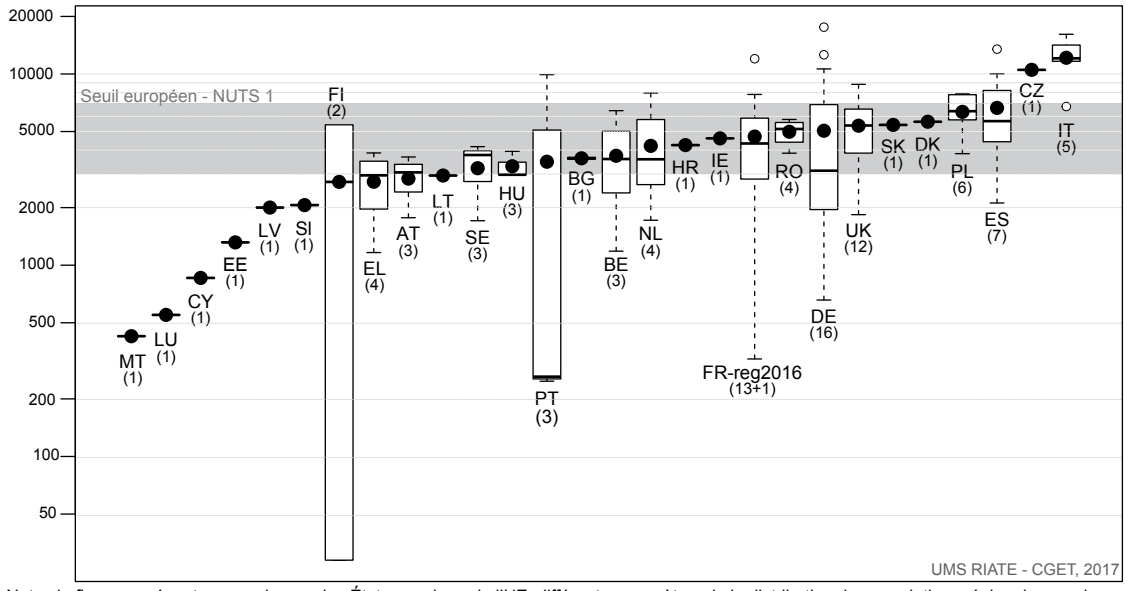
8. Jusqu'à présent, les quatre niveaux de NUTS correspondent en France au territoire national (NUTS 0), au découpage en 9 ZEAT (Zone d'études et d'aménagement du territoire, NUTS 1), aux 22 régions + 4 DOM (NUTS 2) jusqu'en 2011 et 5 DOM ensuite avec l'ajout de Mayotte, et enfin aux départements (NUTS 3).

Figure II-A
Poids des NUTS 2 européennes selon le critère de la population (2014)



Note : la figure représente, pour chacun des États membres de l'UE, différents paramètres de la distribution des populations régionales au niveau NUTS 2. Les bords inférieurs et supérieurs du rectangle représentent respectivement les premier et troisième quartiles (Q1 et Q3). La ligne horizontale à l'intérieur du rectangle correspond à la médiane et le rond noir à la moyenne. Les pointillés verticaux s'étendent de la valeur minimale à la valeur maximale des données tant que ce ne sont pas des valeurs extrêmes. Une valeur est considérée comme extrême (rond blanc) si elle est inférieure à Q1-(Q3-Q1) ou supérieure à Q3+(Q3-Q1). La zone grisée correspond aux seuils démographiques de la nomenclature NUTS considérée. Le nombre entre parenthèses donne le nombre de NUTS de l'État membre considéré. Les 28 États membres sont : la Belgique (BE), la Bulgarie (BG), la République tchèque (CZ), le Danemark (DK), l'Allemagne (DE), l'Estonie (EE), l'Irlande (IE), la Grèce (EL), l'Espagne (ES), la France (FR), la Croatie (HR), l'Italie (IT), Chypre (CY), la Lettonie (LV), la Lituanie (LT), le Luxembourg (LU), la Hongrie (HU), Malte (MT), les Pays-Bas (NL), l'Autriche (AT), la Pologne (PL), le Portugal (PT), la Roumanie (RO), la Slovénie (SI), la Slovaquie (SK), la Finlande (FI), la Suède (SE) et le Royaume-Uni (UK). Pour la France, FR-reg1956 désigne les anciennes régions françaises (22 en métropole et 4 DOM, hors Mayotte) et FR-reg2016 les futures NUTS 1 qui correspondent aux 13 nouvelles régions métropolitaines en vigueur depuis 2016 et une entité qui rassemble l'ensemble des Outre-mer ; ces dernières sont placées sur la figure à titre de comparaison. Nomenclature des unités territoriales statistiques NUTS 2 (version 2013) de l'UE28.
Lecture : L'Autriche (AT) compte 9 NUTS 2 (9 *Länder*). La population moyenne des NUTS 2 en Autriche est de 945 000 habitants, la population médiane de 722 000 habitants. La moitié des NUTS 2 compte entre 534 000 et 1 426 000 habitants (intervalle interquartile).
Source : Eurostat, 2016.

Figure II-B
Poids des NUTS 1 européennes selon le critère de population (2014)



Note : la figure représente, pour chacun des États membres de l'UE, différents paramètres de la distribution des populations régionales au niveau NUTS 1. Nomenclature des unités territoriales statistiques NUTS 1 (version 2013) de l'UE28.
Lecture : l'Autriche (AT) compte 3 NUTS 1. La population moyenne des NUTS 1 en Autriche est de 2 836 000 habitants, la population médiane de 3 057 000 habitants. La moitié des NUTS 1 compte entre 2 414 000 et 3 368 000 habitants (intervalle interquartile).
Source : Eurostat, 2016.

(2.9 millions), et devant d'autres grands États tels que la Pologne (2.4 millions), l'Allemagne (2.1 millions), ou encore le Royaume-Uni (1.6 million). Ces comparaisons ne sont toutefois pas exemptes d'effets de *MAUP (Modifiable Areal Unit Problem),* effets d'échelle et de zonage liés à l'influence du découpage spatial (Openshaw, 1984 ; annexe) comme l'illustre le cas du Royaume-Uni où plusieurs NUTS 2 correspondent à des districts urbains (notamment pour Londres, divisée en trois districts). Le nouveau découpage régional, du fait des fusions, fait passer les régions françaises dans la catégorie des NUTS 1. Les nouvelles régions françaises comptent en effet 4.7 millions d'habitants en moyenne (4.9 sans l'Outre-mer). Parmi les régions recomposées, seules la Bourgogne-Franche-Comté et la Normandie, avec respectivement 2.8 et 3.3 millions d'habitants, présentent des poids relativement modestes par rapport à l'ensemble des NUTS 1. La plupart des nouvelles régions comptent entre 5 et 6 millions d'habitants, ce qui les situe par exemple au niveau du Land de Hesse (Francfort), de la région de l'Angleterre de l'Est (*East of England*), de celle des *Midlands* de l'Ouest (*West Midlands*) au Royaume-Uni, ou encore de régions capitales telles que celle de Madrid. La région Auvergne-Rhône-Alpes (7.8 millions) rejoint, quant à elle, la taille (en termes de population) de grandes régions telles que celle de Londres (8.5 millions), de l'Ouest des Pays-Bas (7.9 millions), ou encore de Poludniowy qui rassemble la Silésie et la Petite Pologne dont Cracovie est le chef-lieu (7.9 millions).

Les nouvelles régions françaises constitueront les futures NUTS 1 à partir de 2018 (à la place des ZEAT[9]), tandis que les NUTS 2 correspondront toujours aux anciennes régions[10], mais n'auront plus de signification administrative. Comparées aux régions de niveau NUTS 1 des autres États européens les plus peuplés, les nouvelles régions françaises se situent en dernière position (Espagne 6.6 millions, Pologne 6.3 millions, Royaume-Uni 5.4 millions, Allemagne 5 millions). Toutefois, ce poids relativement modeste peut être nuancé dès lors que l'on compare les futures NUTS 1 françaises au premier échelon infranational de gestion territoriale, qui correspond, selon les États, au niveau NUTS 1 ou au niveau NUTS 2. Les nouvelles régions françaises se rapprochent alors, en termes de population, des *Länder* allemands (NUTS 1), tout en se situant loin devant les communautés espagnoles (NUTS 2), les régions italiennes (NUTS 2) ou encore les voïvodies polonaises (NUTS 2), qui comptent en moyenne entre 2.4 et 2.8 millions d'habitants. Des constats similaires pourraient être dressés à partir de la comparaison des PIB.

Ainsi, selon une approche politico-institutionnelle, les futures NUTS 1 françaises pourraient être, compte tenu de leurs compétences élargies, comparées aux NUTS 2 lorsque ces dernières correspondent au premier niveau infranational de gestion des territoires[11] (Jouen, 2015).

Le profil sociodémographique des nouvelles régions dans le contexte européen : un relatif lissage des contrastes interrégionaux

Au-delà des questions relatives au poids démographique des régions françaises, on peut se demander quel est l'impact des nouveaux périmètres régionaux sur les profils sociodémographiques des régions. Cinq indicateurs sociodémographiques (la densité de population, l'indice de jeunesse, le taux d'emploi des 25-64 ans, le niveau de vie médian et l'évolution de l'emploi depuis la crise de 2008, cf. annexe) ont été retenus pour apprécier l'impact de ces recompositions sur le classement des régions, à la fois par rapport aux autres régions européennes et par rapport aux anciennes régions françaises ayant fusionné. En effet, les indicateurs sociodémographiques révèlent sans doute tout aussi bien que les indicateurs économiques les enjeux actuels et à venir dans un territoire. Nous avons également cherché ici à compléter des travaux déjà réalisés, traitant de la cohésion territoriale sur le plan économique (Amabile *et al*., 2015a et 2015b), en élargissant leur propos à des indicateurs souvent utilisés pour décrire la situation sociale et démographique des territoires, quant à leur degré d'urbanisation, leur niveau de vie, leur caractère plus ou moins jeune ou l'insertion sur le marché du travail des habitants[12]…

Comme l'a montré la partie précédente, la question du choix des niveaux de nomenclature

9. Les zones d'études et d'aménagement du territoire, créées en 1967 par l'Insee et la Datar, au nombre de 8 en France métropolitaine.
10. Les régions qui n'ont pas fusionné appartiennent simultanément aux niveaux NUTS 1 et NUTS 2 de la nomenclature. Les régions d'outre-mer (Guadeloupe, Guyane, Martinique, Mayotte et La Réunion) constituent une seule entité de niveau NUTS 1, appelée les « régions ultrapériphériques », chacune d'elle étant toujours une région de niveau NUTS 2 (et de niveau NUTS 3).
11. Ces niveaux de gestion administrative des territoires relèvent de traditions et de conceptions variées des processus de régionalisation selon les différents États Membres Européens (Marcou, 1999 ; Lagendijk, 2005).
12. Pour plus de détails concernant le choix des indicateurs, se référer à l'annexe 1.

pertinents pour mener à bien les comparaisons européennes ne va pas de soi. Dans cet article, c'est un critère statistique de taille démographique comparable qui sera privilégié, plutôt qu'un critère politico-institutionnel amenant à sélectionner des zonages dotés de compétences comparables. On s'appuiera donc directement sur la logique de la nomenclature d'Eurostat (comparaison au niveau NUTS 1).

Le tableau 1 présente les rangs respectifs des sept régions issues de la fusion (NUTS 1) et des seize anciennes régions qui les composent (NUTS 2), en fonction des cinq indicateurs retenus. Ce classement est exprimé à l'aide de rangs normés de 0 (situations les plus défavorables) à 100 (pour les situations les plus favorables)[13], de manière à permettre la comparaison directe des positions relatives de régions au sein d'ensembles de taille inégale (103 NUTS 1 et 276 NUTS 2). On retrouve ainsi des traits bien connus du positionnement d'ensemble des régions françaises en Europe : ces dernières sont assez mal placées du point de vue des taux d'emploi (rangs 17 à 55, cette dernière valeur signifiant que 55 % des régions européennes présentent des taux

13. Les rangs ont été normés : ils correspondent à la valeur du rang absolu rapportée au nombre total d'observations (103 dans la nomenclature des nouvelles régions (NUTS 1), 276 dans la nomenclature des anciennes (NUTS 2)), multipliée par 100.

Tableau 1
Positionnement européen des 7 nouvelles régions (NUTS 1) par rapport aux 16 anciennes régions fusionnées (NUTS 2)

	Niveau de vie median	Densité de la population	Indice de jeunesse	Taux d'emploi (25-64 ans)	Evolution de l'emploi depuis 2008
Hauts-de-France	**48**	**63**	**81**	**16**	**36**
FR22 - Picardie	57	38	64	26	22
FR30 - Nord-Pas-de-Calais	42	76	84	17	42
Occitanie	**60**	**26**	**55**	**32**	**63**
FR62 - Midi-Pyrénées	65	19	58	50	52
FR81 - Languedoc-Roussillon	50	38	49	19	82
Grand Est	**62**	**36**	**56**	**33**	**28**
FR21 - Champagne-Ardenne	55	12	52	21	17
FR41 - Lorraine	55	37	49	26	28
FR42 - Alsace	65	67	66	55	33
Normandie	**66**	**45**	**48**	**39**	**31**
FR23 - Haute-Normandie	63	54	62	32	41
FR25 - Basse-Normandie	63	29	36	43	20
Nouvelle-Aquitaine	**68**	**22**	**21**	**48**	**54**
FR53 - Poitou-Charentes	65	22	16	40	35
FR61 - Aquitaine	63	28	44	47	75
FR63 - Limousin	65	10	12	52	22
Bourgogne-Franche-Comté	**69**	**13**	**29**	**44**	**46**
FR26 – Bourgogne	68	12	20	41	37
FR43 - Franche-Comté	63	23	52	43	55
Auvergne-Rhône-Alpes	**74**	**46**	**73**	**55**	**72**
FR71 - Rhône-Alpes	71	53	81	55	79
FR72 – Auvergne	72	12	23	42	39

Note : définition précise des indicateurs en annexe ; classement exprimé à l'aide de rangs normés (correspondant à la valeur du rang absolu rapportée au nombre total d'observations multiplié par 100 (103 dans la nomenclature des nouvelles régions (NUTS 1), 275 dans la nomenclature des anciennes régions (NUTS 2)).
0 - Pire situation (0 % des unités en dessous de la valeur de l'unité territoriale dans sa nomenclature)
100 - Meilleure situation (100 % des unités en dessous de la valeur de l'unité territoriale dans sa nomenclature).
Lecture : l'indice de jeunesse de la nouvelle région Hauts de France atteint 81, ce qui signifie que 81 % des régions européennes (au sein de la nomenclature NUTS 1) sont moins « jeunes » ; celui de l'ancienne région Nord-Pas-de-Calais s'établissait à 84, ce qui plaçait cette dernière dans une position européenne (au sein de la nomenclature NUTS 2) encore plus favorable.
Champ : anciennes régions françaises ayant fusionné et nouvelles régions.
Source : Eurostat, 2017.

d'emploi moins favorables que la région française la mieux dotée), plutôt favorisées en termes de niveau de vie (rangs 48 à 74), tandis que la situation démographique (21 à 81) et l'évolution récente de l'emploi (28 à 72) présentent des résultats nettement plus contrastés d'une région à l'autre. À partir d'une analyse plus approfondie de chaque région fusionnée (cf. tableau 1 et figure III), quatre profils sont identifiés et comparés aux autres régions européennes :

La région **Auvergne-Rhône-Alpes** se distingue par une situation très favorable sur l'ensemble des indicateurs, avec un profil pour l'essentiel calqué sur celui de l'ancienne région Rhône-Alpes, compte tenu du poids démographique écrasant de cette dernière dans l'ensemble fusionné (82 % de la population de la nouvelle région). À l'échelle nationale, la région Auvergne-Rhône-Alpes se situe ainsi au deuxième rang des nouvelles régions en termes de niveau de vie médian (19 320 €), après l'Île-de-France, grâce en particulier à la présence de la métropole lyonnaise et à sa situation frontalière. Elle connaît également une croissance de l'emploi supérieure à la moyenne nationale. À l'échelle européenne, le revenu par habitant (rang 74), l'évolution récente de l'emploi (rang 72) et l'indice de jeunesse (rang 73) la placent dans le premier quart des NUTS 1 les plus favorisées. Ce profil est assez similaire, par exemple, à celui du sud-ouest de l'Angleterre, et à un moindre degré, de la Sarre et du nord-est de l'Italie, ces deux régions étant néanmoins caractérisées par une situation démographique beaucoup moins favorable et par une dynamique de création d'emplois plus atone.

La **Nouvelle-Aquitaine** et l'**Occitanie** ont en commun un profil plutôt favorisé et se distinguent notamment par l'évolution positive de l'emploi (rangs respectifs de 54 et de 63) et un niveau de vie relativement élevé des habitants (respectivement 68 et 60), même si le niveau de vie médian plus faible en Occitanie (17 910 €, inférieur à la moyenne de la France métropolitaine) rapproche cette région du profil de l'ouest des Pays-Bas ou de la Thuringe en Allemagne. Les situations des deux régions sont toutefois plus différenciées du point de vue de la structure par âge et du taux d'emploi. En Nouvelle-Aquitaine, où l'on dénombre en moyenne 79 jeunes âgés de 15 à 24 ans pour 100 personnes âgées de 54 à 65 ans, le profil est fortement marqué par le vieillissement de la population de Poitou-Charentes et du Limousin, qui comptent parmi les 15 % des régions européennes les moins jeunes. Si d'après les indicateurs de niveaux de vie et d'emploi, la Nouvelle-Aquitaine partage de nombreux traits avec l'Écosse, la prise en compte de sa structure démographique vieillissante la rapproche davantage du centre de la Pologne (région de Lodz) ou de l'ouest de la Hongrie (Transdanubie). L'Occitanie, quant à elle, présente une situation particulière du marché du travail, proche de **PACA** en France ou de la vaste région centrale de l'Italie (du Lazio à la Toscane), où l'évolution positive du taux d'emploi se conjugue avec un taux d'emploi légèrement défavorable (70.1 %).

Le **Grand Est** et la **Normandie** se caractérisent par des niveaux de vie assez élevés (rangs 62 et 66) proches des niveaux observés dans les régions de Berlin et du Brandebourg, et un profil démographique plutôt médian à l'échelle européenne (rangs 56 et 48). Elles partagent des difficultés relativement importantes en termes d'emploi (rangs pour le taux d'emploi 34 et 39, pour l'évolution de l'emploi 28 et 31), même si la situation sur le marché du travail est sensiblement meilleure dans le Grand Est grâce à l'ancienne région Alsace, alors que les anciennes régions Champagne-Ardenne et Lorraine font face aux difficultés des anciennes régions fortement industrielles. La **Bourgogne-Franche-Comté** bien que plus favorisée en termes de niveau de vie, se rapproche de ce profil sur le marché du travail, mais elle se caractérise par une structure démographique plus vieillissante, à l'image du nord-est de l'Italie. De même, de par leurs situations favorables sur le marché du travail et leurs situations démographiques moyennes, les régions inchangées de **Bretagne** et des **Pays de la Loire** sont relativement proches de la nouvelle région Grand Est.

Enfin, les **Hauts-de-France** apparaissent à la fois comme la région française la plus pauvre (rang pour le niveau de vie : 48, niveau de vie médian de 16 820 €), la moins favorisée en termes d'emploi (rang 17 pour un taux d'emploi de 65 % et rang 36 pour l'évolution de l'emploi, du fait de la décroissance rapide du stock d'emplois en Picardie, à un rythme de – 1,0 % par an), mais aussi la plus jeune (rang 81, soit autant de jeunes de 15 à 24 ans que de personnes âgées de 55 à 64 ans), reflétant en cela l'essentiel des caractéristiques du Nord-Pas-de-Calais. Ce profil est assez proche de celui du Pays de Galles ou encore de l'est des Pays-Bas, même si le taux d'emploi est plus élevé de près de 10 points dans ces régions.

Deux régions métropolitaines n'ayant pas changé de périmètre affichent des caractéristiques très spécifiques. L'**Île-de-France** affiche un marché

du travail favorable (rang 69 pour le taux d'emploi de 75.9 % et rang 93 pour le niveau de vie de 22 600 €) et une population relativement jeune (rang 92). Cependant, avec une évolution moyenne annuelle de l'emploi de – 0.1 % sur la période 2008-2015 (rang 49), elle n'émarge pas de ce point de vue au classement des régions les plus favorisées en Europe et se trouve notamment devancée par l'Auvergne-Rhône-Alpes (+ 0.6 %) et l'Occitanie (+ 0.4 %). La **Corse**, deuxième région atypique, présente à la fois un taux d'emploi très faible (rang 10, 61.5 %) et un déclin très prononcé des emplois depuis la crise économique (rang 4, – 3.2 %) d'après les données fournies par Eurostat, qui ne correspondent pas à celles publiées par l'Insee.

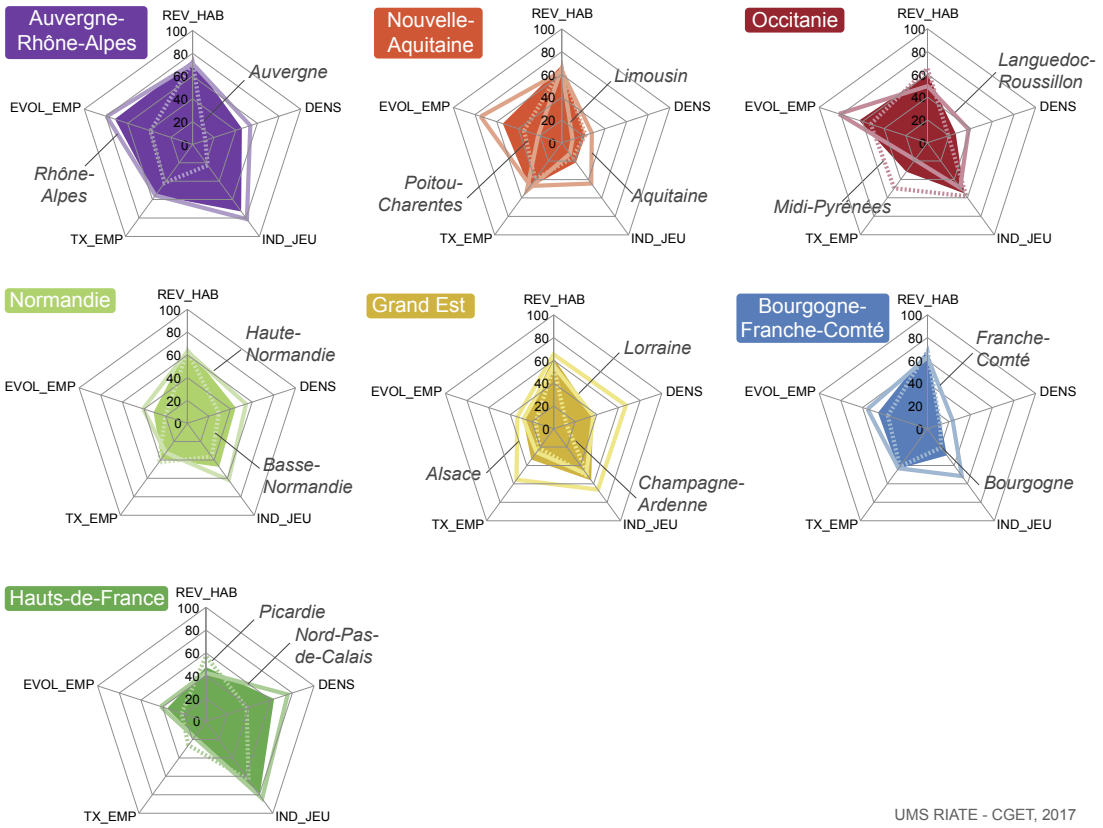
À travers les recompositions de ce classement, on voit s'atténuer les profils défavorisés de certaines anciennes régions (Picardie, Auvergne…), tandis que la position favorable de plusieurs d'entre elles (Rhône-Alpes, Aquitaine…) tend à s'éroder légèrement. Ces évolutions laissent deviner un certain lissage des contrastes interrégionaux suite à la réforme territoriale et invitent à apprécier plus finement l'impact des fusions sur l'ampleur des inégalités régionales en France, toujours au regard des autres Etats européens.

Une relative homogénéité des régions françaises par rapport aux autres régions européennes

En quoi les fusions modifient-elles la position relative de la France en termes d'hétérogénéité interne, par rapport aux autres États européens ? On s'attachera ici à comparer les États qui comptent suffisamment d'entités régionales pour que la mesure des inégalités interrégionales soit pertinente[14].

14. Ne sont inclus dans cette comparaison que les États comptant plus de 10 NUTS 2 ou 5 NUTS 1. Par ailleurs, pour la France, les territoires d'outre-mer ne sont pas pris en compte.

Figure III
Profils sociodémographiques des 7 nouvelles régions (NUTS 1) et des 16 anciennes régions fusionnées (NUTS 2) dans le contexte européen



Note : le rang normé de la région NUTS 1 (103 unités territoriales) ou NUTS 2 (275 unités territoriales) est représenté (méthode détaillée dans la note du tableau 1). Les cinq indicateurs retenus : REV/HAB (revenu net disponible par habitant en 2013 qui correspond au niveau de vie), DENS (densité de population en 2015), IND_JEU (indice de jeunesse en 2015), TX_EMP (taux d'emploi des 25-64 ans en 2015), EVOL_EMP (évolution de l'emploi 2008-2015) (annexe 1).
Champ : anciennes régions françaises ayant fusionné et nouvelles régions.
Source : Eurostat, 2017.

Pour mémoire, rappelons tout d'abord qu'au niveau des NUTS 2, c'est en France métropolitaine que les contrastes interrégionaux sont les plus faibles. Cela se vérifie surtout pour les écarts de niveaux de vie médians (coefficient de variation[15] de 0.06), malgré l'ampleur des inégalités observées aux deux extrêmes (niveaux de vie médians de 40 % plus élevés en Île-de-France par rapport au Nord-Pas-de-Calais et au Languedoc-Roussillon), ce qui rapproche les régions françaises de la situation allemande (c.v. de 0.09, la Haute-Bavière étant 45 % plus riche que le Mecklembourg), mais les distingue nettement de celle d'autres États : en Espagne par exemple, les contrastes interrégionaux de niveaux de vie sont très élevés (c.v. de 0,17, niveaux de vie 75 % plus élevés au Pays basque, par rapport à l'Estrémadure), de même qu'en Italie (c.v. de 0.18, niveaux de vie 75 % plus élevés en Lombardie qu'en Calabre) ou à un moindre degré au Royaume-Uni (c.v. de 0.15, une fois les trois districts de Londres agrégés). Parmi l'ensemble des indicateurs, c'est pour l'indice de jeunesse que la dispersion des valeurs entre régions françaises est la plus forte (c.v. de 0.12), mais celle-ci reste faible au regard des autres pays européens, l'indice variant de 70 dans le Limousin à 120 en Île-de-France, alors que le c.v. atteint par exemple 0.18 au Royaume-Uni, 0.19 en Allemagne et 0.26 en Espagne. Pour ce qui est du taux d'emploi, la situation est particulièrement homogène (c.v. de 0.05), notamment par rapport à l'Italie (c.v. de 0.16) et à l'Espagne (c.v. de 0.10), tandis qu'en Allemagne, la dispersion de cet indicateur est du même ordre de grandeur qu'en France (c.v. de 0.03).

Le passage au NUTS 1 maintient cette relative homogénéité en France. La dispersion statistique des niveaux de vie y apparaît toujours la plus faible (c.v. de 0.07, niveaux de vie en Île-de-France supérieurs de 34 % à ceux des Hauts-de-France), suivie de l'Allemagne (c.v. de 0.10, écarts de 34 % entre les *Länder* de Hambourg et de Bavière d'une part, et celui du Mecklembourg d'autre part), du Royaume-Uni (c.v. de 0.14, 57 % entre la région du Grand Londres et l'Irlande du Nord), de l'Espagne (c.v. de 0.17, 60 % entre la région de Madrid et l'Andalousie) et de l'Italie (0.19, 60 % entre le nord-ouest et le sud). En ce qui concerne l'indice de jeunesse, à l'échelon des NUTS 1, les contrastes sont sensiblement atténués en France (c.v. de 0.10), tandis que dans d'autres États, le fait de passer du NUTS 2 au NUTS 1 tend à accentuer les disparités démographiques, comme c'est le cas en Allemagne (c.v. de 0.25, avec des indices opposant le Mecklembourg et le Brandebourg très âgés au Bade Wurtemberg et surtout au Land de Hambourg).

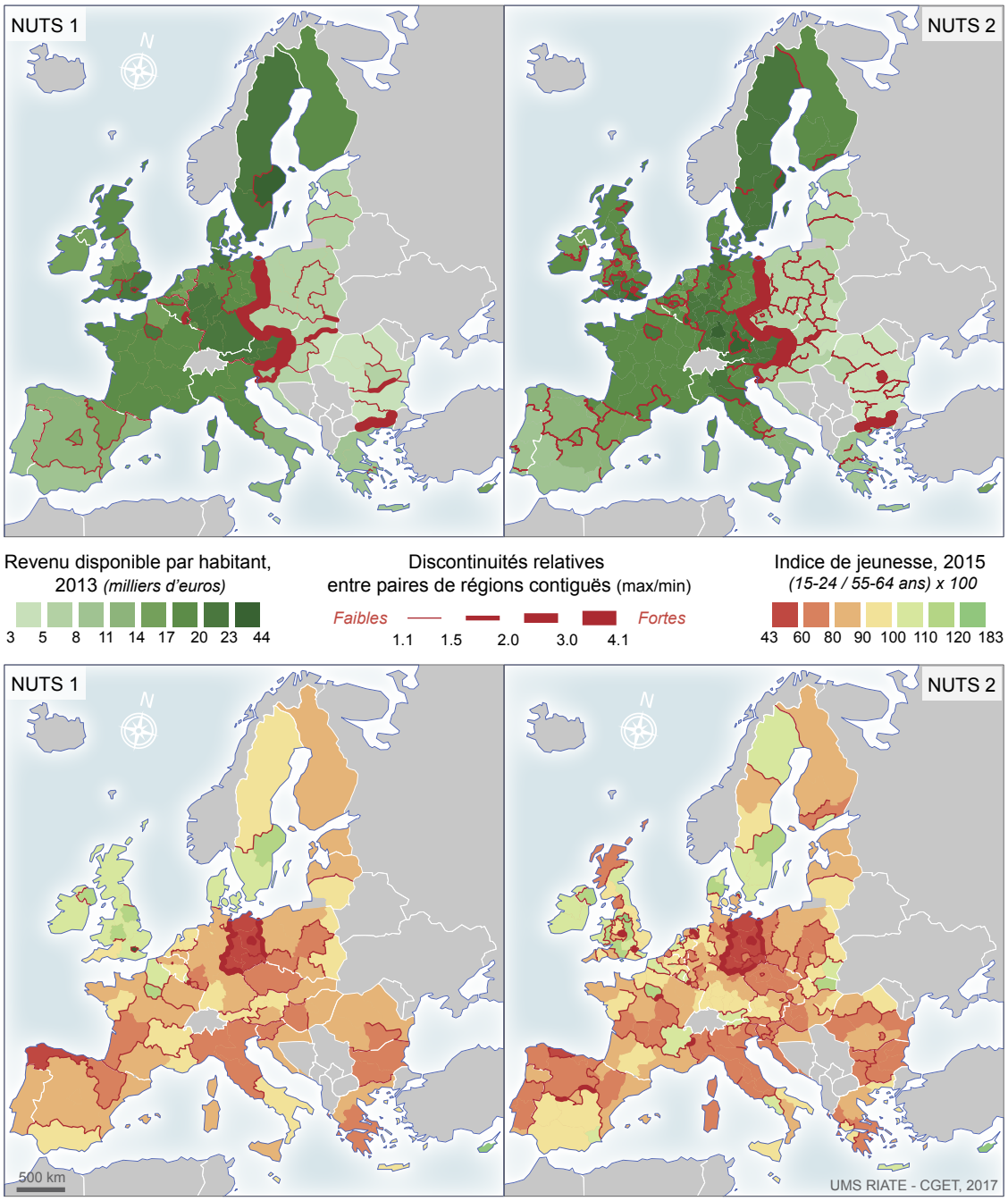
Au total, les contrastes interrégionaux en France apparaissent particulièrement faibles au regard des autres grands États européens. Le passage au NUTS 1 ne modifie guère ce constat et le renforce même parfois, comme c'est le cas pour l'indice de jeunesse. La cartographie des plus fortes discontinuités territoriales interrégionales, c'est-à-dire des plus grands écarts mesurés entre régions voisines, l'illustre d'une autre manière (figure IV). Elle invite de plus à s'interroger sur la correspondance entre les plus fortes discontinuités et la localisation des frontières internationales. Le recours à un coefficient d'autocorrélation territoriale permet de mesurer plus précisément cet effet d'appartenance nationale (encadré 1). Pour l'indicateur de revenus, le coefficient d'autocorrélation territoriale positif et proche de 1 (0.78) montre que les principales discontinuités se situent aux frontières des États et non au niveau des limites régionales infranationales. Autrement dit, il existe bien un fort effet d'appartenance nationale, les régions d'un même État étant en moyenne plus semblables entre elles, en termes de niveau de vie, que ne le sont les régions d'États différents, même si cet effet est pour une large part influencé par les très forts différentiels de niveaux de vie observés aux frontières occidentales des anciens Pays d'Europe Centrale et Orientale. En France, les principales discontinuités se situent autour de l'Île-de-France d'une part, entre le Grand Est et le Luxembourg et les *Länder* allemands voisins d'autre part. Pour l'indicateur de jeunesse, ce coefficient d'autocorrélation territoriale est positif mais faible (0.09), l'effet des frontières internationales est cette fois-ci seulement légèrement plus marqué que celui des frontières infranationales. À l'échelle européenne, c'est le vieillissement prononcé de l'ex-RDA (hormis Berlin) qui marque la discontinuité la plus forte avec les régions voisines, tandis qu'en France, l'essentiel des discontinuités démographiques correspond à des limites régionales « internes », autour des régions les plus urbanisées.

De fortes disparités territoriales au sein des treize nouvelles régions métropolitaines

Le passage de 22 à 13 régions métropolitaines depuis le 1er janvier 2016 amène à s'interroger sur l'évolution des disparités interrégionales. La

15. Coefficient de variation défini par le rapport de l'écart-type à la moyenne ; il augmente avec les écarts ; noté c.v. dans la suite de l'article.

Figure IV
Principales discontinuités régionales selon le niveau de vie et l'indice de jeunesse



Note : les discontinuités relatives correspondent au rapport entre la valeur maximale et la valeur minimale de l'indicateur considéré par paire de régions contiguës. Ne sont présentées sur ces cartes que les discontinuités relatives les plus fortes (max / min > 1.1). Nomenclature des unités territoriales statistiques européennes NUTS 1 et NUTS 2, hors régions ultrapériphériques.
Lecture : les anciennes régions françaises ont été positionnées au regard de la nomenclature NUTS 2 (version 2013) de l'UE28. Cette nomenclature comprend 275 unités territoriales. Les nouvelles régions françaises ont été positionnées au regard de la nomenclature NUTS 1 (version 2013) de l'UE28. Les anciennes NUTS 1 françaises (ZEAT dans la version 2013 de la nomenclature) ont été remplacées par les nouvelles régions françaises, Les nouvelles régions françaises intégreront officiellement le niveau 1 de la NUTS en 2018. Cette nomenclature reconstituée pour l'article comprend 103 unités territoriales.
Source : Eurostat, 2017.

création des nouvelles régions résulte-t-elle de la fusion de régions semblables ou différentes ?

La mesure des disparités entre territoires dépend très fortement des indicateurs ainsi que du degré de finesse du zonage. C'est la raison pour laquelle nous utiliserons non seulement les différentes dimensions déjà mobilisées dans la partie précédente (situation démographique, situation sur le marché du travail et évolution de l'emploi), mais également plusieurs mailles d'analyse (zones d'emploi en plus des nouvelles et anciennes régions).

Encadré 1 – **Calcul du coefficient d'autocorrélation territoriale**

Pour une variable X donnée, l'indice d'autocorrélation territoriale mesure la dissemblance moyenne $(Xi - Xj)^2$ pour les couples de régions *i* et *j* de même appartenance territoriale (ici les pays de l'Union Européenne) DS(Intra) et pour les couples de régions *i* et *j* d'appartenance territoriale différente DS(Inter) (Grasland, 2001).

Le coefficient d'autocorrélation territoriale correspond à :

$$G = 1 - DS(Intra) / DS(Inter)$$

- Si le coefficient d''autocorrélation territoriale G est positif, deux régions d'un même État membre de l'UE se ressemblent plus que deux régions de deux États membres distincts.

- Si le coefficient d'autocorrélation territoriale G est négatif, deux régions d'un même État membre de l'UE se ressemblent moins que deux régions de deux États membres distincts.

- Si le coefficient d'autocorrélation territoriale G est nul, deux régions d'un même État membre de l'UE se ressemblent ni plus, ni moins que deux régions de deux États membres distincts.

Les nouvelles régions résultent-elles de la fusion d'anciennes régions semblables ?

Mesure des ressemblances et des différences entre anciennes régions

Afin de synthétiser les proximités entre régions, une analyse factorielle en composantes principales (ACP) a été réalisée sur les anciennes régions métropolitaines selon les cinq mêmes indicateurs que précédemment. L'Île-de-France étant un individu statistique extrême pour la plupart de ces indicateurs, elle a été placée en individu supplémentaire. Les nouvelles régions sont également positionnées en individus supplémentaires.

Nous avons dégagé deux principaux axes de différenciation qui contribuent à 73 % de l'inertie totale (figure V). Le premier axe oppose les anciennes régions où la situation sur le marché du travail est favorable (taux d'emploi des 25-64 ans et niveaux de vie médians élevés) à celles pour laquelle elle l'est moins. Le deuxième axe, légèrement moins discriminant, oppose cette fois-ci les territoires denses et jeunes aux régions plus rurales et vieillissantes. L'évolution de l'emploi intervient comme troisième facteur de différenciation spatiale.

Un calcul de distances entre régions sur le repère de la figure V (cf. tableau 2) permet d'observer que les anciennes régions qui ont été fusionnées ne sont pas nécessairement celles qui se ressemblent le plus. La distance moyenne entre deux anciennes régions ayant fusionné (2.67) est même supérieure à la distance moyenne entre deux anciennes régions, qu'elles aient fusionné ou non (2.35).

Alors que certaines régions fusionnées présentent des similarités comme c'est le cas en Nouvelle Aquitaine, Bourgogne-Franche-Comté et Normandie, les anciennes régions composant

Tableau 2
Proximité statistique entre anciennes régions métropolitaines françaises ayant fusionné

Régions	Distances moyennes entre deux anciennes régions
Nouvelle-Aquitaine	1.11
Bourgogne-Franche-Comté	1.42
Normandie	1.75
Grand Est	2.60
Auvergne-Rhône-Alpes	3.80
Occitanie	3.85
Hauts-de-France	4.14
Moyenne des distances moyennes entre anciennes régions ayant fusionné	*2.67*
Distances moyenne entre deux anciennes régions (fusionnées ou non)	*2.35*

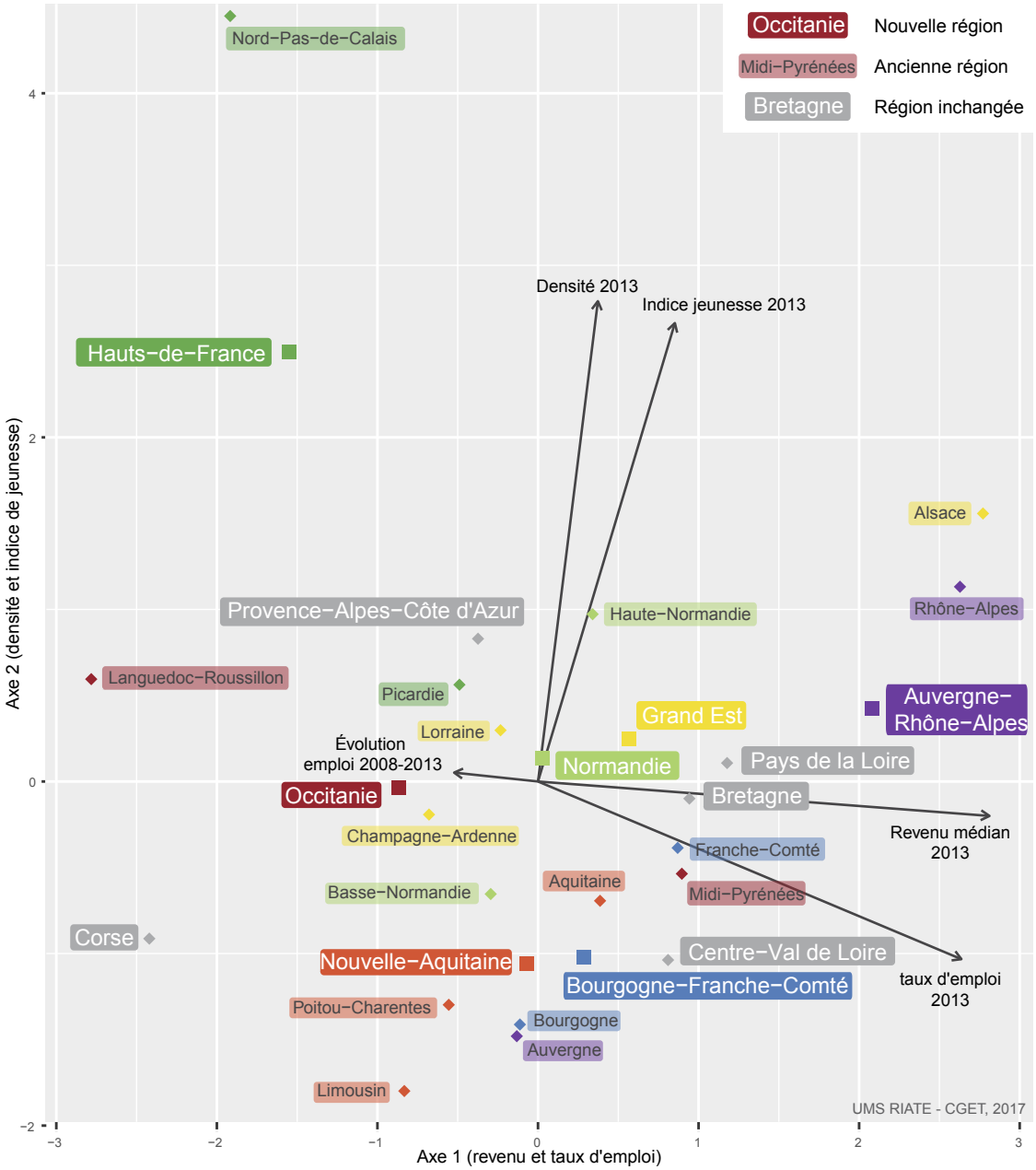
Note : pour chaque nouvelle région, la distance moyenne entre les anciennes régions qui la composent est calculée à partir des distances euclidiennes observées entre les différents points du repère de la figure V. Une faible distance correspond à une forte proximité entre les régions et inversement.
Champ : anciennes et nouvelles régions de France-métropolitaine.
Source : Insee, *RP* 2008-2013, *FiLoSoFi* 2012.

les Hauts-de-France, l'Occitanie, l'Auvergne-Rhône-Alpes ou le Grand Est sont très hétérogènes. Les résultats qui suivent peuvent être approfondis grâce à d'autres études ayant été effectuées sur le sujet, mobilisant d'autres indicateurs et d'autres mailles d'analyse (Amabile *et al*., 2015 ; Brière & Koumarianos, 2015). Les valeurs régionales des cinq indicateurs de l'article sont représentées en annexe 1.

Des proximités entre régions fusionnées…

La Nouvelle Aquitaine est la nouvelle région qui apparaît la plus homogène (distance entre anciennes régions la plus faible) même si l'ancienne Aquitaine se différencie légèrement des deux autres régions fusionnées par sa meilleure situation sur le marché du travail avec en particulier un niveau de vie plus élevé. Les deux

Figure V
Proximité statistique des régions métropolitaines françaises selon cinq variables sociodémographiques



Note : cette figure représente le premier plan factoriel de l'ACP sur les anciennes régions métropolitaines (hors Île-de-France) selon les cinq variables considérées. Les anciennes régions ont été projetées dans un nouveau repère à deux dimensions et les variables du cercle de corrélation y ont été superposées (les nouvelles régions ont été placées comme individus supplémentaires). Les entités appartenant à une même nouvelle région ont été colorées dans la même gamme de couleurs.
Champ : anciennes et nouvelles régions de France-métropolitaine (hors Ile-de-France).
Source : Insee, *RP* 2008-2013, *FiLoSoFi* 2012.

anciennes régions qui composent la Bourgogne-Franche-Comté sont également relativement proches l'une de l'autre. La situation démographique est grossièrement la même entre ces deux régions assez rurales. Les taux d'emploi et niveaux de vie médians disponibles des anciennes régions ayant formé la Bourgogne Franche-Comté sont également relativement peu contrastés, proches de la moyenne nationale. Les emplois diminuent aussi bien en Bourgogne (– 2.6 %) qu'en Franche-Comté (– 2.4 %). La situation sur le marché du travail des deux anciennes régions de Normandie s'équilibre entre une Haute-Normandie au niveau de vie plus élevé (19 490 contre 18 900 €) et une Basse-Normandie au taux d'emploi des 25-64 ans plus important (70.5 % contre 69.6 %). Toutefois, la Basse-Normandie, globalement rurale, possède une dynamique démographique bien moins favorable que sa voisine qui bénéficie de sa proximité à l'Île-de-France. On observe également une grande proximité entre Haute-Normandie et Basse-Normandie concernant la chute du nombre d'emplois (respectivement – 1.5 % et – 1.4 %).

… mais surtout des dissemblances

Si la région Grand Est rassemble trois anciennes régions relativement homogènes du point de vue de la structure par âge (l'indice de jeunesse varie de 90 pour les régions Champagne-Ardenne et Lorraine à 96 pour la région Alsace), l'Alsace se distingue nettement des deux autres par une densité nettement plus élevée (225 hab/km² contre 52 pour la Champagne-Ardenne et 100 pour la Lorraine). L'Alsace figure par ailleurs parmi les premières anciennes régions en termes de niveau de vie médian. En revanche, les anciennes régions du Grand Est connaissent toutes trois une baisse du nombre d'emplois depuis la crise, particulièrement marquée en Champagne-Ardenne et Lorraine, régions industrielles. En Occitanie, les disparités concernant ces indicateurs, en particulier le taux d'emploi et le niveau de vie médian, sont fortes entre les anciennes régions Languedoc-Roussillon et Midi-Pyrénées, largement en défaveur du Languedoc-Roussillon. La région Midi-Pyrénées est par ailleurs plus rurale que sa voisine Deux points rapprochent cependant les deux anciennes régions, la structure par âge et la dynamique d'emploi qui a très bien résisté à la crise, du fait de leur orientation fortement tertiaire.

Au sein de la région Hauts-de-France, c'est le contraste démographique qui l'emporte avec une région Nord-Pas-de-Calais trois fois plus densément peuplée que la Picardie (328 hab/km² contre 99 hab/km²) mais également plus jeune. À l'inverse, la situation sur le marché du travail est légèrement plus favorable pour la Picardie qui tire profit de sa proximité avec l'Île-de-France ; le niveau de vie médian y est également plus élevés (18 940 contre 17 700 €) bien que faibles par rapport à la moyenne française.

Le contraste est total entre l'Auvergne, région âgée, très peu densément peuplée, à la situation sur le marché du travail moyenne, et la région Rhône-Alpes qui présente des caractéristiques inverses (niveaux de vie et taux d'emploi élevés, forte croissance de l'emploi, population plus jeune, forte densité).

Cette analyse des disparités sociodémographiques au sein des nouvelles régions tient uniquement compte des anciens périmètres régionaux. Or, il existe au sein même des anciennes régions des différenciations spatiales importantes : par exemple entre les métropoles, leurs périphéries et les espaces isolés ou encore entre les bandes frontalières ou littorales et l'intérieur des régions. Ces espaces à enjeux infrarégionaux peuvent notamment expliquer le positionnement de certaines régions par rapport à d'autres : le poids de la métropole de Lille par rapport à la ville d'Amiens pèse certainement beaucoup dans le positionnement de la région Nord-Pas-de-Calais par rapport à celui de la Picardie ou encore la situation frontalière de la Franche-Comté influe très certainement dans son positionnement par rapport à la Bourgogne. C'est pourquoi, dans la partie suivante, nous affinons notre étude en analysant les disparités infrarégionales.

Une forte hétérogénéité des territoires au sein même des régions : une analyse des disparités territoriales au niveau des zones d'emploi

Afin d'identifier les continuités et ruptures qui existent à l'intérieur même des anciennes et nouvelles régions, nous nous situons au niveau de la maille géographique fonctionnelle des zones d'emploi (description en annexe) qui est en effet adaptée aux études infrarégionales, notamment sur les marchés locaux du travail. Le maillage administratif régional est conservé pour discuter des résultats au regard de la problématique de l'article.

Des groupes de territoires homogènes indépendants des périmètres régionaux

Une Classification Ascendante Hiérarchique (CAH), réalisée à partir des trois indices synthétiques sélectionnés (situation démographique,

situation sur le marché du travail et évolution de l'emploi, voir encadré 2), permet de dégager cinq profils[16] (cf. tableau 3 ; figure VI et complément en ligne C3) dont les configurations spatiales viennent conforter des analyses déjà menées[17].

Toutes les régions, à l'exception de la Corse et de l'Île-de-France, contiennent des zones d'emploi appartenant à au moins trois profils différents, y compris les régions résultant de la fusion d'anciennes régions relativement semblables :

• Le profil 'D- M- E--'[18] (96 zones d'emploi) caractérise des zones d'emploi en position défavorable sur les trois indicateurs retenus dans l'analyse en particulier pour l'évolution de l'emploi. Les territoires inclus dans ce profil sont globalement ruraux et pour la plupart situés sur la diagonale allant de la Meuse (Grand Est) à la Corrèze (Nouvelle-Aquitaine) ainsi qu'à l'ouest de l'Île-de-France.

16. Cette typologie en seulement cinq classes ne reflète cependant pas l'intégralité des différences entre zones d'emploi puisqu'elle explique 21 % de l'inertie totale. Pour expliquer l'intégralité de l'inertie, il faudrait en effet construire autant de classes que de zones d'emploi, ce qui n'aurait pas d'intérêt pour la démonstration.

17. Voir notamment les fiches thématiques « jeunesse », « localisation des emplois » et « cohésion » du quatrième rapport de l'Observatoire des Territoires « Qualité de vie, habitants, territoires » (2015) ainsi que le cinquième rapport de l'Observatoire des Territoires « Emploi et Territoires » (2017).

18. La dénomination des classes a été faite selon le modèle suivant : chaque indice synthétique est résumé par une lettre (D pour situation démographique, M pour situation sur le marché du travail et E pour évolution de l'emploi) suivie d'un signe renseignant si l'indice synthétique est très favorable (++), favorable (+) défavorable (-) ou très défavorable (--).

Encadré 2 – **Calcul des indices synthétiques (démographie, marché du travail et évolution de l'emploi) et des discontinuités multicritères entre zones d'emploi**

Indices synthétiques

Afin de simplifier l'analyse et la classification des zones d'emploi (ZE), nous avons construit trois indices synthétiques correspondant aux trois axes de différenciations spatiales mis en évidence dans la partie précédente au niveau régional, qui sont également très discriminants au niveau des zones d'emploi. Par exemple, l'indice synthétique démographique correspond à la somme normée (centrée et réduite) de la densité de population et de l'indice de jeunesse, une fois ceux-ci normés (tableau A).

Tableau A
Construction des indices synthétiques : exemple de l'indice démographique

ZE	Indice de jeunesse	Densité de population	Indice de jeunesse normé	Densité de population normée	Indice démographique	Indice synthétique démographique
Mâcon	77.1	93.7	– 0.11	– 0.14	– 0.25	– 0.15
Tergnier	81.3	148.7	0.10	– 0.05	0.05	0.03
Bourges	76.2	53.1	– 0.15	– 0.21	– 0.36	– 0.22
Lille	153.0	1214.9	3.67	1.73	5.39	3.33

Trois indices synthétiques sont ainsi calculés : l'indice synthétique démographique, un deuxième sur la situation sur le marché du travail (à partir des indicateurs de niveau de vie et de taux d'emploi des 25-64 ans) et un dernier sur l'évolution de l'emploi depuis 2008.

Discontinuités multicritères entre zones d'emploi

La construction d'un indicateur de discontinuité multicritères suit le processus suivant, après le calcul des indices synthétiques :

Extraction des zones d'emploi contiguës. L'analyse porte ici sur les zones d'emploi contiguës. Pour les besoins de l'analyse, elles sont rattachées à leur région d'appartenance. Certaines zones d'emploi étant parfois rattachées à plusieurs régions, elles ont été affectées à la région dans laquelle le maximum de population est situé (souligné ci-dessous) : Mont-de-Marsan (Aquitaine / Midi-Pyrénées), Alençon (Basse-Normandie / Pays de la Loire), Cosne-Clamecy (Bourgogne / Centre), Mâcon (Bourgogne / Rhône-Alpes), Nogent-le-Rotrou (Basse-Normandie / Centre), Vallée-de-Bresle (Picardie / Haute-Normandie), Roissy-sud-Picardie (Île-de-France / Picardie), Brive-la-Gaillarde (Limousin / Midi-Pyrénées), Avignon (PACA / Languedoc-Roussillon, Saint-Etienne (Rhône-Alpes / Auvergne), Toulouse (Midi-Pyrénées / Languedoc-Roussillon).

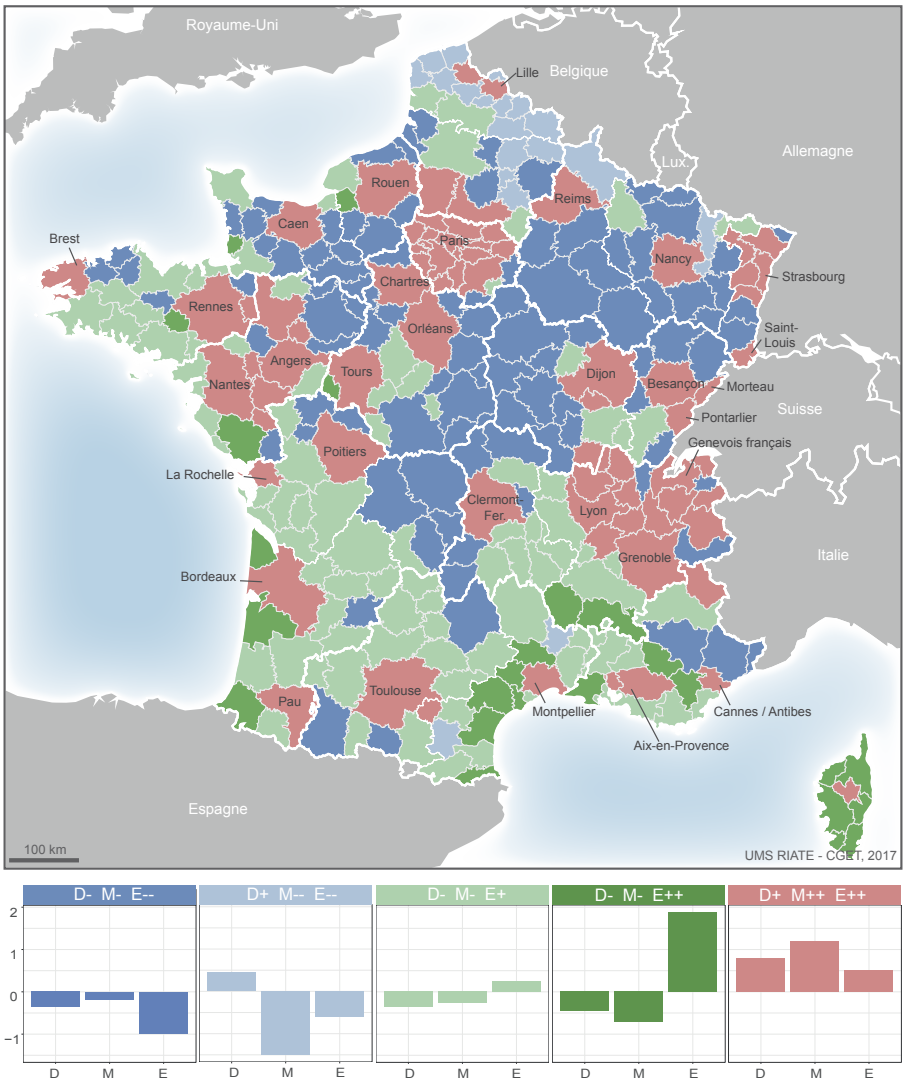
Calcul des discontinuités pour chaque couple de zones d'emploi contiguës (803 couples). Pour chacune des trois variables normées considérées à la fin de l'étape précédente, le calcul de la valeur absolue de la différence entre les valeurs des couples de zones d'emploi voisines permet de quantifier l'écart et ainsi la discontinuité entre les deux zones d'emploi considérées (exemple du cas de l'indice synthétique démographique dans le tableau B). Le calcul de la moyenne des trois valeurs absolues des discontinuités observées cartographiée en figure VII permet d'approximer l'ampleur des discontinuités observées sur les trois critères considérés. ➔

Encadré 2 (suite)

Tableau B
Calcul des discontinuités entre deux zones d'emploi voisines : l'exemple de l'indice synthétique démographique

ZE 1	Indice synthétique démographique (ZE 1)	ZE 2	Indice synthétique démographique (ZE 2)	Indice de discontinuité démographique du couple (ZE 1, ZE 2)
Mâcon	– 0.15	Le Creusot-Montceau	– 0.57	abs(– 0.15 + 0.57) = 0.42
Tergnier	0.03	Soissons	– 0.02	abs(0.03 + 0.02) = 0.05
Bourges	– 0.22	Saint-Armand-Montrond	– 1.00	abs(– 0.22 + 1) = 0.78
Lille	3.33	Douai	0.90	abs(3.33 - 0.9) = 2.43

Figure VI
Classification ascendante hiérarchique portant sur les dimensions démographiques, du marché du travail et de l'évolution de l'emploi dans les zones d'emploi



Note : la dénomination des classes a été faite selon le modèle suivant : chaque indice synthétique est résumé par une lettre (D pour situation démographique, M pour situation sur le marché du travail et E pour évolution de l'emploi) suivie d'un signe renseignant si l'indice synthétique est très favorable (++), favorable (+) défavorable (-) ou très défavorable (--). Le graphique représente la moyenne des indices synthétiques normés des zones d'emploi de chaque classe.
Champ : zones d'emploi de France métropolitaine.
Source : Insee, *RP* 2008-2013, *FiLoSoFi* 2012.

• Le profil 'D+ M-- E--' (20 zones d'emploi) correspond à des zones d'emploi qui souffrent comme la classe précédente d'une situation très défavorable en termes de dynamique de l'emploi et de marché du travail mais qui sont plutôt densément peuplées et jeunes. Cette catégorie représente plus de la moitié des zones d'emploi des Hauts-de-France (particulièrement en ancien Nord-Pas-de-Calais) mais est également présente dans la région Grand Est et dans l'ancienne région Languedoc-Roussillon.

• Le profil 'D- M- E+' (89 zones d'emploi) correspond au profil moyen, légèrement défavorable en termes de démographie et de marché du travail mais avec une légère croissance de l'emploi. Les zones d'emploi de cette classe se situent principalement dans le sud et l'ouest du pays, légèrement plus densément peuplées que celles de la classe 'D- M- E--' décrite ci-dessus, elles ont tendance à se localiser en périphérie des zones d'emploi urbaines, également dans des régions où ce profil n'est pas majoritaire (Rennes, Nantes, Angers, Toulouse…).

• Le profil 'D- M- E++' (25 zones d'emploi) caractérise des zones d'emploi dont le peuplement est plus rural, pour lesquelles les indices synthétiques démographique et de situation sur le marché du travail sont assez défavorables mais qui connaissent une croissance de l'emploi très importante. Ces espaces appartiennent aux campagnes françaises ayant connu un regain d'attractivité ces dernières années. Elles se situent majoritairement en Corse et en Occitanie, particulièrement sur la bordure méditerranéenne du Languedoc-Roussillon mais également dans quelques zones d'emploi du littoral océanique.

• Le profil 'D++ M++ E+' (74 zones d'emploi) correspond à des indicateurs très favorables sur toutes les dimensions. L'évolution de l'emploi y a également été favorable mais dans des proportions moindres que pour les précédents indicateurs. Ce profil est particulièrement présent en Île-de- France, ainsi que dans les anciennes régions Rhône-Alpes et Alsace grâce à Strasbourg mais également à ses espaces transfrontaliers (Haguenau, Saint-Louis…) également présents en Franche-Comté (Morteau et Pontarlier) et qui expliquent sa position légèrement meilleure à celle de la Bourgogne. Ce type de zones d'emploi est toutefois également présent dans toutes les autres régions.

Les principales ruptures territoriales s'observent à un niveau infrarégional

Afin de restituer les principales ruptures territoriales existant entre les zones d'emploi contiguës en France métropolitaine (figure VII), une analyse multicritère des discontinuités territoriales a été réalisée (la méthodologie est détaillée dans l'encadré 2).

Comme le laissait présager la précédente classification, les principales ruptures territoriales au niveau des zones d'emploi s'observent au cœur des anciennes et nouvelles régions[19]. La moyenne des discontinuités territoriales multicritères (tableau 4) est en effet légèrement plus élevée à l'intérieur des régions qu'entre les régions (0.77 contre 0.66). Par ailleurs, le redécoupage régional n'a pas d'effet notable sur la configuration spatiale de ces discontinuités territoriales, la moyenne des discontinuités interrégionales restant globalement inchangée.

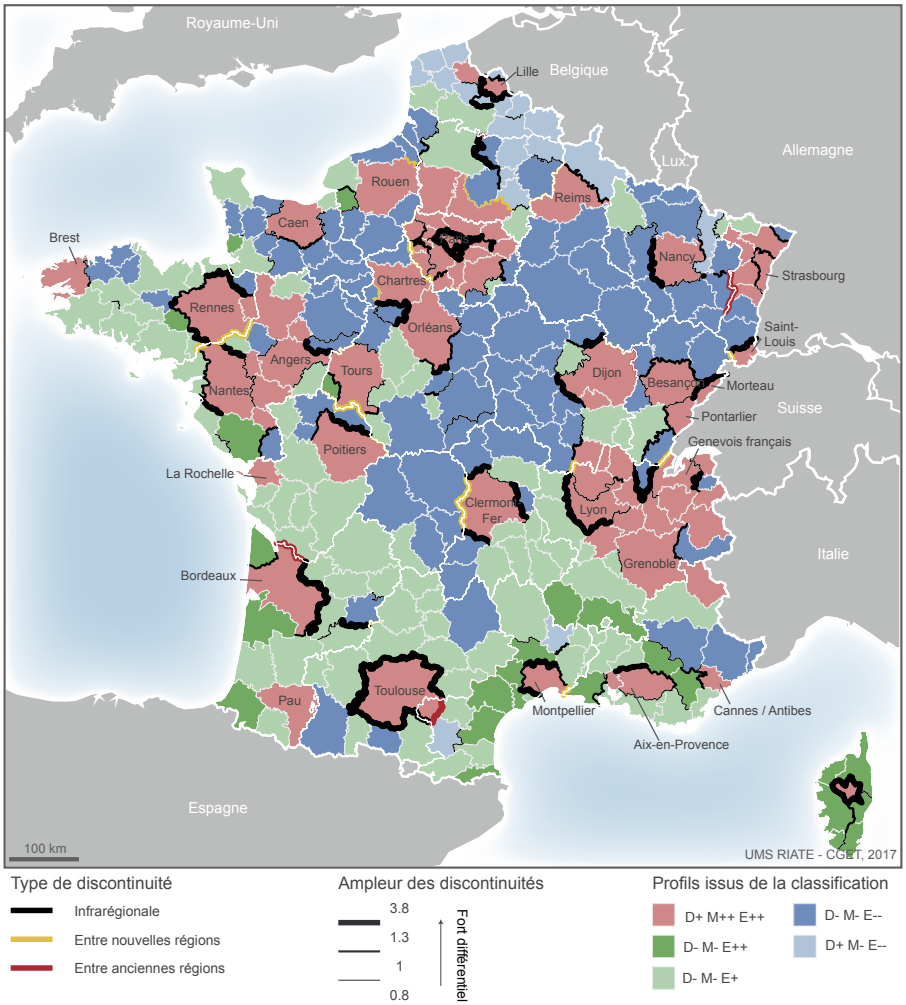
Les ruptures territoriales sont particulièrement fortes au sein même des régions, en particulier entre les zones d'emploi urbaines et

Tableau 3
Profils des 5 classes de la classification ascendante hiérarchique

Classes	Densité de population	Indice de jeunesse	Taux d'emploi (%) (25-64 ans)	Médiane du niveau de vie médian (en €)[(1)]	Évolution de l'emploi depuis 2008 (%)
D- M- E--	61	76	69.5	18 665	– 3.9
D+ M-- E--	197	93	62.9	17 320	– 2.7
D- M- E+	86	77	68.4	18 750	0.5
D- M- E++	63	70	67.2	18 101	5.7
D++ M++ E+	220	112	74.3	20 582	2.1
France métropolitaine	117	94	71.3	18 901	0.7

(1) En raison de la non disponibilité des données individuelles, le niveau de vie médian n'est pas calculé sur l'ensemble de la classe mais correspond à la médiane des niveaux de vie médians de l'ensemble des zones d'emploi de chaque classe.
Champ : zones d'emploi de France métropolitaine.
Source : Insee, *RP* 2008-2013, *FiLoSoFi* 2012.

Figure VII
Ruptures territoriales infra et interrégionales



Note : la méthodologie décrivant la construction de l'indicateur de discontinuités territoriales est détaillée en encadré 3 et les différents profils issus de la classification sont décrits en figure VI.
Champ : zones d'emploi de France métropolitaine.
Source : Insee, *RP* 2008-2013, *FiLoSoFi* 2012.

Tableau 4
Synthèse des valeurs de discontinuité multicritères par type d'appartenance (anciennes/nouvelles régions et discontinuités infra/interrégionales)

	Type	Valeur des discontinuités			
		Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Anciennes régions (22)	Infra	0.77	0.51	0.04	3.79
	Inter	0.66	0.44	0.08	2.59
Nouvelles régions (13)	Infra	0.76	0.51	0.04	3.79
	Inter	0.66	0. 44	0.08	2.50

Note : la méthodologie décrivant la construction de l'indicateur de discontinuités territoriales est détaillée en encadré 3.
Lecture : les discontinuités territoriales entre zones d'emploi sont en moyenne plus élevées lorsqu'elles se situent à l'intérieur d'une même région (moyenne du coefficient égale à 0.77 pour les anciennes régions et de 0.76 pour les nouvelles) que lorsqu'elles appartiennent à deux régions différentes (moyenne du coefficient égale à 0.66, pour les anciennes comme pour les nouvelles régions).
Champ : zones d'emploi de France métropolitaine.
Source : Insee, *RP* 2008-2013, *FiLoSoFi* 2012.

leur périphérie. En effet, les couples de zones d'emploi ayant la discontinuité maximale au sein de chaque nouvelle région contiennent tous des grandes métropoles aux exceptions près des frontières Oyonnax / Genevois Français en Auvergne-Rhône-Alpes et de Corte / Ghisonaccia en Corse (tableau 5).

Certaines discontinuités multicritères entre zones d'emploi appartenant à deux anciennes régions ayant fusionné sont également particulièrement élevées (tableau 6). C'est le cas entre les zones d'emploi de Toulouse (Midi-Pyrénées) et de Limoux ou de Carcassonne (Languedoc-Roussillon) et, dans une moindre mesure, pour Saint-Dié-des-Vosges (Lorraine) et Molsheim-Obernai et Sélestat (Alsace). Les résultats montrent clairement la multipolarisation de certaines nouvelles régions (Dijon-Besançon, Nancy-Metz-Strasbourg, etc.).

L'observation de ces fortes discontinuités locales soulève des enjeux nouveaux dans certaines nouvelles régions, en termes de traitement des disparités territoriales internes, localisées dans des périmètres géographiques spécifiques : principalement autour d'une ou plusieurs métropoles mais également dans des espaces à enjeux spécifiques, comme les territoires transfrontaliers.

19. Il est toutefois nécessaire de rappeler que ces conclusions ne valent que pour les indicateurs considérés avec le maillage territorial des zones d'emploi.

Tableau 5
Discontinuités maximales au sein des nouvelles régions

Nouvelle région	Couple de zones d'emploi	Discontinuité
Île-de-France	Roissy - Sud Picardie / Paris	3.79
Auvergne-Rhône-Alpes	Oyonnax / Le Genevois Français	2.51
Occitanie	Toulouse / Saint-Girons	2.38
Hauts-de-France	Lille / Béthune - Bruay	2.18
Corse	Corte / Ghisonaccia - Aléria	2.14
Bourgogne-Franche-Comté	Dijon / Le Morvan	1.87
Nouvelle-Aquitaine	Bordeaux / Marmande	1.76
Bretagne	Loudéac / Rennes	1.70
Grand Est	Nancy / Saint-Dié-des-Vosges	1.68
Pays de la Loire	Nantes / Challans	1.56
Centre-Val de Loire	Vierzon / Orléans	1.54
PACA	Aix-en-Provence / Cavaillon - Apt	1.40
Normandie	Caen / Flers	1.29

Note : la méthodologie décrivant la construction de l'indicateur de discontinuités territoriales est détaillée en encadré 3. Seules les discontinuités infrarégionales ont été prises en compte ici.
Lecture : la discontinuité est maximale entre la zone d'emploi de Roissy-Sud Picardie et celle de Paris.
Champ : zones d'emploi de France métropolitaine.
Source : Insee, *RP* 2008-2013, *FiLoSoFi* 2012.

Tableau 6
Discontinuités maximales entre anciennes régions fusionnées

Ancienne région 1	Zone d'emploi 1	Ancienne région 2	Zone d'emploi 2	Discontinuité
Midi-Pyrénées	Toulouse	Languedoc-Roussillon	Limoux	2.59
Midi-Pyrénées	Toulouse	Languedoc-Roussillon	Carcassonne	1.90
Lorraine	Saint-Dié-des-Vosges	Alsace	Molsheim - Obernai	1.80
Aquitaine	Bordeaux	Poitou-Charentes	Jonzac - Barbezieux-Saint-Hilaire	1.60
Lorraine	Saint-Dié-des-Vosges	Alsace	Sélestat	1.52

Note : la méthodologie décrivant la construction de l'indicateur de discontinuités territoriales est détaillée en encadré 3.
Lecture : au sein de la nouvelle région Occitanie, il existe une très forte discontinuité entre les zones d'emploi de Toulouse et de Limoux, qui appartiennent chacune à une ancienne région différente (respectivement Midi-Pyrénées et Languedoc-Roussillon).
Champ : zones d'emploi de France métropolitaine.
Source : Insee, *RP* 2008-2013, *FiLoSoFi* 2012.

De l'observation des disparités entre territoires à la cohésion territoriale

Au regard des indicateurs sociodémographiques retenus dans cet article, les régions françaises sont assez mal placées du point de vue des taux d'emploi, plutôt favorisées en termes de niveau de vie, tandis que la situation démographique et l'évolution récente de l'emploi présentent des résultats plus contrastés d'une région à l'autre. Toutefois, les contrastes interrégionaux apparaissent relativement faibles en France en comparaison des autres États européens - comme l'Espagne, l'Italie ou encore le Royaume-Uni -, que l'on se situe au niveau NUTS 2 (anciennes régions françaises) ou NUTS 1 (nouvelles régions). Plus globalement, les principales discontinuités se situent davantage entre les États européens qu'entre les régions d'un même État. Pour l'indicateur de niveau de vie, c'est en premier lieu les frontières occidentales des anciens Pays d'Europe Centrale et Orientale qui matérialisent une forte discontinuité. Pour l'indicateur de jeunesse, l'effet des frontières internationales est plus faible : c'est le vieillissement prononcé de l'ex-RDA qui marque la discontinuité la plus forte avec les régions voisines.

Au niveau du territoire métropolitain français, on observe le phénomène inverse : les principales ruptures territoriales s'observent au sein même des régions, en particulier entre les zones d'emploi, tant dans leur ancien que dans leur nouveau périmètre, et non entre elles. La Classification Ascendante Hiérarchique (CAH) réalisée a permis de dégager cinq profils de zones d'emploi qui se distinguent en fonction de leur situation démographique, de leur situation sur le marché du travail et de l'évolution de l'emploi. Ainsi, bien que l'on observe une relative proximité selon ces indicateurs entre les anciennes régions qui composent la Nouvelle-Aquitaine, la Bourgogne-Franche-Comté et la Normandie, chaque région, que ce soit dans son ancien ou dans son nouveau périmètre, est composée de territoires aux caractéristiques sociodémographiques bien spécifiques : métropoles *versus* territoires ruraux ou périurbains, espaces résidentiels *versus* espaces productifs, territoires transfrontaliers ou littoraux *versus* territoires intérieurs…

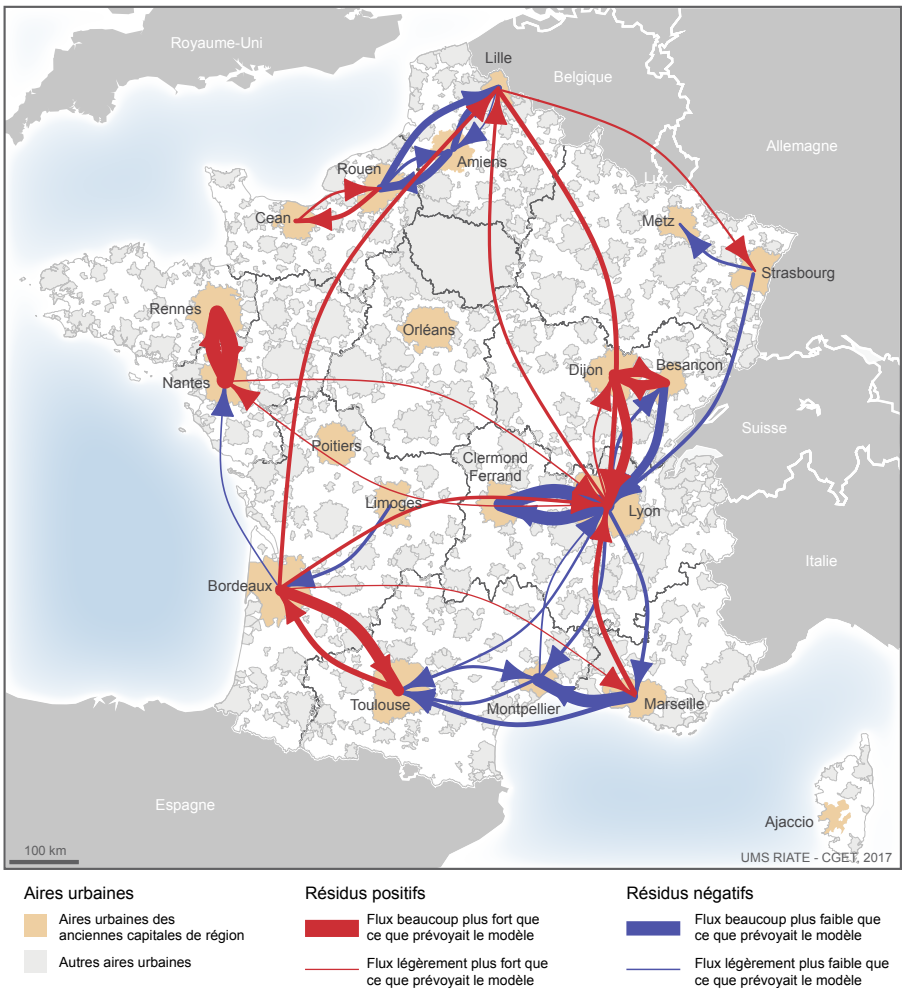
Il est possible que les mêmes analyses, réalisées avec d'autres types d'indicateurs, en particulier avec une optique plus macro-économique que sociodémographique et prenant appui sur d'autres mailles territoriales d'analyse, conduisent à d'autres résultats. L'objectif est ici de fournir des pistes, en particulier en termes méthodologiques, permettant d'observer et analyser les disparités territoriales au sein et entre les nouvelles régions, sans pour autant épuiser le sujet.

La prise en compte de la diversité des territoires au sein de chacune des régions est un outil indispensable à la politique européenne de cohésion territoriale[20] (Jouen, 2015 ; Livre vert sur la cohésion territoriale, 2008 ; Territorial Agenda of the European Union 2020, 2011). En effet, afin de réduire les inégalités entre citoyens liées à leur appartenance à tel ou tel espace, cette politique encourage le développement intégré des territoires : il s'agit d'envisager le territoire en dehors de ses limites administratives et de le penser à une échelle cohérente et fonctionnelle tout en analysant les spécificités territoriales selon plusieurs dimensions (économiques mais également sociales, environnementales…).

La politique de cohésion territoriale encourage également la coopération et la coordination des différents niveaux de gouvernance (de l'échelon local à l'échelon européen) et plus largement les interdépendances entre territoires qui permettent de mener des politiques territoriales efficaces en favorisant, par exemple, la diffusion de la croissance des territoires dynamiques vers ceux de nature plus résidentielle (Amabile *et al*., 2015).

Afin de prendre en compte ces interdépendances entre territoires, plusieurs pistes méthodologiques pourraient être considérées pour prolonger les conclusions de cette contribution. L'analyse de l'organisation spatiale des flux de population (figure VIII) en fait partie puisqu'elle montre – en isolant les effets de la masse de population des aires urbaines des anciennes capitales régionales et de la distance géographique qui les sépare – qu'il existe des flux domicile-travail plus importants qu'attendu, dans les deux sens, entre certaines capitales régionales (anciennes pour certaines), Rennes et Nantes, Bordeaux et Toulouse, Lyon et Dijon, couples n'ayant pas été rassemblés dans les mêmes nouvelles régions. À l'inverse, les flux entre Lyon et Clermont-Ferrand, par exemple, sont sous-représentés alors que ces deux villes appartiennent désormais à la même région. Ces premières sorties graphiques mériteraient d'être approfondies (évolution dans le temps, précision de la granularité de l'indicateur grâce à une approche par âge ou par catégories socio-professionnelles) voire prolongées grâce à d'autres indicateurs comme par exemple les liens financiers entre territoires.

Figure VIII
Flux résiduels (hors effet distance et masse) domicile-travail entre les anciennes capitales régionales



Note : cette figure a été réalisée grâce à un modèle gravitaire et utilise le zonage des aires urbaines (ensemble de communes constitué d'un pôle urbain d'une couronne périurbaine dont les habitants travaillent dans l'aire urbaine). L'importance d'un flux F_{ij} domicile-travail d'une aire urbaine i à une aire urbaine j est modélisée comme étant proportionnelle à la distance entre le centroïde des deux aires urbaines (D_{ij}) et à la population active de *i* (P_i) et de *j* (P_j). $F_{ij} = k.P_i.P_j / D_{ij}\ \alpha$, avec *k* et *α* des paramètres positifs à estimer. Il est alors possible d'estimer par une régression linéaire (avec comme hypothèse que le résidu suive une loi de Poisson) un flux théorique F_{ij}^* estimé entre l'aire urbaine i et l'aire urbaine j et d'en déduire les résidus de la régression ($F_{ij} - F_{ij}^*$). Ainsi, un résidu élevé correspondra à un flux plus important que le prévoyait le modèle au vu du nombre d'actifs de *i* et de *j* et de la distance qui les séparait. Au contraire, un résidu négatif sera synonyme d'une relation plus faible qu'attendu.
Champ : aires urbaines des anciennes capitales régionales de France métropolitaine.
Source : Insee, *RP* (2013).

* *
*

La réforme territoriale française de 2015 ne visait pas, dans ses objectifs initiaux, à répondre à l'ambition européenne de cohésion territoriale, ce qui aurait impliqué de prendre en compte la diversité des territoires en s'extrayant des frontières administratives des départements et des régions et de s'appuyer davantage sur l'analyse des interdépendances entre territoires. Toutefois, les politiques de cohésion territoriale ne conseillent pas sur la méthode idéale à adopter pour construire les périmètres régionaux « optimaux ». Faut-il construire des régions présentant une homogénéité interne ou au contraire favoriser la diversité infrarégionale (voir complément en ligne C4) ? Alors que la première option facilite la mise en place de politiques régionales dans des territoires homogènes en traçant les frontières régionales au niveau des principales ruptures territoriales, la seconde a l'avantage de rassembler au sein de chaque région des territoires complémentaires, encourageant ainsi leurs connexions.

Enfin, la fusion des régions, qui date de près de trois ans (loi du 16 janvier 2015), a modifié les positions relatives des régions françaises parmi

20. La cohésion territoriale est inscrite depuis 2013 dans la politique de cohésion européenne suite au traité de Lisbonne et à la stratégie Europe 2020.

les régions européennes et rééquilibré leur poids au niveau national. Le déploiement de politiques publiques sur ces nouveaux territoires aux compétences renforcées ainsi que la préparation, la mise en place et le suivi de nouveaux schémas régionaux (SRDEII – schéma régional de développement économique, d'innovation et d'internationalisation – et SRADDET – schéma régional d'aménagement, de développement durable et d'égalité des territoires) auront probablement des impacts multiples, notamment sur les disparités territoriales, qui devront être évalués au cours des prochaines années, en s'appuyant sur des travaux croisant différents angles d'analyse et échelles géographiques et en mettant en avant les enjeux propres à chaque région. □

BIBLIOGRAPHIE

Amabile, A., Bernard, C. & Épaulard, A. (2015). Une évaluation de la cohérence économique interne des régions. France stratégie, *Document de travail n°2015-01*.
http://www.strategie.gouv.fr/publications/une-evaluation-de-coherence-economique-interne-regions

Brière, L. & Koumarianos, H. (2015). Panorama des nouvelles régions françaises. *La France et ses territoires,* Insee Références.
https://www.insee.fr/fr/statistiques/1372991?sommaire=1373022

Chavent, M., Kuentz-Simonet, V., Labenne, A. & Saracco, J. (2015). Classification ascendante hiérarchique avec contraintes de proximité géographique. Documentation en ligne, *package R « ClustGeo »*
http://papersjds15.sfds.asso.fr/submission_142.pdf

CGET (2015). Qualité de vie, habitants, territoires. Quatrième rapport de l'Observatoire des territoires.
http://www.observatoire-des-territoires.gouv.fr/observatoire-des-territoires/fr/rapports

CGET (2017). Emploi et Territoires. Cinquième rapport de l'Observatoire des territoires.
http://www.observatoire-des-territoires.gouv.fr/observatoire-des-territoires/fr/rapports

Commission des communautés européenne (2008). Livre vert sur la cohésion territoriale : faire de la diversité territoriale un atout.
http://ec.europa.eu/regional_policy/archive/consultation/terco/pdf/4_organisation/86_aem_fr.pdf

Dacey, M. & Nystuen, J. (1961). A graph theory interpretation of nodal regions. *Papers and Proceedings of the Regional Science Association,* vol. 7, pp. 29–42. DOI: 10.1007/BF01969070

Eurostat (2016). *Eurostat Regional Yearbook*. Publications en ligne d'Eurostat, 276 p.
http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Eurostat_regional_yearbook/fr

Giraud, T., Guérois, M., Feredj, A., Lambert, N., Viry, M. & Ysebaert, R. (2016). Typologie socio-économique des régions frontalières de l'union européenne (2000-2012). Rapport final de l'UMS-RIATE.
http://riate.cnrs.fr/?p=4692

Giraud, T., Guérois, M. & Beauguitte, L. (2015). flows : Flow Selection and Analysis. *Package R, CRAN*
https://cran.r-project.org/web/package=flows

Grasland, C. (2001). Analyse d'une matrice de flux (les modèles d'interaction spatiale). Cours en ligne
http://grasland.script.univ-paris-diderot.fr/agreg/module6/index.htm

Grasland, C. & Hamez, G. (2005). Vers la construction d'un indicateur de cohésion territoriale européen ? *Espace Géographique*, 34-2, 97–116. DOI: 10.3917/eg.342.0097

Insee (2013). Réseaux d'aires urbaines, un fonctionnement régional ou plus localisé. *Insee études Provence-Alpes-Côte d'Azur* n° 13.
https://www.insee.fr/fr/statistiques/1291792

Jouen, M. (2015). Les nouvelles régions françaises, vues d'Europe. *Policy paper* n°150*,* Institut Jacques Delors.
http://www.institutdelors.eu/011-22206-Les-nouvelles-regions-francaises-vues-d-Europe.html

Lagendijk, A. (2005). Regionalisation in Europe. Stories, institutions and boundaries. In: Van Houtum, Kramsch, Lagendijk (eds), *Bordering space*, pp.77–92. London: Routledge.
https://henkvanhoutum.nl/wp-content/uploads/2013/05/borderingspace.pdf

Marcou, G. (1999). *La régionalisation en Europe.* Rapport pour le Parlement européen. http://www.univ-paris1.fr/fileadmin/GRALE/PEregional1.pdf

Openshaw, S. (1984). The modifiable areal unit problem. *CAT-MOG* 38. GeoBooks. Norwich, England. http://qmrg.org.uk/files/2008/11/38-maup-openshaw.pdf

Présidence hongroise du Conseil de l'Union européenne (2011). Territorial Agenda of the European Union 2020, paragraphes 58 et 61. http://www.nweurope.eu/media/1216/territorial_agenda_2020.pdf

Stiglitz, J., Sen, A. & Fitoussi, J-P. (2009). *Rapport de la Commission sur la mesure des performances économiques et du progrès social*. http://www.ladocumentationfrancaise.fr/rapports-publics/094000427/index.shtml

« Serge Antoine - L'homme qui a dessiné les régions » (2004). *Article du journal l'Express du 15 mars 2004.* http://www.lexpress.fr/region/l-homme-qui-a-dessine-les-regions_490366.html

L'UTILISATION DE PLUSIEURS INDICATEURS ET ÉCHELLES GÉOGRAPHIQUES AFIN D'ÉTUDIER LES DISPARITÉS TERRITORIALES

Cinq indicateurs pour appréhender les territoires

Les cinq indicateurs retenus dans l'article pour comparer l'ampleur des contrastes régionaux en France et en Europe sont décrits ci-dessous. Nous avons renseigné entre crochets sa source de données. Pour une raison de disponibilité des données à des mailles géographiques adaptées, la source diffère selon que les données sont produites à un niveau français (zones d'emploi) ou européen (NUTS 2, NUTS 1).

Les indicateurs purement économiques, tels que le PIB par exemple, ont été mis de côté pour plusieurs raisons. Tout d'abord, comme l'a notamment pointé la commission sur la mesure des performances économiques et du progrès social (Stiglitz *et al*., 2009), les indicateurs sociodémographiques (vieillissement, revenus…) révèlent tout aussi bien que les indicateurs économiques les enjeux actuels et à venir dans un territoire. En effet, le PIB est centré sur la production et la consommation marchande et monétaire et ne prend alors en compte que certaines activités et ignore les effets du productivisme sur la vie sociale et l'environnement. Ensuite, nous avons cherché à compléter les travaux déjà réalisés et traitant de la cohésion territoriale sur le plan économique (Amabile *et al*., 2015), en élargissant l'analyse à d'autres indicateurs. Enfin, les indicateurs économiques n'ont pas toujours de sens à l'échelle infrarégionale (ils ne sont d'ailleurs pour certains, comme le PIB, pas produits), alors qu'un indicateur de niveau de vie permet de mieux cerner les spécificités locales, notamment au niveau des territoires transfrontaliers.

Le taux d'emploi [France : Insee, *RP* 2013 ; UE : Eurostat, 2017 sur données 2015] rapporte le nombre de personnes en emploi au nombre de personnes actives dans une classe d'âge considérée. Un fort taux d'emploi peut correspondre à un faible taux de chômage et/ou à un fort taux d'activité dans le territoire. Nous avons restreint le taux d'emploi à la tranche d'âge des 25-64 ans afin de retirer du champ les jeunes pour lesquels l'indicateur est difficilement interprétable. En effet, un fort taux d'emploi des jeunes peut correspondre à un lieu où le chômage est faible mais également à un territoire où le taux d'activité des jeunes est élevé, du fait d'une faible poursuite des études chez ces jeunes dans le territoire.

L'évolution du nombre d'emplois [France : Insee, *RP* 2008-2013 ; UE : Eurostat, 2017 sur données 2008-2015] mesure le taux de croissance de l'emploi depuis la crise (entre 2008 et 2013 pour les analyses françaises et entre 2008 et 2015 pour les analyses européennes). Cet indicateur renseigne sur le dynamisme local de l'emploi.

Le niveau de vie médian [France : Insee, *FiLoSoFi* 2012 ; UE : Eurostat, 2017 sur données 2013] utilisé pour les analyses françaises correspond au revenu médian disponible par unité de consommation d'un ménage. Il comprend les revenus d'activité, du patrimoine, les transferts en provenance d'autres ménages et les prestations sociales (retraite, chômage…) nets d'impôts. Pour les analyses européennes, l'indicateur utilisé est le revenu disponible net des ménages (rapporté au nombre d'habitants) qui correspond au revenu disponible brut total (revenus du travail, revenus privés issus des placements et de la propriété, transferts entre les ménages, ainsi que tous les transferts sociaux perçus en espèces, y compris les pensions de vieillesse) duquel sont déduites les cotisations de sécurité sociale et les impôts sur le revenu. Cet indicateur permet d'appréhender le niveau de vie de la population ; il est lié indirectement à la situation du marché du travail sur le territoire.

L'indice de jeunesse [France : Insee, *RP* 2013 ; UE : Eurostat, 2017 sur données 2015] correspond ici au rapport du nombre de personnes âgées de 15 à 24 ans sur le nombre de personnes âgées de 55 à 64 ans. Cet indicateur renseigne sur la structure démographique du territoire mais également sur le potentiel de renouvellement de la population active dans les dix années à venir (hors migrations résidentielles).

La densité de population [France : Insee, *RP* 2013 ; UE : Eurostat, 2017 sur données 2015] renseigne sur le caractère plus ou moins urbain des territoires. Elle résume en un unique indicateur un grand nombre de phénomènes sociodémographiques auxquels elle est corrélée (accès aux équipements et services, dynamisme de l'emploi, jeunesse de la population).

Trois zonages pour analyser les disparités à plusieurs échelles

Suivant les analyses à mener, différents zonages de référence ont été mobilisés pour approfondir la granularité géographique. L'utilisation de découpages spatiaux différents influe en effet de manière significative sur les résultats d'un traitement statistique ou le visuel d'une carte, phénomène appelé effet *MAUP* (*Modifiable Areal Unit Problem*) chez les géographes. Afin d'interpréter les différentes échelles de discontinuités statistiques présentes dans les territoires, différents maillages géographiques, adaptés au phénomène étudié, seront utilisés.

Pour les analyses de l'article, trois maillages territoriaux ont été retenus : le zonage fonctionnel (défini par des critères statistiques) des zones d'emploi défini ci-dessous et le zonage administratif des anciennes et nouvelles régions métropolitaines :

- **Les zones d'emploi :** une zone d'emploi est un espace géographique à l'intérieur duquel la plupart des actifs résident et travaillent, et dans lequel les établissements peuvent trouver l'essentiel de la main d'œuvre nécessaire pour occuper les emplois offerts. Le découpage en 321 zones d'emplois (France métropolitaine et DOM) fonde en effet sur les flux de déplacement domicile-travail des actifs. Ce zonage a l'avantage de constituer une partition du territoire adaptée aux études infrarégionales, en particulier sur les marchés locaux du travail.

- **Les NUTS 2** : les anciennes régions françaises ont été positionnées au regard de la nomenclature NUTS 2 (version 2013) de l'UE28. Cette nomenclature comprend 276 unités territoriales.

- **Les NUTS 1 :** les nouvelles régions françaises ont été positionnées au regard de la nomenclature NUTS 1 (version 2013) de l'UE28. Les anciennes NUTS 1 françaises (ZEAT dans la version 2013 de la nomenclature) ont été remplacées par les nouvelles régions françaises. Les nouvelles régions françaises intégreront officiellement le niveau 1 de la NUTS en 2018. Cette nomenclature comprend 103 unités territoriales.

Le théorème de la décentralisation s'applique-t-il aux collectivités locales françaises ? Un test empirique sur les compétences intercommunales

Does the decentralisation theorem apply to the French local governments? An empirical test on intermunicipal competences

Quentin Frère* et Lionel Védrine**

Résumé – Échelon incontournable de la gouvernance territoriale en Europe, l'intercommunalité offre aux communes la possibilité d'exercer et de financer collectivement certaines compétences. En application du théorème de la décentralisation, le choix opéré par les communes de transférer certaines compétences au niveau intercommunal reposerait sur un arbitrage entre économies de taille et coût de l'hétérogénéité spatiale des préférences des citoyens. Afin de tester empiriquement cette assertion, un modèle *probit* est estimé sur les intercommunalités à fiscalité propre françaises pour 10 compétences différentes. Quatre principaux résultats sont mis en évidence : (*i*) l'hétérogénéité des préférences des citoyens freine le transfert de compétences depuis les communes vers le niveau intercommunal ; (*ii*) les économies de taille et le besoin de coordination des choix publics locaux prédestinent certaines compétences à être exercées au niveau intercommunal ; (*iii*) les intercommunalités composées de petites communes affichent une probabilité plus élevée de se voir confier certaines compétences ; (*iv*) le choix de transférer une compétence au niveau intercommunal est influencé par celui des intercommunalités voisines.

Abstract – *As a key component of territorial governance in Europe, intermunicipality offers municipalities the opportunity to exercise and collectively fund some local public goods or services. In accordance with the decentralisation theorem, the choice made by municipalities to transfer some competences to the intermunicipal level ought to be based on a trade-offbetween economies of size and the cost of spatial heterogeneity of citizens' preferences. In order to empirically test this assertion, a probit model is estimated focusing on those French intermunicipalities with own fiscal powers, looking specifically at 10 various competences. Four main results are highlighted: (i) the heterogeneity of citizens' preferences is holding back the transfer of competences from municipalities to the intermunicipal level; (ii) economies of size and the need to coordinate local public choices predetermine certain competences to be exercised at intermunicipal level; (iii) intermunicipalities made up of small municipalities are more likely to be entrusted with certain competences; (iv) the decision to transfer competences to the intermunicipal level is influenced by the decisions made by neighbouring intermunicipalities.*

Codes JEL / JEL Classification : C25, H11, H41
Mots-clés : Coopération intercommunale, théorème de la décentralisation, économies de taille, hétérogénéité des préférences
Keywords: intermunicipal cooperation, decentralisation theorem, economies of size, heterogeneity

Rappel :

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

** BETA (UMR CNRS 7522), Université de Haute-Alsace (quentin.frere@uha.fr)*
*** CESAER, AgroSup Dijon, INRA, Université de Bourgogne Franche-Comté (lionel.vedrine@inra.fr)*

Reçu le 1er septembre 2016, accepté après révisions le 6 octobre 2017 https://doi.org/10.24187/ecostat.2017.497d.1929

Au début des années 1980, l'Acte I de la décentralisation marque en France le début d'une profonde réorganisation du secteur public. Des compétences sont transférées depuis l'État central vers les communes, les départements et les régions, devenues à l'occasion le troisième niveau de collectivités territoriales. En rapprochant les gouvernants des gouvernés, l'un des enjeux est alors de permettre aux politiques publiques de mieux prendre en compte l'hétérogénéité spatiale des préférences des citoyens (Tiebout, 1956). Cette idée s'appuie sur l'analyse de Tocqueville (1836, p. 265) qui observait déjà que « chez les grandes nations centralisées, le législateur est obligé de donner aux lois un caractère uniforme que ne comporte pas la diversité des lieux et des mœurs. »

Par ailleurs, suite à l'échec des politiques incitant à la fusion communale (loi du 16 juillet 1971 sur les fusions et regroupements de communes), le gouvernement promeut la coopération intercommunale (lois du 6 février 1992 et du 12 juillet 1999 ; certaines dispositions de la loi du 13 août 2004). Loin d'être un retour en arrière, la coopération intercommunale apparaît complémentaire de la décentralisation. Elle offre aux communes la possibilité d'exercer et de financer collectivement certaines compétences locales, alors élargies par la décentralisation. L'intercommunalité constitue aujourd'hui un échelon majeur de la gouvernance territoriale en France, mais également dans la plupart des pays européens, où décentralisation et coopération intercommunale ont été développées de concert (Frère & Paty, 2014). Aussi, comme en témoignent Hulst et Van Montfort (2007, p. 8) : « […] la coopération intergouvernementale impliquant les communes est un phénomène présent chez tous les pays de l'Europe de l'Ouest. Dans certains elle a une longue histoire, dans d'autres elle est relativement récente ; elle varie par son étendue, son poids et sa forme, mais n'est jamais complètement absente ». En particulier, le modèle de coopération le plus largement répandu en Europe correspond à une intercommunalité associant structures publiques et privées pour exercer et financer plusieurs compétences locales. C'est l'intercommunalité associative à vocation multiple (CDLR, 2007). Sa création respecte le volontariat des collectivités, même s'il reste plus ou moins encadré par le gouvernement central, comme en Italie où les communes en régions montagneuses sont obligées de coopérer au sein d'une *comunità montana*. De même, si certaines compétences de ces structures intercommunales associatives peuvent être obligatoires[1], il revient généralement aux communes membres de déterminer collectivement quelle(s) compétence(s) elles leur transfèrent.

En France, en raison de l'intense fragmentation communale du pays, qui comptabilise 36 700 communes en 2012[2] dont la moitié ne dépasse pas 500 habitants, un mode de coopération spécifique et particulièrement intégré a été développé en parallèle : l'intercommunalité fédérative, où l'intercommunalité dispose de ses propres pouvoirs fiscaux. Il s'agit des communautés de communes, communautés d'agglomération, communautés urbaines, métropoles et syndicats d'agglomération nouvelle. Le regroupement au sein de tels établissements publics de coopération intercommunale (EPCI) à fiscalité propre étant rendu obligatoire par la loi de réforme des collectivités territoriales (loi RCT) du 16 décembre 2010, près de 100 % des communes françaises[3] sont désormais couvertes en 2017 par un EPCI à fiscalité propre. En revanche, les communes bénéficient toujours d'une grande marge de manœuvre quant au choix des compétences qu'elles souhaitent transférer à leur intercommunalité, en dépit des nouvelles obligations fixées par la loi portant sur la nouvelle organisation territoriale de la République (loi NOTRe) du 7 août 2015[4]. Dès lors, la flexibilité offerte par la coopération intercommunale permet une application au cas par cas du principe de subsidiarité ascendante.

La coopération intercommunale se traduit ainsi par un mouvement local et partiel[5] de centralisation de la prise de décision de l'échelon local. Par conséquent, d'après le théorème de la décentralisation optimale d'Oates (1972), et en accord avec la logique du modèle de Tiebout (1956), le choix des communes de coopérer ou non pour une compétence donnée reposerait sur un arbitrage entre économies de taille et coût de l'hétérogénéité spatiale des citoyens.

---

1. Par exemple, les cantons suisses peuvent légalement obliger les communes à coopérer dans un domaine de compétences spécifique (CDLR, 2007).
2. Plus précisément, 36 680 de 2000 à 2011 à une ou deux unités près, puis 36 700 en 2012 en raison de l'intégration de Mayotte dans les DOM.
3. À l'exception de quatre îles monocommunales (l'île d'Yeu, l'île de Bréhat, l'île de Sein et l'île d'Ouessant).
4. La loi NOTRe prévoit ainsi de nouveaux transferts obligatoires de compétences des communes membres vers les communautés de communes et les communautés d'agglomération, en matière de développement économique, de promotion du tourisme, d'urbanisme (élaboration des plans locaux d'urbanisme), d'aménagement, entretien et gestion des aires d'accueil des gens du voyage (en 2017), de gestion des milieux aquatiques et prévention contre les inondations (en 2018), d'eau et assainissement (en 2020) et de collecte et traitement des déchets ménagers (en 2020).
5. Contrairement aux communes, une intercommunalité n'a pas une vocation générale mais voit son champ d'actions exclusivement limité aux compétences qui lui sont transférées (principe de spécialité fonctionnelle) à l'intérieur de son périmètre (principe de spécialité territoriale).

En étudiant le choix de coopération des communes pour certaines compétences, cet article propose un test empirique original du théorème de la décentralisation. En effet, si des analyses sur des intercommunalités spécifiques ont mis au jour des logiques et stratégies d'acteurs publics locaux[6], peu d'études ont cherché à établir des relations statistiques globales entre des caractéristiques mesurables des communes et des intercommunalités et les compétences transférées. Frinault et Le Saout (2011) ont mis en avant que certains territoires ruraux – composés de communes de petite taille – sont plus enclins que d'autres, pour des raisons budgétaires, à s'engager dans des politiques de mutualisation et de transfert des compétences d'action sociale à l'intercommunalité. Frère *et al*. (2011) ont montré qu'un effet zoo jouait au sein des établissements publics de coopération intercommunale (EPCI) à fiscalité propre en France. L'effet zoo, observé par Schmandt et Stephens (1960) dans les municipalités du comté de Milwaukee puis modélisé par Oates (1988), repose sur l'idée qu'il existe d'importantes indivisibilités pour de nombreux biens publics locaux (comme les zoos), si bien que la collectivité doit atteindre une certaine taille minimale afin d'être en mesure de les fournir. Ainsi, les biens publics locaux augmentent avec la taille des collectivités territoriales, en quantité mais également en diversité. Appliqué à l'intercommunalité française, l'effet zoo permet de justifier qu'un EPCI exerce d'autant plus de compétences que sa taille démographique est importante. Le présent article, qui ne porte pas sur le nombre de compétences transférées, s'intéresse en revanche à chaque compétence prise individuellement. Ce n'est plus l'étendue des compétences des intercommunalités qui est étudiée, mais le choix des communes de transférer ou non une compétence donnée à l'EPCI.

En adoptant une démarche analogue, LeRoux et Carr (2007) montrent ainsi, dans le cas de compétences relevant du domaine des travaux publics, que le choix des communes du Michigan de coopérer ou non repose sur plusieurs facteurs, en plus des caractéristiques de coûts de la compétence et les économies d'échelle qui en résultent : les ressources économiques et fiscales des communes, le niveau et la distribution de leur population, ainsi que leur superficie. En revanche, le contexte des communes du Michigan paraît fortement éloigné de celui des communes françaises. Dans le cas français, Emond (2015) étudie les compétences facultatives d'action sociale[7] exercées au niveau intercommunal. Ces compétences présentent deux spécificités : les économies de taille y sont négligeables, et elles bénéficient à la minorité de la population qui ne les finance pas par l'impôt local. Dès lors, en estimant un modèle *probit* spatial sur les données des EPCI en France, le choix de transférer ou non ce type de compétences au niveau intercommunal apparaît dicté par d'importantes interactions stratégiques avec un comportement mimétique : le choix de transférer des compétences sociales facultatives à un EPCI ne repose pas uniquement sur les caractéristiques des communes qui le composent, mais aussi sur l'adoption ou non de ces compétences par les EPCI voisins.

En comparaison, la présente étude s'appuie sur le théorème de la décentralisation pour expliquer le choix de coopération des communes. Après avoir présenté les arguments théoriques de ce choix dans la littérature, une attention particulière est portée à la mesure de l'hétérogénéité intracommunautaire des préférences des citoyens. Dérivé des propositions identifiées dans la première section, un modèle *probit* spatial est ensuite construit, puis estimé afin d'identifier les déterminants des choix de coopération des communes pour 10 compétences différentes. En particulier, il a été choisi de travailler sur des données de 2012, année la plus récente avant que la loi RCT promulguée le 16 décembre 2010, qui notamment renforce le rôle du préfet, ne produise pleinement ses effets, en modifiant potentiellement les comportements coopératifs des communes. Enfin, des pistes de futurs travaux sont proposées en fin d'article.

Le théorème de la décentralisation appliqué à l'intercommunalité

En coopérant, les communes transfèrent certaines de leurs compétences au niveau intercommunal, créant ainsi un mouvement de centralisation de la décision publique. Dès lors, en application du théorème de la décentralisation optimale (Oates, 1972), le choix des communes à coopérer laisse apparaître un arbitrage

6. Par exemple, Frinault et Le Saout (2011) argumentent qu'il est politiquement plus coûteux pour un maire de transférer des compétences liées au domaine associatif (sport, action sociale), ce qui induit une diminution de son interaction directe avec l'électorat, que des compétences purement techniques (gestion des déchets). Desage (2012) présente des exemples où des compétences officiellement transférées sont restées de facto *la prérogative des maires. Gallez (2014) souligne l'importance de l'engagement personnel des élus ainsi que les jeux de rôle politique, à la fois entre les différents acteurs locaux et entre ces derniers et les pouvoirs centraux.*
7. Sont étudiées en particulier les compétences d'Aide sociale facultative, de Centre intercommunal d'action sociale, de Développement urbain et local et insertion économique et sociale, d'Activités sanitaires (médicales ou sociales et culturelles).

entre le coût de l'hétérogénéité spatiale des préférences des citoyens, et les bénéfices des économies de taille. En effet, lorsque l'exercice d'une compétence est confié aux communes, chacune bénéficie d'un pouvoir discrétionnaire important afin de choisir comment l'exercer. Ainsi, chaque commune peut individuellement fixer chaque caractéristique des différents biens publics locaux, en accord avec les préférences de ses citoyens. En revanche, lorsque la prise de décision se centralise au niveau intercommunal, le choix collectif qui en résulte ne peut répondre aussi finement à l'hétérogénéité des préférences des citoyens des différentes communes membres (voir encadré 1). Les citoyens voient leurs préférences moins bien respectées dans le choix collectif intercommunal et un coût social important apparaît. De manière générale, le coût de l'hétérogénéité spatiale des préférences des citoyens constitue un élément clé dans la formation des groupes sociaux (Alesina & Spolaore, 1997 ; 2005) et l'entre-soi se révèle alors être un comportement rationnel.

Les communes auraient donc intérêt à coopérer en priorité avec les communes voisines qui présentent des populations aux préférences proches dans le but de minimiser le coût de la prise de décision collective. Par la suite, cette hétérogénéité intercommunale des préférences des citoyens peut également peser sur le niveau d'intégration de l'intercommunalité : plus une intercommunalité est composée de communes dont les citoyens ont des préférences hétérogènes, plus le coût de la décision collective est important, moins les communes sont enclines à transférer leurs compétences au niveau intercommunal, *ceteris paribus*.

Proposition 1. *L'hétérogénéité intercommunale des préférences des citoyens freine le transfert de compétences vers le niveau intercommunal.*

En revanche, la centralisation présente également certains avantages, avec en premier lieu la possibilité de dégager des économies d'échelle. En effet, en présence d'importants coûts fixes de production et de faibles coûts variables, il est possible

ENCADRÉ 1 – **Coopération intercommunale et coût de l'hétérogénéité spatiale des préférences des citoyens**

Considérons trois communes (A, B et C) qui, pour un bien public local donné *g*, doivent choisir une caractéristique entre l'option *x* et l'option *y* (notées respectivement g_x et g_y). Pour ce faire, chaque commune se base sur les préférences de ses citoyens et respecte le choix de la majorité.

Ainsi, pour la commune *i* (pour *i* = A, B, C), on a :

$$g^i = \begin{cases} g_x \text{ si } n_x^i > n_y^i \\ g_y \text{ sinon} \end{cases} \quad (1)$$

où n_x^i et n_y^i désignent respectivement, au sein de la population N^i de la commune *i*, le nombre de citoyens favorables à l'option *x* et à l'option *y* du bien public local *g*, tels que $n_x^i + n_y^i = N^i$. Etudions les deux cas de figures suivants :

Cas n°1

Dans la commune A, comme dans la commune B, tous les citoyens sont favorables à l'option *x*, tandis que tous les citoyens de la commune C sont favorables à l'option *y*. Dès lors, les communes A et B opteront pour l'option *x* ($g^A = g_x$ et $g^B = g_x$) tandis que la commune C optera pour l'option *y* ($g^C = g_y$). Dans ce cas, la décision publique prend parfaitement en compte les préférences des citoyens : tous les citoyens voient leurs préférences satisfaites.

En revanche, si les trois communes décident de coopérer et de transférer le bien public local *g* à l'EPCI, la situation sera toute autre. Selon la population de chaque commune, mais aussi du fonctionnement interne de l'EPCI et des pouvoirs de négociations de chaque commune au sein du conseil communautaire, le bien public fournit par l'EPCI g^{A+B+C} pourra adopter aussi bien la caractéristique *x* que la caractéristique *y*. Mais dans un cas comme dans l'autre, une partie de la population ne sera pas en accord avec le choix collectif de l'EPCI (n^C si $g^{A+B+C} = g_x$, ou $n^A + n^B$ si $g^{A+B+C} = g_y$). Ainsi, en centralisant la prise de décision, l'EPCI est moins à même de prendre en compte l'hétérogénéité spatiale des préférences des citoyens.

Cas n°2

Dans chaque commune, des citoyens favorables à l'option *x* tandis que d'autres sont favorables à l'option *y*. Dès lors, chaque commune opte pour la caractéristique qui satisfait la majorité de ses citoyens (équation 1). Posons $n_x^i > n_y^i$ pour *i* = *A*, *B*, *C*. D'après l'équation 1, chaque commune optera alors pour l'option *x*, et la population $n_y^A + n_y^B + n_y^C$ ne sera pas en accord avec le choix de leur commune respective.

Si les trois communes décident de coopérer et de transférer le bien public local *g* à l'EPCI, la situation sera cette fois-ci identique. En effet, chaque commune optant séparément pour l'option *x*, l'EPCI maintiendra ce choix. Le bien public *g* sera fourni avec la caractéristique *x* et la population $n_y^A + n_y^B + n_y^C$ ne sera pas en accord avec le choix de l'EPCI, comme c'était déjà le cas sans coopération.

Ces deux exemples polaires mettent ainsi en évidence que seule l'hétérogénéité intercommunale des préférences des citoyens, et non l'hétérogénéité intracommunale, est source d'inefficacité démocratique de l'intercommunalité par rapport à la commune.

de réduire le coût moyen de production d'un bien public en augmentant son échelle de production. C'est notamment dans cette perspective que les premiers syndicats intercommunaux ont vu le jour en France. Et même si la mission confiée aux EPCI est aujourd'hui bien plus large, la maîtrise de la dépense publique et l'optimisation de l'action publique restent un objectif majeur.

Toutefois, dans le cadre de la coopération intercommunale, il serait plus pertinent de parler d'économies de taille plutôt que d'économies d'échelle. En effet, la coopération induit deux effets distincts sur le coût moyen de production d'un bien public local : (*i*) en augmentant l'échelle de production, le coût moyen varie à la baisse dans le cas d'économies d'échelle, ou à la hausse dans le cas de déséconomies d'échelle ; (*ii*) en mutualisant de nombreux coûts (coûts fixes de production, coûts organisationnels ou administratifs, coûts décisionnels, etc.), qui ne sont alors plus supportés par chaque commune individuellement mais par l'ensemble, la coopération permet de réduire le coût total – et donc le coût moyen – de production du bien. Ainsi, la coopération intercommunale peut permettre de réaliser des économies de taille, même en présence de déséconomies d'échelle (voir encadré 2).

Dès lors, on comprend que plus les économies de taille sont importantes, en fonction de la structure de coûts du bien public (cf. encadré 2), plus la coopération permet de réduire son coût moyen de production, et plus les communes sont incitées à coopérer, *ceteris paribus*.

Proposition 2. *En déterminant l'ampleur des économies de taille réalisables en coopérant, la structure des coûts de production d'un bien ou service public local joue un rôle clé dans le choix d'en transférer ou non la production au niveau intercommunal.*

Par ailleurs, les économies d'échelle produisent un effet indirect sur la demande de biens publics locaux : l'effet zoo (Oates, 1988). Certains biens indivisibles et faiblement rivaux – comme un stade, un théâtre ou un zoo – peuvent se révéler trop coûteux pour les citoyens résidant dans de petites communes : la somme que chacun devrait débourser pour en financer la construction excède sa disposition à payer. En revanche, la coopération intercommunale peut leur apporter une solution : le coût total de production du bien étant supporté par une plus large population, le coût par habitant diminue et la demande des citoyens peut alors être satisfaite. On comprend alors que plus l'intercommunalité regroupe une population importante, plus les économies de taille sont importantes, et plus les communes seront incitées à coopérer, *ceteris paribus*.

Encadré 2 – **Coopération intercommunale et économies de taille**

Considérons deux communes (A et B) qui doivent financer la production d'un bien public local donné. Le coût total de production du bien public (*CT*) est composé d'un coût fixe de production (CF) positif et d'un coût variable (*CV*) positif et croissant avec la population N_i de la commune *i* (*i* = A, B).

Sans coopération, chaque commune *i* fait donc face au coût total de production suivant :

$$CT(N_i) = CF + CV(N_i) \quad (2)$$

Et si les deux communes coopèrent, elles feront face collectivement au coût total de production suivant :

$$CT(N_A + N_B) = CF + CV(N_A + N_B) \quad (3)$$

On en déduit alors que la coopération intercommunale permettra de dégager des économies de tailles si et seulement si :

$$CT(N_A) + CT(N_B) > CT(N_A + N_B) \quad (4)$$

$$\Leftrightarrow CF + CV(N_A) + CV(N_B) - CV(N_A + N_B) > 0 \quad (5)$$

Or par définition, des économies d'échelle apparaissent dans la production du bien public si et seulement si :

$$CV(N_A) + CV(N_B) - CV(N_A + N_B) > 0 \quad (6)$$

Au contraire, des déséconomies d'échelle apparaissent dans la production du bien public si cette condition n'est pas respectée.

Or si l'équation 6 est vérifiée, l'équation 5 l'est également car par hypothèse le coût fixe de production est positif. Autrement dit, si des économies d'échelle sont à l'œuvre, cela se traduira nécessairement par des économies de taille : la coopération permettra de réduire le coût global de production du bien public. Mais plus généralement, l'équation 5 est vérifiée dès que *CF* est *supérieur à* $CV(N_A + N_B) - CV(N_A) - CV(N_B)$, y compris lorsque l'équation 6 n'est pas vérifiée. Autrement dit, la coopération intercommunale peut dégager des économies de taille, y compris en présence de déséconomies d'échelle, pour peu que ce surplus de coût soit compensé par les coûts fixes mutualisés.

Enfin, on déduit de l'équation 5 que les économies de taille réalisées par la coopération sont d'autant plus importantes que : (*i*) les coûts fixes de production sont importants, (*ii*) la dérivée seconde des coûts variables est faible.

Proposition 3. *En présence d'économies de taille, plus la population de l'intercommunalité est importante, plus les communes sont incitées à transférer leurs compétences au niveau intercommunal.*

De plus, cet effet zoo peut avoir la conséquence indirecte suivante. Plus une commune est petite, moins elle est en mesure de financer seule de nombreux biens publics, fortement indivisibles. Elle n'a alors d'autre solution que de coopérer avec ses voisines pour en financer collectivement la production. Par conséquent, plus une intercommunalité regroupe des communes de petite taille, plus celles-ci sont enclines à transférer leurs compétences au niveau intercommunal, *ceteris paribus*.

Proposition 4. *Conséquence indirecte de l'effet zoo, une intercommunalité se voit confier plus facilement des compétences lorsqu'elle est composée de petites communes.*

Enfin, notons qu'il existe d'autres avantages non négligeables de la coopération (Frère & Paty, 2014). Ainsi la coopération intercommunale permet-elle d'améliorer la qualité des biens et services publics locaux, de favoriser la péréquation horizontale mais aussi d'internaliser divers effets externes. Par exemple, lorsque la fourniture d'un bien public est confiée aux communes, des effets de débordements sont susceptibles d'apparaître et les politiques publiques locales, fortement interdépendantes, peuvent souffrir d'un manque de coordination. Or ces différents effets externes nuisent au bon fonctionnement du secteur public local, tant concernant le niveau de dépense publique pratiqué que les taux fiscaux adoptés.

Ainsi, appliquant le théorème de la décentralisation à la coopération intercommunale, le choix des communes à coopérer et transférer une compétence au niveau intercommunal apparaît comme un subtil arbitrage entre avantages et inconvénients, au cœur duquel s'opposent le coût de l'hétérogénéité spatiale des préférences des citoyens, et les bénéfices des économies de taille. Dans le reste de l'article, une démarche empirique est mise en œuvre afin de tester, dans le cas français, ces différentes propositions. Point central du théorème de la décentralisation, mais délicat à traiter empiriquement, il nous faut tout d'abord mesurer l'hétérogénéité des préférences des citoyens.

Mesurer l'hétérogénéité territoriale

L'hétérogénéité des préférences des citoyens est ainsi susceptible de jouer un rôle clé dans les choix de coopération des communes. Toutefois, comme il n'existe pas de mesure empirique de ces préférences, il est d'usage de recourir à une (des) variable(s) proxy basée(s) sur la composition économique et sociale des populations étudiées. L'hypothèse implicite est la suivante : selon leur niveau de revenu, leur catégorie socioprofessionnelle, leur niveau de diplôme, leur situation en emploi ou au chômage, leur âge ou encore leur sexe, les citoyens affichent des préférences différentes (Bergstrom & Goodman, 1973). En calculant un indice d'hétérogénéité pour chacune de ces variables, l'hétérogénéité des préférences des citoyens est ainsi mesurée indirectement. Toutefois, comme ces variables sont fortement corrélées les unes aux autres, seul un nombre limité d'entre elles est généralement retenu dans les études empiriques. Par ailleurs, comme nous l'avons vu précédemment, l'hétérogénéité spatiale des préférences des citoyens peut s'exprimer relativement à n'importe quelle caractéristique des biens publics locaux. Il peut paraître alors réducteur d'approximer cette hétérogénéité multidimensionnelle par le simple biais de deux ou trois variables sociodémographiques, censées capter à elles seules toute la diversité des préférences des citoyens (Gross, 1995). Afin de corriger cette faiblesse, nous proposons ici de construire, par une analyse en composantes principales (ACP), un indicateur composite d'hétérogénéité des préférences basé sur 15 variables sociodémographiques. Cette démarche se déroule en trois étapes.

Premièrement, il faut construire les variables observables permettant d'approximer les préférences des citoyens de chaque commune française. Pour ce faire, les données INSEE du recensement de population de 2012 ont été mobilisées. 15 variables ont finalement été retenues et caractérisent, pour chaque commune, la structure de sa population (part des moins de 15 ans, des 15-29 ans, des plus de 75 ans, des hommes dans la population totale, ainsi que le nombre de personnes par foyer), sa composition socioprofessionnelle (part des agriculteurs, artisans, professions intermédiaires, cadres dans la population active) et son niveau de vie (revenu médian, taux de chômage).

Deuxièmement, des indices d'hétérogénéité sont calculés à partir de ces 15 variables. Plus précisément, il s'agit de l'hétérogénéité intra-communautaire, *i.e.* de l'hétérogénéité entre les

communes membres d'une même intercommunalité. Ainsi pour chaque variable, un indice de Gini est calculé au niveau intercommunal. Sa valeur tend vers 0 dans une situation d'équité parfaite (par exemple le taux de chômage est identique dans toutes les communes membres), et vers 1 dans une situation d'iniquité maximale (par example tous les chômeurs sont localisés dans une seule commune membre).

Troisièmement, une ACP est réalisée sur ces 15 indices de Gini, variables relatives aux 2 543 intercommunalités de notre échantillon de données (voir encadré 3), afin de créer des indicateurs composites d'hétérogénéité des préférences (Hosseini & Kaneko, 2011). Les deux premières composantes de cette ACP permettent d'expliquer 60.2 % de la variabilité totale de l'échantillon. Selon le cercle des corrélations (figure I), la plupart des variables sont corrélées à la première composante : son inertie est de 49.1 %, contre 11.1 % pour la deuxième composante. En revanche, la deuxième composante est fortement corrélée aux indices de Gini calculés sur la taille du foyer, le revenu médian et la part des agriculteurs dans la population active. Enfin, l'indice de Gini calculé sur la part des plus de 75 ans dans la population totale se situe loin du cercle et n'est aligné avec aucun axe : il est mal expliqué par ces deux composantes.

Afin d'améliorer la qualité de nos indicateurs synthétiques, deux solutions peuvent être envisagées. La première consisterait à ajouter une composante principale supplémentaire, ce qui augmenterait ainsi mécaniquement la variabilité totale expliquée. Toutefois, le pourcentage d'inertie de la troisième composante est faible et sa valeur propre inférieure à un. Une deuxième solution a été préférée : mener deux ACP en parallèle, en distinguant les variables de nature démographique d'un côté, et les variables socio-économiques relatives à l'emploi (niveau d'éducation, catégorie socio-professionnelle (CSP) et niveau de vie) d'un autre côté (cf. annexe, figures AI et AII pour les cercles des corrélations). Le pourcentage d'inertie des deux premières composantes est ainsi amélioré : il atteint un total de 72.2 % pour les variables démographiques, et de 67.9 % pour les variables relatives à l'emploi.

Disposant désormais de deux jeux d'indicateurs synthétiques qui mesurent indirectement l'hétérogénéité intra-communautaire des préférences des citoyens, nous construisons un modèle économétrique afin d'identifier les grandes tendances empiriques à l'œuvre dans les choix de coopération des communes.

Le modèle économétrique

À partir du théorème de la décentralisation appliqué à la coopération intercommunale et du jeu de propositions qui en découle, nous définissons trois variables d'intérêt sur lesquelles repose la décision collective de transfert ou non d'une compétence au niveau intercommunal : l'hétérogénéité des préférences des citoyens

Encadré 3 – **Données**

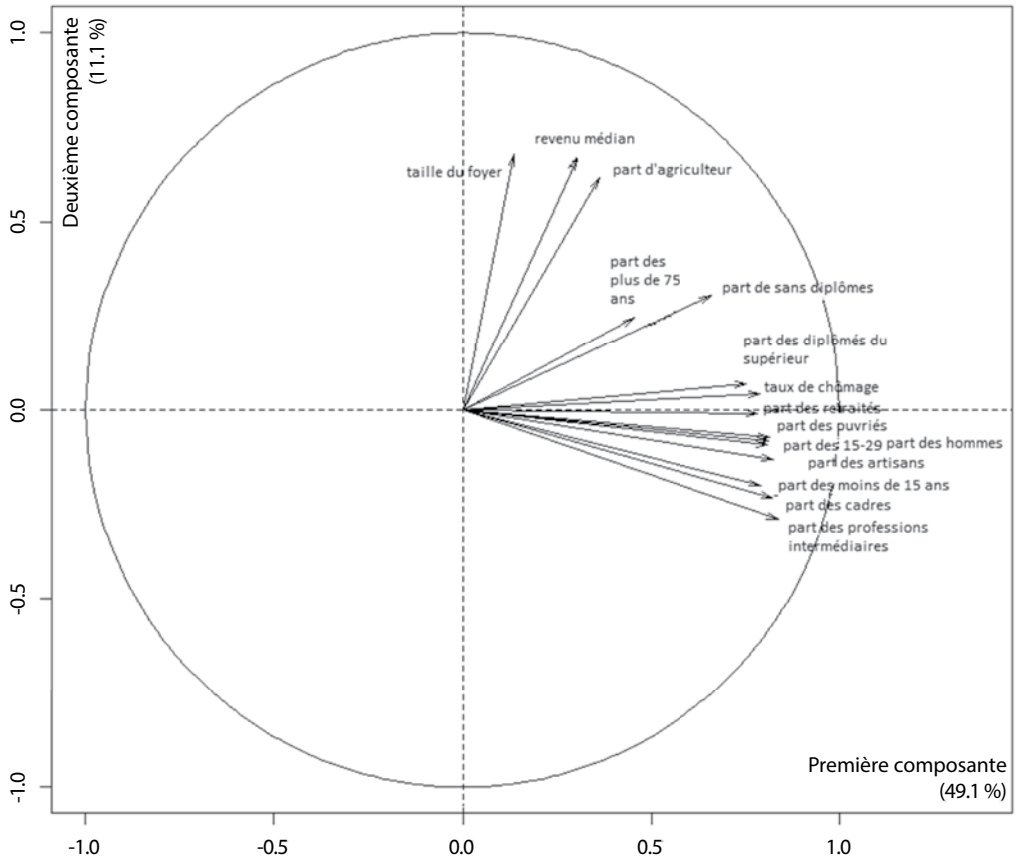
Les données mobilisées au niveau communal sont principalement issues du recensement de population Insee du 1er janvier 2012, à l'exception du potentiel financier par habitant qui est diffusé par la DGCL, et du revenu médian par habitant tiré du dispositif du Fichier localisé social et fiscal Filosofi diffusé par la DGFIP et l'Insee. En revanche, faute de données disponibles pour l'année 2012, nous utilisons le potentiel financier de 2013.

Il a été choisi de travailler à partir des données de l'année 2012, année la plus récente avant que la loi de réforme des collectivités territoriales, promulguée le 16 décembre 2010, ne produise véritablement ses effets. En effet, cette loi de réforme marque un tournant majeur dans le développement de l'intercommunalité à fiscalité propre en France. Le rôle du préfet se voit notamment renforcé dans le but de rationaliser la carte intercommunale, réduisant ainsi le pouvoir décisionnaire des communes dans la gestion de leur intercommunalité.

Ces variables communales sont ensuite calculées au niveau intercommunal en se basant sur les périmètres des intercommunalités à fiscalité propre au 1er janvier 2012 publiés par la DGCL. Ils regroupent l'ensemble des communautés de communes, communautés d'agglomération, communautés urbaines et syndicats d'agglomération nouvelle (les métropoles étant plus récentes). En revanche, en vue du traitement spatial du modèle, ont été exclues du champ de l'étude les intercommunalités isolées géographiquement, soit les intercommunalités des départements et régions d'outre-mer, ainsi que les intercommunalités corses. Notre échantillon de données comprend ainsi 2 543 intercommunalités à fiscalité propre.

Enfin, la position des intercommunalités sur le gradient rural-urbain est déterminée à partir du zonage en aires urbaines (ZAU 2010) de l'Insee-Datar. La liste des compétences exercées par chaque intercommunalité est issue de la base nationale sur l'intercommunalité (Banatic) de la DGCL.

Figure I
Cercle des corrélations pour l'ensemble des indices de Gini relatifs à différentes variables sociodémographiques – Analyse en Composantes Principales



Lecture : étant associé à un point de coordonnées (0.72 ; 0) dans le premier plan factoriel, l'indice de Gini relatif à la part des retraités dans la population de l'intercommunalité présente une corrélation de 0.72, avec la première composante principale, et une corrélation nulle avec la deuxième composante principale. Autrement dit, 0.72 % de sa variance est captée par la première composante, rien par la seconde.
Champ : 2 543 EPCI à fiscalité propre (au 1er janvier 2012), France métropolitaine hors Corse.
Source : Insee, *Recensement* de 2012 ; calculs des auteurs.

h_X, la population totale de l'intercommunalité n_X ainsi que la population moyenne de ses communes membres $\overline{n}_X$, avec D_X^g égal à 1 quand il y a décision de transférer la compétence *g* au niveau intercommunal.

Ce choix peut être estimé à l'aide d'un modèle *probit*, tel que :

$$\begin{aligned} P_X^g &= P\left(D_X^g = 1 \middle| h_X, n_X, \overline{n}_X, z_X\right) \\ &= \Phi\left(\beta_0^g + \beta_1^g h_X + \beta_2^g n_X + \beta_3^g \overline{n}_X + \beta_4^g z_X\right) \end{aligned} \quad (7)$$

où $\Phi(\cdot)$ correspond à la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite, z_X est le vecteur des variables de contrôle et les β^g désignent les paramètres à estimer pour la compétence *g*.

Plus précisément, h_X est le vecteur colonne composé des composantes principales construites dans la précédente partie, soit alternativement : les deux premières composantes principales de l'ACP menée sur les 15 variables ($CP1_X^{tot}$ et $CP2_X^{tot}$), ou les deux premières composantes principales des deux ACP menées en parallèle, l'une sur les variables démographiques ($CP1_X^{demo}$ et $CP2_X^{demo}$) et l'autre sur les variables d'emploi ($CP1_X^{emp}$ et $CP2_X^{emp}$).

Selon la proposition 1, on s'attend à ce que ces variables aient un impact négatif sur P_X^g : plus l'hétérogénéité intra-communautaire des citoyens est importante, plus le coût de la décision collective est élevé et moins les communes sont enclines à transférer leur compétence au niveau intercommunal (Tiebout, 1956). En revanche, la proposition 3 suggère qu'en présence d'économies de taille, la population de l'intercommunalité n_X a un impact positif sur P_X^g : plus la population de l'intercommunalité est importante, plus le coût moyen de production est faible et plus l'incitation financière pour les communes à coopérer est forte. Enfin,

conformément à la proposition 4, la population moyenne des communes membres de l'intercommunalité $\overline{n}_X$ devrait avoir un impact négatif sur P_X^g : plus les communes membres de l'intercommunalité sont de petite taille, moins elles sont à même de produire le bien public *g* par leurs propres moyens, plus elles sont tributaires de l'intercommunalité à qui elles doivent transférer l'exercice de la compétence pour que *g* soit fourni à leurs citoyens. C'est l'effet zoo indirect.

En complément, le vecteur z_X est composé de neuf variables de contrôle afin de caractériser une variabilité de contexte entre les différents EPCI de notre échantillon. L'introduction de ces variables dans le modèle a pour seul objectif de contrôler certaines caractéristiques des intercommunalités susceptibles d'affecter la relation entre chacune de nos variables d'intérêt (hétérogénéité spatiale des préférences, taille de l'intercommunalité et taille moyenne des communes composant l'intercommunalité) et le transfert de compétences. Le signe attendu de la relation entre le transfert de compétences et ces variables peut ne pas être définissable a priori.

Un indice d'Herfindahl-Hirschman mesure la concentration communale de la richesse financière par habitant de l'intercommunalité. Il est calculé à partir du potentiel financier par habitant des communes membres et tel que :

$$IHH_X^{pot_fi_hab} = \sum_{x \in X} \left(\frac{pot_fi_hab_x}{\sum_{x \in X} pot_fi_hab_x} \right)^2 \quad (8)$$

où $pot_fi_hab_x$ correspond au potentiel financier par habitant de la commune *x* de l'intercommunalité *X*, soit son potentiel fiscal[8] majoré de la part forfaitaire de sa DGF par habitant.

Ainsi, $IHH_X^{pot_fi_hab}$ prend une valeur qui varie entre $1/n_X$ lorsque chaque commune membre dispose du même potentiel financier par habitant, et 1 lorsqu'une seule commune membre détient l'intégralité de la richesse financière de l'intercommunalité. On s'attend à ce que le signe du coefficient associé soit négatif : une plus forte concentration des richesses par habitant diminue la probabilité que le bien *g* soit transféré au niveau intercommunal. En effet, un indice $IHH_X^{pot_fi_hab}$ élevé illustre une situation asymétrique entre le niveau de richesse par habitant des communes membres. Les communes relativement riches (par habitant) peuvent alors craindre de devenir financeurs nets des activités de l'intercommunalité et auront tendance à freiner le transfert de compétences onéreuses. Toutefois, la position dominante financièrement de quelques communes peut également faciliter la prise de décision collective, favorisant ainsi le transfert de compétences. Dans ce cas, le signe du coefficient associé serait positif.

Le taux de chômage de l'intercommunalité ($Tx_chomage_X$). Le signe attendu pour cette variable n'est pas certain. En effet, si l'adhésion à une intercommunalité est perçue comme une solution pour résoudre certains déséquilibres locaux sur le marché du travail, les communes auraient davantage tendance à confier les compétences clés au niveau intercommunal lorsque le taux de chômage est élevé. Toutefois, les communes peuvent également préférer conserver leur pouvoir décisionnaire sur ces compétences importantes sur le plan électoral, et ainsi préserver une relation directe avec leurs citoyens.

Le revenu médian des citoyens de l'intercommunalité ($Revenu_médian_X$). Le niveau de vie est un facteur important pour appréhender la diversité des préférences des citoyens en termes de biens publics. En supposant que les biens publics locaux sont des biens normaux, leur demande devrait croître avec le revenu des citoyens. Dès lors, si l'intercommunalité est mieux à même de répondre à cette nouvelle demande, les transferts de compétences devraient être davantage marqués. Dans le cas contraire, le résultat opposé apparaîtrait.

Le pourcentage de la population de l'intercommunalité âgée de moins de 15 ans (Pct_m15_X) et de plus de 75 ans (Pct_p75_X). Ici encore, le signe attendu pour ces deux variables reste a priori indéterminé. D'un côté, si une communauté compte une part élevée de personnes jeunes et âgées dans sa population, on peut alors supposer que les communes membres auraient tendance à transférer certaines compétences pour satisfaire leur forte demande en biens publics. Ainsi, elles bénéficieraient des avantages potentiels de la coopération. Mais d'un autre côté, les communes membres pourraient également préférer conserver l'exercice de ces compétences à des fins électorales.

La Superficie de l'intercommunalité en kilomètres carrés ($Superficie_X$). En déterminant l'ampleur des économies de taille potentielles, les coûts de production jouent un rôle déterminant dans le choix de coopération des communes

8. Le potentiel fiscal correspond au montant des recettes fiscales qu'une commune percevrait si ses quatre bases brutes d'imposition locale (contribution économique territoriale, taxe d'habitation, taxes sur le foncier bâti et non bâti) étaient imposées aux taux nationaux moyens calculés sur l'ensemble des communes françaises.

(proposition 2). Or de nombreuses compétences sont, par nature, sensibles aux effets réseaux : l'entretien de la voirie, le traitement et la distribution d'eau ou encore la production et la distribution d'énergie. Ainsi, à population donnée, il sera d'autant plus coûteux de mettre en place un système d'assainissement collectif que l'intercommunalité s'étend sur un vaste territoire. Pour de telles compétences, l'attrait des communes pour la coopération serait donc d'autant moins fort que l'intercommunalité est de grande superficie. Nous nous attendons à ce que $Superficie_X$ des communautés ait un impact négatif sur P_X^g, en particulier pour les compétences sensibles aux effets réseaux.

Le statut de communauté urbaine ou communauté d'agglomération de l'intercommunalité (CU_CA_X), une variable muette qui prend la valeur 1 pour les communautés urbaines ou communautés d'agglomération, et la valeur 0 sinon. Ces statuts juridiques induisent d'importantes différences entre les intercommunalités, tant sur les seuils démographiques minimum à atteindre que sur les compétences obligatoires, facultatives ou optionnelles. En effet, selon son statut juridique, une intercommunalité est dans l'obligation d'exercer au moins une compétence relevant de domaines spécifiques[9]. Ainsi, il s'agit plus de domaines de compétences obligatoires que de compétences précisément identifiées, sans quoi celles-ci seraient exercées par 100 % des intercommunalités (voir encadré 4, Figure A).

Le type d'espace sur lequel l'intercommunalité est établie. La typologie du zonage en aires urbaines (ZAU 2010) de l'Insee-Datar partage le territoire en trois grands types d'espaces : espace des grandes aires urbaines, espace des autres aires, autres communes multipolarisées et communes isolées. Cette typologie étant établie au niveau communal, le type d'espace associé à une intercommunalité est celui qui regroupe la majorité de la population de ses communes membres. Trois variables muettes sont ainsi construites, chacune dédiée à un type d'espace : $Grande_aire_X$, $Petite_moyenne_aire_X$ et $Rural_isolé_X$. En revanche, comme notre modèle comprend une constante, celle dédiée aux espaces des grandes aires urbaines est exclue dans les estimations.

Afin de mesurer la qualité des estimations du modèle 7, deux statistiques sont calculées : la log-vraisemblance et la part de prédictions correctes qui prend une valeur d'autant plus élevée que le pouvoir explicatif du modèle est grand.

Enfin, nous testons la présence d'autocorrélation spatiale dans le modèle en comparant, par un test de rapport de vraisemblance, le modèle non spatial et le modèle spatial autorégressif (SAR). Le modèle à estimer devient alors :

$$P_X^g = \Phi\Big(\beta_0^g + \beta_1^g h_X + \beta_2^g n_X + \beta_3^g \overline{n}_X + \beta_4^g z_X + \rho^g \textstyle\sum_{Y \neq X} w_{XY} P_Y^g\Big) \quad (9)$$

avec w_{XY} l'élément de la matrice de pondération spatiale (W) décrivant la relation de voisinage entre les intercommunalités X et Y. Le voisinage est ici défini par contiguïté : deux intercommunalités sont considérées comme voisines si elles ont une frontière commune. Enfin, les éléments de la matrice de pondération spatiale (W) sont standardisés en ligne[10]. Ce modèle SAR est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance proposée par McMillen (1992).

9. Par exemple, une communauté d'agglomération doit exercer au moins une compétence relevant de la politique de la ville, ce qui n'est pas le cas pour une communauté de communes.

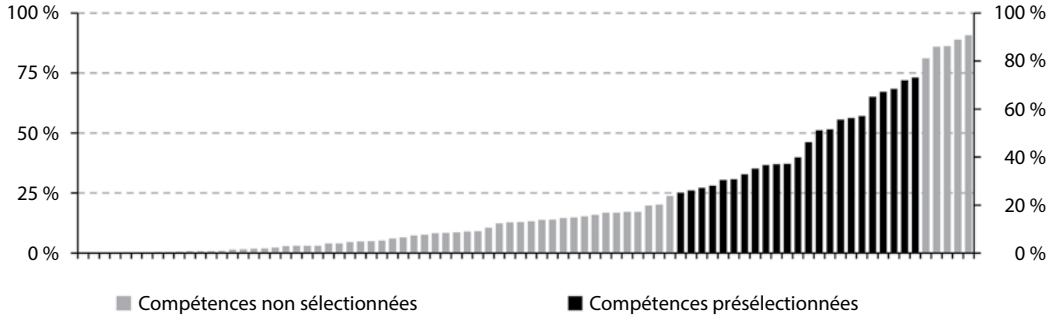
10. Si un EPCI a n voisins contigus, le poids associé à chacun sera de 1/n. En standardisant ainsi la matrice de pondération spatiale (W), l'impact du voisinage n'est pas affecté artificiellement par le découpage administratif qui détermine le nombre de voisins contigus de chaque EPCI.

Encadré 4 – **Choix des compétences étudiées**

La base nationale sur l'intercommunalité (Banatic) de la DGCL liste, pour chaque intercommunalité, les compétences qu'elle exerce parmi 84 compétences intercommunales possibles. Parmi ces 84 compétences, nous en avons présélectionnées 23. En effet, certaines compétences ne sont que très rarement exercées, comme la compétence *Archives* exercée par une seule intercommunalité sur les 2 543 de l'échantillon. À contrario, d'autres compétences sont presque systématiquement exercées, comme la compétence *Création, aménagement, entretien et gestion de zone d'activités industrielle, commerciale, tertiaire, artisanale ou touristique*, exercée par 90.7 % des intercommunalités de l'échantillon. Or avec une si faible variabilité, il est difficile de pouvoir tirer quelque enseignement quant au choix de transférer ou non ces compétences au niveau intercommunal. Seules les 23 compétences exercées par 25 à 75 % des intercommunalités de l'échantillon ont donc été présélectionnées (figure A). ➔

ENCADRÉ 4 (suite)

Figure A
Pourcentages des intercommunalités étudiées exerçant chacune des 84 compétences intercommunales

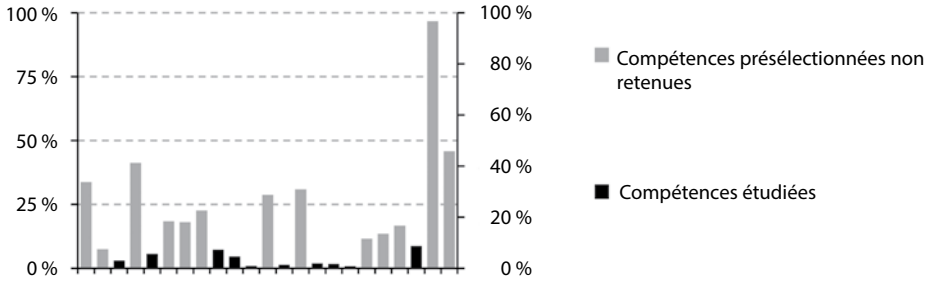


Champ : 2 543 EPCI à fiscalité propre (au 1er janvier 2012), France métropolitaine hors Corse.
Source : DGCL, *Banatic* 2012.

Les EPCI à fiscalité propre constituent une forme de coopération intercommunale en France, à laquelle s'ajoutent les EPCI sans fiscalité propre, regroupant différents types de syndicats (syndicat intercommunal à vocation unique (SIVU) ou multiple (SIVOM), syndicats mixtes fermés (SMF) ou ouverts (SMO)). Les communes ont le choix de transférer ou non une compétence au niveau intercommunal, et également le choix de la forme de coopération intercommunale. Les résultats des estimations pourraient alors être biaisés lorsque ceux-ci portent sur une compétence fréquemment confiée aux syndicats, sans fiscalité propre. Toutefois, en raison de la superposition et de l'enchevêtrement des périmètres des EPCI sans fiscalité propre, il est délicat de les intégrer à l'analyse économétrique.

Aussi, parmi les 23 compétences présélectionnées, les 10 compétences le moins fréquemment confiées aux EPCI sans fiscalité propre (figure B) ont finalement été retenues pour cette étude, à savoir : *programme local de l'habitat (PLH)* ; *opération programmée d'amélioration de l'habitat (OPAH)* ; *politique du logement social* ; *constitution de réserves foncières* ; *schéma de cohérence territoriale (SCOT)* ; *schéma de secteur* ; *création de zones d'aménagement concerté (ZAC)*. L'effet des syndicats sur le choix des compétences confiées aux EPCI à fiscalité propre s'en trouve ainsi limité.

Figure B
Pourcentages des communes ayant transféré l'une des 23 compétences présélectionnées à un EPCI sans fiscalité propre



Champ : 2 543 EPCI à fiscalité propre (au 1er janvier 2012), France métropolitaine hors Corse.
Source : DGCL, *Banatic* 2012.

Résultats

Tout d'abord, les estimations des modèles (7) et (9) montrent que les résultats ne sont pas sensibles à la spécification de l'hétérogénéité des préférences retenue. Aussi, seuls les résultats obtenus avec les deux composantes principales des deux ACP menées en parallèle ($CP1_X^{demo}$, $CP2_X^{demo}$, $CP1_X^{emp}$ et $CP2_X^{emp}$) sont présentés ici[11]. Les résultats des estimations du modèle 7 sont reportés dans les tableaux 1, 2 et 3. Quatre principaux résultats en émergent :

Résultat 1a – *L'hétérogénéité des préférences des citoyens freine le transfert de compétences depuis les communes vers le niveau intercommunal.*

On constate que $CP1_X^{emp}$ et/ou $CP2_X^{emp}$ ont un impact significatif et négatif pour la plupart des compétences étudiées, particulièrement les compétences en matière de *logement et habitat* et

11. *Les résultats d'estimations obtenus avec les deux composantes principales de l'ACP menées sur l'ensemble de des indices de Gini ($CP1_X^{tot}$ et $CP2_X^{tot}$) sont disponibles sur demande.*

d'*urbanisme*[12] (cf. tableaux 1 et 2). Autrement dit, plus les populations des communes d'une intercommunalité sont hétérogènes – en termes de niveau d'éducation, CSP et niveau de vie – moins elles sont enclines à transférer ces compétences au niveau intercommunal. La proposition 1 est donc vérifiée et l'argument de Tiebout (1956) – stipulant que la centralisation, prenant moins bien en compte l'hétérogénéité spatiale des préférences des citoyens, engendre un coût social important – s'exprime au sein des intercommunalités à fiscalité propre françaises. Ce résultat complète celui de Di Porto *et al.* (2016), qui montrent que la décision d'une commune d'intégrer un EPCI est d'autant plus compliquée que les caractéristiques socio-économiques des communes sont éloignées. Autrement dit, l'hétérogénéité territoriale freine à la fois la construction d'intercommunalités, mais aussi les transferts de compétences.

12. C'est le cas pour les compétences de programme local de l'habitat, de politique du logement social, d'activités sportives, de SCOT, de schéma de secteur et de création de ZAC.

Tableau 1
Estimations *probit* sur le domaine des compétences *Logement* et *habitat*

	(1.1)	(1.2)	(1.3)
	Programme local de l'habitat	OPAH[a]	Politique du logement social
$CP1_X^{emp}$	0.038 (0.033)	0.016 (0.031)	-0.088* (0.036)
$CP2_X^{emp}$	-0.115* (0.057)	-0.015 (0.053)	-0.039 (0.061)
$CP1_X^{demo}$	-0.031 (0.029)	0.036 (0.027)	-0.087** (0.032)
$CP2_X^{demo}$	0.016 (0.044)	-0.048 (0.041)	0.034 (0.047)
$log(n_X)$	0.672** (0.165)	0.235 (0.156)	0.119 (0.195)
$log(\bar{n}_X)$	0.040 (0.167)	-0.144 (0.156)	0.510** (0.195)
$IHH_X^{pot_fi_hab}$	-0.465 (1.064)	-1.352 (1.017)	-4.254** (1.361)
$Tx_chomage_X$	0.024 (0.019)	-0.016 (0.018)	-0.049* (0.021)
$Revenu_médian_X$	-0.00002 (0.00003)	-0.00001 (0.00003)	-0.0001 (0.00003)
Pct_m15_X	0.083** (0.028)	0.113** (0.027)	0.112** (0.030)
Pct_p75_X	0.036 (0.031)	0.111** (0.029)	0.146** (0.033)
$Superficie_X$	-0.00000 (0.00000)	0.00000 (0.00000)	0.00000 (0.00000)
CU_CA_X	1.674** (0.379)	-0.172 (0.213)	1.514** (0.266)
$Petite_moyenne_aire_X$	0.143 (0.138)	0.544** (0.135)	0.352* (0.142)
$Rural_isolé_X$	0.250 (0.128)	0.223 (0.124)	0.213 (0.138)
Constante	-7.871** (1.385)	-3.939** (1.282)	-6.933** (1.500)
Observations	2 543	2 543	2 543
Log vraisemblance	-1 570.651	-1 710.083	-1 462.396
Prédictions correctes (%)	63.04	58.67	71.14
LR test ($H_0 : \rho = 0$)	95.514**	52.073**	141.749**

a : Opération programmée d'amélioration de l'habitat.
Note : * p<0.1 ; * p<0.05 ; ** p<0.01 ; écarts-types entre parenthèses.
Lecture : $CP1_X^{emp}$ n'affecte pas significativement (probabilité critique supérieur à 10 %) la probabilité de transfert des compétences *Programme local de l'habitat* et *OPAH*, mais affecte négativement (significatif au seuil de 10 %) la probabilité de transfert de la compétence *Politique du logement social*.
Champ : 2 543 EPCI à fiscalité propre (au 1er janvier 2012), France métropolitaine hors Corse.
Source : Insee, *Recensement* 2012 ; Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, *fichier localisé social et fiscal (Filosofi)* 2012 ; DGCL, *Banatic* 2012 ; Insee-Datar, *ZAU* 2010 ; calculs des auteurs.

En comparaison, $CP1_X^{demo}$ et $CP2_X^{demo}$ jouent ici un rôle plus secondaire. Seule $CP1_X^{demo}$ affiche un effet significatif (et négatif) pour la *politique du logement social* et la *création et entretien d'équipements sportifs* (colonnes 1.3 et 3.3). Et lorsque l'autocorrélation spatiale est prise en compte, $CP1_X^{demo}$ n'a plus d'impact significatif pour la *création et entretien d'équipements sportifs* (voir en annexe la colonne A3.3). Ainsi, les différentes sources d'hétérogénéité ne jouent pas de la même façon sur les choix des communes à transférer leurs compétences au niveau intercommunal : seule l'hétérogénéité des populations communales mesurée en termes de niveau d'éducation, de CSP et de niveau de vie freine les transferts de compétences au niveau intercommunal.

Résultat 1b – *Si l'hétérogénéité relative à la catégorie socioprofessionnelle, au niveau de vie et au niveau de diplôme des citoyens freine le transfert de compétences depuis les communes vers le niveau intercommunal, l'hétérogénéité en termes d'âge et de taille du foyer joue ici un rôle plus secondaire.*

Tableau 2
Estimations *probit* sur le domaine de compétences *Urbanisme*

	(2.1)	(2.2)	(2.3)	(2.4)
	Constitution de réserves foncières	SCOT[a]	Schéma de secteur	Création de ZAC[b]
$CP1_X^{emp}$	-0.054 (0.033)	-0.092** (0.036)	-0.067** (0.033)	-0.068** (0.034)
$CP2_X^{emp}$	0.009 (0.056)	-0.124* (0.063)	-0.059 (0.056)	-0.056 (0.059)
$CP1_X^{demo}$	-0.027 (0.029)	-0.032 (0.032)	-0.002 (0.029)	-0.016 (0.030)
$CP2_X^{demo}$	0.016 (0.044)	0.053 (0.049)	0.007 (0.043)	0.069 (0.045)
$log(n_X)$	0.168 (0.171)	0.999*** (0.182)	0.182 (0.170)	0.735*** (0.175)
$log(\bar{n}_X)$	-0.056 (0.172)	-0.206 (0.186)	0.325* (0.170)	0.018 (0.178)
$IHH_X^{pot_fi_hab}$	-1.723 (1.138)	-0.436 (1.113)	-2.088* (1.123)	-1.396 (1.144)
$Tx_chomage_X$	0.004 (0.020)	-0.102*** (0.021)	-0.020 (0.019)	-0.015 (0.020)
$Revenu_médian_X$	0.0001*** (0.00003)	-0.0001*** (0.00003)	-0.00003 (0.00003)	0.00002 (0.00003)
Pct_m15_X	0.031 (0.028)	0.041 (0.031)	0.035 (0.028)	0.058** (0.029)
Pct_p75_X	0.101*** (0.031)	-0.062* (0.033)	0.044 (0.030)	0.065** (0.032)
$Superficie_X$	-0.00000 (0.00000)	-0.00002*** (0.00000)	0.00000 (0.00000)	-0.00000 (0.00000)
CU_CA_X	1.363*** (0.231)	0.059 (0.354)	0.807*** (0.250)	1.733*** (0.450)
$Petite_moyenne_aire_X$	0.263* (0.138)	-0.547*** (0.153)	-0.171 (0.135)	0.140 (0.141)
$Rural_isolé_X$	0.155 (0.131)	-0.507*** (0.139)	-0.167 (0.128)	0.158 (0.130)
Constante	-5.481*** (1.388)	-3.039** (1.481)	-4.065*** (1.357)	-8.503*** (1.455)
Observations	2 543	2 543	2 543	2 543
Log vraisemblance	-1 590.865	-1 306.621	-1 625.750	-1 514.084
Prédictions correctes (%)	66.18	74.75	63.66	66.30
LR test (H_0 : $\rho = 0$)	138.106***	273.668***	216.640***	139.508***

a : Schéma de cohérence territoriale ; b : Zone d'aménagement concerté.
Note : * p<0.1 ; * p<0.05 ; ** p<0.01 ; écarts-types entre parenthèses.
Lecture : $CP1_X^{emp}$ n'affecte pas significativement la probabilité de transfert de la compétence C*onstitution de réserves foncières*, mais affecte négativement la probabilité de transfert des compétences *SCOT*, *schéma de secteur* et *ZAC* (significatif au seuil de 5 %).
Champ : 2 543 EPCI à fiscalité propre (au 1er janvier 2012), France métropolitaine hors Corse.
Source : Insee, *Recensement* 2012 ; Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, *fichier localisé social et fiscal (Filosofi)* 2012 ; DGCL, *Banatic* 2012 ; Insee-Datar, *ZAU* 2010 ; calculs des auteurs.

On observe également que le coefficient associé à la population de l'intercommunalité n_X est soit non significatif, soit significatif et positif. Autrement dit, la probabilité de transfert de ces compétences augmente avec la taille de l'intercommunalité, suggérant l'effet des économies de taille qui inciterait les communes à la coopération (proposition 3). C'est notamment le cas pour la *création et l'entretien d'équipements sportifs* (colonne 3.3), où la mutualisation des coûts fixes de production attendue et les économies de taille résultantes sont importantes. En comparaison, et bien que présentant une structure de coûts proche (proposition 2), ce résultat n'est pas observé pour les *activités sportives* et la *création et l'entretien d'équipements (socio-) culturels* (cf. tableau 3, colonnes 3.1 et 3.2).

Toutefois, la présence d'économies de taille ne peut expliquer à elle seule l'impact significatif positif que l'on observe également pour les compétences de *programme local d'habitat*, de *schéma de cohérence territoriale* ou de *création de zones d'aménagement concerté* (cf. tableaux 1 et 2, colonnes 1.1, 2.2 et 2.4). Ici, c'est le besoin de coordination des choix publics locaux qui interviendrait : plus l'intercommunalité est peuplée, plus le besoin de coordination est important et plus ces compétences ont tendance à être confiées au niveau intercommunal.

Tableau 3
Estimations *probit* sur le domaine de compétences *Aménagement de l'espace*

	(3.1)	(3.2)	(3.3)
	Activité sportives	Création, entretien d'équipements (socio-) culturels	Création, entretien d'équipements sportifs
$CP1_X^{emp}$	-0.092*** (0.033)	0.007 (0.035)	-0.017 (0.036)
$CP2_X^{emp}$	0.007 (0.056)	-0.062 (0.059)	-0.025 (0.059)
$CP1_X^{demo}$	0.001 (0.029)	-0.013 (0.031)	-0.062** (0.031)
$CP2_X^{demo}$	0.044 (0.043)	-0.025 (0.046)	0.048 (0.046)
$log(n_X)$	0.254 (0.164)	0.202 (0.177)	0.685*** (0.172)
$log(\bar{n}_X)$	-0.220 (0.164)	-0.104 (0.177)	-0.397** (0.172)
$IHH_X^{pot_fi_hab}$	-1.154 (1.065)	-1.103 (1.174)	-0.294 (1.113)
$Tx_chomage_X$	-0.051*** (0.019)	0.066*** (0.020)	0.020 (0.020)
$Revenu_médian_X$	-0.0001* (0.00003)	0.0001** (0.00003)	0.00002 (0.00003)
Pct_m15_X	0.056** (0.028)	0.027 (0.030)	0.024 (0.030)
Pct_p75_X	0.013 (0.031)	0.043 (0.033)	0.017 (0.033)
$Superficie_X$	-0.00000 (0.00000)	-0.00000 (0.00000)	-0.00001*** (0.00000)
CU_CA_X	-0.102 (0.221)	0.552** (0.225)	-0.020 (0.222)
$Petite_moyenne_aire_X$	0.165 (0.137)	0.045 (0.148)	0.185 (0.143)
$Rural_isolé_X$	0.237* (0.128)	-0.065 (0.140)	0.245* (0.136)
Constante	-0.872 (1.347)	-4.809*** (1.437)	-5.547*** (1.421)
Observations	2 543	2 543	2 543
Log vraisemblance	-1 645.320	-1 460.486	-1 515.450
Prédictions correctes (%)	63.15	72.63	68.82
LR test (H_0 : $\rho = 0$)	90.404***	149.667***	193.644***

Note : * p<0.1 ; * p<0.05 ; ** p<0.01 ; écarts-types entre parenthèses.
Lecture : $CP1_X^{emp}$ affecte négativement la probabilité de transfert de la compétence *activités sportives* (significatif au seuil de 1 %), mais pas significativement la probabilité de transfert des compétences *Création, entretien d'équipements (socio-) culturels* et *Création, entretien d'équipements sportifs*.
Champ : 2 543 EPCI à fiscalité propre (au 1er janvier 2012), France métropolitaine hors Corse.
Source : Insee, *Recensement* 2012 ; Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, *fichier localisé social et fiscal (Filosofi)* 2012 ; DGCL, *Banatic* 2012 ; Insee-Datar, *ZAU* 2010 ; calculs des auteurs.

Résultat 2 – *Les économies de taille et le besoin de coordination des choix publics locaux prédestinent certaines compétences à être exercées au niveau intercommunal.*

En revanche, lorsqu'il est significatif, le coefficient estimé de la population moyenne des communes membres $\overline{n}_X$ peut être de signe négatif comme prédit par la proposition 4 (cf. tableau 3, colonne 3.3), mais également de signe contraire (cf. tableaux 1 et 2, colonnes 1.3 et 2.3). Toutefois, contrairement aux résultats précédents, celui-ci est sensible à la présence d'autocorrélation spatiale (non prise en compte dans les résultats présentés dans les tableaux 1 à 3). Une fois cette autocorrélation spatiale traitée (annexe, tableaux A1, A2 et A3), le coefficient estimé de $\overline{n}_X$ devient négatif lorsqu'il est significatif (colonnes A2.2, A2.1 et A3.3), tandis que les coefficients positifs perdent désormais leur significativité (colonnes A1.3 et A2.3). Conséquence indirecte de l'effet zoo, ce résultat confirme la proposition 3 : plus une commune est petite, moins elle est en mesure de financer seule de nombreux biens publics et plus elle a tendance à se tourner vers l'intercommunalité.

Résultat 3 – *Conséquence indirecte de l'effet zoo, les intercommunalités composées de petites communes affichent une probabilité plus élevée de se voir confiées certaines compétences.*

Par ailleurs, les variables de contrôle montrent des effets différents selon la compétence considérée, témoignant ainsi de la complexité des choix de coopération locale. On notera l'effet net joué par les statuts juridiques de communauté d'agglomération et communauté urbaine sur la plupart des compétences. En comparaison des communautés de communes et syndicats d'agglomération nouvelle, les communautés d'agglomération et les communautés urbaines se verraient donc plus facilement confiées les compétences de leurs communes membres. Ce résultat est cohérent avec les orientations fixées par la loi du 12 juillet 1999 relative au renforcement et à la simplification de la coopération intercommunale, puis renforcées par les lois RCT et NOTRe, visant notamment à promouvoir une intercommunalité plus intégrée, en particulier pour les communautés d'agglomération et communautés urbaines.

Enfin, les tests de rapport de vraisemblance montrent systématiquement la présence d'autocorrélation spatiale. Les tableaux A1, A2 et A3 de l'annexe présentent les résultats des estimations du modèle spatial autorégressif (équation 9) obtenus par la méthode du maximum de vraisemblance proposée par McMillen (1992). On constate tout d'abord que les résultats mis en évidence jusqu'alors sont robustes au traitement de cette autocorrélation spatiale, voir même renforcé pour le résultat 3. De plus, l'estimateur du terme autorégressif est systématiquement significatif et positif : la probabilité qu'une intercommunalité exerce une compétence donnée est d'autant plus élevée que les intercommunalités contiguës exercent également cette compétence, et réciproquement. Ce résultat est cohérent avec ceux obtenus par Emond (2015) qui, pour les compétences facultatives d'aide sociale, a mis en évidence le même phénomène de mimétisme local chez les intercommunalités françaises.

Résultat 4 – *Le choix de transférer une compétence au niveau intercommunal dépend fortement du choix des intercommunalités voisines, révélant un comportement mimétique entre intercommunalités contiguës.*

* *
*

En étudiant les compétences exercées par les intercommunalités françaises à fiscalité propre, cet article montre que le choix des communes de transférer ou non certaines de leurs compétences au niveau intercommunal révèle un arbitrage entre économies de taille et coût de l'hétérogénéité des préférences des citoyens. Le théorème de la décentralisation d'Oates (1972) s'exprime donc pleinement dans le cadre de la coopération intercommunale.

D'un côté, les estimations mettent en évidence que les économies de taille attendues par la coopération incitent les communes à la coopération. En fonction des compétences considérées, deux mécanismes peuvent expliquer ce résultat : la possibilité d'améliorer la coordination des choix publics locaux - comme pour les compétences de « programme local d'habitat, de schéma de cohérence territoriale » ou de « création de zones d'aménagement concerté » - ou encore l'opportunité de financer collectivement des biens publics locaux difficiles à financer individuellement - comme pour la compétence de « création et l'entretien d'équipements sportifs ».

De plus, les intercommunalités composées de petites communes affichent une probabilité plus élevée de se voir confier certaines compétences,

ceteris paribus. Ce résultat apparaît comme une conséquence indirecte de l'effet zoo : plus une commune est petite, moins elle est en mesure de financer seule de nombreux biens publics et plus elle a tendance à se tourner vers l'intercommunalité. Ce résultat original dans la littérature révèle ici un mécanisme propre à la coopération intercommunale volontaire, où les économies d'échelle et de taille agissent simultanément et en sens contraire sur les choix de coopération des communes. Les économies de taille réalisées grâce à la coopération incitent les communes à transférer leurs compétences, tandis que les économies d'échelle dont elles peuvent bénéficier individuellement, sans coopérer, rendent la coopération moins indispensable et freine les communes dans leurs transferts de compétences.

D'un autre côté, les estimations montrent que plus les populations des communes d'une intercommunalité sont hétérogènes, moins elles ont tendance à transférer leurs compétences au niveau intercommunal. En accord avec l'argument de Tiebout (1956), la centralisation occasionnée par le transfert d'une compétence au niveau intercommunal, et le coût de l'hétérogénéité spatiale des préférences des citoyens qui en résulte, pèse sur les choix de coopération des communes. Ce résultat complète celui de Di Porto *et al.* (2016), qui montrent que la décision d'une commune d'intégrer un EPCI est d'autant plus compliquée que les caractéristiques socio-économiques des communes sont éloignées. Autrement dit, l'hétérogénéité territoriale freine à la fois la construction d'intercommunalités, mais aussi les transferts de compétences.

D'après Estèbe (2008), cette hétérogénéité territoriale a même abouti dans certains cas à la formation d'intercommunalités défensives. Afin d'éviter de se faire absorber par la structure communautaire centrale, des intercommunalités périphériques se sont créées afin de regrouper ensemble des communes davantage homogènes. Ce type de comportements stratégiques n'est rendu possible qu'en raison de la grande marge de manœuvre laissée jusqu'alors aux communes dans leurs choix de coopération. Or en renforçant le rôle du préfet, la rationalisation de la carte intercommunale induite par les lois RCT et NOTRe entend précisément lutter contre ces pratiques. Il existerait donc une tension entre le comportement spontané et non coopératif des communes, où chacune effectue ses choix de coopération en défendant prioritairement les intérêts de ses propres citoyens, et les objectifs coopératifs de l'intercommunalité et poursuivis par le législateur, où l'intérêt communautaire primerait sur les intérêts individuels des communes membres[13].

À l'aube de cette nouvelle phase du développement de l'intercommunalité en France, un choix doit s'opérer : s'oriente-t-on vers une intercommunalité dont l'unique objectif est l'optimisation de la dépense publique locale, ou vers un véritable échelon de gouvernance territoriale à même de répondre à l'hétérogénéité des territoires ? En particulier, les interventions des préfets sur les délimitations des périmètres intercommunaux, ainsi que sur la définition des compétences à transférer aux intercommunalités, constituent une expérience naturelle qui permettra d'apporter les premiers éléments de réponse. □

13. En particulier, Epstein (2009, p. 7) observait que « de nombreuses [communautés] se sont constituées sur de petits périmètres, réunissant des communes socialement homogènes, alors que le législateur visait des regroupements de communes hétérogènes. »

BIBLIOGRAPHIE

Alesina, A. & Spolaore, E. (1997). On the number and size of nations. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(4), 1027–1056.
https://doi.org/10.1162/003355300555411

Alesina, A. & Spolaore, E. (2005). *The size of nations.* Cambridge: MIT Press.

Bergstrom, T. C. & Goodman, R. P. (1973). Private demands for public goods. *The American Economic Review*, 63(3), 280–296.
http://www.jstor.org/stable/191436

CDLR (2007). *Les bonnes pratiques en matière de coopération intercommunale en Europe.* Conseil de l'Europe.
https://rm.coe.int/1680747066

Desage, F. (2012). La ségrégation par omission ? *Géographie, économie, société*, 14(2), 197–226.
https://doi.org/10.3166/ges.14.197-226

Di Porto, E., Parenti, A., Paty, S. & Abidi, Z. (2016). Local government cooperation at work: a

control function approach. *Journal of Economic Geography*, 17(2), 435–463.
https://doi.org/10.1093/jeg/lbw008

Emond, C. (2015). Pourquoi transférer des actions d'aide sociale facultative au niveau supra-communal ? *Revue française d'économie*, 30(1), 99–135.
https://doi.org/10.3917/rfe.151.0099

Epstein, R. (2009). La différenciation territoriale à l'épreuve des réformes néomanagériales de l'État français. *Regards critiques : le local comme objet global ?* Congrès AFSP 2009.
http://www.afsp.info/archives/congres/congres2009/

Estèbe, P. (2008). *Gouverner la ville mobile : intercommunalité et démocratie locale.* Paris : Presses Universitaires de France.

Frère, Q., Hammadou, H. & Paty, S. (2011). The range of local public services and population size: Is there a "zoo effect" in French jurisdictions? *Recherches économiques de Louvain – Louvain Economic Review*, 77(2), 87– 104.
https://doi.org/10.3917/rel.772.0087

Frère, Q. & Paty, S. (2014). La coopération intercommunale en Europe : à la recherche du design institutionnel optimal. In: R. Colliat & Y. Echinard (Eds.), *Quelle fiscalité pour le XXIe siècle ? Contributions au débat*, 141–162, Grenoble : Presses Universitaires de Grenoble.
http://www.pug.fr/produit/1197/9782706121999

Frinault, T. & Le Saout, R. (2011). Communes, intercommunalité et action sociale. Les contraintes d'un changement d'échelle territoriale. *Revue française des affaires sociales*, 2011(4), 114–131.

Gallez, G. (2014). L'intercommunalité dans la régulation publique territoriale, Le cas de deux communautés d'agglomération franciliennes. *Géographie, économie, société*, 16(2), 183–206.
https://doi.org/10.3166/ges.16.183-206

Gross, J. (1995). Heterogeneity of preferences for local public goods: The case of private expenditure on public education. *Journal of Public Economics*, 57(1), 103–127.
https://doi.org/10.1016/0047-2727(94)01440-Y

Hosseini, H. M. & Kaneko, S. (2011). Dynamic sustainability assessment of countries at the macro level: A principal component analysis. *Ecological Indicators*, 11(3), 811–823.
https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2010.10.007

Hulst, R. & Van Montfort, A. (2007). *Inter-municipal cooperation in Europe*. Dordrecht: Springer.
https://doi.org/10.1007/1-4020-5379-7

LeRoux, K. & Carr, J. B. (2007). Explaining local government cooperation on public works evidence from Michigan. *Public Works Management & Policy*, 12(1), 344–358.
https://doi.org/10.1177/1087724X07302586

McMillen, D. P. (1992). Probit with spatial autocorrelation. *Journal of Regional Science*, 32(3), 335–348.
https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.1992.tb00190.x

Oates, W. E. (1972). *Fiscal federalism*. New York: Harcourt Brace Javanovich.

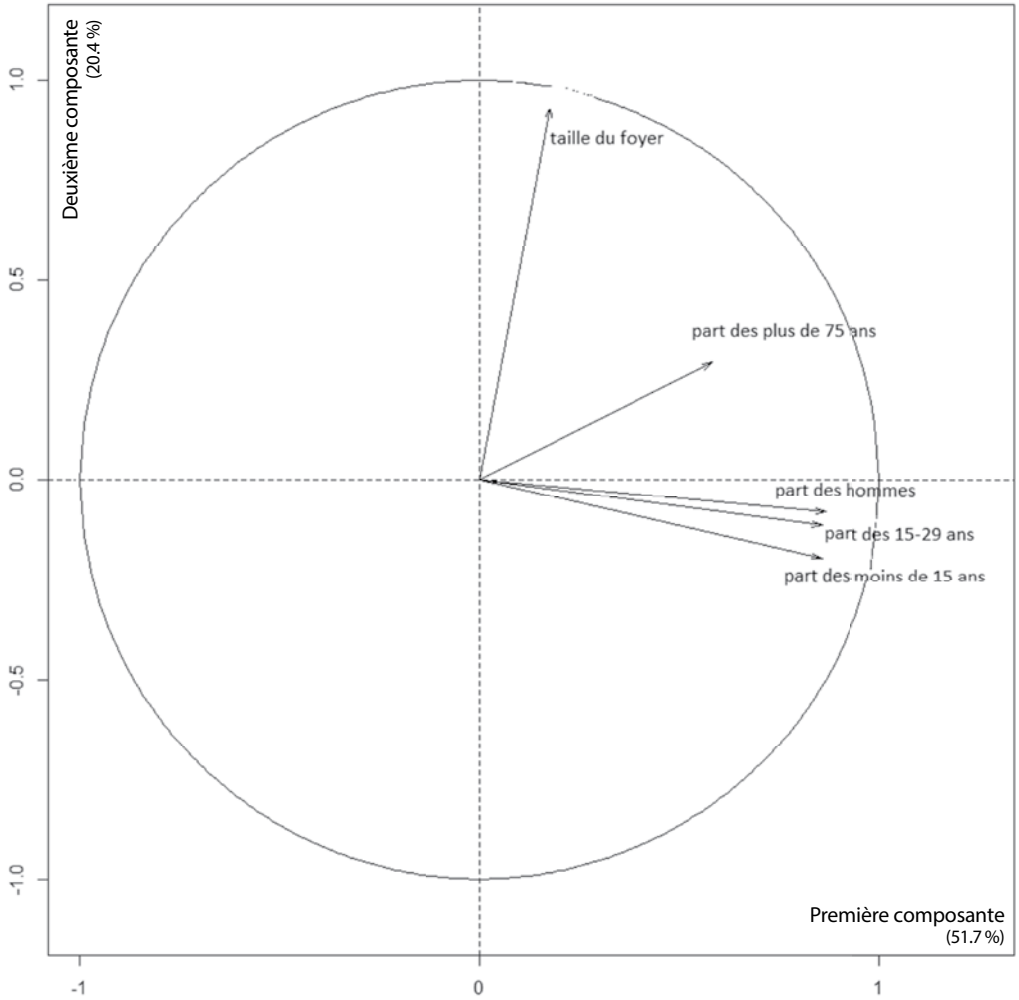
Oates, W. E. (1988). On the measurement of congestion in the provision of local public goods. *Journal of Urban Economics*, 24(1), 85–94.
https://doi.org/10.1016/0094-1190(88)90048-4

Schmandt, H. & Stephens, G. (1960). Measuring municipal output. *National Tax Journal*, 13(4), 369–375.
http://www.jstor.org/stable/41790822

Tiebout, C. M. (1956). A pure theory of local expenditures. *Journal of Political Economy*, 64(5), 416–424.
http://www.jstor.org/stable/1826343

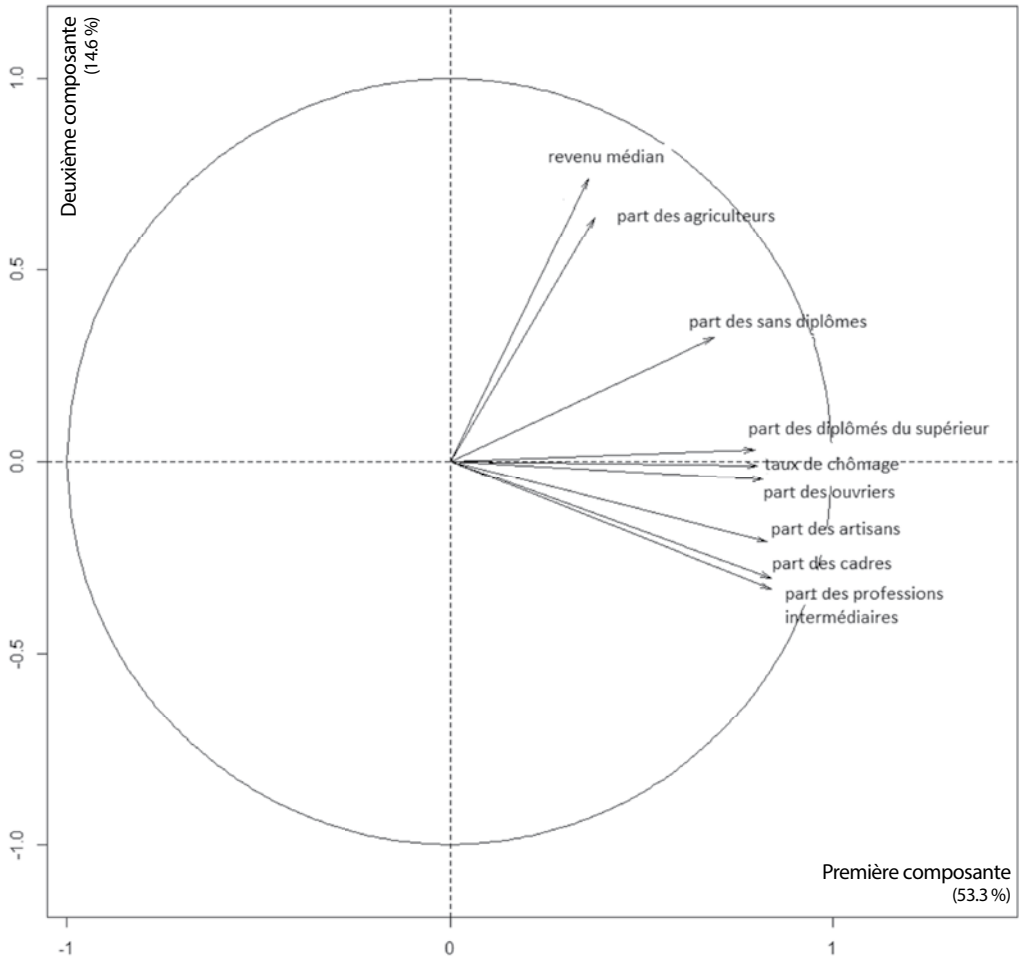
Tocqueville De, A. (1836). *De la démocratie en Amérique*, vol. 1. Paris : Librairie de Charles Gosselin.

Figure AI
Cercle des corrélations des indices de Gini relatifs aux variables démographiques – Analyse en Composantes Principales



Lecture : étant associé à un point de coordonnées (0.80 ; - 0.10) dans le premier plan factoriel, l'indice de Gini relatif à la part des hommes dans la population de l'intercommunalité présente une corrélation de 0.80 avec la première composante principale, et une corrélation de - 0.10 avec la deuxième composante principale.
Champ : 2 543 EPCI à fiscalité propre (au 1er janvier 2012), France métropolitaine hors Corse
Source : Insee, *Recensement* 2012 ; calculs des auteurs.

Figure AII
Cercle des corrélations des indices de Gini relatifs aux variables d'emploi – Analyse en Composantes Principales



Lecture : étant associé à un point de coordonnées (0.74 ; - 0.08) dans le premier plan factoriel, l'indice de Gini relatif à la part des ouvriers dans la population dans l'intercommunalité présente une corrélation de 0.74 avec la première composante principale et une corrélation de - 0.08 avec la deuxième composante principale.
Champ : 2 543 EPCI à fiscalité propre (au 1er janvier 2012), France métropolitaine hors Corse.
Source : Insee, *Recensement* 2012 ; Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, *fichier localisé social et fiscal (Filosofi)* 2012 ; calculs des auteurs.

Tableau A1
Estimations *probit* spatial sur le domaine de compétences *Logement et habitat*

	(A1.1)	(A1.2)	(A1.3)
	Programme local de l'habitat	OPAH[a]	Politique du logement social
$CP1_X^{emp}$	0.007 (0.005)	0.002 (0.004)	-0.010* (0.006)
$CP2_X^{emp}$	-0.020* (0.012)	-0.002 (0.006)	-0.004 (0.010)
$CP1_X^{demo}$	-0.004 (0.008)	0.008 (0.006)	-0.012** (0.006)
$CP2_X^{demo}$	0.004 (0.007)	-0.012 (0.010)	0.007 (0.009)
$log(n_X)$	0.141*** (0.009)	0.061 (0.039)	0.043 (0.032)
$log(\overline{n}_X)$	-0.012 (0.018)	-0.039 (0.039)	0.052 (0.032)
$IHH_X^{pot_fi_hab}$	-0.039 (0.060)	-0.288 (0.270)	-0.495** (0.198)
$Tx_chomage_x$	0.003 (0.003)	-0.003 (0.005)	-0.007* (0.004)
$Revenu_médian_x$	-0.00001 (0.00001)	-0.00000 (0.00001)	-0.00001* (0.00001)
Pct_m15_x	0.012* (0.006)	0.023*** (0.006)	0.014** (0.006)
Pct_p75_x	0.006 (0.007)	0.023*** (0.007)	0.020*** (0.006)
$Superficie_x$	-0.00000 (0.00000)	0.00000 (0.00000)	0.00000 (0.00000)
CU_CA_x	0.151*** (0.046)	-0.048 (0.049)	0.322*** (0.045)
$Petite_moyenne_aire_x$	0.036 (0.029)	0.116*** (0.032)	0.085*** (0.028)
$Rural_isolé_x$	0.040 (0.028)	0.047 (0.029)	0.044* (0.026)
Constante	-1.037*** (0.248)	-0.468 (0.330)	-0.719*** (0.266)
P	0.269*** (0.026)	0.217*** (0.028)	0.328*** (0.025)
Observations	2 543	2 543	2 543
Log vraisemblance	-1 521.069	-1 687.143	-1 459.489

a : Opération programmée d'amélioration de l'habitat.
Note : * p<0.1 ; * p<0.05 ; ** p<0.01 ; écarts-types entre parenthèses.
Lecture : $CP1_X^{emp}$ n'affecte pas significativement (probabilité critique supérieur à 10 %) la probabilité de transfert des compétences *programme local de l'habitat* et *OPAH*, mais affecte négativement (significatif au seuil de 10 %) la probabilité de transfert de la compétence de *politique du logement social*.
Champ : 2 543 EPCI à fiscalité propre (au 1er janvier 2012), France métropolitaine hors Corse.
Source : Insee, *Recensement* 2012 ; Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, *fichier localisé social et fiscal (Filosofi)* 2012 ; DGCL, *Banatic* 2012 ; Insee-Datar, *ZAU* 2010 ; calculs des auteurs.

Tableau A2
Estimations *probit* spatial sur le domaine de compétences *Urbanisme*

	(A2.1)	(A2.2)	(A2.3)	(A2.4)
	Constitution de réserves foncières	SCOT[a]	Schéma de secteur	Création de ZAC[b]
$CP1_X^{emp}$	-0.008 (0.006)	-0.016*** (0.004)	-0.020*** (0.008)	-0.012* (0.006)
$CP2_X^{emp}$	0.0003 (0.001)	-0.010 (0.009)	-0.004 (0.014)	-0.013 (0.011)
$CP1_X^{demo}$	-0.005 (0.006)	-0.004 (0.005)	0.001 (0.005)	-0.001 (0.080)
$CP2_X^{demo}$	0.003 (0.004)	0.010 (0.008)	0.003 (0.003)	0.017 (0.011)
$log(n_X)$	0.049 (0.031)	0.137* (0.068)	0.050* (0.026)	0.155*** (0.024)
$log(\overline{n}_X)$	-0.031** (0.012)	-0.045** (0.020)	0.027 (0.031)	-0.024 (0.030)
$IHH_X^{pot_fi_hab}$	-0.251 (0.198)	-0.070 (0.128)	-0.311 (0.219)	-0.190 (0.157)
$Tx_chomage_x$	0.001 (0.001)	-0.014*** (0.003)	-0.004 (0.004)	-0.003 (0.004)
$Revenu_médian_x$	0.00002*** (0.00000)	-0.00002 (0.00002)	-0.00001** (0.00000)	0.00000 (0.00000)
Pct_m15_x	0.002 (0.001)	0.00001 (0.001)	0.004 (0.007)	0.005 (0.006)
Pct_p75_x	0.013*** (0.004)	-0.010*** (0.003)	0.008* (0.005)	0.010 (0.007)
$Superficie_x$	-0.00000 (0.00000)	-0.00000*** (0.00000)	0.00000 (0.00000)	-0.00000 (0.00000)
CU_CA_x	0.318*** (0.046)	-0.042 (0.030)	0.184*** (0.045)	0.108** (0.046)
$Petite_moyenne_aire_x$	0.061** (0.029)	-0.044* (0.025)	-0.011 (0.039)	0.050* (0.029)
$Rural_isolé_x$	0.035 (0.027)	-0.087*** (0.023)	-0.027*** (0.006)	0.023 (0.029)
Constante	-0.453** (0.179)	0.100*** (0.000)	-0.305 (0.302)	-1.051*** (0.273)
P	0.323*** (0.026)	0.419*** (0.023)	0.383*** (0.025)	0.319*** (0.025)
Observations	2 543	2 543	2 543	2 543
Log vraisemblance	-1 599.803	-1 232.085	-1 502.375	-1 529.299

a : Schéma de cohérence territoriale ; b : Zone d'aménagement concerté.
Note : * p<0.1 ; * p<0.05 ; ** p<0.01 ; écarts-types entre parenthèses.
Lecture : $CP1_X^{emp}$ n'affecte pas significativement la probabilité de transfert de la compétence *Constitution de réserves foncières*, mais affecte négativement la probabilité de transfert des compétences *SCOT*, *schéma de secteur* (significatifs au seuil de 1 %) et *ZAC* (significatif au seuil de 10 %).
Champ : 2 543 EPCI à fiscalité propre (au 1er janvier 2012), France métropolitaine hors Corse.
Source : Insee, *Recensement* 2012 ; Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, *fichier localisé social et fiscal (Filosofi)* 2012 ; DGCL, *Banatic* 2012 ; Insee-Datar, *ZAU* 2010 ; calculs des auteurs.

Tableau A3
Estimations *probit* spatial sur le domaine de compétences *Aménagement de l'espace*

	(A3.1)	(A3.2)	(A3.3)
	Activité sportives	Création, entretien d'équipements (socio-) culturels	Création, entretien d'équipements sportifs
$CP1_X^{emp}$	-0.014** (0.007)	0.001 (0.003)	-0.002 (0.008)
$CP2_X^{emp}$	-0.001 (0.005)	-0.008 (0.010)	-0.001 (0.005)
$CP1_X^{demo}$	0.001 (0.007)	-0.001 (0.001)	-0.007 (0.006)
$CP2_X^{demo}$	0.009 (0.021)	-0.005 (0.007)	0.005 (0.008)
$log(n_X)$	0.042 (0.048)	0.032 (0.022)	0.112*** (0.020)
$log(\bar{n}_X)$	-0.033 (0.038)	-0.018 (0.022)	-0.063*** (0.014)
$IHH_X^{pot_fi_hab}$	-0.241 (0.211)	-0.158 (0.136)	-0.058 (0.289)
$Tx_chomage_X$	-0.009* (0.005)	0.007* (0.004)	0.001 (0.007)
$Revenu_médian_X$	-0.00001 (0.00001)	0.00001 (0.00000)	0.00000 (0.00000)
Pct_m15_X	0.009** (0.004)	0.002 (0.002)	0.00004 (0.001)
Pct_p75_X	0.001 (0.002)	0.004 (0.004)	0.0003 (0.0002)
$Superficie_X$	-0.00000 (0.00000)	-0.00000 (0.00000)	-0.00000** (0.00000)
CU_CA_X	-0.019 (0.077)	0.133*** (0.043)	0.024 (0.026)
$Petite_moyenne_aire_X$	0.026 (0.034)	0.016 (0.024)	0.041 (0.028)
$Rural_isolé_X$	0.039 (0.047)	-0.008 (0.014)	0.043* (0.025)
Constante	0.251 (0.360)	-0.239* (0.127)	-0.409*** (0.103)
P	0.269*** (0.027)	0.334*** (0.026)	0.367*** (0.026)
Observations	2 543	2 543	2 543
Log vraisemblance	-1 681.399	-1 445.584	-1 491.182

Note : * p<0.1 ; * p<0.05 ; ** p<0.01 ; écarts-types entre parenthèses.
Lecture : $CP1_X^{emp}$ affecte négativement la probabilité de transfert de la compétence *activités sportives* (significatif au seuil de 5 %), mais n'affecte pas significativement la probabilité de transfert des compétences *constitution de réserves foncières*, création, entretien d'équipements *(socio-) culturels* et *création, entretien d'équipements sportifs*.
Champ : 2 543 EPCI à fiscalité propre (au 1er janvier 2012), France métropolitaine hors Corse.
Source : Insee, *Recensement* 2012 ; Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, *fichier localisé social et fiscal (Filosofi)* 2012 ; DGCL, *Banatic* 2012 ; Insee-Datar, *ZAU* 2010 ; calculs des auteurs.

Commentaire
La difficile équation des réformes territoriales : du *big is beautiful* à l'impossible simplification du mille-feuille institutionnel

Comment – The difficult equation of territorial reforms: From big is beautiful to the impossible simplification of the institutional layer-cake

Commentaire sur les articles *« Disparités et discontinuités territoriales dans la France des nouvelles régions : une lecture multiscalaire et multidimensionnelle »* de Kim Antunez, Brigitte Baccaïni, Marianne Guérois, Ronan Ysebaert et *« Le théorème de la décentralisation s'applique-t-il aux collectivités locales françaises ? Un test empirique sur les compétences intercommunales »* de Quentin Frère et Lionel Védrine

André Torre*

Résumé – Les récentes réformes territoriales ont-elles un sens, un fondement économique et spatial, ou sont-elles le fruit d'un caprice du législateur ? Dans ce commentaire des articles de Frère et Védrine et d'Antunez *et al.* nous revenons sur la lente élaboration de l'organisation territoriale de la France et sur les tentatives de simplification introduites par les récentes réformes, ainsi que sur les questions qu'elles soulèvent, en particulier en termes de transfert de compétences entre collectivités et de disparités dans la nouvelle organisation des régions métropolitaines. Nous soulignons que le mille-feuille territorial s'est patiemment élaboré au cours des siècles, jusqu'à devenir très lourd, et que les lois NOTRe et MAPTAM qui portent modification de l'architecture institutionnelle des territoires de France en privilégiant les grandes structures suscitent des interrogations en matière de transfert de compétences et de ressources, ainsi que d'inégalités spatiales, sans pour autant apporter de solutions définitives à la question de la simplification administrative.

***Abstract** – Do territorial reforms have a meaning, an economic and spatial rationale, or are they the result of a legislative whim? In this comment on the articles by Frère and Védrine and Antunez et al., we will go back over the slow process of France's territorial organisation and the attempts at simplification introduced by the recent reforms, as well as the issues they raise, in particular in terms of transfer of powers between local authorities and disparities in the new organisation of the regions in mainland France. We emphasise that the territorial layer-cake was shaped patiently over the centuries, to the point of becoming very weighty indeed, and that the NOTRe and MAPTAM laws enacted to modify the institutional architecture of the French territories by giving priority to large structures raise questions regarding the transfer of powers and resources, as well as on spatial inequalities, yet without providing definitive solutions toward the aim of administrative simplification.*

Mots-clés *:* décentralisation, réformes territoriales, transfert de compétences, inégalités spatiales
Keywords: decentralization, territorial reforms, transfer of skills, spatial inequalities

Rappel :

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

** INRA – Agroparistech, Université Paris – Saclay (torre@agroparistech.fr)*

Reçu le 6 janvier 2018

https://doi.org/10.187/ecostat2017.497d.1930

Ajuster, découper, redéfinir la carte des territoires, voilà un jeu très français, qui enflamme les politiques et mobilise les acteurs locaux, dans une entreprise jamais achevée de délimitation des couches du mille-feuille territorial, allant des simplifications de façade au développement de nouveaux espaces de croissance. Mais cette passion nationale pour l'aménagement du territoire (Béhar *et al.*, 2009 ; Estèbe, 2015) n'est pas futile. Elle reflète la tension, toujours renouvelée, entre des conceptions divergentes de l'organisation géographique et institutionnelle de la France, tiraillée entre tentations jacobines et avancées décentralisatrices, concentration de zones de développement et préservation des espaces naturels, agglomérations d'activités globalisées et ancrage des communautés locales.

Dans ce commentaire sur les articles de Quentin Frère et Lionel Védrine, et de Kim Antunez, Brigitte Baccaïni, Marianne Guérois, Ronan Ysebaert, nous revenons sur la lente élaboration de l'architecture territoriale de la France et les tentatives de simplification introduites par les récentes réformes, ainsi que sur les questions qu'elles soulèvent, en particulier en termes de transfert de compétences entre collectivités et de disparités territoriales dans la nouvelle organisation des régions métropolitaines.

La lente élaboration du mille-feuille territorial

L'histoire des tensions entre le pouvoir absolu de l'Etat et l'échelon local prônant davantage de libertés est aussi vieille que celle de la France et de l'annexion patiente de ses provinces. Mais c'est avec la Révolution française et la chute de l'Ancien Régime que l'on voit apparaître les structures administratives qui nous sont encore familières aujourd'hui. 36 000 communes, conçues comme l'échelon local de proximité avec le citoyen, succèdent aux paroisses d'avant 1789. La même année sont créés les départements, avec à leur tête un préfet, représentant de l'Etat, alors que disparaissent les provinces. Désormais, le pays sera organisé de manière uniforme, avec quatre couches administratives : le département, l'arrondissement, le canton et la commune. Loin d'être décentralisatrice, cette unification de l'organisation territoriale, voulue par les Jacobins, fait de la France une République « une et indivisible », centrée sur Paris. Le Consulat puis l'Empire ne feront que parachever la centralisation du pouvoir et la recherche d'un État unitaire.

Il faut attendre 1861 pour voir la première loi de « décentralisation » qui est en réalité une loi de déconcentration. L'État transfère des compétences vers les préfets, alors que les prérogatives des communes et des départements se voient progressivement accrues. Malgré la promulgation de la loi de 1884 instaurant l'élection du maire par le conseil municipal, la tutelle préfectorale reste omniprésente à tous les échelons administratifs. Devant le nombre important de communes, la IIIème République instaure en 1890 une couche supplémentaire avec les syndicats intercommunaux. Et c'est seulement en 1955-56 que sont créées 21 « régions de programme », pas encore considérées comme des collectivités territoriales mais censées apportées des réponses en termes d'action régionale et de développement économique aux critiques décrivant l'inégale répartition spatiale des richesses – on évoque « Paris et le désert français » (Gravier, 1947).

Le général de Gaulle va lancer plusieurs tentatives de régionalisation. Dès janvier 1946 la planification économique à la française voit le jour, avec la création du Commissariat Général du Plan, cette « ardente obligation » qui part du constat que communes et départements sont des entités administratives inadaptées aux questions socio-économiques. En mars 1964, il propose la création de régions sur la base des provinces d'avant la Révolution : sous la tutelle d'un préfet, elles seraient le bras armé de l'administration centrale pour mettre en œuvre sa politique de planification économique et d'aménagement du territoire. Cinq ans plus tard les français refusent par référendum la réforme constitutionnelle instituant les régions en collectivités territoriales, entraînant ainsi son départ. Les présidences suivantes poursuivront cette « révolution tranquille », pour reprendre les termes de Giscard d'Estaing, qui demande qu'une loi fondamentale détermine les véritables compétences de l'État, des départements et des communes, alors que le mandat du président Pompidou confère aux régions le statut d'établissement public et un budget propre.

L'arrivée au pouvoir de François Mitterrand va rompre avec 200 ans de centralisme, par l'« Acte I de la décentralisation ». La loi du 2 mars 1982 instaure la région en nouvelle collectivité territoriale, alors que le président du Conseil général remplace le préfet à la tête de l'exécutif départemental. Maintenant que les différents conseils des instances communales, départementales et régionales sont élus par le peuple, est créée la

Chambre régionale des comptes, en charge du contrôle des finances locales. En 1988 deux nouvelles strates sont ajoutées avec la création des districts et des communautés urbaines. Dix ans plus tard, la loi Chevènement du 12 juillet 1999 promeut le renforcement de l'intercommunalité, et il faut attendre 2004 pour que les régions se voient reconnues dans la Constitution.

L'ensemble législatif porté par le Président Chirac constitue l'« Acte II de la décentralisation », avec un transfert important de compétences vers les collectivités territoriales. La région est conçue comme l'acteur du développement économique, tandis que le volet social est davantage dévolu au département. C'est aussi au cours de cette période qu'apparaît de manière explicite la référence à la démocratie participative : régions, départements et communes pourront désormais consulter leurs administrés par référendum. Enfin, les collectivités territoriales disposent de ressources propres avec l'autonomie financière et la possibilité de fixer et percevoir des impôts locaux. Dans les années 2000, avec la loi de finances de 2010, le Président Sarkozy supprime la taxe professionnelle, à laquelle était reproché de pénaliser le budget des entreprises en les poussant à se délocaliser. Lui sont substitués une contribution économique territoriale et un impôt forfaitaire. La même année est adopté le projet de loi de réforme des collectivités territoriales : l'intercommunalité est simplifiée, renforcée et fortement incitée. A cette occasion, on décide d'ajouter une nouvelle tranche au mille-feuille territorial, avec la création des métropoles.

Les réformes territoriales : les lois NOTRe et MAPTAM

L'élection de François Hollande marque une nouvelle étape du processus d'élaboration territorial. Le Président souhaite la réalisation d'un « Acte III de la décentralisation ». Le 3 juin 2014 il annonce le lancement d'une réforme visant à modifier l'architecture territoriale de la République et lui assigne l'ambition de simplifier et clarifier l'organisation territoriale de la France, afin que chacun sache qui décide, qui finance et à partir de quelles ressources. Le débat prend rapidement une forme conflictuelle autour de deux points : les frontières des futures régions (et leurs capitales) et le maintien ou la suppression des départements. Il révèle de profondes divisions sur les objectifs et les moyens d'une possible réforme, ainsi que sur la conception même de la structure décentralisée de la République. Les divergences sont particulièrement fortes sur les échelons à éliminer, l'idée initiale d'une suppression des départements ayant fait long feu, suite à la mobilisation des élus locaux, mais aussi à la difficulté à répartir leurs nombreuses compétences et les financements liés vers d'autres pièces du dispositif institutionnel.

L'autre question concerne les frontières des nouvelles régions, ainsi que la fusion d'une partie d'entre elles, à périmètres identiques puisqu'aucune reconfiguration interne n'est autorisée. La carte initiale est remplacée, au gré des discussions, par des configurations et architectures variables, qui font plus souvent la part belle aux alliances locales qu'à des impératifs de rationalisation ou d'économies d'échelle. La solution à 13 régions métropolitaines finalement retenue concentre les fusions dans le Sud-Ouest, le Nord et l'Est de la France. Le 1er janvier 2015, la loi de modernisation de l'action publique territoriale et d'affirmation des métropoles, dite « loi MAPAM » ou « MAPTAM », crée un nouveau statut pour 11 métropoles[1] (agglomérations de plus de 400 000 habitants) avec des compétences en matière de développement économique, d'innovation, de transition énergétique et de politique de la ville. Enfin, le 16 juillet, est adoptée de manière définitive la loi portant la nouvelle organisation territoriale de la République (ou loi NOTRe), publiée au Journal officiel du 8 août 2015.

Combien de couches aujourd'hui dans le mille-feuille territorial ? En plus des trois principaux niveaux de collectivités territoriales - la commune, le département et la région – on trouve une multitude d'autres couches : métropoles, cantons, pays, communautés de communes, communautés urbaines, communautés d'agglomération, syndicats d'agglomérations, etc. Ces échelons administratifs, établissements publics et groupements intercommunaux sont les héritiers de l'histoire de la construction de l'État français. On crée, on regroupe, mais on ne supprime que rarement.

Comme de nombreux commentateurs, on peut s'interroger sur le bien-fondé de ces réformes successives et sur leurs avantages pour les populations et les activités économiques, sur la nécessité de rajouter sans cesse des

1. En plus de la métropole Nice Côte d'Azur déjà créée sur la base de la loi de 2010, ainsi que des métropoles à statut particulier, Grand Paris et Lyon. Au 1er janvier 2018, il existe 21 métropoles.

strates, ou, à l'opposé, de regrouper des entités qui avaient fait leur preuve dans le passé (Torre & Bourdin, 2015). Ces dernières années, c'est le mantra *Big is beautiful* qui a prévalu, qu'il s'agisse de grandes régions, de métropoles ou de grandes intercommunalités. Les articles de Frère et Védrine et d'Antunez *et al*. étudient les fusions et regroupements d'EPCI (Établissements Publics de Coopération Intercommunale), et tout particulièrement des communes et régions, qui ont fait évoluer la carte de France des territoires et ont conduit à de nombreuses interrogations concernant leur légitimité, leur efficacité et la cohérence des nouveaux ensembles ainsi constitués.

Interrogations sur la réforme des régions : utile ou à haut risques ?

L'article d'Antunez, Baccaïni, Guérois et Ysebaert aborde la fusion des régions, issue de la loi NOTRe, et s'interroge sur la légitimité et l'homogénéité de tels regroupements. On reproche souvent aux nouvelles régions d'être plutôt hétérogènes et de ne pas reposer sur une logique interne forte, voire de rassembler des entités extrêmement différentes sans dépasser la simple juxtaposition institutionnelle. Le passage à 13 régions métropolitaines peut apparaître parfois comme un caprice du législateur ou la volonté de fusion au sein de méga entités, sans réel fondement si ce n'est la recherche d'une grande taille. Pourquoi de tels regroupements ? et quelle logique ? Les auteurs y répondent de différentes manières, cherchant à mesurer l'hétérogénéité des nouvelles régions et des territoires qui les composent, en se fondant sur les données de niveau d'emploi (taux et évolution), de niveau de vie (revenu par habitant) et démographiques (jeunesse et densité de population) de 2014.

La première question concerne les disparités territoriales au sein des 13 nouvelles régions métropolitaines, examinées à partir d'une analyse factorielle en composantes visant à faire apparaître les proximités et écarts entre les 22 régions initiales. Les résultats, contrastés, laissent apparaître de fortes disparités selon deux axes principaux de différenciation. Le premier oppose les régions où la situation sur le marché du travail est favorable (taux d'emploi et niveaux de vie médians élevés) à celles en situation plus difficile. Le second confronte les territoires denses et jeunes aux régions plus rurales et vieillissantes. On note certaines ressemblances entre régions fusionnées comme dans le cas de la Nouvelle Aquitaine (entre Poitou-Charentes et Limousin en particulier), mais aussi de nombreuses dissemblances. C'est le cas de la situation très particulière des Hauts-de-France, due à la position atypique du Nord-Pas-de-Calais, qui se distingue par un dynamisme démographique très important comparé à son faible taux d'emploi. Ainsi que de la nouvelle Région AURA (Auvergne-Rhône-Alpes), où l'Auvergne apparaît bien âgée et peu densément peuplée en comparaison de Rhône-Alpes. Enfin, au vu de la position en tous points extrêmement avantageuse de l'Alsace, on comprend sa réticence à se marier, au sein de l'ensemble Grand Est, avec la Lorraine et la Champagne-Ardenne, qui présentent des profils bien moins favorables (Beyer, 2017).

Une deuxième approche consiste à étudier les éventuelles disparités au sein même des régions, sur la base d'une analyse des zones d'emplois, menée à partir de trois indicateurs synthétiques relatifs au marché du travail, de l'évolution de l'emploi et de la démographie. A l'exception de l'Île-de-France et de la Corse, qui présentent une certaine homogénéité, les autres régions se caractérisent par un panorama très contrasté, avec la coexistence de différents types de zones d'emplois, des plus favorables (essentiellement en région parisienne, Rhône-Alpes ou dans l'Ouest) aux plus en difficulté, qui esquissent la bien connue « diagonale du vide » (Oliveau & Doignon, 2016). Ce résultat révèle que les disparités perdurent au sein même des régions métropolitaines ; de plus, les auteurs montrent que les principales hétérogénéités se trouvent au cœur de ces dernières, et non sur leurs bordures, accentuant encore l'idée que ce sont les différences entre les différents types de zones (urbaines, périurbaines, rurales, etc.) qui importent avant tout, ce qui laisse planer le doute sur l'intérêt des récentes fusions de régions en termes de cohésion territoriale.

A côté de ces éléments importants, la réforme des régions pose encore d'autres questions. On peut s'interroger sur un possible effet négatif des reconfigurations sur l'équité territoriale, avec un renforcement de la concentration des activités dans les zones les plus productives mais aussi une diminution de la qualité, voire un manque, des services de proximité dans une optique de réduction des coûts. Et s'inquiéter pour les habitants des territoires éloignés des grandes villes, dans un contexte de diminution des ressources publiques, de rationalisation des équipements et de suppression de services de proximité (lycées, hôpitaux, postes, …) ou de

lignes ferroviaires. Certaines nouvelles régions sont très grandes et leur étendue risque de provoquer un éloignement d'une partie des populations des centres de décision. De nombreux élus ou responsables locaux se trouvent éloignés de leur capitale régionale, avec une difficulté à se faire entendre et à porter la parole et les intérêts des populations, dont l'éloignement pourrait renforcer le sentiment d'un nouveau retrait de l'État des territoires périphériques ou ruraux.

L'inquiétude provient également des incertitudes sur les liaisons entre collectivités territoriales, et tout particulièrement le couple régions/métropoles. Au-delà des collaborations entre niveaux, il s'agit surtout de la capacité à générer des effets d'entraînement ou de développement et d'initier des dynamiques communes. L'abandon de la clause de compétence universelle constitue une avancée en termes de rationalisation de l'action publique et de clarification des compétences ; elle contribue à identifier les dévolutions, à mettre un frein à l'éparpillement des dépenses et à limiter la volonté d'intervention tous azimuts. En effet, le risque d'absence de spécialisation est important. Alors que la politique européenne Horizon 2020 de spécialisation intelligente met l'accent sur le choix, par chaque région, d'un nombre limité d'activités ou de technologies au sein d'une chaîne de valeur, et donc d'une différenciation des fonctions et des productions (Foray, 2014), on doit craindre ici l'effet inverse. Organisées autour de leurs métropoles, les macro-régions peuvent être tentées de se comporter comme de petits États, reproduisant toutes les compétences et spécialisations internes, sans faire de choix réels de développement.

Par ailleurs, les régions françaises restent très peu dotées financièrement, car le transfert de compétences ne s'est pas accompagné d'un transfert de ressources. Comparées à leurs voisines européennes, elles disposent d'un budget très faible : alors qu'en moyenne la dépense des régions européennes s'élève à 4 000 euros par habitant et par an, celle des régions françaises est dix fois moins élevée. Enfin, la réforme suscite différentes interrogations sur le rôle et la place de l'État. Quel est l'avenir des fonctionnaires territoriaux et des services déconcentrés ? Quels seront les impacts économiques et sociaux de la fermeture, de la réduction ou du transfert des effectifs, en termes de dynamiques de développement ou de foncier par exemple ? Sans même évoquer les coûts associés à la réforme, évalués à environ 1 million d'euros, du fait du déplacement des services, de leur intégration et de l'alignement des grilles salariales des fonctionnaires, alors que les économies à attendre seraient faibles selon un rapport de l'agence Standard & Poor's (2015).

L'intercommunalité : une réponse à l'impossible fusion des communes

L'article de Frère et Védrine revient sur le succès, un peu inattendu, des lois Chevènement de 1999. Après les échecs des précédentes tentatives de réduction du nombre de communes (contrairement au Royaume-Uni et à l'Allemagne ou à des pays scandinaves et d'Europe centrale), l'intercommunalité a suscité en France une profonde adhésion, comme alternative crédible à la fusion et acceptable par les populations locales. Accusé d'être l'échelon territorial le plus dépensier, la commune, plus petit dénominateur commun de l'organisation territoriale, tend à être de plus en plus interrogée dans les réformes territoriales. Aujourd'hui, chaque commune est couverte par un EPCI (communautés de communes, d'agglomération ou urbaines, métropoles et syndicats d'agglomération), aux règles variables, en particulier en termes de transfert de compétences. Mais ces regroupements posent de nombreuses questions, par exemple en termes d'efficacité du partage, de modalités de contribution aux opérations déléguées à l'EPCI, d'équité entre les habitants des différentes communes, ou encore de justice sociale pour les populations concernées.

Les auteurs se concentrent sur la décision des communes de transférer ou non une compétence donnée à un EPCI. Il s'agit d'une question d'importance car le menu des compétences à transférer n'est pas établi de manière claire par le législateur et les communes doivent donc faire des choix en la matière. On s'interroge en particulier sur leur comportement coopératif : doivent-elles transférer des compétences et si oui, lesquelles ? Dans quelles circonstances doivent-elles le faire ? La taille de la commune et ses caractéristiques propres – en particulier la plus grande homogénéité ou hétérogénéité des populations – jouent-elle un rôle dans ce domaine et doivent elles inciter à des choix différents en fonction des caractéristiques internes ?

La théorie économique apporte des réponses en termes d'économies d'échelle ou de gamme. Pour la dimension proprement territoriale, le théorème de Oates (1972), qui inspire l'article,

établit que la décision des communes à transférer des compétences relève d'un arbitrage entre le coût de l'hétérogénéité spatiale des préférences des citoyens et les bénéfices des économies de taille. En d'autres termes, une forte hétérogénéité des populations (et donc des préférences des acteurs) entre communes milite contre le transfert des compétences à l'intercommunalité, mais cette dernière permet en revanche la construction de biens publics non rivaux comme des piscines ou des écoles, trop coûteuses pour la petite commune. L'analyse est effectuée sur les données de 2012, avant la loi NOTRe qui rend obligatoire certains transferts, l'hétérogénéité des préférences étant fondée sur l'analyse en composantes principales d'un indicateur d'hétérogénéité basé sur 15 variables socio-démographiques. Elle doit permettre d'évaluer les mécanismes qui poussent les communes à transférer des compétences.

Les résultats de l'étude économétrique, fondée sur les compétences les moins fréquemment transférées, sont clairs et vérifient largement le théorème de Oates. D'une part, la recherche d'économies de taille pousse les communes à la coopération et donc au transfert de compétences, probablement afin de pouvoir financer des infrastructures ou des programmes locaux communs. D'autre part, la forte hétérogénéité de la population constitue un frein au transfert de compétences comme à la constitution d'intercommunalités, confirmant ainsi les arguments de Tiebout (1956) sur le « vote avec les pieds ».

Loin d'être une exception française, l'émiettement communal touche également d'autres pays, même si c'est rarement dans les mêmes proportions. Partout en Europe la crise économique a favorisé les regroupements visant à diminuer les coûts de fonctionnement, la mondialisation et la concurrence accrue entre collectivités territoriales entraînant une meilleure mutualisation des moyens. Elle pose des questions de finances locales, comme la collecte des fonds, une problématique d'actualité au moment où l'on veut diminuer les financements des différentes collectivités territoriales, et leur péréquation en termes de fédéralisme financier (Wildasin, 2004). Ou encore des interrogations au niveau du foncier, avec la suppression de la taxe d'habitation et la recherche de modes alternatifs de collecte des fonds par les municipalités, comme les amendes sur la voie publique par exemple, ainsi que des interrogations sur les modes d'occupation et de gestion des sols, avec la généralisation des PLUs intercommunaux.

Enfin, on ne peut parler d'intercommunalités sans évoquer le renforcement du rôle et des compétences des métropoles (Brennetot & de Ruffray, 2015), qui se voient attribuer aujourd'hui une plus grande autonomie et des fonctions étendues – notamment grâce à la possibilité de contractualiser avec d'autres EPCI, voire un rôle moteur. Cette option pourrait provoquer de nouvelles dynamiques, donnant ainsi un pouvoir d'initiative aux populations urbaines, les plus importantes en volume. Dans le même temps, elle pose la question de l'isolement des espaces ruraux ou périurbains lointains et du problème de la fiction d'une France urbaine, au risque de laisser de nombreux territoires en déshérence.

* *
*

Les processus de réforme territoriale engagés en Europe (Italie, Portugal, Espagne, Pays-Bas, …) présentent un point commun. Régions et métropoles sont mis en avant, alors que les niveaux territoriaux intermédiaires tels que les départements semblent remis en cause. A l'instar d'autres pays européens, la réforme territoriale suit en France ce double mouvement d'approfondissement du rôle de l'échelon régional et des grandes villes, avec un transfert de compétences vers les régions et les intercommunalités de grande taille. Mais contrairement à la France, la plupart des pays européens ne possèdent qu'un ou deux niveaux de collectivités territoriales. L'attribution des compétences et des moyens financiers entre ces différentes entités est très hétérogène et dépend bien souvent du niveau de régionalisme ou de fédéralisme de l'État concerné. Du coup, le processus de transfert des compétences se révèle moins complexe à mettre en place que dans l'Hexagone, sans que les inégalités soient pour autant effacées. Enfin, en France comme ailleurs ce n'est pas vraiment la taille qui importe. Ce sont le dynamisme économique, ainsi que les compétences et les moyens alloués à chaque collectivité territoriale qui jouent avant tout un rôle prédominant dans le développement des territoires. □

BIBLIOGRAPHIE

Béhar, D., Estèbe, P. & Vanier, M. (2009). Meccano territorial : de l'ordre territorial à l'efficacité interterritoriale. *Pouvoirs Locaux*, 4(83), 79–83.

Beyer, A. (2017). Quels recours politiques contre le découpage régional ? Le cas de l'Alsace dans l'impasse du Grand Est. *Blog Big Bang Territorial.* http://bigbangterritorial.revolublog.com/6-recours-politiques-et-decoupage-regional-a134616604

Brennetot, A. & de Ruffray, S. (2015). Une nouvelle carte des régions françaises. *Géoconfluences*, juillet. http://geoconfluences.ens-lyon.fr/actualites/eclairage/regions-francaises

Estèbe, Ph. (2015). *L'égalité des territoires, une passion française*. Paris: P.U.F., La Ville en débat.

Foray, D. (2014). *Smart Specialisation: Opportunities and Challenges for Regional Innovation Policy.* New York: Routledge, Regions and Cities series.

Gravier, J.F (1947). *Paris et le désert français*. Paris: Flammarion.

Oates, W.E. (1972). *Fiscal federalism*. New York: Harcourt Brace.

Oliveau, S. & Doignon, Y. (2016). La diagonale se vide ? Analyse spatiale exploratoire des décroissances démographiques en France métropolitaine depuis 50 ans. *Cybergeo.* http://journals.openedition.org/cybergeo/27439#tocto1n1

Standard & Poor's Ratings Services (2015). Nouvelles régions françaises : un profil de crédit toujours favorable dans un contexte européen. New York: McGraw Hill Financial. https://www.spratings.com/documents/20184/86966/Nouvelles+regions/87ee2cea-0043-4bdc-8f74-f3b6ed6dbe34

Tiebout, C.M. (1956). A pure theory of local expenditures. *Journal of Political Economy*, 64(5), 416–424.

Torre, A. & Bourdin, S. (2015). *Big Bang Territorial: La réforme des régions en débat.* Paris: Armand Colin.

Wildasin, D. (2004). The Institutions of Federalism: Toward an Analytical Framework. *National Tax Journa*l, 57(2), 247–272.

Niveaux de vie et ségrégation dans douze métropoles françaises

Standards of living and segregation in twelve French metropolises

Jean-Michel Floch*

Résumé – Les politiques publiques urbaines sont amenées à concilier des mesures ciblées, et des mesures plus globales favorisant la mixité, et à arbitrer entre agglomérations, et entre quartiers au sein des agglomérations. Les données localisées sur les revenus fiscaux et sociaux (*Filosofi*, Insee) sont utilisées pour calculer des indicateurs de ségrégation permettant de comparer les aires urbaines, leurs villes-centres, banlieues et couronnes périurbaines. La construction d'une typologie assez simple rend possible la cartographie des quartiers, riches ou pauvres, contribuant le plus aux disparités sociales. L'article présente ces analyses pour douze métropoles. La ségrégation est plus élevée dans les villes-centres et les banlieues qu'en périphérie. Elle est plus marquée pour les hauts niveaux de vie. Elle est la plus prononcée dans les aires urbaines de Lille, Paris et Aix-Marseille. Selon les cas, la ségrégation est plus marquée dans la ville-centre (Aix-Marseille, Strasbourg, Nantes) ou dans la banlieue (Paris, Lyon, Lille). Ces différences tiennent souvent à l'histoire urbaine locale et aux politiques du logement.

Abstract – *Urban public policies are required to reconcile targeted measures with more comprehensive measures promoting social diversity, and to arbitrate between conurbations, as well as neighbourhoods within conurbations. Localised data on tax and social income (Filosofi, Insee) are used to calculate segregation indicators to compare urban areas, their centre-cities, suburbs and outer suburbs; by developing a fairly simple typology, it becomes possible to map out the neighbourhoods, rich or poor, that most contribute to social disparities. This article presents the resulting analyses for twelve metropolises. The level of segregation in them is higher in centre-cities and suburban areas than on the periphery. It is more marked for high living standards. Segregation is the most pronounced in the urban areas of Lille, Paris and Aix-Marseille. Depending on the situations, segregation is more marked in the centre-city (Aix-Marseille, Strasbourg, Nantes) or in the suburbs (Paris, Lyon, Lille). These differences often stem from local urban history and housing policies.*

Codes JEL / JEL Classification : A14, I32
Mots-clés : niveaux de vie, inégalités, ségrégation, mixité sociale
Keywords: standard of living, inequalities, segregation, social diversity

Rappel :

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

** Insee (jean-michel.floch@insee.fr)*

L'auteur remercie Benoît Hurpeau, Sylvie Marchand et Jean-François Royer, ainsi que les deux relecteurs anonymes de la revue, pour leurs remarques et suggestions.

Reçu le 18 novembre 2016, accepté après révisions le 17 octobre 2017 https://doi.org/10.24187/ecostat.2017.497d.1931

Depuis les travaux fondateurs de l'École de Chicago en sociologie urbaine dans les années 20, l'étude empirique de la relation entre urbanisation, métropoles et ségrégation s'est fortement développée (Grafmeyer & Joseph, 1984). Récemment, les travaux de l'OCDE soulignaient que la croissance économique des grandes agglomérations de l'OCDE, aux États-Unis et en Europe, s'est accompagnée de forts niveaux d'inégalité de revenus, d'éducation, d'accès à l'emploi et d'un accroissement de la ségrégation (Brezzi *et al*., 2016 ; Musterd *et al*., 2017). La persistance de ces inégalités, voire leur accroissement constituent un obstacle à la croissance inclusive préconisée par l'OCDE. Comme les nuisances liées à l'activité industrielle et aux transports, elles sont qualifiées par les économistes d'externalités négatives dans le processus d'agglomération. Des auteurs ont suggéré d'introduire la ségrégation à côté de la concentration et de l'étalement urbain comme une caractéristique de la métropolisation (Buisson *et al*., 2005 ; Lacour & Puisant, 1999 ; Sassen, 1991).

En France, les récentes réformes territoriales, notamment la loi du 27 janvier 2014 de modernisation de l'action publique territoriale et d'affirmation des métropoles (loi MAPTAM) accordent une importance décisive aux métropoles. Un rapport récent de France Stratégie[1] sur les dynamiques et les inégalités territoriales préconise d'en faire les moteurs d'une croissance qui profiterait à l'ensemble des territoires (Dherbécourt & Le Hir, 2016). Si les avantages métropolitains mis en avant par la nouvelle économie géographique (Combes & Lafourcade, 2012) notamment en matière de productivité du travail, font l'objet de débats chez les économistes (Bouba-Olga & Grossetti, 2015), la croissance des métropoles, que ce soit pour le nombre d'habitants ou d'actifs n'est pas contestée (Creusat & Morel-Chevillet, 2015).

Avec l'extension des couronnes périurbaines, la recomposition sociale des aires urbaines a été sensible. La périurbanisation, permettant à une partie de la population urbaine d'accéder à la propriété en périphérie des villes, souvent au prix de déplacements accrus, est porteuse d'un processus de tri de la population dans l'espace et donc de différenciation spatiale (Charlot *et al*., 2009). Parfois subi, notamment pour les populations qui résident aux franges les plus éloignées des aires urbaines, ce phénomène peut être choisi, donnant lieu à des phénomènes de « clubbisation » (Charmes, 2011). Les habitants vivent dans les communes « clubbisées » en tant que membres d'un club fondé sur la jouissance partagée de l'environnement social (qualité de la population) et spatial (maintien des espaces verts). Enfin, les plus grands territoires urbains concentrent les emplois les plus qualifiés qui bénéficient généralement de hauts salaires. Mais ils rassemblent aussi la majorité des populations relevant de la politique de la ville, d'où une surreprésentation à la fois des plus hauts et des plus bas niveaux de vie, avec des différences locales notables dans le partage entre ville-centre, banlieue et couronne périurbaine.

Pour désigner les traductions spatiales de ces inégalités, on parle de ségrégation urbaine ou de ségrégation socio-spatiale. Ce terme a fini par s'imposer dans la littérature scientifique de langue française, où il a été longtemps discuté à cause de trop fortes connotations sémantiques renvoyant aux idées de ghetto ou de discrimination, mais des formulations alternatives telles que « division sociale de l'espace », ou de « différenciation sociale des territoires urbains » sont à l'inverse trop neutres. On emploiera ici le terme « ségrégation » pour renvoyer à l'inégale répartition de groupes sociaux, appréhendée à travers des caractéristiques économiques, démographiques ou sociales, entre les quartiers d'une ville (Oberti & Préteceille, 2016 ; Baumont & Guillain, 2013). La ségrégation traduit la propension qu'ont les situations locales à s'écarter de la situation moyenne. L'absence de ségrégation se traduirait par une répartition aléatoire de la population dans l'espace étudié, aboutissant à des répartitions spatiales semblables pour les différentes groupes sociaux (Verdugo, 2011). Le consensus sur la formulation est désormais acquis dans la littérature francophone, aussi bien dans les approches économiques que sociologiques. La ségrégation renvoie dans ce cadre à un état de fait et non à une volonté de séparer.

Les approches économiques de la ségrégation reposent sur des modèles issus de l'économie urbaine, analysant l'organisation spatiale du marché du travail dans des ensembles urbains où les emplois sont concentrés au centre, situation caractéristique de la plupart des villes européennes. Dans ce modèle, les chômeurs ou les ménages à faibles revenus tendent à s'installer en lointaine périphérie (L'Horty, 2015). Ces

1. France Stratégie, le Commissariat général à la stratégie et à la prospective (CGSP), est un organisme de réflexion, d'expertise et de concertation placé auprès du Premier ministre. Il a pour missions principales d'évaluer les politiques publiques, d'anticiper les défis et les mutations, de débattre avec une pluralité de parties prenantes et de proposer de nouvelles solutions.

modèles fournissent un cadre d'analyse permettant d'évaluer l'effet de politiques publiques, qu'elles concernent les coûts de transport, la formation, la densification de l'habitat ou le logement social. Les approches sociologiques s'intéressent davantage aux logiques sociales, aux politiques institutionnelles ou aux logiques d'acteurs conduisant à la ségrégation urbaine. Elles sont issues historiquement des travaux de l'école de sociologie de Chicago dans les années 20. C'est dans le cadre de ces études sociologiques qu'ont été construits les principaux indicateurs de mesure de la ségrégation (Massey & Denton, 1988 ; Apparicio, 2000). Les premières études, portant sur le partage des populations à partir de critères « ethno-raciaux », ont contribué à l'association entre ségrégation, ghetto et discrimination.

En France, les travaux empiriques sur la ségrégation ont fréquemment utilisé les Professions Catégories Socioprofessionnelles (PCS) fournies par les données de recensement : Debonneuil et Gollac (1978) caractérisaient ainsi la ségrégation spatiale de sept agglomérations champenoises et picardes ; d'autres proposaient une représentation sociale du territoire étudiant les changements de composition sociale des communes entre 1982 et 1990 (Tabard, 1993; Chenu & Tabard, 1994), ou combinant analyse des quartiers et synthèse au niveau de l'agglomération (Mansuy & Marpsat, 1991) ; les recensements successifs permettaient d'étudier l'évolution de la ségrégation (Charlot *et al*.,2009). Depuis quelques années, le paysage statistique a été modifié par la mise à disposition de données de revenus à un niveau territorial fin : le dispositif des revenus fiscaux localisés (*RFL*), remplacé à partir de 2012 par le fichier localisé social et fiscal (*Filosofi*) qui donne désormais une information plus complète sur les revenus, grâce à un appariement des revenus fiscaux et sociaux, avec une estimation plus précise des prestations réellement perçues à des niveaux locaux fins (infra-communaux). Différentes études empiriques sur la concentration et la ségrégation spatiales ont déjà utilisé ces données de revenu, par exemple pour identifier des concentrations de quartiers pauvres (Buisson *et al*., 2005 ; Bouzouina, 2007) ou pour analyser les disparités de revenus (François *et al*., 2007) ou le « tri social » (Tovar, 2011).

Le présent article s'appuie sur les données de niveau de vie localisées (voir encadré 1). Les travaux menés lors de la refonte des quartiers prioritaires ont en effet montré que le niveau de vie est la caractéristique la plus pertinente pour résumer les situations de difficulté sociale (Darriau *et al*., 2014). Ces données sont tirées du dispositif *Filosofi*, qui permet de calculer pour chaque ménage fiscal localisé un indicateur de niveau de vie. L'article prolonge des études menées précédemment sur les inégalités de revenus (Floch, 2014 ; 2016) en mettant l'accent sur la ségrégation spatiale.

La ségrégation est mesurée en suivant une méthodologie présentée dans Dabet et Floch (2014) reprenant les travaux de Reardon et Bischoff (2011a ; 2011b). Cette méthodologie a été également retenue dans des travaux récents de l'OCDE (Brezzi *et al*., 2016). Les indicateurs proposés, qui s'appuient sur l'ensemble de la distribution des revenus, furent qualifiés d'indicateurs hiérarchisés de ségrégation « *Rank ordered segregation index* » dans les travaux initiaux des auteurs. Ils permettent de ne pas se limiter à la prise en compte des seules situations extrêmes (Charlot *et al*., 2009).

Ils permettront une approche comparative de la ségrégation dans douze des principales aires urbaines françaises, à différentes échelles territoriales. En effet, suite à la loi MAPTAM du 27 janvier 2014, qui consacrait alors 14 métropoles[2], la liste des métropoles institutionnelles évolue rapidement et le caractère « métropolitain » de certaines d'entre elles est parfois contesté. De ce fait, on se réfère pour ce travail à une liste de 12 métropoles – Paris, Lyon, Marseille, Lille, Toulouse, Nice, Bordeaux, Nantes, Strasbourg, Rennes, Grenoble, Montpellier – établie à partir d'une analyse fondée sur la relation entre la taille de la ville et son rang de classement, appelée la loi rang-taille (Brutel, 2011). L'ensemble de l'aire urbaine, incluant unité urbaine et couronne périurbaine, est pris en compte, et non la seule unité urbaine, composée de ville-centre et banlieue, comme c'était le cas dans de précédents articles (Dabet & Floch, 2014 ; Floch, 2016). La périurbanisation contribue en effet aux processus ségrégatifs et au tri social des populations.

La première partie de l'article, après quelques rappels succincts sur l'inégalité des revenus, les concentrations respectives des hauts et bas revenus, porte sur la ségrégation dans les différentes

2. Rejointes par Nancy le 1er juillet 2016. On distinguait : 12 métropoles de droit commun (Bordeaux, Brest, Grenoble, Lille, Montpellier, Nancy, Nantes, Nice, Rennes, Rouen, Strasbourg, Toulouse), 2 métropoles à statut particulier (Grand Paris et Aix-Marseille) et 1 collectivité à statut particulier (Lyon). Sept autres agglomérations devraient rejoindre la liste des métropoles.

composantes de l'aire urbaine, ville-centre, banlieue et couronne périurbaine. Un traitement particulier est effectué pour la banlieue de Paris. Les indicateurs sont calculés à partir d'une maille carroyée de 500 m de côté qui permet de traiter les couronnes périurbaines et d'avoir dans les centres urbains une résolution plus fine que celle de l'IRIS[3]. La maille de 200 m de côté, généralement utilisée dans les travaux sur les unités urbaines, aurait fourni un trop grand nombre de quartiers (correspondant aux carreaux de la maille) à faibles effectifs dans les couronnes périurbaines nuisant à la robustesse des analyses.

Ces indicateurs relatifs à l'aire urbaine, ou à certaines de ses composantes, permettent des comparaisons entre les aires urbaines, mais ne renseignent ni sur l'organisation de l'aire urbaine au niveau du « quartier » (ici le carreau de 500 m de côté), ni sur la façon dont quartiers à hauts niveaux de vie, quartiers à faible

3. Les communes d'au moins 10 000 habitants et la plupart des communes de 5 000 à 10 000 habitants sont découpées en Îlots Regroupés pour l'Information Statistique (IRIS), zones définies par l'Insee pour les besoins du recensement. Ce découpage, maille de base de la diffusion de statistiques infra-communales, constitue une partition du territoire de ces communes en « quartiers » dont la population est de l'ordre de 2 000 habitants.

Encadré 1 – **Données, maillage, périmètre**

Le fichier localisé social et fiscal (*Filosofi*) de 2012 est issu du rapprochement des données fiscales exhaustives en provenance de la Direction générale des finances publiques (déclaration de revenu des personnes physiques) et des données sur les prestations sociales émanant des principaux organismes gestionnaires de ces prestations (Cnaf, Cnav, CCMSA) (Aerts *et al.* 2015). Il permet de reconstituer un revenu disponible brut comprenant les revenus d'activité (salaires, revenus d'activités non salariées), les revenus de remplacement (retraites et pensions, indemnités de chômage, indemnités de maladie), les revenus du patrimoine et les prestations sociales reçues (prestations familiales, minima sociaux et prestations logements), avec une estimation plus précise des prestations réellement perçues à des niveaux locaux fins (infra-communaux) que précédemment dans l'ancien dispositif Revenus fiscaux localisés (RFL). Le revenu disponible net est obtenu en déduisant l'impôt sur le revenu, la taxe d'habitation, la contribution sociale généralisée (CSG) et la contribution au remboursement de la dette sociale (CRDS).

- Le niveau de vie est le revenu disponible net du ménage divisé par le nombre d'unités de consommation (UC). Il est donc le même pour tous les individus d'un même ménage. Le nombre d'UC est calculé avec l'échelle d'équivalence de l'Ocde : le premier adulte compte pour 1, les autres personnes de plus de 14 ans pour 0.5 et les enfants de moins de 14 ans pour 0.3. Le champ couvert est celui de l'ensemble des ménages fiscaux ordinaires (c'est-à-dire en excluant les personnes sans domicile ou vivant en institution).

- Le rapprochement avec les sources cadastrales permet la localisation à l'adresse de ces données et la possibilité de calculer des indicateurs sur des mailles très fines, sans être tributaire de découpages administratifs.

- Les calculs d'indicateurs de ségrégation, de concentration ou de mixité sociale ont été effectués sur des carreaux de 500 m de côté, que l'on qualifie de quartiers. Cette maille, plus large que celle qui avait été utilisée dans les travaux sur les unités urbaines (200 m de côté) permet une approche des couronnes périurbaines.

- L'étude porte sur un ensemble de 12 grandes aires urbaines que l'on qualifiera de métropoles. Selon le zonage en aire urbaine 2010, une aire est composée d'un pôle et le plus souvent d'une couronne. Un pôle est une unité urbaine (zone de bâti continu d'au moins 2 000 habitants) d'au moins 10 000 emplois pour les grandes aires. Sa couronne correspond aux communes ou unités urbaines, dont au moins 40 % de la population résidente ayant un emploi travaille dans le pôle ou dans les communes attirées par celui-ci. Lorsqu'un grand pôle urbain est constitué de plusieurs communes, les communes qui le composent sont soit ville-centre (plus de 50 % de la population du pôle), soit banlieue.

- On a choisi de se limiter aux métropoles définies par une analyse fondée sur la relation entre la taille de la ville – définie par trois variables, l'effectif de sa population, son nombre d'emplois et son nombre d'emplois de cadres dans des fonctions métropolitaines (à savoir la conception-recherche, les prestations intellectuelles, le commerce inter-entreprises, la gestion et la culture-loisirs) – et son rang de classement, appelée la loi rang-taille (Brutel, 2011). Cette étude faisait apparaître 12 métropoles et 29 grandes aires urbaines qui structuraient le territoire. De fait, cette liste de métropoles est presque identique à celle qui avait été définie dans les premiers textes réglementaires. Elle rassemble Paris, Lyon, Marseille-Aix-en-Provence, Toulouse, Lille, Bordeaux, Nice, Strasbourg, Grenoble, Rennes et Montpellier. Brest n'en fait pas partie. Cet ensemble présente une bonne cohérence : il comprend les 11 premières aires urbaines par la taille (en termes d'effectifs de population), Montpellier se situant en quinzième position. L'aire urbaine de Paris a une population du même ordre de grandeur que celle du total des onze autres métropoles ; et la seule banlieue parisienne dépasse les 8 millions d'habitants. Le rôle de Paris dans la concentration des activités et dans les phénomènes migratoires est très spécifique. De nombreuses études (Bourdeau-Lepage & Tovar 2015 ; François *et al*. 2007 ; Fleury *et al.* 2013) ont ainsi été spécifiquement consacrées à la ségrégation en Île-de-France.

- Chacune des métropoles a été partitionnée en ville-centre, banlieue et couronne selon les critères définis plus haut. Les poids respectifs de ces trois composantes sont très variables selon les aires urbaines étudiées. La banlieue de Paris est partitionnée à partir des départements qui la constituent, chacune de ces composantes ayant au demeurant une population supérieure à celle de beaucoup des aires urbaines retenues. La couronne de l'aire urbaine de Paris n'a pas été séparée.

niveau de vie et quartiers intermédiaires sont imbriqués pour constituer le tissu urbain. Dans une seconde partie, une typologie des quartiers fondée sur la répartition des revenus complète cette analyse de la ségrégation et fournit une approche cartographique. Celle-ci permet de raisonner, de façon très empirique sur la mixité, terme généralement mal défini (Epstein, 2013) alors que les politiques publiques visent à la favoriser. La cartographie apporte une visualisation de la distribution spatiale des ménages à faibles et hauts niveaux de vie et ainsi des quartiers « mixtes » et des quartiers contribuant davantage à la ségrégation.

Un grand nombre de travaux statistiques et sociologiques portant sur les quartiers prioritaires ont tendance de fait à associer ségrégation et pauvreté. Mais la ségrégation peut aussi provenir des choix résidentiels des ménages à fort niveau de vie, de ce qui est parfois appelé l'« entre-soi » (Pinçon & Pinçon-Charlot, 1990 ; Préteceille, 2006). Les indicateurs mobilisés dans cet article ont été conçus pour prendre en compte tous les niveaux de revenus et permettent d'appréhender la séparation géographique des hauts revenus comme celle des bas revenus.

Dans une dernière partie, les résultats de ces analyses sont comparés à ceux de précédentes études fondées sur des indicateurs de ségrégation calculés à partir des PCS. Ces approches permettent de répondre à certaines des préoccupations qui sont au cœur des politiques urbaines : hiérarchisation des agglomérations (indicateurs globaux de ségrégation), détermination des territoires prioritaires (analyse et cartographie des quartiers). Cette combinaison du local et du global renvoie aussi à la conciliation difficile de politiques ciblées sur des quartiers et de politiques plus globales visant à développer la mixité et la cohésion territoriale. Les analyses effectuées font apparaître une convergence entre les approches de la « ségrégation », qu'elles reposent sur les revenus ou les PCS, et l'approche « mixité » fondée sur la typologie des quartiers.

L'article met ainsi en évidence des différences sensibles entre les 12 aires urbaines étudiées : le niveau de ségrégation est le plus élevé à Lille, Paris et Aix-Marseille. La ségrégation est moins marquée dans les couronnes que dans les banlieues et les villes-centres. Dans la plupart des cas, la ségrégation des niveaux de vie élevés est plus importante que celle des niveaux de vie plus faibles. La typologie des quartiers – fondée sur la distribution des niveaux de vie en quartiers mixtes et quartiers contribuant davantage à la ségrégation est généralement cohérente avec les indicateurs de ségrégation.

Niveaux de revenu, inégalités de revenu et ségrégation

Les populations ayant des niveaux de vie différents vivent-elles les unes auprès des autres ou de façon séparée ? Les différences sociales se traduisent-elles par des différences spatiales de localisation ? Voilà les questions auxquelles les indicateurs de ségrégation cherchent à répondre de façon objective. L'absence d'inégalités au niveau de l'agglomération entraîne de façon triviale l'absence de ségrégation. Mais la ségrégation peut être faible dans une ville très inégalitaire si la distribution des revenus est à peu près la même dans tous les quartiers, ou marquée dans une ville relativement égalitaire en cas de forte concentration des niveaux de vie extrêmes dans certains quartiers.

Quelques résultats se dégagent des données de cadrage général (niveaux de vie médians, taux de pauvreté, distributions des niveaux de vie par décile) sur les douze aires urbaines étudiées (annexe 1). Dans les villes-centres, les faibles niveaux de vie sont systématiquement surreprésentés, y compris dans les villes les plus riches comme Paris, et Lyon. La surreprésentation conjointe des plus hauts niveaux de vie est fréquente. Le développement d'activités plus attractives, à forte valeur ajoutée conduit généralement à une certaine dualisation sociale, due au développement concomitant d'activités de service à faibles salaires. Mais elle n'est pas systématique : Lille, Marseille et Montpellier en sont l'exemple. Dans les banlieues des métropoles de province, la surreprésentation des faibles niveaux de vie est rare (elle existe toutefois à Lille) et celle des niveaux de vie élevés est généralement plus marquée que dans les villes-centres. La situation est plus complexe autour de Paris : les Hauts-de-Seine et les Yvelines se rapprochent de Paris en termes de surreprésentation des hauts niveaux de vie mais s'en éloignent quant à la proportion des plus faibles niveaux de vie (François *et al*. 2007 ; Fleury *et al*., 2012). Quant à la Seine-Saint-Denis, elle a un profil très particulier avec une très forte surreprésentation des bas niveaux de vie. Dans les couronnes périurbaines, si l'on excepte Nice et Montpellier, les bas niveaux de vie sont sous-représentés.

Selon la classification de Massey et Denton (1988), l'indicateur hiérarchisé de ségrégation appartient à la famille des indicateurs d'égalité, comme tous les indices fondés sur l'entropie, au sens où il mesure les différences locales dans la répartition des niveaux de vie. Conçu pour être calculé sur des variables ordinales, il est particulièrement adapté à une variable continue comme le revenu ou le niveau de vie (Reardon & Bischoff, 2011a ; 2011b). Prenant en compte tous les niveaux de vie, cet indicateur présente de bonnes propriétés, en comparaison de ceux qui ne reposent que sur les situations extrêmes. (Dabet & Floch, 2014).

Le principe des indicateurs hiérarchisés, détaillé dans l'encadré 2 repose sur le calcul d'une suite d'indicateurs de Theil-Finizza qui ont la bonne propriété d'être décomposables. L'expression la plus simple d'un indicateur de Theil-Finizza (cas de deux sous-populations) est la suivante (Theil & Finizza, 1971) :

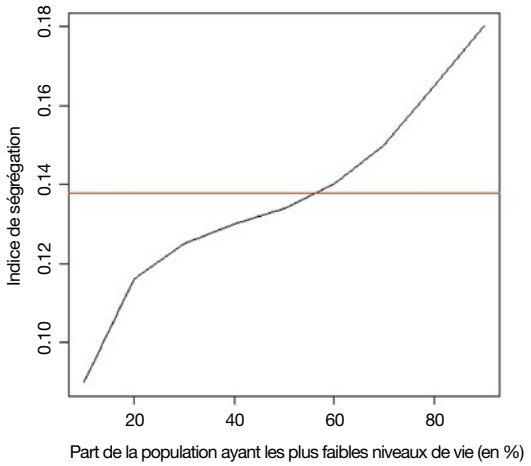
$$H = \sum_{i=1}^{n} \frac{t_i}{TE(p)} \left[E(p) - E(p_i) \right]$$

où $E(p) = -\left[p \log_2(p) + (1-p)\log_2(1-p) \right]$

est un indicateur d'entropie, p désignant la proportion de la première sous-population (celle qui a les niveaux de vie les plus faibles) dans l'aire urbaine, p_i cette proportion dans le quartier i. T désigne la population de l'aire urbaine, t_i la population du quartier i et log_2 le logarithme de base 2. Dans sa version initiale, cet indicateur calculé sur deux sous-populations a été utilisé notamment pour appréhender la séparation entre cadres et ouvriers (Charlot *et al.*, 2009) ou comparer deux à deux les PCS (Madoré, 2015). Les indices multigroupes, développement naturel des indices classiques, qui permettent d'introduire toutes les PCS, ou tous les niveaux de vie, posent des problèmes d'invariance par permutation des modalités (Reardon & Firebaugh, 2002). Au contraire, les indicateurs hiérarchisés, qui prennent en compte la totalité de l'information, comme les indices multigroupes, sont plus interprétables du fait de l'introduction d'une hiérarchie entre modalités.

Tout d'abord, une variable à deux modalités est construite : niveau de vie inférieurs à r_1 et niveau de vie supérieurs à r_1. Un premier indicateur de ségrégation de Theil-Finizza est calculé à partir de cette variable. Faisant ensuite varier les seuils r_2, r_3,… pour parcourir la distribution des niveaux de vie, un indicateur partiel de ségrégation est calculé pour chacun d'eux. Neuf indicateurs successifs sont ainsi calculés, en se basant sur les déciles nationaux de niveau de vie. Cette suite d'indicateurs permet d'abord de construire une courbe fournissant l'évolution de la ségrégation, lorsqu'on avance sur l'échelle des niveaux de vie. Ensuite, grâce à un système de pondérations (cf. encadré 2) un indicateur synthétique est calculé à partir de la suite des indicateurs[4]. La figure I fournit un exemple de courbe (suite d'indicateurs partiels) et d'indice synthétique, calculés sur l'aire urbaine de Paris.

Figure I
Evolution des indices partiels et indice synthétique de ségrégation pour l'aire urbaine de Paris



Lecture : lorsque la part de la population (en %) ayant les plus faibles niveaux de vie est égale à 20 %, l'indice élémentaire vaut 0.12. L'indice élémentaire à 20 % est calculé en prenant 20 % des populations les plus pauvres d'une part et 80 % des populations les plus riches d'autre part. L'indice synthétique, symbolisé par le trait rouge, égal à 0.138, est une moyenne pondérée des indices élémentaires calculée selon la formule présentée dans l'encadré 2.
Champ : ville-centre de l'unité urbaine de Paris
Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, fichier localisé social et fiscal (*Filosofi*) 2012 ; calculs de l'auteur.

Ces indicateurs synthétiques et les indicateurs partiels dont ils découlent ont été calculés pour chacune des métropoles, en distinguant ville-centre, banlieue et couronne périurbaine (tableau 1).

La ségrégation[5] est plus élevée, par ordre décroissant, dans les aires urbaines de Lille, Paris et Marseille, trois des cinq aires urbaines

4. Ces indicateurs, contrairement à ceux de Duncan et Duncan (1955) notamment, n'ont pas d'interprétation simple, et sont plus interprétés en termes de rang que de niveau.
5. Les valeurs des indicateurs de ségrégation sont tributaires du maillage utilisé. Pour les mêmes données, un maillage de plus faible dimension conduit à une hausse de la valeur des indicateurs. La comparaison des valeurs des indicateurs de ségrégation obtenus sur les données de Filosofi *2012 pour un maillage de 500 m avec celles obtenues sur les données de* RFL *2011 avec un maillage de 200 m montrent une forte corrélation des rangs de classement, toutefois plus élevée pour les villes-centres que pour les banlieues.*

Encadré 2 – Les indices de ségrégation hiérarchisés

L'indicateur de ségrégation hiérarchisé, issu des travaux de Reardon et Bischoff, présenté dans Dabet et Floch (2014) a été proposé pour étudier tout particulièrement la ségrégation liée aux différences de revenus.

La première étape consiste à se donner une suite de revenus $r_1, \ldots, r_k, \ldots, r_K$. À chacun des éléments de cette suite, une suite de proportions $p_1, \ldots, p_k, \ldots, p_K$ est associée où p_k désigne la part de la population du territoire dont le revenu par unité de consommation est inférieur à r_k.

$p_k = F(r_k) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} 1_{y_i < r_k}$, où $F(.)$ est la fonction de répartition des revenus, n le nombre de mailles élémentaires du territoire.

Pour chacune des valeurs de p_k, on calcule un indice de type Theil-Finizza, noté H_k fondé sur l'entropie

$$H_k = \sum_{i=1}^{n} \frac{t_i}{TE(p_k)}\left[E(p_k) - E(p_{ik})\right]$$

à partir des indicateurs d'entropie :

$$E(p_k) = -\left[p_k log_2(p_k) + (1-p_k) log_2(1-p_k)\right]$$

$$E(p_{ik}) = -\left[p_{ik} log_2(p_{ik}) + (1-p_{ik}) log_2(1-p_{ik})\right]$$

T représente la population totale du territoire ; t_i la population de la maille i. $E(p_{ik})$ désigne l'entropie calculée au niveau de la maille élémentaire i pour la population du k-ième quantile. $E(p_k)$ désigne l'entropie pour la population du k-ième quantile du territoire.

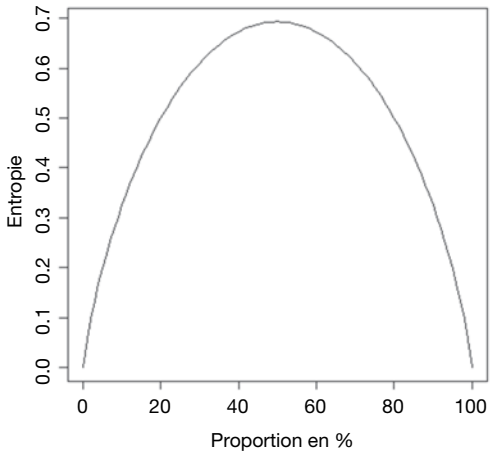
La suite d'indicateurs (H_1, …, H_k, …, H_K), potentiellement calculables pour tous les niveaux de revenus, permet de construire un profil de ségrégation, montrant si la « ségrégation des riches » ou la « ségrégation des pauvres » prédomine (figure I dans le texte).

L'innovation des travaux de Reardon et de ses divers coauteurs est de proposer une façon de combiner ces indicateurs pour en faire un indicateur global H, en construisant un système de pondération qui ne soit pas une moyenne simple des indicateurs :

$$H = \sum_{k=1}^{K} w_k H_k$$

L'argumentation assez technique est présentée dans Reardon et Bischoff (2011a ; 2011b), et sous une forme simplifiée dans Dabet et Floch (2014). Elle repose sur la recherche d'une fonction ayant de bonnes propriétés, fournissant la valeur maximale lorsque p_k est égal à 1/2, valeur correspondant au revenu médian, et s'approchant de 0 lorsque p_k est égal à 0 ou 1. La fonction proposée par Reardon et Bischoff, présentant de telles propriétés est l'entropie représentée dans la figure ci-dessous, la valeur de p variant de 0 à 1, l'entropie $E(p)$ étant représentée en ordonnée.

Représentation graphique de la fonction d'entropie



L'indicateur partiel pouvant être calculé pour n'importe quelle valeur de p, on exprimera l'indicateur synthétique sous la forme

$$H^R = \int_0^1 \frac{E(p)}{\int_0^1 E(q)dq} H(p)dp$$

et on peut montrer que :

$$H^R = 2ln(2)\int_0^1 E(p)H(p)dp$$

La pondération locale en p est :

$$\frac{E(p)}{\int_0^1 E(q)dq}$$

que l'on approche par :

$$w_k = \frac{E(p_k)}{\sum_{j=1}^{K} E(p_j)}$$

En s'inspirant de travaux sur la décomposition spatiale des indicateurs fondés sur l'entropie (Mora & Ruiz-Castillo, 2011) on peut décomposer l'indicateur hiérarchisé en une composante inter et une composante intra :

$$H^R = \frac{\sum_{g=1}^{G} T_g}{T}\left[\frac{\int_0^1 E(p) - E_g(p)}{\int_0^1 E(p)dp} dp + H_g^R\right]$$

E_g désigne l'entropie au niveau d'un groupe territorial, H_g^R l'indice de ségrégation hiérarchisé au sein de ce groupe. La première partie de l'égalité correspond à une composante « inter », la deuxième à une composante « intra ». Cette décomposition est utilisée pour étudier la décomposition des indicateurs en utilisant le partage ville-centre, banlieue et couronne.

les plus peuplées. Viennent ensuite Lyon, Strasbourg, Grenoble et Montpellier, les autres métropoles présentant des indices de ségrégation plus faibles.

La ségrégation est moins prononcée dans les couronnes. (figure II) Seule celle de la métropole parisienne présente un niveau supérieur à 0.1. Dans huit des métropoles, c'est la

Tableau 1
Indices synthétiques de ségrégation dans les aires urbaines métropolitaines et leurs composantes territoriales

Aire urbaine	Ensemble	*dont*			Composante « inter » (%)
		Ville-Centre	Banlieue	Couronne	
Paris	0.138	0.077	0.142	0.113	8.4
Lyon	0.117	0.066	0.146	0.093	2.6
Aix-Marseille	0.134	0.135	0.105	0.076	12.6
Toulouse	0.095	0.088	0.083	0.082	11.3
Lille	0.143	0.108	0.151	0.067	7.2
Bordeaux	0.096	0,094	0.099	0.068	5.1
Nice	0.083	0,085	0.072	0.085	6.6
Nantes	0.094	0,108	0.081	0.066	10.1
Strasbourg	0.113	0,126	0.084	0.060	22.4
Grenoble	0.109	0,067	0.121	0.093	6.5
Rennes	0.089	0,090	0.086	0.065	14.8
Montpellier	0.103	0,089	0.073	0.056	27.2
Banlieue de Paris					
Seine-et-Marne (77)			0.098		
Yvelines (78)			0.163		
Essonne (91)			0.138		
Hauts-de-Seine (92)			0.115		
Seine-Saint-Denis (93)			0.087		
Val-de-Marne (94)			0.102		
Val-d'Oise (95)			0.130		

Lecture : à Montpellier, les indices de ségrégation s'établissent à 0.089, 0.073 et 0.056 dans la ville-centre, la banlieue et la couronne, ce qui conduit à une valeur de 0.103 dans l'aire urbaine. La composante « inter », que l'on peut attribuer aux différences de ségrégation entre ville-centre, banlieue et couronne, représente 27.2 % de la valeur de l'indicateur calculé sur l'aire urbaine.
Champ : les 12 aires urbaines retenues, France métropolitaine.
Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, fichier localisé social et fiscal (*Filosofi*) 2012 ; calculs de l'auteur.

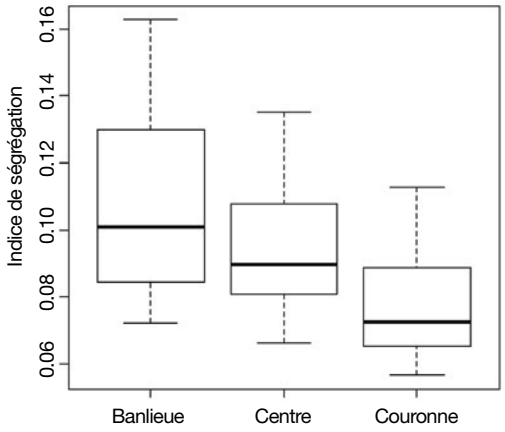
composante territoriale où la ségrégation est la moins forte. Ce n'est jamais celle où elle est la plus élevée. Les valeurs les plus élevées peuvent tenir à la présence dans les couronnes de villes petites ou moyennes.

C'est en banlieue que les indicateurs prennent les valeurs les plus élevées, en particulier dans la banlieue parisienne, avec une valeur supérieure à 0.16 dans les Yvelines, département où le revenu médian est très élevé, mais où les contrastes sociaux sont très marqués. Mais dans sept métropoles sur 11 (hors Paris), les indices sont plus élevés dans la ville-centre que dans les banlieues. Toutefois, à Lille et à Lyon, qui comptent à la fois de nombreux quartiers prioritaires et des territoires à forts revenus en banlieue, les indices y sont particulièrement élevés. C'est à Marseille que l'indice de la ville-centre est le plus élevé. Ces différences entre villes-centres et banlieues tiennent beaucoup à la politique menée en matière de logement. Dans les métropoles de Paris, Lille ou Lyon, une partie importante des logements sociaux ont été construits en banlieue. À Marseille, l'habitat social se situe davantage dans la ville-centre. C'est le cas aussi dans des villes comme Nantes, Rennes ou Toulouse.

Ségrégation des pauvres, ségrégation des riches

La courbe de la ségrégation socio-spatiale traduit la façon dont évoluent les indices lorsqu'on s'élève sur l'échelle des niveaux de vie. Elle indique ce qui domine dans la ségrégation, celle des plus pauvres ou celle des plus aisés (Reardon & Bischoff, 2011a ; 2011b). Trois courbes « stylisées » d'évolution de la ségrégation avec le revenu peuvent être identifiées (figure III). Elles ont toutes en commun

Figure II
Variabilité des indicateurs de ségrégation dans les aires urbaines métropolitaines



Lecture : les box-plot permettent de comparer le niveau et la variabilité des indicateurs. La médiane est en trait noir ; les bords du rectangle sont le premier et le troisième quartile ; les extrémités des pattes sont calculées en utilisant 1.5 fois l'espace interquartile. La ségrégation est plus faible et moins variable dans les couronnes que dans les banlieues ou les villes-centres.
Champ : les 12 aires urbaines retenues, France métropolitaine.
Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, fichier localisé social et fiscal (*Filosofi*) 2012 ; calculs de l'auteur.

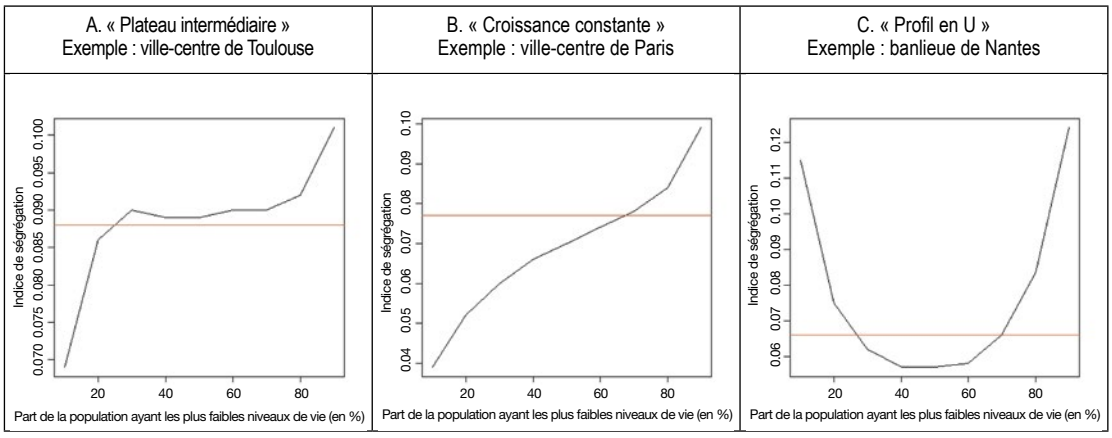
de présenter un niveau de ségrégation relativement plus élevé pour les populations à haut revenu. Ce résultat, bien que déjà mis en évidence dans de nombreux travaux, notamment sur l'Île-de-France (Préteceille, 2006 ; Tovar, 2011 ; Madoré, 2015 ; Fleury *et al*., 2012 ; François *et al*., 2007) a du mal à s'imposer dans le débat public, la ségrégation étant souvent associée aux quartiers prioritaires.

Ces valeurs élevées de la ségrégation des populations à haut revenu sont également observées dans les villes des États-Unis. Dans l'ensemble des agglomérations de plus de 500 000 habitants, les indicateurs de Theil étaient respectivement de 0.158 pour la ségrégation des pauvres et de 0.195 pour celle des riches (Reardon & Bischoff, 2011a ; 2011b).

La dissymétrie observée dans les deux premières courbes stylisées (figures III-A et III-B) provient de la quasi-disparition des ménages les plus aisés des quartiers les plus pauvres. Dans l'ensemble des villes-centres des 12 métropoles, lorsque la part de ménages ayant des niveaux de vie inférieurs au premier quintile est supérieure à 40 %, la part médiane des ménages ayant des niveaux de vie supérieurs au quatrième quartile n'est que de 3.5 %. Ce phénomène ne s'observe pas pour la situation symétrique (quand plus de 40 % des ménages ont un revenu supérieur au quatrième quintile) : la part médiane des ménages ayant les niveaux de vie les plus faibles y est de 10 %. Autrement dit, il y a relativement plus de pauvres dans les quartiers riches que de riches dans les quartiers pauvres.

La première courbe stylisée (figure III-A), la plus fréquente, montre une croissance des indices de ségrégation avec le revenu jusqu'à un certain palier, puis une stabilité avant une nette remontée lorsqu'on arrive aux niveaux de vie les plus élevés. Elle se rencontre dans la majorité des départements de la banlieue parisienne, et dans les banlieues des métropoles les plus peuplées (tableau 2). La moitié des centres-villes s'y rattachent. Elle est absente des couronnes, à

Figure III
Trois courbes stylisées de l'évolution des indices de la ségrégation avec le niveau de vie



Note : le trait rouge représente l'indice synthétique associé.
Champ : les 12 aires urbaines retenues, France métropolitaine.
Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, fichier localisé social et fiscal (*Filosofi*) 2012 ; calculs de l'auteur.

l'exception de celle de Montpellier, et est associée à des niveaux de ségrégation élevés, notamment dans plusieurs départements de la banlieue parisienne. Dans certains cas, il y a plutôt une légère décroissance qu'un plateau.

La seconde courbe stylisée (figure III-B) est également croissante, mais sans présenter de palier comme la première. La croissance assez régulière traduit le fait que la séparation spatiale est de plus en plus marquée avec la croissance du revenu. Quelle en est la traduction concrète ? Si l'indice augmente lorsqu'on passe du niveau 30 % au niveau 40 %, cela signifie que la population ajoutée, qui se situait entre 30 et 40% se localise plus près géographiquement des 0-30 % que des 40 % et plus. Dit d'une autre façon cela traduit une tendance à la « séparation » d'autant plus forte que le niveau de vie est plus élevé. La ville-centre de Paris, où le niveau de ségrégation reste assez faible, présente un profil de ce type (cf. tableau 2). Des profils proches, avec un indicateur global assez faible se rencontrent dans la ville-centre de Lyon et celle de Nice, et avec un indicateur plus élevé dans celles de Bordeaux, Lille et Grenoble. Trois des départements de la banlieue parisienne peuvent être rattachés à cette configuration.

La dernière courbe (figure III-C) est caractéristique des couronnes périurbaines et correspond à des situations de faible ségrégation. Les valeurs élevées s'observent pour la ségrégation des riches comme pour celle des pauvres, avec un profil en U. Cette courbe se rencontre dans des territoires où les populations à hauts et bas revenus sont souvent sous-représentées (cf. tableau 2) De ce fait, la localisation des revenus extrêmes est spatialisée de façon particulière.

Taille, inégalités et ségrégation

Le lien entre la taille de la population et la ségrégation ne devient perceptible que si l'on élargit le champ des unités urbaines étudiées. Dans les 29 grandes aires urbaines qui se situent dans la hiérarchie après les 12 aires urbaines retenues (Brutel, 2011), les indices de ségrégation sont plus faibles et surtout moins dispersés (figure IV). C'est cependant parmi elles que l'on trouve la valeur la plus élevée de l'indice. Avec une valeur de 0.151 l'indice est sensiblement plus élevé à Mulhouse qu'à Lille. À Rouen, au Havre et à Amiens, les niveaux sont proches de ceux de Marseille. Dans les

Tableau 2
Niveau et nature de la ségrégation dans les aires urbaines métropolitaines

Niveau	Type	Ville-Centre	Banlieue	Couronne
Très faible	Plateau intermédiaire	Grenoble		Montpellier
	Croissance constante	Lyon	Montpellier, Nice	Aix-Marseille
	Profil en U			Bordeaux, Lille, Nantes, Strasbourg, Rennes
Faible	Plateau intermédiaire	Rennes, Strasbourg, Toulouse		
	Croissance constante	Nice, Paris	Seine-Saint-Denis	
	Profil en U		Nantes	Nice, Toulouse
Forte	Plateau intermédiaire	Montpellier	Aix-Marseille, Bordeaux, Rennes, Seine-et-Marne	
	Croissance constante	Bordeaux, Lille	Val-de-Marne	
	Profil en U			Grenoble, Lyon
Très forte	Plateau intermédiaire	Aix-Marseille, Nantes	Essonne, Lille, Lyon, Val-d'Oise, Yvelines	
	Croissance constante	Strasbourg	Grenoble, Hauts-de-Seine	
	Profil en U			Paris

Lecture : à Strasbourg, la ségrégation est très forte et de type « Croissance constante » dans la ville-centre, faible et de type « Plateau intermédiaire » en banlieue, très faible et de type « Profil en U » dans la couronne. Les trois profils-types sont présentés dans la figure III.
Champ : les 12 aires urbaines retenues, France métropolitaine.
Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, fichier localisé social et fiscal (*Filosofi*) 2012 ; calculs de l'auteur.

aires urbaines de population moins importante[6], la ségrégation est nettement moins marquée.

Sur l'ensemble des 100 aires plus grandes aires urbaines, la ségrégation tend à s'accroître avec la taille de la population. Ce résultat a été observé dans des travaux sur les revenus fiscaux (Dabet & Floch, 2014) ou les PCS (Charlot *et al*., 2009). Pour les seules métropoles, la tendance n'est pas significative. Cette tendance croissante de la ségrégation avec la taille de l'ensemble urbain est aussi observée dans des travaux sur les grandes agglomérations d'autres pays (Reardon & Bischoff, 2011 ; Brezzi *et al*., 2015).

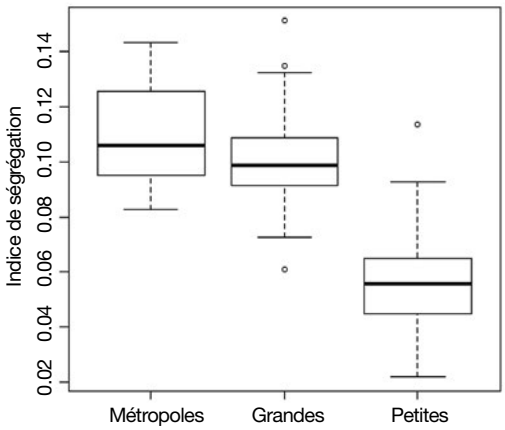
On ne trouve pas de lien significatif, que ce soit pour les métropoles ou pour un ensemble plus large d'aires urbaines entre le revenu médian et le niveau de ségrégation (Dabet & Floch, 2014). C'est un résultat attendu dans la mesure où deux territoires présentant des revenus médians très différents, mais dans lesquelles les populations seraient réparties de façon équilibrée, auraient des indices de ségrégation de même valeur.

Par contre, on trouve dans les métropoles une relation (faible mais significative) entre l'inégalité de la distribution des revenus mesuré par l'indice de Gini et les indices de ségrégation. Cela se manifeste pour tous les sous-ensembles territoriaux. (figure V). Cette relation est plus marquée lorsqu'on enlève la ville-centre de Paris, qui associe un faible niveau de ségrégation à une inégalité de revenus particulièrement marquée. Cette situation peut s'expliquer par une faible concentration spatiale des plus hauts et plus faibles revenus. L'indice de concentration spatiale de la population pauvre dans la ville-centre de Paris est très faible, et il est encore plus faible pour ce qui est des populations aux niveaux de vie les plus élevés. Cette faible concentration explique que l'écart entre les entropies locales et l'entropie globale soit faibles, d'où les valeurs peu élevées de l'indice de ségrégation, malgré une forte inégalité des revenus.

La part de la ségrégation que l'on peut attribuer aux différences entre ville-centre, banlieue et couronne, mesurée par une décomposition de l'indicateur hiérarchisé (cf. encadré 2) est très variable selon les métropoles. Elle ne dépasse 20 % qu'à Strasbourg et Montpellier. La hiérarchie de la ségrégation dans les métropoles, obtenue à partir des indices hiérarchisés, calculés à l'aide des niveaux de vie est compatible avec des résultats plus anciens (Charlot *et al*., 2009) qui reposaient sur la comparaison de la spatialisation des cadres et des ouvriers.

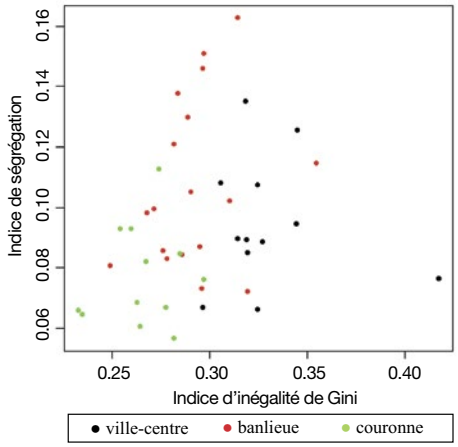
6. Cinquante et une aires urbaines, parmi les 100 premières par la taille, et non prises en compte dans les deux ensembles précédents.

Figure IV
Indicateurs de ségrégation et hiérarchie urbaine dans les aires urbaines métropolitaines



Lecture : les box-plot permettent de comparer le niveau et la variabilité des indicateurs. La médiane est en trait noir ; les bords du rectangle sont le premier et le troisième quartile ; les extrémités des pattes sont calculées en utilisant 1.5 fois l'espace interquartile. Les ronds représentent des valeurs extrêmes.
Champ : les 100 aires urbaines les plus peuplées, France métropolitaine.
Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, fichier localisé social et fiscal (*Filosofi*) 2012 ; calculs de l'auteur.

Figure V
Relation entre l'inégalité des niveaux de vie et la ségrégation dans les aires urbaines métropolitaines



Champ : les 12 aires urbaines retenues, France métropolitaine.
Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, fichier localisé social et fiscal (*Filosofi*) 2012 ; calculs de l'auteur.

Spatialisation des inégalités

Les indicateurs de ségrégation sont calculés à partir d'une maille géographique assez fine, mais fournissent une mesure relative à l'ensemble de l'aire urbaine (ou à ses composantes, ville-centre, banlieue et couronne). Ils indiquent l'ampleur de la ségrégation spatiale, permettent des comparaisons entre aires urbaines, mais ne renseignent pas sur les quartiers qui contribuent le plus à cette séparation des populations, information décisive pour la mise en œuvre des politiques publiques. Pour appréhender les inégalités par quartier et en proposer une cartographie, on construit au niveau de chaque carreau un profil de répartition des niveaux de vie. Plus précisément, chaque carreau de 500 m de côté est décrit par la répartition des niveaux de vie selon les quintiles nationaux, qui constitue son « profil ». Les quintiles sont préférés aux déciles pour des questions de robustesse (voir répartition par décile, annexe 1).

L'analyse de ces profils permet d'en proposer une typologie. Des « profils-types », sous la forme d'histogrammes, ont été définis à partir de travaux exploratoires et de la connaissance des quartiers. Chaque quartier est rattaché au profil-type dont il est le plus proche, la proximité étant définie par une distance entre le profil du carreau et le « profil-type ». Cette typologie s'appuie sur une classification supervisée, adaptée de travaux précédents réalisés pour l'Observatoire national des ZUS (Floch, 2012).

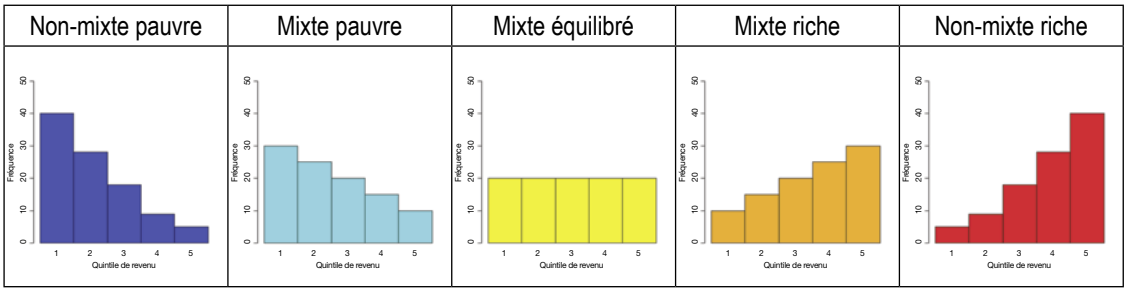
Cinq profils-types sont retenus dans l'analyse (figure VI). Trois d'entre eux sont qualifiées de mixtes, dans la mesure où leur profil s'écarte peu ou modérément de la répartition nationale en quintiles. Le premier (en jaune sur les cartes) est proche d'une répartition équilibrée, les effectifs étant sensiblement les mêmes dans chacun des quintiles nationaux de niveau de vie. Dans les deux autres classes mixtes, il y a un écart sensible mais limité par rapport à la répartition équilibrée, avec une prédominance selon le cas des hauts ou des bas niveaux de vie. Dans les quartiers « mixtes pauvres », les populations à faible niveau de vie sont surreprésentées, mais les hauts niveaux de vie sont encore présents de façon substantielle. Dans les quartiers « non-mixtes pauvres », la surreprésentation des bas niveaux de vie est telle que les plus hauts sont très faiblement représentés. Les quartiers « mixtes riches » et « non-mixtes riches » sont définis de façon symétrique.

Cette typologie, en apportant une caractérisation type des quartiers, permet une analyse cartographique des métropoles étudiées (pour 4 d'entre elles, voir figure VII et pour les 12 métropoles cf. complément en ligne C1).

Les cartes de la figure VII permettent de visualiser différents types d'organisation spatiale. Selon les cas, les poches « non-mixtes pauvres » apparaissent dans les villes-centres (Rennes, Strasbourg) ou dans les banlieues (Paris, Lyon). Dans les périphéries des aires urbaines, on observe souvent une part plus importante de quartiers mixtes-pauvres à mesure que l'on s'éloigne du centre. Mais le phénomène n'est pas général et n'a pas la régularité de ce qui a été observé autour de Rennes (Floch, 2014).

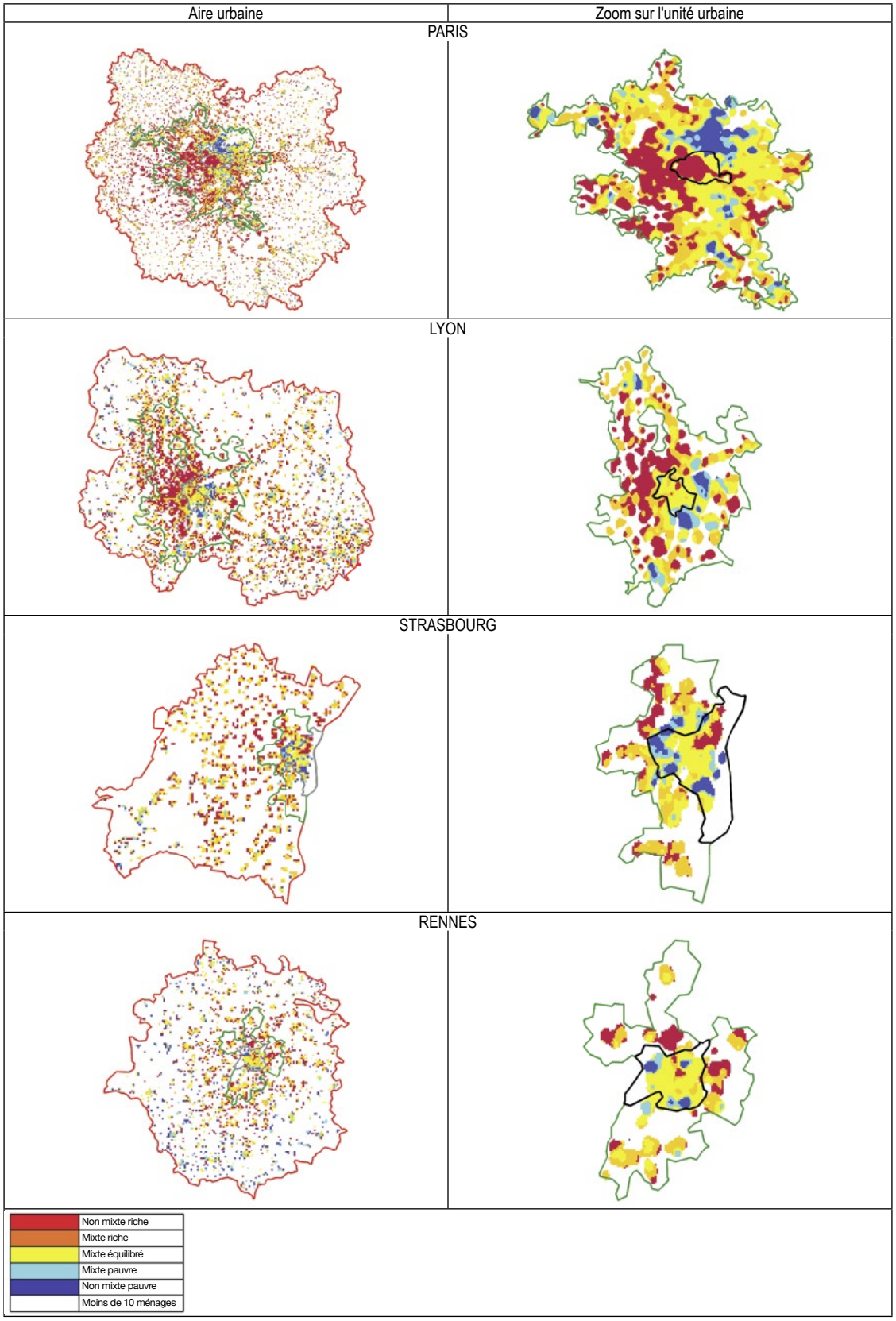
À première vue, certains résultats cartographiques peuvent paraître surprenants lorsqu'on les met en regard des indices de ségrégation. Dans la ville-centre de Paris, alors que l'indice de ségrégation est faible, la cartographie fait apparaître une très forte prédominance des carreaux (quartiers) qualifiés de non-mixtes riches. Cet apparent paradoxe ne peut être éclairci qu'en mobilisant une autre information, la concentration spatiale (annexe 2). Les populations aux revenus extrêmes sont beaucoup moins concentrées spatialement à Paris que dans les autres villes-centres. En

Figure VI
Profils des cinq classes non-mixte pauvre, mixte pauvre, mixte équilibré, mixte riche et non-mixte riche



Lecture : chaque histogramme représente la répartition de la population selon les quintiles nationaux de niveau de vie

Figure VII
Une illustration de la typologie en 5 classes dans les métropoles Paris, Lyon, Strasbourg et Rennes



Note : les cartes des aires urbaines (figures de gauche) ont été réalisées avec un maillage de 500 m. Le zoom sur l'unité urbaine (figures de droite) est effectué avec un maillage de 200 m mais les données sont lissées avec un rayon de 500 m pour fournir une représentation plus lisible. Les messages rendus par les figures de droite et celles de gauche sont cohérents, malgré quelques petites différences locales. Les contours de la ville-centre au sein de l'unité urbaine sont marqués par un trait noir.
Champ : les 4 aires urbaines retenues, France métropolitaine.
Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, fichier localisé social et fiscal (*Filosofi*) 2012 ; calculs de l'auteur.

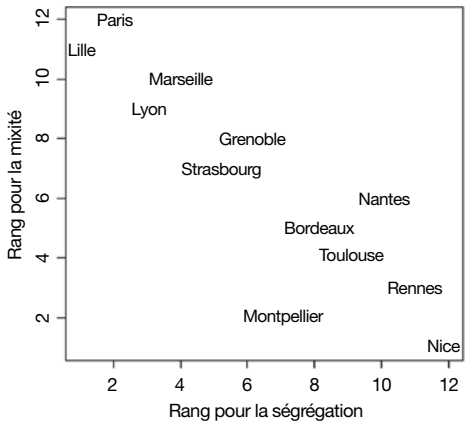
particulier, des populations à fort niveau de vie sont présentes dans de nombreux quartiers. Leur part ne sera pas la même partout, mais elle s'éloignera moins de la situation moyenne – caractérisée par une proportion importante de niveaux de vie élevés – que dans beaucoup d'autres villes, d'où une ségrégation relativement faible. Prenons pour comparer les Yvelines, où prédominent également les carreaux « non-mixtes riches », et où la répartition globale des niveaux de vie est proche de celle de la ville-centre de Paris : la concentration spatiale des plus riches et des plus pauvres est beaucoup plus marquée (cf. annexe 2), avec donc plus de situations locales s'écartant de la valeur moyenne, d'où une valeur élevée de l'indice de ségrégation.

Alors que les politiques publiques visent à favoriser une mixité, toujours invoquée mais souvent difficile à définir (Epstein, 2013), les indicateurs statistiques comme les indicateurs de concentration ou les indicateurs hiérarchisés mesurent différents types de ségrégation, de fait une absence ou un défaut de mixité socio-spatiale. L'approche par les profils-type permet de façon assez empirique d'essayer d'approcher la mixité, et de voir comment cette mesure empirique de la mixité peut être comparée avec des indicateurs plus fondés théoriquement.

La hiérarchie obtenue à l'aide de cette approche de la mixité, et celle qui résulte des indices hiérarchisés fait apparaître une relation négative, qui traduit une bonne cohérence entre les deux approches (figure VIII).

Dans l'ensemble des métropoles de province, la répartition de la population entre les différents types de quartiers est presque le même dans les couronnes et les banlieues (Tableau 3). Les villes-centre se distinguent par une part plus importante de quartiers « mixtes équilibrés », au détriment des quartiers « mixtes riches ». Les « non-mixtes riches » sont également moins présents dans les villes-centres.

Figure VIII
Relation entre le rang de l'aire urbaine (calculé à partir de la part de la population résidant dans les quartiers mixtes) et le rang de son indice de ségrégation



Champ : les 12 aires urbaines retenues, France métropolitaine.
Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, fichier localisé social et fiscal (*Filosofi*) 2012 ; calculs de l'auteur.

La situation de l'aire urbaine parisienne est très particulière (tableau 4). Les quartiers où dominent les niveaux de vie les plus élevés rassemblent la majorité de la population, aussi bien dans la ville-centre ainsi que dans les Hauts-de-Seine et les Yvelines. La situation de la Seine-Saint-Denis est également particulière. Les quartiers « non-mixtes pauvres » rassemblent près de 40% de la population du département.

Les quartiers où la concentration de population à faibles niveaux de vie est élevée sont caractérisés par une part très importante de logements

Tableau 3
Répartition territoriale de la population fiscale selon la nature du quartier (hors Paris)

En %

Quartiers	Non-mixte	Mixte				Non-mixte
	Pauvre	Pauvre	Equilibré	Riche	Total	Riche
Ville-centre	18.8	*12.3*	*45.0*	*13.9*	71.2	10.0
Banlieue	9.7	*12.6*	*32.3*	*24.4*	69.3	21.0
Couronne	5.5	*11.1*	*32.2*	*27.8*	71.1	23.4

Champ : les 11 aires urbaines de province retenues, France métropolitaine.
Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, fichier localisé social et fiscal (*Filosofi*) 2012 ; calculs de l'auteur.

Tableau 4
Répartition territoriale de la population des ménages fiscaux selon la nature du quartier dans l'aire urbaine de Paris

Quartiers	Non-mixte	Mixte				Non-mixte
	Pauvre	Pauvre	Equilibré	Riche	Total	Riche
Ville-centre	3.3	2.2	36.3	1.4	39.9	56.8
Banlieue	14.9	11.6	28.4	15.1	55.1	29.2
Seine-et-Marne (77)	6.9	10.6	40.1	24.5	75.2	17.9
Yvelines (78)	7.2	7.0	18.7	16.3	35.0	50.8
Essonne (91)	13.3	8.1	23.4	24.2	47.7	31.0
Hauts-de-Seine (92)	4.5	9.0	21.4	8.1	69.3	57.0
Seine-Saint-Denis (93)	39.4	16.0	33.8	8.4	58.2	2.4
Val-de-Marne (94)	8.4	15.2	35.6	15.6	66.4	25.2
Val d'Oise (95)	17.9	14.1	30.6	19.4	64.1	18.0
Couronne	5.2	7.1	21.7	31.0	71.1	35.0
Aire urbaine	11.5	9.3	28.8	15.0	53.1	35.3

Lecture : dans l'aire urbaine de Paris, 35.3 % des habitants résident dans des quartiers non-mixtes riches. Plus précisément, le centre-ville de Paris comprend 56.8 % de quartiers non-mixtes riches et 36.3 % de mixtes équilibrés ; la Seine-Saint-Denis est composée à 39.4 % de quartiers non-mixtes pauvres et 16 % de quartiers mixtes pauvres.
Champ : aire urbaine de Paris.
Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, fichier localisé social et fiscal (*Filosofi*), 2012 ; calculs de l'auteur.

sociaux. Celle-ci peut être appréhendée de façon précise à partir du Répertoire du parc locatif social. La part des habitants vivant dans le parc social est en moyenne d'environ 20 % dans l'ensemble des métropoles. Elle est du double dans les quartiers mixtes à faible niveau de vie et du triple dans les quartiers les plus pauvres.

La part de ménages vivant dans le parc locatif social est assez variable selon qu'on est dans l'agglomération ou la couronne périurbaine. Dans les couronnes, cette part ne dépasse les 10 % qu'à Lyon et à Paris. Dans les autres métropoles, elle se situe autour de 4 % sauf à Lille, Grenoble et Rennes où elle varie entre 7 et 9 %. La part des logements sociaux est très élevée dans la banlieue parisienne. Quel que soit le département, elle dépasse les 20 %, voire les 30% dans le Val-de-Marne et la Seine-Saint-Denis (37 %). Dans les banlieues des métropoles de Province, les valeurs ne sont pas aussi élevées. Les valeurs sont supérieures à 20 % à Lille, Lyon et Bordeaux. À Nice et Montpellier, elles sont inférieures à 10 %. Dans toutes les autres aires, la part varie entre 15 et 20 %.

Revenus et PCS : deux visions convergentes de la ségrégation urbaine

L'utilisation des PCS, par choix raisonné ou en l'absence de données alternatives, a longtemps été la norme dans les travaux sur la ségrégation (Tabard, 1993 ; Charlot *et al.*, 2009). Les avantages respectifs des deux approches (revenus ou PCS) sont discutés par Oberti et Préteceille (2016). À titre de comparaison, un calcul de ségrégation a été réalisé à partir des PCS collectées pour le Recensement de la population (RP) de 2012. Sa comparaison avec l'indicateur de ségrégation obtenu à l'aide des revenus présente plusieurs limites. Tout d'abord, les PCS proviennent d'observations collectées sur une période de cinq ans, dans les communes de 10 000 habitants et plus à partir d'un échantillon. Comme le RP n'est que partiellement géolocalisé[7], il n'a pas été possible d'utiliser une maille carroyée, on a eu recours aux IRIS, ou les communes lorsqu'il n'existe pas de découpage

7. Le RP n'est localisé à l'adresse que dans les communes de 10 000 habitants et plus.

en IRIS. Ce maillage fournit un nombre moindre de mailles élémentaires et tend à donner des indicateurs de ségrégation de niveau inférieur.

Par ailleurs, les PCS ne sont pas explicitement hiérarchisées, mais le sont implicitement. Une suite hiérarchisée de modalités (ouvriers non qualifiés, employés des services aux particuliers, ouvriers qualifiés, autres employés, professions intermédiaires, cadres, chefs d'entreprise et artisans) est ainsi définie à partir de la PCS à une position. Seuls les employés ont été séparés à partir de la nomenclature à deux positions : les employés des services aux particuliers ont ainsi été introduits en position intermédiaire entre ouvriers non qualifiés et qualifiés. De nombreuses études empiriques montrent en effet des proximités de spatialisation entre ouvriers non qualifiés et employés de service. Cette hiérarchie de fait ainsi construite se retrouve dans la hiérarchie des salaires des différentes PCS (Dabet & Floch, 2014).

Sur le champ d'étude, l'indicateur de ségrégation sur la base des PCS a été calculé à partir des données de 2012. Sa comparaison avec la hiérarchie obtenue à partir de l'indicateur de ségrégation sur la base des données de *Filosofi* montre une très forte convergence. Les six aires urbaines les plus ségrégées sont les mêmes en 2012 selon les deux mesures : Paris est en tête dans le classement avec la mesure fondée sur les PCS et Lille en deuxième position (tableau 5). La seule différence sensible provient du passage de Montpellier du septième rang dans le classement à partir des revenus au douzième dans le classement à partir de la PCS. La convergence des deux indicateurs renforce l'intérêt de l'approche par les revenus, qui permet des représentations cartographiques nombreuses du fait de la continuité de la variable.

Tableau 5
Comparaison des deux mesures de ségrégation dans les 12 aires urbaines, fondées sur les PCS ou les niveaux de vie

Aire urbaine	PCS 2012 (Rang)	Niveau de vie 2012 (Rang)
Paris	1	2
Lyon	5	4
Marseille	3	3
Toulouse	9	9
Lille	2	1
Bordeaux	7	8
Nice	10	12
Nantes	8	10
Strasbourg	4	5
Grenoble	6	6
Rennes	11	11
Montpellier	12	7

Lecture : l'aire urbaine de Lille est la plus ségrégée selon la mesure fondée sur les niveaux de vie ; elle se place au 2ème rang selon la mesure fondée sur les PCS. Le rang de Toulouse est stable selon les deux mesures.
Champ : les 12 aires urbaines retenues, France métropolitaine.
Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, fichier localisé social et fiscal (*Filosofi*), 2012, Insee, *Recensement de la population*, 2012 ; calculs de l'auteur.

* *
*

Les indicateurs hiérarchisés de ségrégation constituent désormais un outil d'analyse comparative comme le montrent les travaux de Brezzi *et al*. (2016) réalisés pour l'OCDE. Les résultats obtenus dans le cadre de cette étude, compte tenu des différences de découpage territorial et de mesure des revenus, sont cohérents avec ceux de l'OCDE. La mise en évidence de la ségrégation aux deux extrémités de l'échelle des niveaux de vie est un apport, ainsi que la prise en compte des relations spatiales qu'entretiennent les populations aux niveaux de vie les plus bas et les plus élevés avec celles qui ont des niveaux de vie intermédiaire. Comme le notaient de nombreux auteurs, notamment Oberti et Préteceille (2016) et Madoré (2015), les analyses doivent prendre en compte l'ensemble du territoire urbain et ne pas se limiter aux quartiers dits sensibles.

Le partage des aires urbaines entre ville-centre, banlieue et couronne périurbaine fournit un cadre d'analyse qui permet notamment de relativiser le discours sur la banlieue, les situations étant très diverses et la ségrégation liée aux niveaux de vie élevés fréquente dans ces territoires. Mais, derrière la même définition (continuité du bâti) la morphologie peut être très différente, et pour ne prendre qu'un exemple, la banlieue de Rennes ne ressemble guère à celle de Paris ou de Lyon. C'est pourquoi les analyses plus monographiques conservent un grand intérêt pour expliquer, à partir de la topographie, de l'histoire urbaine locale, des politiques de rénovation de l'habitat, que des agglomérations en apparence proches en terme de répartition des revenus diffèrent pour ce qui est de la ségrégation. L'interprétation des profils de ségrégation, esquissée ici demanderait ainsi sans doute à être approfondie, en se fondant sur des analyses locales plus détaillées. La typologie, et l'analyse cartographique qu'elle permet, fournissent un premier élément

de description qui apparaît cohérent avec les indicateurs de ségrégation. Les données localisées, souvent d'origine administrative, sur le parc de logements, les équipements commerciaux, les services publics pourraient enrichir les analyses.

À court et moyen terme, les travaux devraient porter notamment sur deux points. Le premier serait une prise en compte dans les analyses des caractéristiques des logements (Madoré, 2015 ; Goffette-Nagot & Schaeffer, 2013) Le deuxième serait la dimension évolutive. L'approche de notre article demeure statique. Des travaux tels que ceux de Charlot *et al*. (2009), Préteceille (2006), Fleury *et al*. (2012) ont porté sur l'évolution de la ségrégation au cours du temps. Il faudra attendre que la source *Filosofi* permette un recul suffisant pour effectuer des comparaisons fiables à partir des indicateurs hiérarchisés et des typologies, car la ségrégation socio-spatiale est un phénomène à forte inertie[8]. C'est évidemment une question centrale pour les politiques publiques qui visent à favoriser la mixité sociale. □

8. Des calculs effectués à partir des revenus fiscaux localisés à cinq ans d'écart montrent peu de différences dans les indicateurs hiérarchisés de ségrégation (Dabet & Floch, 2014). Sur les douze aires urbaines étudiées, les variations sont toujours inférieures à 3 %, et la complexité formelle des indicateurs ne permet pas de donner ses seuils de significativité des résultats. Les typologies permettent de proposer quelques perspectives d'analyse ultérieures à partir de Filosofi. La première repose sur l'évolution des quartiers entre les deux dates ; la seconde sur l'évolution des niveaux de vie dans chacun des types de quartiers. Ces indicateurs sont à moins forte inertie que les indicateurs hiérarchisés, mais aussi moins robustes.

BIBLIOGRAPHIE

Aerts, A.-T., Chirazi, S. & Cros, L. (2015). Une pauvreté très présente dans les villes-centres des grands pôles urbains. *Insee Première* N° 1552.

Apparicio, P. (2000). Les indices de ségrégation résidentielle : un outil intégré dans un système d'information géographique. *Cybergéo*, 134, 1–18. https://cybergeo.revues.org/12063

Baumont, C. & Guillain, R. (2013). Introduction. *Revue économique*, 64(5), 765–774

Bouba-Olga, O. & Grossetti, M. (2015). La métropolisation, horizon indépassable de la croissance économique ? *Revue de l'Ofce*, 143, 117–144.

Bourdeau-Lepage, L. & Tovar, É. (2015). La « puissance du cœur » de la métropole parisienne. L'apport d'une mesure de la ségrégation fonctionnelle des emplois. *Économie et Prévision*, 206-207, 39–53.

Bouzouina, L. (2007). Concentration spatiale des populations à faible revenu, entre polarisation et mixité - Une analyse de trois grandes aires urbaines françaises. *Pensée plurielle*, 16, 59–72

Brezzi, M., Kim, S.-J., & Veneri, P. (2016). Making inclusive growth happen in cities and regions. In: *Making Cities Work for All: Data and Actions for Inclusive Growth*. Paris: OECD Publishing, Paris

Boulant, J., Brezzi, M. & Veneri, P. (2016). Income Levels and Inequality in Metropolitan Areas: A Comparative Approach in OECD Countries. OECD, *Regional Development Working Papers*, N°2016/06, OECD Publishing, Paris. http://dx.doi.org/10.1787/5jlwj02zz4mr-en

Brutel C. (2011). Un maillage du territoire français, 12 aires métropolitaines, 29 grandes aires urbaines. *Insee Première* N° 1333.

Buisson, M. A., Mignot, D. & Bouzouina, L. (2005). Métropolisation et ségrégation. In *Concentration économique et ségrégation spatiale* (Ch. 18, pp. 337–353). Paris : De Boeck Supérieur.

Charlot, S., Hilal, M. & Schmitt, B. (2009). La périurbanisation renforce-t-elle la ségrégation résidentielle urbaine en France ? *Espace populations sociétés* (2009/1), 29–44.

Charmes, É. (2011). *La ville émiettée : essai sur la clubbisation de la vie urbaine*. Paris : Presses universitaires de France.

Chenu, A. & Tabard, N. (1993). Les transformations socioprofessionnelles du territoire français, 1982-1990. *Population (French edition)*, 6, 1735–1769.

Combes, P.-P. & Lafourcade, M. (2012). Revue de la littérature académique quantifiant les effets d'agglomération sur la productivité et l'emploi. Rapport réalisé pour la Société du Grand Paris, dans le cadre de la mission d'études des éléments de l'évaluation socioéconomique du réseau de transport du Grand-Paris.

Creusat, J. & Morel-Chevillet, R. (2015). La hiérarchie des villes en France métropolitaine sur trente ans : stabilité globale et reclassements. Insee Références *La France et ses territoires,* pp. 23-38.

Crozet, M. & Lafourcade, M. (2010). *La nouvelle économie géographique*. Paris : La Découverte.

Dabet, G. & Floch, J-M. (2014). La ségrégation spatiale dans les grandes unités urbaines de France métropolitaine : une mesure à l'aide des revenus. Insee, *Document de travail* N° H2014/01.

Darriau V., Henry, M. & Oswalt, N. (2014). Politique de la ville en France métropolitaine : une nouvelle géographie recentrée sur 1 300 quartiers prioritaires. Insee Références *France Portrait Social* 2014, 151-165.

Debonneuil, X. & Gollac, M. (1978). Structure sociale des villes. *Économie et statistique*, 98, 51–65.

Dherbécourt, C. & Le Hir, B. (2016). *Dynamiques et inégalités territoriales*. Rapport France Stratégie Juillet 2016.

Donzelot, J. (2004). La ville à trois vitesses : relégation, périurbanisation, gentrification. *Esprit, 3*, 14–39.

Duncan, O. D. & Duncan, B. (1955). A methodological analysis of segregation indexes. *American Sociological Review*, 20, 210–217.

Epstein, R. (2013). *La rénovation urbaine : démolition-reconstruction de l'État*. Paris : Presses de Sciences Po.

Fleury, A., François, J. C., Mathian, H., Ribardière, A. & Saint-Julien, T. (2012). Les inégalités socio-spatiales progressent-elles en Île-de-France ? *Métropolitiques,* http://www.metropolitiques.eu/Les-inegalites-socio-spatiales.html, consulté le 10-01-2013.

Floch, J-M. (2012). Cartographier la mixité sociale à l'aide des revenus fiscaux localisés. Rapport 2012 de l'ONZUS.

Floch, J.-M. (2014). Des revenus élevés et en plus forte hausse dans les couronnes des grandes aires urbaines. Insee Références *France Portrait Social* 2014, pp. 69-81.

Floch, J-M. (2016). Disparités de revenus et ségrégation dans les grands pôles urbains. Insee Références *Revenus et patrimoines 2016*, 41-54.

François, J. C., Mathian, H., Ribardière, A. & Saint-Julien, T. (2007). Riches et pauvres en Ile-de-France : forme et sens des voisinages. In: T. Saint-Julien et R. Le Goix (Eds), *La métropole parisienne. Centralités, inégalités, proximités*, 113–137. Paris : Belin (Mappemonde).

Georges, N., L'Horty, Y. & Sari, F. (2015). Comment réduire la fracture spatiale ? Une application en Ile-de-France. *Économie et Prévision*, 206-207, 17–37.

Goffette-Nagot, F. & Schaeffer, Y. (2013). Accessibilité ou voisinage ? *Revue économique*, 64(5), 857–882.

Grafmeyer, Y. & Joseph, I. (1984). *L'école de Chicago. Naissance de l'écologie urbaine*. Paris : Aubier.

Lacour, C. & Puissant, S. (1999). *La métropolisation : croissance, diversité, fractures*. Paris : Anthropos.

L'Horty Y. (2015). Territoires, emploi et politiques publiques : présentation générale. *Économie et Prévision,* 206-207, I–X.

Madoré, F. (2015). Approche comparative de la ségrégation socio-spatiale dans les aires urbaines françaises. *Annales de géographie,* 2015/6, 653–680

Mansuy, M. & Marpsat, M. (1991). Les quartiers des grandes villes : contrastes sociaux en milieu urbain. *Économie et Statistique*, 245(1), 33–47.

Massey, D. S. & Denton, N. A. (1988). The dimensions of residential segregation. *Social forces*, 67(2), 281–315.

Mora, R. & Ruiz-Castillo, J. (2011). Entropy based segregation indices. *Sociological Methodology*, 41(1), 159–194.

Musterd, S., Marcińczak, S., van Ham, M. & Tammaru, T. (2017). Socioeconomic segregation in European capital cities. Increasing separation between poor and rich. *Urban Geography*, 38(7), 1062–1083.

Oberti, M., & Préteceille, E. (2016). *La ségrégation urbaine*. Paris : La Découverte.

Pinçon M., & Pinçon-Charlot, M. (1990). La ségrégation permanente : classes dominantes et processus d'agrégation et d'exclusion dans la région Ile-de-France. In : Bonvalet et Fribourg, *Stratégies résidentielles*, 385–397. Paris : INED.

Préteceille, E. (2006). La ségrégation sociale a-t-elle augmenté ? *Sociétés contemporaines*, 62, 69–93.

Reardon, S. F., & Bischoff, K. (2011a). Growth in the residential segregation of families by income, 1970-2009. *US 2010 Project*.

Reardon, S. F., & Bischoff, K. (2011b). Income inequality and income segregation. *American Journal of Sociology*, 116(4), 1092–1153.

Reardon, S. & Firebaugh, G. (2002), Measures of multigroup segregation. *Sociological methodology*, 32(1), 33–67.

Sassen, S. (1996). *La ville globale*. Paris : Descartes & Cie.

Schwabe, M. (2007). La ségrégation résidentielle dans les plus grandes villes françaises (1968-1999) : quel modèle urbain ? *Cybergeo: European Journal of Geography*. http://cybergeo.revues.org/10182

Tabard, N. (1993). Des quartiers pauvres aux banlieues aisées : une représentation sociale du territoire. *Économie et Statistique*, 270, 5–22.

Theil, H. & Finezza, A.J. (1971). A Note on the Measurement of Racial Integration of Schools by Means of Information Concepts. *Journal of Mathematical Sociology*, 1971-1, 187–194.

Tovar, É. (2011). Comment mesurer la ségrégation urbaine ? Une contribution économique. *Cybergeo: European Journal of Geography*. https://cybergeo.revues.org/24197

Verdugo, G. (2011). Fragmentation urbaine et chocs économiques : deux déterminants de l'offre de logements sociaux en France. *Économie et Statistique*, 446, 3–24.

INÉGALITÉS ET DIFFÉRENCES DE STRUCTURE DES REVENUS

Les premiers résultats de *Filosofi* 2012 (Aerts *et al.*, 2015) font apparaître le poids de la pauvreté dans les villes-centres des grandes aires urbaines. Le niveau de vie médian est de 18 371 €, sensiblement inférieur à la médiane nationale (19 786 €). Si l'on excepte Paris, où le niveau de vie médian est particulièrement élevé, et Lyon, les niveaux de vie médians dans les villes-centres des métropoles sont inférieurs au niveau national. Ils sont plutôt plus élevés que dans les aires urbaines de taille inférieure, mais ce n'est pas toujours le cas, notamment dans les métropoles du littoral méditerranéen (tableau A1).

Le taux de pauvreté est de 19.5 % dans les villes-centres, contre 14.3 % pour l'ensemble de la France métropolitaine. Les taux sont assez variables. À l'exception de Lyon, ils sont plus élevés qu'au niveau national. À Paris, le niveau de vie médian particulièrement élevé s'accompagne d'un taux de pauvreté de 16.2 %.

La coexistence de populations aux niveaux de vie très différents est bien repérable à l'aide des profils de niveau de vie, obtenus en ventilant les populations selon les déciles de niveau de vie, sur la base des références de France métropolitaine. La surreprésentation des populations dont le niveau de vie est inférieur au premier décile est systématique dans les métropoles. Elle peut être faible comme à Lyon ou Nantes, ou plus marquée comme à Lille, Marseille ou Montpellier. On l'observe même à Paris malgré le niveau particulièrement élevé du niveau de vie médian. C'est une caractéristique forte des territoires urbains que d'avoir une part importante de population à faible niveau de vie, et les métropoles n'y dérogent pas.

La situation est moins systématique pour les niveaux de vie les plus élevés. Dans la grande majorité des cas, il y a également une surreprésentation des ménages ayant un niveau de vie supérieur au neuvième décile national. Cela se traduit pour les villes-centres concernées par un profil en U, avec une surreprésentation conjointe des niveaux de vie extrêmes et sous-représentation des niveaux de vie intermédiaires. Cette distribution, que l'on rencontre notamment à Lyon, Toulouse, Bordeaux, Nantes, Rennes, Strasbourg et Grenoble caractérise les métropoles. Elle est exceptionnelle dans les grandes aires urbaines non métropolitaines, dans lesquelles la seule surreprésentation des bas revenus est présente (Floch 2016). Le profil de la ville-centre de Paris, en J plutôt qu'en U est particulier. Les hauts niveaux de vie sont très présents puisque 42% ont des niveaux de vie supérieurs au 8ème décile de niveau de vie et 30 % au 9ème. Ce sont les niveaux de vie intermédiaire qui sont fortement sous-représentés. À Marseille et Montpellier, les hauts revenus sont sous-représentés dans la ville-centre, et on n'y rencontre pas le profil en U. Lille s'en rapproche, avec une part plus importante de faibles niveaux de vie.

Tableau A1
Indicateurs de niveau de vie

Aire urbaine	Population			Revenu médian (en euros)			Taux de pauvreté (en %)		
	Ville-centre	Banlieue	Couronne	Ville-centre	Banlieue	Couronne	Ville-centre	Banlieue	Couronne
Paris	2 131 222	7 691 539	1 799 834	26 015	22411	22 770	16.2	16.1	8.3
Lyon	451 605	1 079 153	629 839	21 197	20 768	20 828	14.1	13.6	9.1
Marseille	803 526	708 131	166 384	17 935	20 672	22 188	25.2	12.5	9.6
Toulouse	390 004	454 755	369 053	19 541	22 691	20 939	18.1	8.4	9.3
Lille	191 318	782 337	144 043	17 921	18 963	22 112	24.3	17.5	7.7
Bordeaux	211 419	606 445	303 363	19 436	20 981	20 184	16.2	10.2	10.2
Nice	353 539	609 974	58 819	18 753	20 625	20 035	19.7	13.2	12.6
Nantes	259 209	315 758	295 794	19 626	21 302	20 077	15.1	7.2	7.2
Strasbourg	233 930	174 910	313 060	18 669	21 400	22 540	22.3	12	6.4
Grenoble	142 845	339 493	179 181	19 528	21 419	22 067	17.9	9.9	6.8
Rennes	171 540	108 524	377 225	19 394	22 147	20 321	17.5	6.8	7.0
Montpellier	230 537	140 875	165 524	17 578	22 482	20 198	25.6	8.6	11.8
Seine-et Marne (77)	617 887			22 026			12.5		
Yvelines (78)	1 185 853			24 945			9.7		
Essonne (91)	1 042 311			22 970			13		
Hauts-de-Seine (92)	1 568 128			25 406			11.9		
Seine-Saint-Denis (93)	1 536 970			18 130			27		
Val-de-Marne (94)	1 326 305			22 067			15.4		
Val-d'Oise (95)	1 031 972			21 208			17.6		

Note : les effectifs présentés peuvent différer de ceux du recensement de la population car d'une part les données sont celles de 2012 et ne proviennent pas comme dans le recensement du cumul de cinq collectes, d'autre part la population prise en compte est celle des ménages fiscaux. Ne sont ainsi pas pris en compte : les ménages concernés par un évènement de type décès au mois de décembre de l'année précédente ; les ménages de personnes n'ayant pas d'autonomie fiscale (essentiellement des ménages d'étudiants) ; les personnes vivant en collectivités.
Champ : les 12 aires urbaines retenues, France métropolitaine.
Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, fichier localisé social et fiscal (*Filosofi*) 2012 ; calculs de l'auteur.

Ce qu'on ne rencontre jamais dans les villes-centres des métropoles, c'est à un effondrement des populations à niveau de vie élevé. La situation de Lille est très différente de celle d'autres aires urbaines des Hauts de France, comme Douai-Lens, Béthune ou Valenciennes (Floch, 2016)

À l'exception de la banlieue lilloise et de la Seine-Saint-Denis, les niveaux de vie médians dans les banlieues sont supérieurs, voire nettement supérieurs à 20 000 €. Ils sont particulièrement élevés à Toulouse, Montpellier et Rennes. Les taux de pauvreté sont inférieurs à ceux que l'on trouve dans les grandes aires urbaines non métropolitaines (Floch, 2016). Dans les banlieues des métropoles (à l'exception de Lille), les premiers déciles de niveau de vie sont sous-représentés. Cette sous-représentation est forte à Toulouse, Nantes, Rennes, Montpellier, moins importante à Strasbourg, Marseille ou Bordeaux. À Lille ou Lyon, le profil traduit de très fortes hétérogénéités au sein de la banlieue.

Au sein de la banlieue parisienne, le département des Hauts-de-Seine a un profil quasiment identique à celui de Paris, avec une sur-représentation marquée des hauts niveaux de vie. Les plus faibles y sont en revanche moins présents, et encore moins dans le département des Yvelines. L'Essonne et le Val-de-Marne se rapprochent du profil en U des métropoles, la Seine-et-Marne du profil des banlieues aisées, le Val-d'Oise étant en position intermédiaire. La Seine-Saint-Denis a un profil très différent de celui des autres départements franciliens, se rapprochant de celui de certaines villes-centres du Nord de la France.

À l'échelon national, le profil des niveaux de vie dans les couronnes périurbaines se caractérise par une sous-représentation des extrêmes. Dans les métropoles, il se rencontre dans les couronnes de Lyon, Bordeaux, Nantes ou Rennes. On rencontre souvent un profil proche de celui des banlieues aisées autour de Marseille, Toulouse ou Lille. Ces différences peuvent s'expliquer par les plus ou moins grandes possibilités d'extension de la couronne. Le profil national, en U inversé se rencontre surtout dans des aires urbaines ou il n'y a ni contraintes (topographiques, ni présence d'autres aires urbaines à proximité.

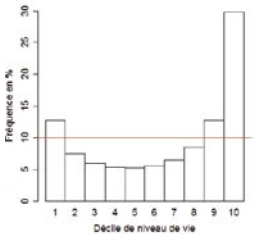
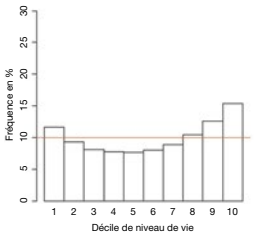
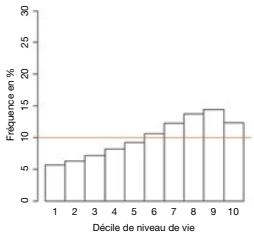
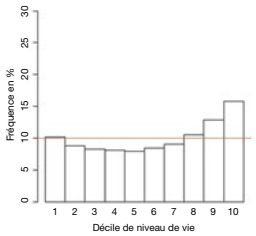
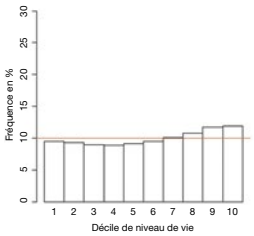
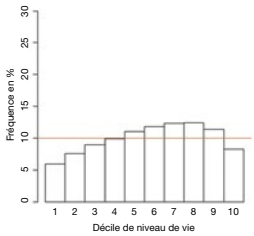
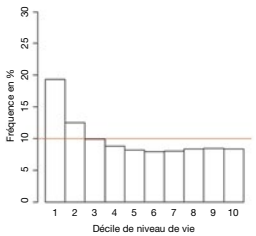
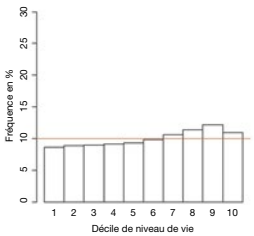
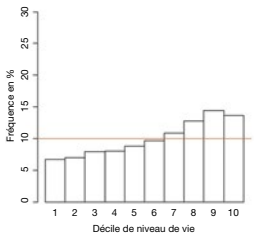
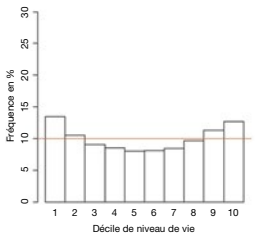
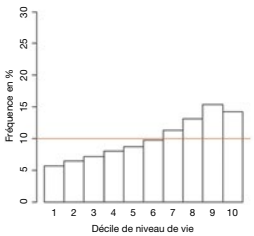
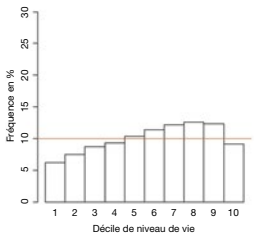
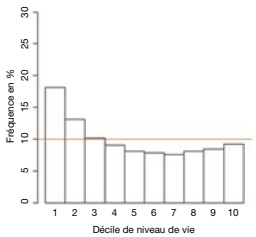
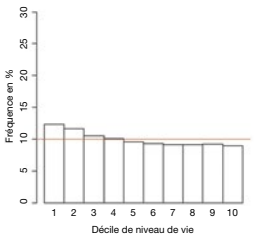
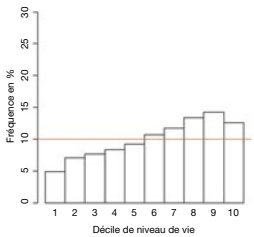
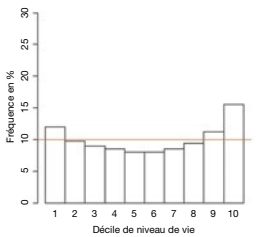
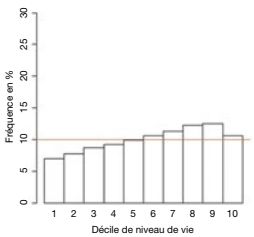
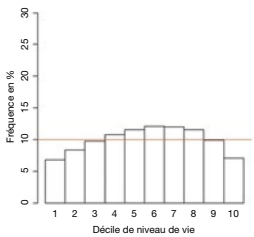
En dehors de Paris et de Lyon, les niveaux de vie médian sont plus faibles dans la ville-centre. Mais selon les cas, c'est la couronne qui est plus riche que la banlieue (Marseille, Lille, Strasbourg, Grenoble) ou l'inverse (Toulouse, Bordeaux, Nantes, Nice, Rennes, Montpellier). Ces différences de situation peuvent renvoyer à des différences liées à l'histoire ou à la topographie des agglomérations étudiées.

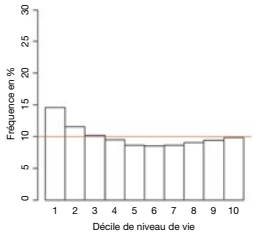
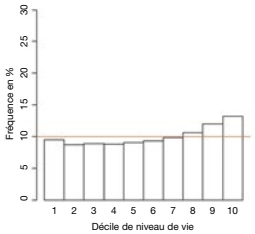
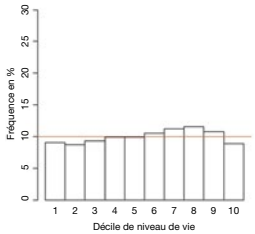
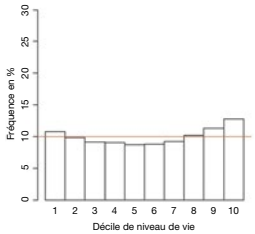
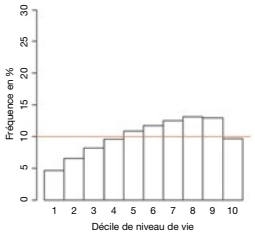
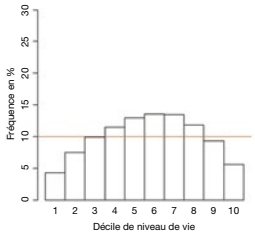
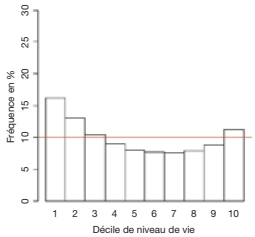
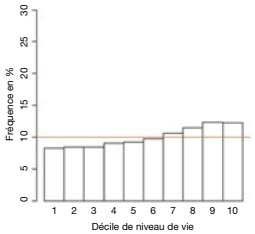
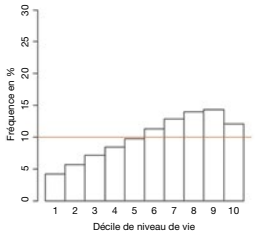
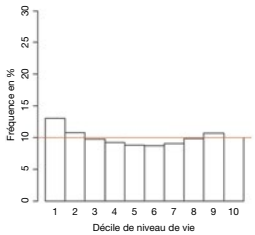
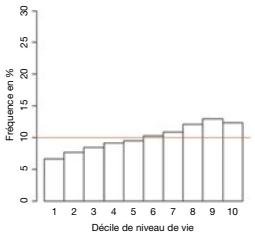
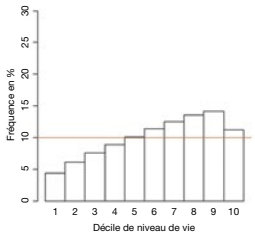
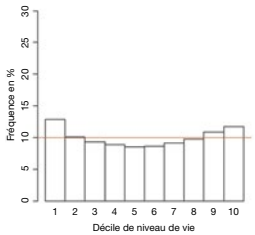
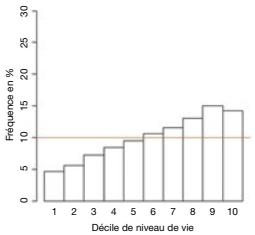
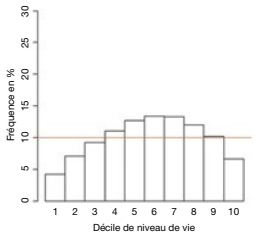
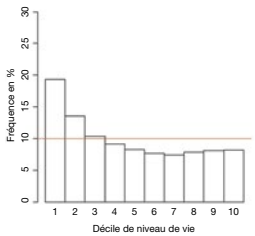
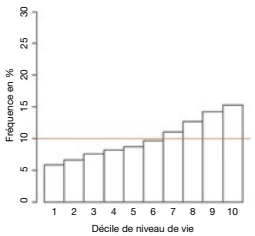
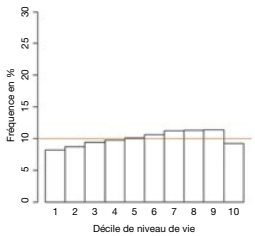
Le revenu médian tend à s'éloigner lorsqu'on s'éloigne du centre-ville. L'aire urbaine de Rennes montre ainsi une évolution très régulière des revenus : des revenus assez élevés dans la ville-centre, une baisse marquée à la limite intérieure de la ville-centre où l'on trouve la majorité des quartiers prioritaires, une forte remontée dans les communes de banlieue limitrophes de Rennes, puis une décroissance très régulière dans la couronne.

La configuration rennaise est assez particulière, à la fois par la régularité de la diminution des revenus et par l'isotropie du phénomène, qui s'explique par la position géographique de la ville (relief, éloignement des autres aires urbaines.). Dans la très grande majorité des agglomérations retenues, la baisse avec l'éloignement du centre est cependant sensible et on observe sur les cartes des niveaux de vie plus faibles aux franges des aires urbaines.

Les très hauts niveaux de vie sont concentrés dans l'aire urbaine de Paris (figure A1). Elle rassemble déjà plus du tiers des populations dont le niveau de vie est supérieur au neuvième décile alors qu'elle représente un peu moins de 20 % de la population des ménages fiscaux. La part dépasse 40 % pour le centile supérieur, et 50 % pour le millile. Cette situation est due à la concentration de très hauts revenus salariaux (Bouba-Olga & Grossetti, 2015)

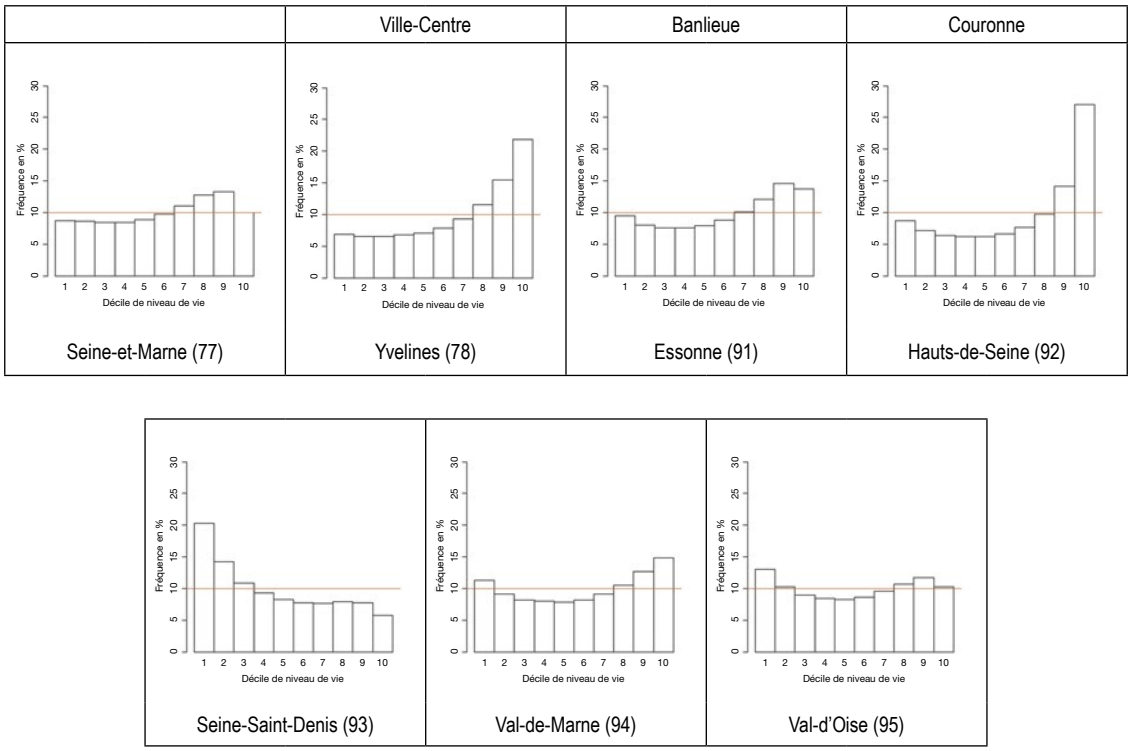
Figure A1-a
Profils de niveau de vie dans les aires urbaines métropolitaines

	Ville-Centre	Banlieue	Couronne
Paris			
Lyon			
Marseille			
Toulouse			
Lille			
Bordeaux			

	Ville-Centre	Banlieue	Couronne
Nice			
Nantes			
Strasbourg			
Grenoble			
Rennes			
Montpellier			

Note : chacun des graphiques présente la répartition de la population du territoire selon les déciles de niveau de vie (calculés sur la France métropolitaine). La ligne rouge correspond à la répartition observée en France métropolitaine.
Lecture : à Paris ville-centre, 12.7 % de la population se situe dans le 1er décile de niveau de vie (calculé sur la France métropolitaine).
Champ : les 12 aires urbaines retenues, France métropolitaine.
Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, fichier localisé social et fiscal (*Filosofi*) 2012 ; calculs de l'auteur.

Figure A1-b
Profils de niveau de vie dans la banlieue de Paris



Note : chacun des graphiques présente la répartition de la population du territoire selon les déciles de revenu (calculés sur la France métropolitaine). La ligne rouge correspond à la répartition observée en France métropolitaine.
Lecture : en Seine-et-Marne, 8.7 % de la population se situe dans le 1er décile de niveau de vie (calculé sur la France métropolitaine).
Champ : les départements de la banlieue de Paris.
Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, fichier localisé social et fiscal (*Filosofi*) 2012 ; calculs de l'auteur.

ANNEXE 2

CONCENTRATION SPATIALE DES NIVEAUX DE VIE FAIBLES ET ÉLEVÉS

La concentration spatiale est une des dimensions identifiées par Massey et Denton (1988) dans leur article fondateur sur les indices de ségrégation. Cet indicateur n'est pas l'indice le plus étudié et n'est pas au centre de cet article. Il peut néanmoins servir à éclairer certaines situations et fournir des explications à des situations qui peuvent paraître paradoxales (tableau A2).

La concentration spatiale est calculée ici pour les pauvres (deux premiers déciles de niveau de vie) et les riches (deux derniers déciles). L'indicateur est de la forme Duncan et Duncan (1955). Pour les pauvres, il est de la forme :

$$ICP = 0.5 * \sum_{i=1}^{N} \left| \frac{p_i}{P} - \frac{s_i}{S} \right|$$

où i désigne le carreau (de 500 m de côté), p_i le nombre de pauvres du carreau, P le nombre total de pauvres, s_i la surface du carreau et S la surface totale. Il est compris entre 0 et 1.

Tableau A2
Concentration spatiale des hauts et bas revenus dans les aires urbaines métropolitaines

	Ville-Centre		Banlieue		Couronne	
	Pauvres	Riches	Pauvres	Riches	Pauvres	Riches
Paris	0.346	0.303	0.549	0.435	0.557	0.512
Lyon	0.346	0.387	0.672	0.474	0.549	0.479
Aix-Marseille	0.538	0.452	0.635	0.477	0.556	0.537
Toulouse	0.455	0.448	0.525	0.441	0.501	0.474
Lille	0.406	0.466	0.590	0.457	0.519	0.447
Bordeaux	0.428	0.394	0.562	0.470	0.453	0.456
Nice	0.594	0.500	0.604	0.425	0.462	0.463
Nantes	0.440	0.434	0.553	0.495	0.442	0.447
Strasbourg	0.462	0.467	0.552	0.389	0.473	0.451
Grenoble	0.358	0.394	0.612	0.470	0.464	0.479
Rennes	0.437	0.424	0.584	0.608	0.499	0.526
Montpellier	0.450	0.409	0.515	0.447	0.559	0.513
Banlieue de Paris						
Seine-et-Marne (77)				0.532	0.381	
Yvelines (78)				0.571	0.468	
Essonne (91)				0.574	0.372	
Hauts-de-Seine (92)				0.442	0.378	
Seine-Saint-Denis (93)				0.414	0.346	
Val-de-Marne (94)				0.446	0.374	
Val-d'Oise (95)				0.550	0.390	

Champ : les 12 aires urbaines retenues, France métropolitaine.
Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, fichier localisé social et fiscal (Filosofi) 2012 ; calculs de l'auteur.

Commentaire
Ségrégation par le revenu dans les villes : réflexions sur les écarts entre concept et mesure

Comment – Income segregation in cities: A reflection on the gap between concept and measurement

Commentaire sur l'article *« Niveaux de vie et ségrégation dans douze métropoles françaises »*, par Jean-Michel Floch

Ana I. Moreno-Monroy*

Résumé – Dans son étude portant sur douze métropoles françaises, Jean-Michel Floch montre que la ségrégation, à savoir la séparation spatiale de groupes ayant des niveaux de vie différents au sein des villes, est plus élevée dans les villes-centres et les banlieues qu'en périphérie. Elle est également plus marquée pour les niveaux de vie plus élevés. Ce commentaire fait valoir que la ségrégation par le revenu dans les villes françaises est faible au regard des niveaux internationaux. S'appuyant sur des questions de mesure et de comparabilité des indices de ségrégation par le revenu, trois points sont développés. Tout d'abord, contrairement aux idées généralement répandues, la ségrégation des populations pauvres a peu d'influence sur la ségrégation urbaine dans son ensemble, alors que la forte contribution de la ségrégation des populations aisées ne fait pas suffisamment débat. Ensuite, il convient d'adopter un seuil empirique ou normatif en matière de ségrégation pour cadrer les discussions sur la ségrégation « excessive ». Enfin, la mesure de la ségrégation par le revenu, en l'état, n'évalue pas véritablement le degré réel de déconnexion physique entre les diverses catégories de revenus, ni d'ailleurs entre ces catégories de revenus et les commodités et services urbains, ce qui limite l'utilité de telles mesures pour l'élaboration de politiques publiques.

Abstract *– In his study of twelve French metropolises, Jean-Michel Floch argues that the level of segregation, defined as the spatial separation of groups with different living standards within cities, is higher, in the city-centres as well as the suburbs than in the outer-suburbs. It is also more marked in the higher living standards. This commentary argues that income segregation in French cities is low for international standards. Based on issues around the measurement and comparability of income segregation indices, it elaborates on three issues. The first is that, contrary to popular belief, the segregation of poverty contributes little to overall city segregation, while the segregation of affluence as a large contributor remains under-debated. The second is that an empirical or normative benchmark for segregation is needed to frame the discussion around "too much" segregation. The third is that the actual degree of physical disconnection between income groups, and between income groups and city amenities and services, is not truly measured in current income segregation measures, limiting the usefulness of such measures for policy designs.*

Rappel :

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

JEL Classification : A14, I32
Mots-clés : ségrégation, inégalités de revenus, aménagement urbain
Keywords: segregation, income inequality, city planning

* *OECD (ana.morenomonroy@oecd.org)*

Reçu le 12 janvier 2018
https://doi.org/10.187/ecostat2017.497d.1932
Traduit de "Income segregation in cities: A reflection on the gap between concept and measurement"

L'article de Jean-Michel Floch dresse un comparatif de la ségrégation et des niveaux de vie dans douze métropoles françaises. La notion de ségrégation renvoie ici à l'inégale répartition spatiale des ménages de différents niveaux de vie. L'article associe deux méthodologies. Tout d'abord, il analyse des profils de ségrégation sur la base de quartiers de 500 mètres de côté à l'aide de mesures hiérarchisées par centile de niveau de vie, ainsi que leurs mesures agrégées. Ces indicateurs permettent de comparer les niveaux de ségrégation entre les villes, leurs villes-centres, leurs banlieues et périphérie. Ensuite, pour étayer la part des quartiers dans ces niveaux de ségrégation, une typologie des profils de quartier, reposant sur une classification de la distribution des niveaux de vie par quintiles nationaux, est construite, allant des quartiers « pauvres non-mixtes » aux quartiers « riches non-mixtes ».

Outre la richesse des informations contenues dans l'article sur l'état de la ségrégation dans différentes métropoles françaises, un fait non mentionné dans l'article ressort clairement : la ségrégation en France est faible au regard des niveaux internationaux. Selon une étude récente de l'OCDE (Veneri *et al.*, à paraître), qui s'appuie également sur des indices de ségrégation hiérarchisés[1], situe la ségrégation à des valeurs comprises entre 0.02 et bien en deçà de 0.1 pour un groupe de villes de pays de l'OCDE, dont l'Irlande, la Nouvelle-Zélande, le Danemark, les Pays-Bas, le Canada, l'Australie, le Mexique et la France, de 0.05 à 0.15 pour des villes des États-Unis, et de 0.1 à plus de 0.24 pour des villes sud-africaines et brésiliennes. Dans cette même étude, les villes françaises affichent un niveau ségrégation par le revenu parmi les plus faibles, tous pays confondus, et, selon le même indicateur, une des variances les plus faibles, toutes villes confondues.

On peut alors se poser la question suivante : la France présente-t-elle un niveau de ségrégation élevé par rapport à d'autres pays comparables de l'OCDE ? Quel niveau de ségrégation doit-on considérer comme problématique en termes de politique économique ? L'article de Floch est l'occasion de mener une réflexion plus générale sur les écarts entre le concept et la mesure de la ségrégation par le revenu. Je développe trois points dans ce commentaire. Le premier, c'est que le niveau moyen de ségrégation ne peut rendre compte de la ségrégation des populations pauvres. Le deuxième, c'est qu'il faudrait disposer d'un seuil de référence clair, qui n'existe pas actuellement, pour l'analyse de la ségrégation. Le troisième, c'est que bien que la ségrégation par le revenu soit un phénomène essentiellement spatial, les outils d'analyse n'intègrent pas de composante véritablement spatiale, ce qui masque souvent les inégalités d'accès.

Si la ségrégation par le revenu et la ségrégation des populations pauvres évoquent, à tort, la même réalité dans le débat public, la ségrégation des populations aisées n'est pas suffisamment discutée

L'article de Floch souligne clairement, et à juste titre, la différence entre la ségrégation par le revenu et la ségrégation des populations pauvres. L'évocation, implicite comme explicite, de la ségrégation dans les cercles publics et politiques semble désigner systématiquement et sans ambiguïté la frange de la population située au bas de l'échelle des revenus, alors qu'en réalité, la ségrégation par le revenu fait souvent l'objet d'une mesure réalisée à l'aide de moyennes établies à partir de l'ensemble de la distribution des revenus. En fait, dans de nombreux cas, les indices de ségrégation résultant de moyennes basées sur l'ensemble de la distribution des revenus traduisent davantage une forte ségrégation des hauts revenus. En ce sens, l'identification par Floch de profils différents (courbes stylisées) à partir des indices de ségrégation selon les centiles de revenu et des niveaux moyens de ségrégation vient renforcer positivement l'analyse. Ces profils donnent une idée de la ségrégation qui affecte chacune des catégories de revenus, ségrégation qui peut varier de manière très significative entre les extrêmes de la distribution et la valeur moyenne. Il est important de mentionner, à ce stade, que le manque d'informations statistiques sur les ménages situés aux extrêmes de la distribution peut jouer sur la forme de cette courbe, notamment s'il existe des catégories sans revenus déclarés (par ex., les sans-domicile ou d'autres populations nomades), ou si les informations sont restreintes au-delà d'un certain niveau de revenu.

Plus généralement, les études se contentent habituellement d'énumérer les conséquences de la ségrégation des populations pauvres pour justifier son examen, en faisant peu de cas de l'impact possible de la ségrégation des populations aisées,

1. Sur la base d'une échelle de 1 000 m (au lieu de 500 m) et calculés au niveau des aires urbaines fonctionnelles (AUF) composées des cœurs urbains et des zones de navettage environnantes (OCDE, 2013). Il convient de préciser qu'une définition de quartier dans un rayon plus large entraîne mécaniquement des indices de ségrégation plus faibles (Reardon & O'Sullivan, 2004).

et excluant au passage les effets intercatégoriels, comme la dissymétrie dans l'accès aux services publics. Les conclusions de Floch, selon lesquelles on note une ségrégation plus prononcée pour les populations plus aisées dans l'ensemble des villes analysées, rejoignent celles d'études récentes qui s'appuient sur le calcul d'un indice de ségrégation similaire pour des pays développés comme le Canada, les États-Unis et la Nouvelle-Zélande (Veneri *et al.*, à paraître) ainsi que pour des villes de pays en développement comme Hong Kong (Monkonnen & Zhang, 2014) et le Brésil (Moreno-Monroy, à paraître).

Floch le souligne à juste titre : ces conclusions ne sont pas encore répandues dans le débat public, qui a tendance à assimiler la ségrégation selon le revenu à la ségrégation des populations pauvres. La ségrégation des populations aisées ne s'explique pas seulement par un comportement de groupe : elle est également liée à d'autres facteurs, comme l'existence d'aménités localisées (par ex. des aménités culturelles) (Brueckner *et al.*, 1999) ou les inégalités d'accès aux services publics (transports en commun, nettoyage des rues, sécurité, etc.). Il y a une certaine stigmatisation inhérente au débat sur la ségrégation de populations aisées, qui reflète peut-être l'idée que les plus aisés opèrent une ségrégation sur des bases purement « homophiles ». De tels arguments sont difficiles à justifier empiriquement et laissent peu de place à l'élaboration de politiques publiques. Une approche plus prometteuse de l'étude de la ségrégation des populations aisées serait d'appréhender la réalité et la portée des effets de club, où une concentration spatiale importante de ménages aisés peut avoir un effet favorable sur l'accès aux services publics des autres catégories de revenus (Tiebout, 1956).

Il n'existe pas de seuil de référence permettant de définir où commence la ségrégation « trop forte », en particulier dans les grandes villes des pays développés

Comme mentionné précédemment, les preuves empiriques existantes soutiennent l'idée que la ségrégation selon le revenu dans les villes françaises est faible au regard des niveaux internationaux. Techniquement, les indices de ségrégation hiérarchisés, outils de mesure issus de la théorie de l'information, sont compris entre zéro et un, zéro indiquant l'absence de ségrégation. À l'inverse, d'autres indicateurs aux caractéristiques moins souhaitables, comme l'indice de dissimilarité, ne permettent pas d'interprétation simple (Reardon & O'Sullivan, 2004). Pour autant, cela ne signifie pas que leur interprétation doive s'en tenir uniquement aux rangs, puisque les écarts dans la plage de valeurs concernées sont révélateurs des différences de niveau observées. À titre d'exemple, il apparaît clairement que Brasilia, ville avec un indicateur de 0.35 pour une définition de quartier de 500 m de côté (Moreno-Monroy, à paraître), est bien plus ségrégée que Montpellier, aire urbaine avec un indicateur de 0.103, et qu'il s'avère plus difficile de déceler de réelles différences de ségrégation entre Montpellier et Bordeaux, qui a un indicateur de 0.096. En d'autres termes, une analyse empirique sur les villes d'un pays donné n'exclut pas la comparaison des niveaux de l'indicateur, ni l'analyse des différences absolues entre villes, qu'une interprétation fondée sur les rangs peut éventuellement masquer.

En tout état de cause, certains pourraient arguer que les niveaux de ségrégation en France sont supérieurs à ce qui est actuellement souhaitable, du point de vue social. Dans quelle mesure la ségrégation est « trop importante » est certainement une question normative, intrinsèquement liée à une question similaire sur les niveaux d'inégalité, alors que la ségrégation résidentielle traduit l'expression spatiale des inégalités de revenus et de richesse. Bien entendu, il n'est pas possible d'apporter de réponse directe à ces questions. Les analyses empiriques des effets de la ségrégation des bas et des hauts revenus peuvent néanmoins contribuer à déterminer le stade à partir duquel on peut considérer que la ségrégation devient « problématique ».

Cela étant dit, Louf et Barthélémy (2016) proposent une approche expérimentale alternative visant à établir un seuil de référence empirique en matière de ségrégation, seuil qui peut ensuite servir à déceler les différences statistiquement significatives entre niveaux de ségrégation. Ils élaborent un seuil de référence à partir du cas théorique d'une ville non ségrégée, où tous les ménages sont répartis au hasard dans l'espace urbain. Compte tenu des propriétés de la fonction adoptée dans le modèle théorique, la surreprésentation ou sous-représentation d'une catégorie donnée dans un quartier de la ville est définie en s'appuyant sur les intervalles de confiance construits à partir de la distribution normale. La mesure de la ségrégation au sens de Louf et Barthélémy s'interprète ainsi en termes d'écarts (statistiquement) significatifs par rapport au cas de figure non ségrégé. Bien qu'une telle approche n'ait pas été retenue dans les études reposant sur des mesures hiérarchisées de ségrégation, elle permet de s'interroger sur le

sens à donner aux différences significatives de ségrégation et sur les limites de l'interprétation des ordres de grandeur des indices issus de la théorie de l'information, notamment pour des valeurs peu élevées, de faible variance, comme dans le cas de la France.

L'analyse de Louf et Barthélémy met aussi en évidence un point intéressant : le fait que plus les villes s'agrandissent, plus les quartiers deviennent « cohérents », ce qui peut expliquer en partie pourquoi l'augmentation de la ségrégation va de pair avec la taille de la ville. Le raisonnement est le suivant : plus les villes s'agrandissent, plus elles deviennent complexes, entraînant l'éclosion de poches urbaines plus sophistiquées (par ex. des zones dotées de bâtiments spécialisés s'adressant à des catégories de revenus précises) qui se traduisent, en termes de mesure statistique, par la concentration de catégories plus homogènes. Dans ce contexte, la question initiale sur le « où commence la ségrégation excessive » doit aussi s'attacher à déterminer « les niveaux de ségrégation acceptables pour des villes de tailles différentes ». Pour répondre correctement à cette question, il faudrait, dans l'idéal, mesurer le niveau de ségrégation par rapport à la taille (l'échelle), en corrélation avec d'autres facteurs, en particulier ceux liés aux politiques de régulation du tri spatial à l'intérieur des grandes villes. Bien que probablement irréalisable, cela aurait le mérite de rappeler la nécessité de disposer de seuils de référence adéquats dans le cadre de l'évaluation de la ségrégation.

S'agissant de la question de l'expansion urbaine et de la ségrégation, l'article de Floch prend bien en compte l'ensemble de l'aire urbaine, qui regroupe la ville-centre, la banlieue et la couronne périphérique. Voilà qui vient enrichir les résultats empiriques sur données françaises, dans la lignée des récents travaux de Veneri *et al.* (à paraître) sur les mesures de ségrégation des revenus dans les aires urbaines fonctionnelles (AUF) (OCDE, 2013) des villes de pays de l'OCDE sélectionnés. Pour reprendre les arguments relatifs à la complexité des agglomérations urbaines et de leur rapport à la ségrégation, les systèmes urbains ne se limitent pas à la ville-centre (son « cœur ») ; à ce titre, l'unité d'analyse à privilégier doit être l'AUF ou une unité proche. Certes, la portée éducative d'une comparaison de la ségrégation entre les diverses composantes des aires urbaines ne fait pas de doute. Cependant, comme la ségrégation demeure un phénomène qui concerne l'ensemble du système urbain, il est évidemment affecté par des changements dans le tri résidentiel à travers la ville. L'analyse future de l'évolution des indices de ségrégation paraît, par conséquent, plus pertinente au niveau de l'aire urbaine qu'à l'échelon local.

Si la ségrégation est souvent associée à l'idée d'être loin de là « où les choses se passent », les indicateurs de ségrégation ne mesurent pas le niveau de déconnexion physique entre les catégories de revenus, ni les inégalités d'accès entre les zones pauvres et les zones aisées

Dans l'opinion publique, la ségrégation est souvent associée à l'idée de ménages pauvres « confinés » dans des quartiers de qualité médiocre, qui, outre le fait de présenter des similitudes en termes de niveaux de revenus, sont situés loin des centres dynamiques et de «là où les choses se passent », à savoir des divertissements culturels, d'une éducation de qualité, des bons emplois, des meilleurs services urbains, des jardins publics et d'autres équipements sociaux et culturels. Mais les mesures de ségrégation passent sous silence la distance physique réelle entre les groupes sociaux au sein d'une même ville, et le relatif éloignement des ménages pauvres des aménités et des services urbains. En d'autres termes, les indices ne font que souligner l'existence d'une séparation spatiale, dans le sens où des catégories de revenus particulières vivent dans des zones « différentes » de la ville, mais se soucient guère de savoir si ces zones se trouvent à 1.5 ou 25 kilomètres les unes des autres, ou encore si les zones concentrant les plus aisés bénéficient d'un accès exclusif à certains équipements et services urbains.

Cette question est souvent mal comprise dans la littérature spécialisée, en raison de l'existence d'indices dits « spatiaux » de ségrégation par le revenu (Reardon & O'Sullivan, 2004). Au sein de cette littérature, le terme « spatial » renvoie à la définition des quartiers et aux analyses connexes sur l'échelle de la ségrégation (macro contre micro) (Wong, 2004), sans toutefois retenir l'idée d'une distance physique quelconque entre catégories ou entre certaines d'entre elles, ni d'un accès inégal aux aménités et services urbains. Dans son article, Floch, reconnaissant les limites des mesures de ségrégation, complète son analyse par une approche cartographique, qui permet de visualiser les quartiers à forte concentration de ménages à faible niveau de vie et ceux à niveau de vie élevé. Si une telle analyse peut se révèler un exercice instructif pour caractériser un quartier, elle peut aussi être

trompeuse ; en effet, elle ne permet pas d'illustrer les différences par rapport au quartier moyen, ce qui est pourtant l'objectif des indices de ségrégation, et ne dispose pas de seuil de référence clair à des fins de comparaison.

On peut se demander si l'analyse de Floch sur les profils de quartier, intéressante s'il en est, ne gagnerait pas à être prolongée, afin d'appréhender les différences de commodités offertes par ces différents types de quartier, y compris en termes d'accès, et de contribuer ainsi à combler les écarts entre quartiers aisés non mixtes et autres quartiers, plutôt que de se focaliser sur la recherche de davantage de mixité sociale proprement dite. Dans un objectif de définition de politique publique, les indicateurs de ségrégation et les représentations visuelles pourraient être associées à des indicateurs simples sur les difficultés d'accès, les déplacements domicile-travail excessifs, l'absence d'accès à des commodités et services de meilleure qualité dans un délai raisonnable (en cas d'utilisation des transports en commun), à un enseignement public de qualité, etc., en vue d'appréhender parfaitement les questions liées à la concentration géographique de certaines catégories de revenus dans les villes. □

BIBLIOGRAPHIE

Brueckner, J.K., Thisse, J-F & Zenou, Y. (1999). Why is central Paris rich and downtown Detroit poor? An amenity-based theory. *European Economic Review*, 43(1), 91–107.
doi.org/10.1016/S0014-2921(98)00019-1

Louf, R. & Barthelemy, M., (2016). Patterns of residential segregation. PloS one, 11(6), p.e 0157476.
doi.org/10.1371/journal.pone.0157476

Monkkonen, P., & Zhang, X. (2014). Innovative measurement of spatial segregation: comparative evidence from Hong Kong and San Francisco. *Regional Science and Urban Economics*, 47, 99–111.
doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2013.09.016

Moreno-Monroy, A.I. (Forthcoming). Income Segregation in Brazilian Cities: The role of vertical neighbourhoods. In OECD. *Divided cities. Understanding intra-urban inequality*. Paris : OCDE.

OECD (2013). Definition of Functional Urban Areas (FUA) for the OECD metropolitan database. Paris : OCDE.

Reardon, S.F. & O'Sullivan, D. (2004). Measures of Spatial Segregation. *Sociological Methodology*, 34 (1), 121–62.
doi.org/10.1111/j.0081-1750.2004.00150.x

Tiebout, C.M. (1956). A pure theory of local expenditures. *Journal of Political Economy*, 64(5), 416–424.
doi.org/10.1086/257839

Veneri, P., Comandon A., Daams M. & García-López, M.À. (Forthcoming). Divided Cities: Understanding Income Segregation in OECD Metropolitan Areas. In OECD. *Divided cities. Understanding intra-urban inequality*. Paris : OCDE.

Wong, D.W. (2004). Comparing Traditional and Spatial Segregation Measures: A Spatial Scale Perspective. *Urban Geography*, 25(1), 66-82.
doi.org/10.2747/0272-3638.25.1.66

Progrès technique et automatisation des tâches routinières : une analyse à partir des marchés du travail locaux en France dans les années 1990-2011

Technical change and automation of routine tasks: Evidence from local labor markets in France in 1990-2011

Pauline Charnoz* et Michael Orand**

Résumé – La France, comme d'autres économies avancées, a connu une forte transformation de la demande de travail au cours de trois dernières décennies. Nous testons l'une des principales hypothèses avancées pour expliquer cette évolution : le progrès technique en faveur des travailleurs les plus qualifiés, porté par la diffusion des technologies de l'information et de la communication et l'automatisation des tâches de routine, conduisant à leur disparition au profit d'emplois hautement qualifiés d'une part, d'emplois peu qualifiés des services d'autre part. À partir d'un modèle théorique développé par Autor et Dorn (2013), qui identifie les effets du progrès technique à partir de la structure de l'emploi des marchés du travail locaux, nous montrons l'existence d'un lien entre le progrès technique et l'évolution de la structure de l'emploi entre 1990 et 2011 en France. En particulier, les travailleurs peu qualifiés basculent d'emplois routiniers vers des emplois de services ou vers le chômage. Nous montrons également que la transformation de la demande de travail interagit avec une spécialisation fonctionnelle des territoires. Ces résultats sont robustes à la prise en compte d'autres hypothèses, comme l'influence de la mondialisation et du commerce international, ou celle de changements démographiques.

Abstract – *In France, as well as in other advanced economies, a skill-biased labour demand shift occurred in the past three decades. We test one of the main hypotheses put forward to explain this particular shift: a skill-biased technical change driven by the dissemination of Information and Communication Technologies and the automation of routine tasks, leading to their disappearance in favor of high-skilled and service jobs. Using a theoretical model developed by Autor and Dorn (2013) based on the employment structure of local labour markets to identify national effects of technical change, we find evidence of a link between technical change and the 1990-2011 evolution of the labor force in France. In particular, we find that low-skilled workers switch from routine jobs to service jobs or unemployment. We also find that the shift in labor demand interacts with a spatial functional specialisation. These results are robust when other hypotheses, such as globalisation and the growth of international trade, or demographic change, are taken into account.*

Codes JEL / JEL Classification : F16, F60, J23, J24, O33, R23
Mots-clés : progrès technique, automatisation, marchés du travail locaux
Keywords: technical change, automation, local labor markets

Rappel :

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

** Université Paris Sud (RITM) et Crest (pauline.charnoz@ensae.fr)*
*** Insee-Crest (michael.orand@ensae.org)*

Reçu le 20 juin 2016, accepté après révisions le 11 septembre 2017 https://dx.doi.org/10.24187/ecostat.2017.497d.1933
Traduction par les auteurs de leur version originale "Technical change and automation of routine tasks: Evidence from local labor markets in France in 1990-2011"

Au cours des années 1990 et 2000, l'offre et la demande de travail se sont profondément transformées en France. Le nombre de diplômés du supérieur a sensiblement augmenté en raison notamment de la poursuite de la démocratisation scolaire, et ceux-ci se sont concentrés dans les grandes agglomérations. Une analyse conjointe de l'évolution de cette concentration et de la dynamique de l'avantage salarial des diplômés du supérieur par rapport aux peu diplômés, suivant une méthode proposée par Moretti (2013), met en évidence une transformation de la demande de travail des employeurs, biaisée en faveur des plus diplômés (Charnoz & Orand, 2016). La France connaît ainsi une dynamique semblable à celle des États-Unis. Dans le cas américain, deux grands phénomènes ont été mis en avant pour expliquer cette transformation : le progrès technique lié aux nouvelles technologies de l'information et de la communication (TIC) d'une part et la mondialisation et l'expansion du commerce international d'autre part. Dans cet article, nous étudions la pertinence de la première hypothèse pour le cas français.

L'hypothèse technologique relie les mutations de la demande de travail à l'adoption des TIC, supposées augmenter davantage la productivité des travailleurs très qualifiés que celle des peu qualifiés. Par exemple, Beaudry *et al.* (2006 ; 2010) étudient l'effet de l'adoption du PC sur l'offre et la demande de travail dans les différentes zones métropolitaines des États-Unis. Ils montrent que les villes où la main d'œuvre qualifiée était relativement abondante et bon marché l'ont adopté plus largement. L'effet potentiel de la technologie sur les emplois est défini plus précisément par Autor *et al.* (2003) comme une automatisation de procédures routinières. Les métiers qui consistent principalement en l'exécution de tâches routinières disparaîtraient progressivement à mesure que ces tâches peuvent être effectuées par des ordinateurs et que le prix de la technologie diminue. Les tâches plus manuelles ou plus abstraites, en revanche, se maintiendraient. On parle alors de progrès technique orienté vers les tâches routinières (Goos *et al,* 2014). D'après le modèle théorique proposé par Autor et Dorn (2013), l'adoption progressive de nouvelles technologies et l'automatisation des tâches routinières doivent mener à des évolutions différenciées de la structure de l'emploi sur les marchés du travail locaux, notamment selon l'importance initiale des tâches routinières. En étudiant les évolutions de la structure de l'emploi selon les différents types de tâches au sein des marchés du travail locaux, on peut ainsi identifier l'influence du progrès technique sur l'évolution globale du marché du travail. C'est ce que nous nous attachons à faire pour la France dans cet article ; nous montrons que ces évolutions sont compatibles avec l'hypothèse d'un progrès technique qui passerait par l'automatisation de tâches routinières.

Une des nombreuses raisons de l'intérêt pour cette question du progrès technique biaisé en faveur du travail qualifié est son effet potentiel sur les inégalités salariales. En effet, puisque les tâches abstraites correspondent au haut de la distribution des salaires et que les tâches manuelles correspondent au bas de cette distribution, la transformation de la demande de travail liée aux TIC pourrait conduire à une augmentation des inégalités. C'est pourquoi la problématique de l'automatisation des tâches routinières a souvent été reliée à la polarisation du marché du travail (Autor *et al.,* 2003 ; Goos *et al*. 2009 ; Goos *et al.*, 2014 ; Michaels *et al.*, 2014 ; Firpo *et al.,* 2011 ; Machin & van Reenen, 1998). Celle-ci consiste en une augmentation de la part des métiers les plus et les moins rémunérés, alors que celle des métiers intermédiaires diminue. Observée aux Etats-Unis, et en Europe dans une certaine mesure[1], elle est un facteur d'explication important de l'augmentation des inégalités salariales. En France, le lien entre polarisation du marché du travail et transformation de la demande, notamment via l'adoption de nouvelles technologies, a été récemment mis en évidence par Harrigan *et al.* (2016) ou Bock (2016), à partir de données de salaires dans le secteur privé pour l'un et de taux d'emploi par niveau de qualification pour l'autre.

Une autre explication lie l'augmentation des inégalités de salaire à la concurrence des importations des pays à bas salaires (Autor *et al.,* 2013a ; Rigby *et al.*, 2015 ; Keller & Utar, 2016). Au fur et à mesure de la réduction des barrières commerciales, les emplois peu qualifiés ont dû faire face à une concurrence plus importante que les emplois plus qualifiés, ce qui peut expliquer une augmentation des inégalités salariales liées à la qualification. Elle serait induite par l'alignement du coût du travail domestique sur celui à l'étranger et par des effets de spécialisation des pays : en effet, comme le prédit la théorie et le théorème de Stolper-Samuelson, quand les coûts liés à l'échange diminuent, le rendement des facteurs abondants (le travail qualifié relativement au travail peu qualifié dans les économies

1. En Europe, et en France en particulier, la hausse moins marquée de la part des emplois peu qualifiés a conduit à discuter de la pertinence du terme de polarisation (voir par exemple Jolly, 2015).

développées) augmente[2]. Une autre explication liée au commerce international repose sur la délocalisation des emplois ou des tâches (Grossman & Rossi-Hansberg, 2008). Si certains emplois ou tâches peuvent être déplacés dans des pays à bas salaires et que le coût de la délocalisation diminue (grâce à la réduction des barrières commerciales et à la diminution des coûts de transport ou de communication), la demande de travail peu qualifié peut diminuer. Notons que ce phénomène peut en partie être lié aux TIC, dans la mesure où elles sont un des facteurs de diminution des coûts de communication. L'hypothèse de l'influence du commerce international sur la transformation de la demande de travail et son interaction avec le progrès technique est explorée dans cet article, en testant la robustesse de nos résultats après prise en compte de la concurrence des importations et de l'influence des délocalisations. Il en ressort que les effets attribués au progrès technique et à l'automatisation se maintiennent, même en tenant compte de ces hypothèses concurrentes.

Notre stratégie empirique s'appuie, comme Autor et Dorn (2013), sur les marchés du travail locaux, et plus particulièrement les différences d'évolution de la structure de l'emploi par type de métiers en leur sein. Aux États-Unis, Autor et Dorn (2013) et Autor *et al.* (2013a, 2013b), montrent que la concurrence des importations a eu un effet négatif sur le niveau d'emploi à tous les niveaux de qualification. Ils mettent également en évidence l'existence d'un progrès technique biaisé en faveur des plus qualifiés, à la fois dans les secteurs industriels et non-industriels. Ils montrent enfin que parmi les emplois routiniers, ce sont d'abord les emplois liés à la chaîne de production qui disparaissent, puis ceux liés au traitement de l'information (emplois de bureau).

Ces travaux utilisent principalement la structure de l'emploi sur les marchés du travail locaux comme moyen d'identifier un phénomène se produisant à l'échelle nationale. Une autre série de travaux, cependant, s'intéresse à la composante spatiale des inégalités de salaire liées à la qualification (Lindley & Machin, 2014 ; Moretti, 2013). Ils mettent en évidence une concentration des travailleurs les plus qualifiés dans certaines zones, liée à une évolution de la demande de travail privilégiant les plus qualifiés. Charnoz et Orand (2016) identifient des évolutions similaires en France. Il ressort que les différences de tissu industriel local qui favorisent une plus ou moins forte adoption des TIC ou facilitent une exposition plus ou moins large des marchés locaux à la concurrence internationale, apparaissent comme des explications possibles à la transformation de la demande de travail locale.

D'autres mécanismes analysés par l'économie géographique pourraient également expliquer ces dynamiques spatiales. C'est le cas par exemple des économies d'agglomération ou des coûts liés à la distance. Baum-Snow *et al.* (2014) ont montré qu'il y a eu une augmentation des économies d'agglomération pour les travailleurs les plus qualifiés aux États-Unis. Bien que n'étudiant pas les causes de cette augmentation, ils la relient aux externalités positives, liées à la diffusion des connaissances, souvent plus importantes pour les travailleurs les plus qualifiés, et qui ont pu augmenter sur la période récente. Cette hausse des économies d'agglomération, qui pourrait être biaisée en faveur des plus qualifiés, expliquerait la concentration plus importante et l'avantage salarial des travailleurs qualifiés dans les grandes villes denses. Un autre canal, qui relie les TIC et la géographie, est la diminution des coûts de communication entre différentes localisations, induite par le développement des TIC. Il s'agit de prendre en compte la composante communication des TIC, alors que l'hypothèse du progrès technique est plutôt reliée à la composante information. Le modèle de Duranton et Puga (2005) prédit qu'une baisse des coûts de communication entre les sièges sociaux des groupes et leurs filiales conduit à une spécialisation fonctionnelle des villes : certaines se spécialisent dans la localisation des sièges sociaux et les services aux entreprises (plus précisément les services aux sièges sociaux), alors que d'autres se spécialisent dans les activités de production. Bien que ce modèle ne tienne compte qu'indirectement de la qualification, il pourrait expliquer que la demande de travailleurs plus qualifiés a augmenté plus fortement dans certaines villes que dans d'autres, dans la mesure où les sièges sociaux et les activités de service aux entreprises emploient davantage de travailleurs qualifiés. Ce renforcement de la spécialisation fonctionnelle des marchés du travail locaux a été mis en évidence par Charnoz *et al.* (2016), qui étudient l'impact de l'installation de lignes TGV en France sur les relations entre têtes de groupe et filiales au sein des grands groupes. Pour prendre en compte ce phénomène de spécialisation fonctionnelle, nous introduisons dans notre analyse une dimension supplémentaire au modèle d'Autor et Dorn (2013), en différenciant les fonctions support et production dans les différents types de tâches. Nous montrons que les métiers les plus qualifiés se sont concentrés essentiellement dans

2. Dans certains cas, l'effet peut cependant être opposé, comme l'ont montré Lorentowicz et al. *(2005) pour l'Autriche et la Pologne.*

les zones d'emploi où les fonctions support étaient le plus représentées, ce qui serait révélateur d'une interaction entre spécialisation fonctionnelle et transformation de la demande de travail sous l'effet du progrès technique.

La littérature empirique sur ces différents sujets est bien moins abondante en France qu'aux États-Unis. Aubert et Sillard (2005), Barlet *et al.* (2009) et Fontagné et d'Isanto (2013) proposent une estimation de l'importance des délocalisations mais n'étudient pas leurs effets sur l'emploi ou les salaires. Malgouyres (2016) a mis en œuvre la méthode d'Autor *et al.* (2013a) pour tester l'effet de la concurrence des importations en France, et trouvé un impact négatif sur l'emploi. Cet effet est polarisé : il touche plus fortement les emplois moyennement qualifiés dans le secteur manufacturier et les emplois peu qualifiés dans le secteur non-manufacturier. Ces résultats diffèrent de ceux d'Autor *et al.* (2013a ; 2013b), qui ne trouvent pas d'effet polarisant de la concurrence des importations pour les États-Unis. Goux et Maurin (2000) ont mis en évidence, au niveau national, un biais du progrès technique en faveur des plus qualifiés avec toutefois une intensité moindre qu'aux États-Unis. Ils trouvent que l'utilisation des ordinateurs et des nouvelles technologies de production a entraîné une diminution d'environ 15 % de la part de travailleurs peu qualifiés (dont le niveau de diplôme est inférieur au bac) dans l'emploi total entre 1970 et 1993. De même, Pak et Poissonnier (2016), à l'aide d'une décomposition comptable des évolutions de l'emploi agrégé, montrent que l'évolution technologique a entraîné une baisse de l'emploi d'environ 1 % par an, avec par ailleurs un biais en faveur de l'emploi des travailleurs les plus qualifiés. Goos *et al*. (2009) ont étudié la répartition des différents métiers dans l'emploi en Europe et trouvé une polarisation en France entre 1993 et 2006. Machin et van Reenen (1998), à partir d'un panel de sept pays de l'OCDE, dont la France, entre 1973 et 1989, ont mis en évidence un lien significatif entre l'amélioration des qualifications et l'intensité de la R&D. Caroli et van Reenen (2001) mettent en évidence l'existence de changements organisationnels favorisant les plus qualifiés en France au début des années 90 et au Royaume-Uni à la fin des années 80. Ils montrent que les nouvelles formes d'organisation des entreprises, avec moins de niveaux hiérarchiques, sont plus favorables aux travailleurs les plus qualifiés car elles entraînent davantage de délégation de l'autorité et des responsabilités. Un des facteurs de cette réduction des échelons hiérarchiques pourrait être la diminution des coûts de communication induite par les TIC. En résumé, pour la France, les éléments de preuve d'un lien entre les TIC et la demande biaisée en faveur du travail qualifié existent, mais seulement pour la période allant jusqu'aux années 1990. Pour les années plus récentes, des éléments statistiques partiels indiquent que la part des travailleurs les plus qualifiés et celle des moins qualifiés ont augmenté en France. Toutefois, ces augmentations n'ont pas été reliées aux TIC et il n'existe pas de résultats sur l'impact des TIC sur les marchés du travail locaux. Ce sont plutôt les effets de facteurs liés à l'expansion du commerce international ou de facteurs institutionnels au niveau national, comme les baisses de cotisations sociales sur les bas salaires, qui ont été étudiés jusqu'à présent. Cet article, en étudiant le lien entre TIC et transformation de la demande de travail, complète la littérature empirique pour la France.

Dans la suite de cet article, nous présentons le modèle théorique d'Autor et Dorn (2013), et son adaptation au cas français pour identifier empiriquement l'influence du progrès technique biaisé sur l'évolution des marchés du travail locaux en France. Nous travaillons à partir de données tirées des recensements de la population par zone d'emploi, complétées d'éléments permettant d'identifier les différents types de tâches (abstraites, routinières, manuelles) et de fonction (production, support). Nous montrons que l'évolution observée des marchés du travail locaux entre 1990 et 2011 est compatible avec les prédictions du modèle théorique d'un progrès technique passant par l'automatisation de tâches routinières. Ces résultats sont robustes à la prise en compte d'hypothèses alternatives dans le modèle, telles un accroissement de la concurrence internationale et des délocalisations.

Modèle théorique et stratégie empirique

Nous documentons les dynamiques spatiales des métiers en France depuis les années 1980 à partir des marchés du travail locaux pour tester l'hypothèse d'une diminution des tâches routinières au profit d'une augmentation des tâches manuelles et abstraites, suivant l'hypothèse d'automatisation des tâches routinières d'Autor et Dorn (2013).

Modèle théorique

Autor et Dorn (2013) avaient pour principal objectif de tester si la polarisation des emplois observée aux États-Unis était due à un progrès technique biaisé. Ils avaient l'intuition que les emplois les plus répétitifs et les mieux codifiés ont été automatisés suite à l'adoption des TIC,

alors que les emplois de services à la personne, comme la restauration, les services ménagers ou les soins, n'auraient été que peu touchés par les TIC. Cette intuition est formalisée dans un modèle théorique où la production est divisée en deux secteurs, les biens et les services. La production dans le secteur des biens Y_g combine trois facteurs : le travail routinier L_r, le travail abstrait L_a et le capital informatique K ; la production dans le secteur des services Y_s dépend quant à elle uniquement du travail manuel L_m.

La fonction de production des services ne tient ainsi compte que du travail ($Y_s=a_sL_m$), et la fonction de production des biens est la combinaison d'une fonction CES et d'une fonction de Cobb-Douglas :

$$Y_g = L_a^{1-\beta}\left[\left(a_rL_r\right)^{\mu} + \left(a_kK\right)^{\mu}\right]^{\beta/\mu}$$

Cette fonction de production repose sur deux hypothèses principales : d'une part, la substituabilité entre le capital informatique et le travail routinier pour effectuer des tâches routinières, et d'autre part, la complémentarité entre le travail abstrait et les tâches routinières. Dans la mesure où l'on consomme à la fois des services et des biens, lorsque le prix du capital informatique diminue, celui-ci se substitue aux travailleurs peu qualifiés qui effectuaient les tâches routinières de production ; ceux-ci se déplacent du secteur des biens vers celui des services. Comme les services ne sont ni stockables, ni échangeables, les travailleurs peu qualifiés se localisent au lieu de consommation des services.

L'idée d'Autor et Dorn (2013) est d'utiliser les différences des structures de l'emploi entre les marchés locaux du travail pour tester l'hypothèse de l'automatisation des tâches routinières, celles-ci étant produites par une combinaison de travail routinier et de capital. Ils appliquent leur modèle à une économie spatiale dans laquelle les travailleurs très qualifiés sont mobiles entre les différents marchés du travail, alors que les travailleurs peu qualifiés sont immobiles. Le modèle donne des prédictions quant à l'effet du progrès technique sur les marchés du travail locaux, selon la distribution initiale des tâches routinières, et cet article les teste sur données américaines. Plus précisément, les prédictions du modèle sur la dynamique des marchés du travail locaux à la suite d'une baisse de prix du capital informatique sont les suivantes :

1. les zones d'emploi où les emplois routiniers sont initialement relativement plus nombreux sont celles où la baisse de la part des emplois routiniers est la plus importante ;

2. la part des emplois de service à la personne augmentent dans les zones où la part d'emplois routiniers est initialement plus importante, les travailleurs peu qualifiés passant d'emplois routiniers à des emplois de service à la personne ;

3. la part des emplois abstraits augmentent plus dans les zones où la part des emplois routiniers était initialement plus importante, en raison de la complémentarité avec le capital informatique ;

4. les salaires des emplois manuels ou abstraits augmentent plus dans les zones initialement fortement dotées en emplois routiniers.

La troisième prédiction permet de différencier l'hypothèse du progrès technique de celles liées à l'ouverture du commerce international (concurrence des importations ou délocalisations). En effet, dans le cas du progrès technique, il ne s'agit pas d'une disparition globale de tâches routinières dans la zone, mais d'une substitution du capital (informatique) au travail (routinier), alors que les tâches routinières dans leur ensemble restent localisées dans la zone, voire connaissent une croissance. C'est pourquoi on s'attend alors à une augmentation du travail abstrait, complémentaire aux tâches routinières, ce qui ne serait pas le cas avec des délocalisations, par exemple.

Stratégie empirique

À partir de données américaines, l'analyse empirique d'Autor et Dorn (2013) se focalise essentiellement sur la deuxième prédiction, liée à la question de la polarisation du marché du travail. Ils montrent que la part d'emplois dans les services à la personne a effectivement augmenté plus sur les marchés du travail où la part d'emplois routiniers était initialement plus élevée. L'existence d'une polarisation des emplois est moins évidente en France qu'aux États-Unis, ce qui ne signifie pas que l'hypothèse de l'automatisation des tâches routinières par les TIC ne soit pas pertinente. Nous mettons en œuvre la même stratégie empirique qu'Autor et Dorn (2013) pour tester leurs prédictions pour la France[3].

Pour chaque marché local du travail en France, nous calculons la part dans l'emploi des métiers routiniers, des métiers des services et des métiers très qualifiés (abstraits) en 1990 et 2011 et étudions leurs évolutions sur cette période de

3. À l'exception de celle concernant les salaires, données non disponibles dans notre base.

fort développement des TIC en France. Nous étudions la corrélation entre ces évolutions et la variable explicative principale, à savoir la part initiale des métiers routiniers dans l'emploi pour chaque zone d'emploi, et la comparons au sens prédit par le modèle théorique. La part initiale de métiers routiniers correspond dans le cadre théorique à la technologie productive de la zone, ou, comme le soulignent Autor et Dorn (2013), à une mesure empirique qui reflète « la composante de long terme, quasi fixe, de sa structure sectorielle ». Nous prenons comme part initiale de métiers routiniers la valeur de 1982 plutôt que celle de 1990. Antérieure à la diffusion des TIC, elle est moins susceptible d'être corrélée aux différents chocs des années 1990 à 2011. Autor et Dorn (2013) ont par ailleurs mis en œuvre une stratégie empirique ayant recours aux variables instrumentales et ont trouvé des effets similaires, parfois plus intenses que ceux obtenus par la stratégie classique. Nous ne pouvons mettre en œuvre cette stratégie avec variables instrumentales, car nous ne disposons pas d'une information suffisante (à savoir la structure sectorielle des emplois par zone d'emploi en 1950). Nous gardons donc à l'esprit qu'il peut exister un léger biais à la baisse dans nos résultats. Enfin, nous proposons une extension du modèle en distinguant la fonction de production de celle de support au sein de la proportion de métiers routiniers de 1982.

Par ailleurs, Autor *et al.* (2013b) montrent que parmi les métiers routiniers, la diminution des emplois de production et celle des emplois de bureau - en d'autres termes, l'automatisation des tâches de production et celle des tâches de traitement de l'information (fonction support) - n'ont pas eu lieu simultanément, ce qui suggère un effet différencié des TIC entre les fonctions de production et de support. Dans le même esprit, le modèle de Duranton et Puga (2005) décrit un autre effet potentiel des TIC sur les disparités spatiales, lié à la diminution des coûts de communication plutôt qu'à celle des coûts de traitement de l'information. Cette diminution induirait une spécialisation fonctionnelle accrue : certaines villes se spécialisent dans les services aux entreprises (ici les sièges sociaux), c'est-à-dire dans les fonctions support. Si c'est effectivement le cas, le progrès technique aura un impact différent sur les marchés du travail locaux selon leur spécialisation : en effet, les métiers routiniers, selon qu'ils correspondent à des fonctions de production ou à des fonctions support, pourraient être affectés différemment. Techniquement, l'automatisation des tâches de bureau est d'ailleurs d'une nature différente de celle des tâches de production. Notre analyse complète celle d'Autor et Dorn (2013) en examinant si le fait de tenir compte de la différence de fonction des métiers routiniers (production ou support) apporte des éléments de compréhension supplémentaire des mécanismes à l'œuvre.

Le modèle théorique d'Autor et Dorn suppose de plus que les emplois des travailleurs peu qualifiés se transfèrent parfaitement des métiers routiniers vers les métiers des services. Dans le contexte français, où le chômage est élevé, on pourrait imaginer qu'une partie des emplois détruits ne soient pas recréés par ailleurs, ce qui devrait se traduire par une augmentation du taux de chômage pour les travailleurs les moins qualifiés. Nous testons également cette hypothèse, en estimant la corrélation entre le taux de chômage des peu qualifiés et la part initiale de métiers routiniers dans l'emploi des différents marchés du travail locaux

Enfin, l'hypothèse de l'informatisation est loin d'être la seule explication plausible à la polarisation des emplois : la concurrence des importations ou les délocalisations en sont d'autres. Même si l'hypothèse du progrès technique paraît plus pertinente pour expliquer la croissance de la part des métiers très qualifiés (par la complémentarité entre ces métiers très qualifiés et les tâches routinières), il convient de tester la robustesse des résultats à l'introduction de ces autres explications.

Données et statistiques descriptives

Données

Dans la mesure où nous avons besoin de connaître le contenu des emplois, notre analyse empirique s'appuie sur des données relatives aux métiers des travailleurs[4]. Notons que dans cet article, les qualifications et les catégories socioprofessionnelles sont relatives aux emplois, alors que le niveau d'éducation se rapporte aux travailleurs : deux personnes ayant un niveau de diplôme différent peuvent occuper des emplois à qualification identique.

Nous définissons les marchés du travail locaux pour la France à partir des zones d'emploi, dont la construction par l'Insee repose sur les déplacements domicile-travail, et sont ainsi très similaires aux *Commuting Zones* américaines utilisées par Autor et Dorn (2013). Les 304 zones

4. Le secteur dans lequel ils travaillent n'est pas utilisé. En revanche, la répartition locale des différents secteurs d'activité servira dans les tests de robustesse.

d'emploi pour la France métropolitaine de 2010 correspondent ainsi à des espaces au sein desquels la plupart des actifs résident et travaillent simultanément, ce qui rend ce zonage pertinent dans une approche locale des marchés du travail. Soulignons que dans le modèle théorique les travailleurs peu qualifiés sont immobiles entre les zones, alors que les travailleurs les plus qualifiés sont mobiles. Une telle hypothèse peut sembler forte : en fait, le modèle reste valide tant que les très qualifiés sont plus mobiles que les peu qualifiés, ce qui est effectivement le cas en France (Charnoz & Orand, 2016).

Il existe peu de données suffisamment nombreuses et détaillées au niveau géographique des zones d'emploi. Par ailleurs, comme beaucoup de services à la personne sont effectués par des travailleurs indépendants ou des auto-entrepreneurs, il est préférable de ne pas s'appuyer sur des bases de données sur les salariés, comme les DADS. Pour ces raisons, nous mobilisons les données des recensements français de 1982, 1990 et 1999 (échantillon au quart) et les enquêtes annuelles de recensement 2006 et 2011, en exploitant tout particulièrement les informations sur les catégories socioprofessionnelles (à 4 chiffres) et le statut sur le marché du travail.

Nous disposons également d'informations sur le niveau d'éducation et répartissons les travailleurs les plus diplômés et les autres en deux groupes : celui des diplômés du supérieur (titulaires d'un bac +2 ou plus), et celui des peu diplômés (titulaires du bac ou moins). Comme les données du recensement français ont l'inconvénient de ne pas comprendre d'informations sur les salaires ou les revenus, nous concentrerons notre analyse sur les prédictions du modèle d'Autor et Dorn (2013), relatives aux parts des emplois routiniers, de service ou très qualifiés.

Tâches et métiers

Nous présentons ici la définition de ces emplois à partir des données françaises, et celle des fonctions de production ou de support. Les analyses de l'évolution des différentes catégories de métiers sont réalisées sur le champ de la population active en emploi, et l'information sur le statut du travailleur sur le marché du travail est mobilisée uniquement pour le calcul du taux de chômage des travailleurs peu diplômés.

À des fins de lisibilité, nous regroupons les métiers en sept groupes. Les métiers de managers, cadres et ingénieurs correspondent aux métiers très qualifiés (cf. tableau C1-2 du complément en ligne C1), les métiers à qualification moyenne et peu qualifiés se répartissent entre : ouvriers artisanaux, ouvriers industriels, employés, vendeurs, métiers des services et travailleurs des transports, du bâtiment ou du secteur agricole[5]. Plus précisément, les métiers des services incluent les métiers de la restauration, de la santé (à l'exception des médecins et des pharmaciens) et des services ménagers (cf. tableau C1-3 du complément en ligne C1). La part dans l'emploi des métiers très qualifiés et celle des métiers des services ont augmenté entre 1982 et 2011 ; celles des ouvriers industriels et des travailleurs des transports, du bâtiment et du secteur agricole ont diminué, alors qu'il n'y a pas eu d'évolution pour les autres groupes (tableau 1).

5. Ces groupes de métiers correspondent à ceux d'Autor et Dorn (2013), avec une distinction supplémentaire entre les employés et les vendeurs.

Tableau 1
Évolution de la répartition de l'emploi par groupes de métiers

En %

	1982	1990	1999	2011
Fonction support				
Managers/Cadres/Ingénieurs	13	16	18	20
Employés	9	9	10	11
Fonction de production				
Ouvriers artisanaux	11	10	10	10
Transport/Construction/Agriculture	15	12	10	09
Ouvriers industriels	17	14	12	10
Vendeurs	16	17	16	*15*
Métiers des services	19	21	25	*25*

Champ : population active occupée, France métropolitaine.
Source : Insee, *Recensements* de 1982, 1990, 1999 et 2011.

Nous caractérisons également les métiers en fonction de leur intensité en tâches routinières. Après avoir construit une table de passage entre les classifications américaines et françaises (PCS de 1982 à 4 chiffres), nous reprenons la base construite par Autor et Dorn (2013) qui donne le contenu en tâches de chaque métier dans la classification américaine, établie à partir de la description des métiers du *Dictionary of Occupational Titles* (US Department of Labor, 1977), ce qui permet d'attribuer un contenu en tâches abstraites, manuelles ou routinières à chaque PCS française. Nous faisons ainsi l'hypothèse que le contenu des métiers diffère peu entre la France et les Etats-Unis, hypothèse valide au niveau très fin de classification considéré. Nous calculons ensuite, comme Autor et Dorn (2013), un indice d'intensité en tâches routinières qui permet de synthétiser le contenu en tâches routinières, abstraites et manuelles des différentes professions[6]. Selon cette mesure, les ouvriers industriels, et plus encore les employés, occupent les métiers les plus intensifs en tâches routinières.

Ensuite, nous classons l'ensemble des PCS en métier de production ou en métier support. Les fonctions administratives et de management correspondent aux fonctions support (voir pour plus de détails le complément en ligne C1) et les autres en fonctions de production. Comme Autor et Dorn (2013), nous classons le tiers des PCS à 4 chiffres, qui présentent l'indice d'intensité en tâches routinières le plus élevé, en métiers routiniers. Nous classons ensuite les métiers routiniers en deux groupes : les métiers routiniers de support et les métiers routiniers de production (figures I et II). Le tableau 2 donne l'intensité des groupes de métiers en les différents types de tâche et l'indice d'intensité en tâches routinières. Ces métiers relèvent pour l'essentiel des catégories des ouvriers industriels et des employés (notamment secrétaires, employés administratifs, financiers et comptables)[7].

Le tableau 3 donne la distribution de la part de métiers routiniers dans l'emploi dans les différentes zones d'emploi en 1982. La géographie des métiers routiniers reflète en partie la répartition sectorielle de l'emploi : la part de métiers routiniers est plus importante dans le Nord de la France, région très industrielle, ainsi qu'en région parisienne et dans certaines agglomérations comme Nantes ou Nice. Les métiers routiniers de support et de production se répartissent différemment dans l'espace (cf. tableau 3) : la part de métiers routiniers de support est plus importante dans la région parisienne, dans le Sud-est et dans les grandes agglomérations, alors que celle des métiers routiniers de production est plus importante dans le Nord et l'Est, ainsi que dans certaines zones plus centrales.

Tendances de la répartition spatiale des métiers

Avant de tester l'effet de la part initiale de métiers routiniers sur les évolutions des variables d'intérêt (part dans l'emploi des métiers routiniers, des métiers des services et des métiers très

6. Plus précisément, l'indice d'intensité en tâches routinières est égal à log (tâches routinières) - log (tâches manuelles) - log (tâches abstraites).
7. On retrouve également parmi les métiers routiniers, même si c'est de façon marginale (une dizaine de cas), des professions relevant des groupes des cadres ou des métiers des services. La classification en métiers routiniers et le découpage en 7 groupes ne coïncident donc pas exactement.

Tableau 2
Intensité des groupes de métiers en différentes tâches en 1982

	Tâches abstraites	Tâches routinières	Tâches manuelles	Indice d'intensité en tâches routinières
Fonction support				
Managers/Cadres/Ingénieurs	+	-	-	-
Employés	-	+	-	+
Fonction de production				
Ouvriers artisanaux	-	+	+	-
Transport/Construction/Agriculture	-	-	+	-
Ouvriers industriels	-	+	+	+
Vendeurs	+	-	-	-
Métiers des services	-	-	+	-

Note : (+) indique une valeur au-dessus de la moyenne de l'ensemble des métiers en 1982 et (-) une valeur en-dessous de cette moyenne.
Champ : population active occupée, France métropolitaine.
Source : Insee, *Recensement* de 1982 ; base établie par Autor et Dorn (2013) sur le contenu en tâches des différents métiers.

Figure I
Classification des métiers routiniers

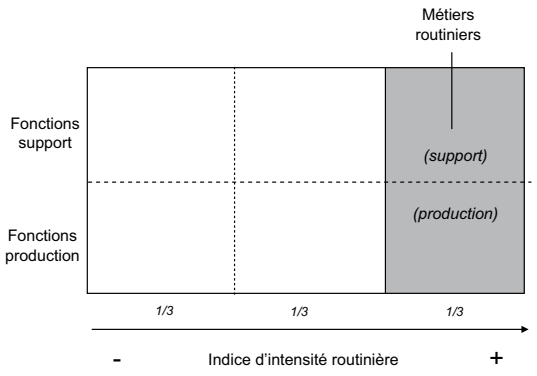


Figure II
Classification des variables d'intérêt

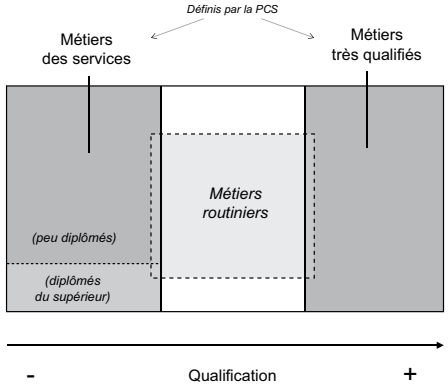


Tableau 3
Part des métiers routiniers par zone d'emploi en 1982 (en %)

Ensemble		Fonction production		Fonction support	
Moyenne	30	Moyenne	17	Moyenne	13
Écart-type	5	Écart-type	4	Écart-type	4
Q3	34	Q3	19	Q3	15
Médiane	30	Médiane	16	Médiane	13
Q1	27	Q1	14	Q1	10
10 premières zones d'emploi		10 premières zones d'emploi		10 premières zones d'emploi	
Lille	40	*Charolais*	25	*Poissy*	23
Saint-Dié-des-Vosges	41	*Vallée de la Bresle-Vimeu*	27	*Roissy - Sud Picardie*	24
Créteil	41	*Roubaix-Tourcoing*	27	*Versailles*	24
Saint-Omer	41	*Cholet*	28	*Evry*	25
Marne-la-Vallée	41	*Longwy*	28	*Saclay*	25
Paris	41	*Les Herbiers*	30	*Orly*	26
Orly	41	*Saint-Dié-des-Vosges*	30	*Cergy*	26
Remiremont	42	*Saint-Omer*	30	*Marne-la-Vallée*	26
Roubaix-Tourcoing	46	*Remiremont*	32	*Paris*	26
Vallée de l'Arve	46	*Vallée de l'Arve*	35	*Créteil*	27
10 dernières zones d'emploi		10 dernières zones d'emploi		10 dernières zones d'emploi	
Ghisonaccia-Aléria	12	*Ghisonaccia-Aléria*	6	*Ghisonaccia-Aléria*	6
Saint-Flour	16	*Corte*	8	*Saint-Flour*	7
Carhaix-Plouguer	16	*Saint-Flour*	9	*Carhaix-Plouguer*	7
Porto-Vecchio	17	*Porto-Vecchio*	9	*Mauriac*	7
Mauriac	18	*Carhaix-Plouguer*	9	*Segré*	7
Loudéac	19	*Lannion*	10	*Avranches*	7
Calvi-L'Ile-Rousse	20	*Loudéac*	10	*Brioude*	8
Lannion	20	*Mauriac*	10	*Sablé-sur-Sarthe*	8
Avranches	20	*Guingamp*	11	*Porto-Vecchio*	8
Guingamp	20	*Ajaccio*	11	*La Flèche*	8

Note : le 1er quartile Q1 (moins routinier) est la part d'emplois routiniers au-dessous de laquelle se situent 25 % des parts d'emplois routiniers par zone.
Champ : population active occupée, France métropolitaine.
Source : Insee, *Recensement* de 1982 ; base établie par Autor et Dorn (2013) sur le contenu en tâches des différents métiers.

qualifiés) entre 1990 et 2011 sur les marchés du travail locaux français, nous décrivons brièvement les dynamiques à l'œuvre, jusqu'à présent peu documentées.

Les tableaux 4, 5 et 6 montrent respectivement la part des métiers routiniers, très qualifiés et de service dans les différentes zones d'emploi en 1990 et en 2011. Tout d'abord, les métiers routiniers et les métiers de service ne se situent pas dans les mêmes zones d'emploi. La part dans l'emploi de métiers de service est importante sur les côtes atlantique et méditerranéenne, probablement en raison de l'importance de l'activité touristique dans ces zones, ainsi que dans certaines zones rurales. La part des métiers routiniers a diminué entre 1990 et 2011 et semble répartie de façon plus égale en 2011 qu'en 1990. En effet, en régressant l'évolution de cette part entre 1990 et 2011 sur la part de 1990

pour chaque zone d'emploi (figure III-A), on trouve une relation négative et significative, qui indique une convergence de la part de métiers routiniers entre les zones. C'est également le cas lorsqu'on distingue dans l'emploi les diplômés du supérieur et les autres. La part de métiers très qualifiés est plus importante dans les grandes agglomérations, plus encore en 2011 qu'en 1990 (cf. figure III-B)[8]. Nous ne présentons pas les résultats concernant les métiers très qualifiés en distinguant selon le niveau de diplôme, car les titulaires d'au plus le baccalauréat sont peu nombreux à occuper ces métiers.

Enfin, la part des métiers de service a augmenté dans la plupart des zones d'emploi entre 1990 et 2011. Dans l'emploi des titulaires d'au plus un baccalauréat, on observe une relation négative entre l'évolution de cette part entre 1990 et 2011 et le niveau initial en 1990, ce qui rend compte également d'une convergence entre les zones d'emploi. Dans l'emploi des diplômés du supérieur dans les métiers de service, l'effet n'est pas significatif. Dans la suite de l'article, nous nous concentrerons sur la part des métiers de service dans l'emploi des peu diplômés, afin d'assurer la comparabilité de nos résultats avec ceux d'Autor et Dorn (2013), et parce que leur prédiction sur les métiers de service porte sur les travailleurs peu qualifiés.

Métiers routiniers et TIC

Avant de tester les prédictions du modèle d'Autor et Dorn (2013), nous étudions le lien entre la part initiale de métiers routiniers dans une zone et la diffusion des TIC observée par la suite. Ne disposant ni d'une mesure locale du capital informatique, ni d'autres variables permettant de mesurer localement la diffusion des TIC [9], nous construisons pour chaque zone un « indice de diffusion des TIC », selon une méthodologie proche de celle adoptée par Autor *et al*. (2013b) pour la construction d'un indice d'exposition à

8. Par ailleurs, l'essentiel de l'évolution de la part des métiers routiniers, de services et très qualifiés au niveau national est lié aux évolutions au sein des zones d'emploi : à structure d'emploi total par zone inchangée entre 1990 et 2011, ces évolutions sont quasiment identiques.

9. Le capital informatique tel qu'il est défini du point de vue théorique est par ailleurs plus large que les définitions comptables ; il inclut par exemple les robots qui peuvent remplacer le travail routinier (voir par exemple Graetz & Michael, 2015).

Tableau 4
Part des métiers routiniers par zone d'emploi en 1990 et 2011

Part des métiers routiniers par zone d'emploi (en %)				Évolution de la part de métiers routiniers par zone d'emploi entre 1990 et 2011 (en %)	
1990		2011			
Moyenne	33	Moyenne	31	Moyenne	- 2
Écart-type	4	Écart-type	2	Écart-type	3
Q3	36	Q3	33	Q3	- 3
Médiane	33	Médiane	31	Médiane	- 2
Q1	30	Q1	30	Q1	0
10 premières		10 premières		10 premières	
Roissy - Sud Picardie	41	*Orly*	36	*Saint-Flour*	4
Cergy	41	*Ajaccio*	36	*Carhaix-Plouguer*	4
Créteil	41	*Vallée de la Bresle-Vimeu*	36	*Avranches*	4
Paris	41	*Créteil*	36	*Brioude*	4
Vallée de la Bresle-Vimeu	42	*Cergy*	36	*Ploërmel*	4
Marne-la-Vallée	42	*Marne-la-Vallée*	37	*Royan*	4
Orly	42	*Roubaix-Tourcoing*	38	*Corte*	5
Saint-Omer	43	*Longwy*	38	*Vire Normandie*	5
Roubaix-Tourcoing	45	*Thionville*	38	*Porto-Vecchio*	5
Vallée de l'Arve	48	*Vallée de l'Arve*	39	*Ghisonaccia - Aléria*	7
10 dernières		10 dernières		10 dernières	
Ghisonaccia-Aléria	19	*Saint-Flour*	24	*Vallée de l'Arve*	- 9
Saint-Flour	20	*Loudéac*	24	*Cholet*	- 8
Carhaix-Plouguer	21	*Mauriac*	24	*Saint-Omer*	- 8
Loudéac	21	*Carhaix-Plouguer*	25	*Cambrai*	- 8
Mauriac	22	*Pauillac*	25	*Issoudun*	- 7
Ploermel	24	*Ghisonaccia-Aléria*	25	*Roubaix – Tourcoing*	- 7
Morvan	24	*Thiérache*	26	*Thiers*	- 6
Pauillac	24	*Pontivy*	26	*Foix - Pamiers*	- 6
Pontivy	25	*Morvan*	26	*Saint-Quentin*	- 6
Brioude	25	*Calvi-L'Ile-Rousse*	26	*Orly*	- 6

Note : le 1er quartile Q1 (moins routinier) est la part d'emplois routiniers au-dessous de laquelle se situent 25 % des parts d'emplois routiniers par zone.
Champ : population active occupée, France métropolitaine.
Source : Insee, *Recensements* de 1990 et 2011 ; base établie par Autor et Dorn (2013) sur le contenu en tâches des différents métiers.

Tableau 5
Part des métiers des services par zone d'emploi en 1990 et 2011

Part des métiers des services par zone d'emploi (en %)				Évolution de la part de métiers des services par zone d'emploi entre 1990 et 2011 (en %)	
1990		2011			
Moyenne	22	Moyenne	28	Moyenne	6
Écart-type	3	Écart-type	3	Écart-type	2
Q3	23	Q3	30	Q3	5
Médiane	22	Médiane	28	Médiane	6
Q1	20	Q1	26	Q1	7
10 premières		10 premières		10 premières	
Ussel	27	*Le Blanc*	33	*Calais*	9
Le Blanc	27	*Saint-Amand-Montrond*	33	*Castres - Mazamet*	9
Corte	28	*Verdun*	33	*Vierzon*	10
Céret	28	*Honfleur*	34	*Ghisonaccia - Aléria*	10
Honfleur	28	*Saint-Girons*	34	*Argentan*	10
Berck-Montreuil	30	*Calvi-L'Ile-Rousse*	34	*Saint-Omer*	10
Calvi-L'Ile-Rousse	30	*Ussel*	34	*La Thiérache*	10
Prades	31	*Prades*	34	*Cambrai*	10
Briançon	33	*Berck-Montreuil*	35	*Saint-Amand-Montrond*	11
Menton Vallée de la Roya	34	*Menton Vallée de la Roya*	36	*Commercy*	12
10 dernières		10 dernières		10 dernières	
Vallée de l'Arve	13	*Vallée de l'Arve*	19	*Briançon*	- 1
Morteau	14	*Morteau*	19	*Paris*	0
Saint-Claude	15	*Rambouillet*	20	*Le Mont Blanc*	0
Oyonnax	16	*Saint-Quentin-en-Yvelines*	20	*Houdan*	0
Les Herbiers	16	*Paris*	20	*Corte*	1
Wissembourg	17	*Oyonnax*	21	*Menton - Vallée de la Roya*	1
Thiers	17	*Saclay*	21	*Rambouillet*	2
Vallée de la Bresle-Vimeu	17	*Saint-Claude*	21	*Cannes - Antibes*	2
Epernay	18	*Les Herbiers*	22	*La Rochelle*	2
Ambert	18	*Wissembourg*	22	*Montpellier*	2

Note : le 1er quartile Q1 est la part d'emplois dans les métiers des services au-dessous de laquelle se situent 25 % des parts d'emplois des services par zone.
Champ : population active occupée, France métropolitaine.
Source : Insee, *Recensements* de 1990 et 2011 ; base établie par Autor et Dorn (2013) sur le contenu en tâches des différents métiers.

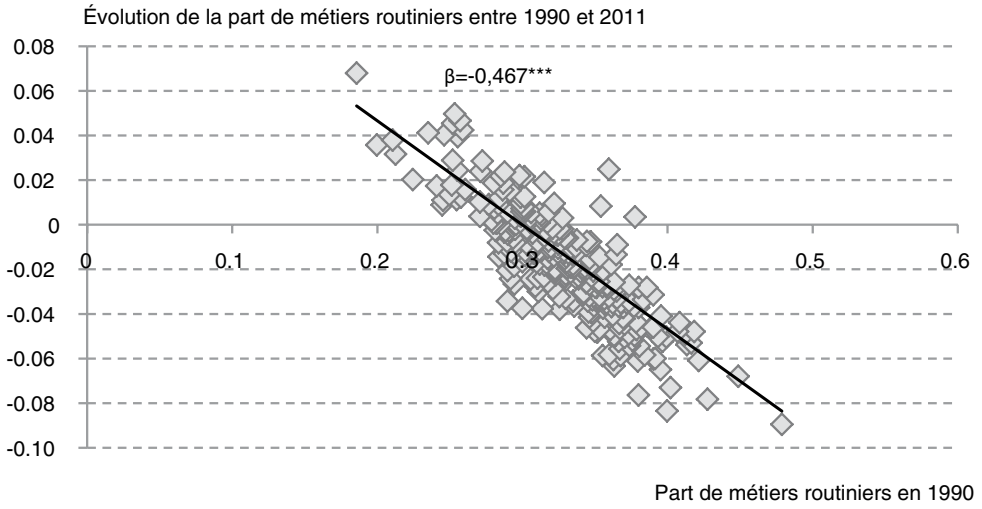
Tableau 6
Part des métiers très qualifiés par zone d'emploi en 1990 et 2011

Part des métiers très qualifiés par zone d'emploi (en %)				Évolution de la part de métiers très qualifiés par zone d'emploi entre 1990 et 2011 (en %)	
1990		2011			
Moyenne	12	Moyenne	15	Moyenne	3
Écart-type	3	Écart-type	4	Écart-type	2
Q3	13	Q3	17	Q3	2
Médiane	11	Médiane	14	Médiane	3
Q1	10	Q1	13	Q1	4
10 premières		10 premières		10 premières	
Cergy	20	*Grenoble*	26	*Rennes*	7
Créteil	20	*Toulouse*	28	*Grenoble*	7
Lille	20	*Aix-en-Provence*	28	*Saclay*	7
Montpellier	21	*Poissy*	29	*Toulouse*	8
Aix-en-Provence	22	*Lille*	29	*Saint-Louis*	9
Paris	23	*Versailles*	30	*Lille*	9
Versailles	23	*Rambouillet*	32	*Poissy*	10
Saint-Quentin-en-Yvelines	24	*Saclay*	35	*Lyon*	10
Rambouillet	26	*Saint-Quentin-en-Yvelines*	36	*Houdan*	12
Saclay	28	*Paris*	40	*Paris*	17
10 dernières		10 dernières		10 dernières	
Mayenne	7	*Péronne*	9	*Brioude*	0
L'Aigle	7	*Mauriac*	10	*Ussel*	0
Morteau	7	*Loudéac*	10	*Chatillon*	0
Louhans	7	*Louhans*	10	*Péronne*	1
Ghisonaccia-Aléria	7	*Chatillon*	10	*Draguignan*	1
Wissembourg	8	*Saint-Flour*	10	*Soissons*	1
Vitré	8	*Brioude*	10	*Tergnier*	1
Segré	8	*Jonzac-Barbezieux-Saint Hilaire*	10	*Verdun*	1
Loudéac	8	*Les Herbiers*	10	*Commercy*	1
Nogent-le-Rotrou	8	*Vallée de la Bresle-Vimeu*	10	*Cambrai*	1

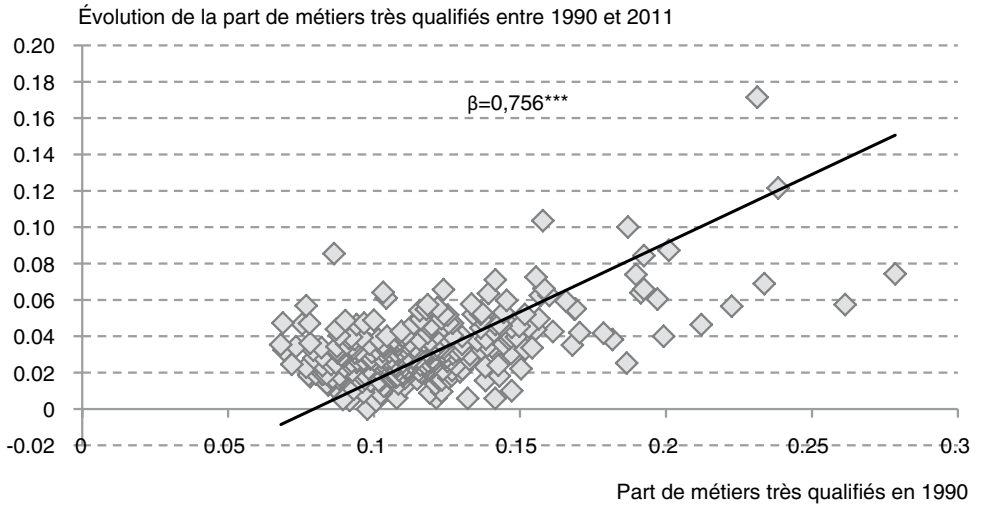
Note : le 1er quartile Q1 est la part d'emplois dans les métiers très qualifiés au-dessous de laquelle se situent 25 % des parts d'emplois dans les métiers très qualifiés par zone.
Champ : population active occupée, France métropolitaine.
Source : Insee, *Recensements* de 1990 et 2011 ; base établie par Autor et Dorn (2013) sur le contenu en tâches des différents métiers.

Figure III
Dynamiques spatiales de la part des différents types de métiers dans l'emploi entre 1990 et 2011

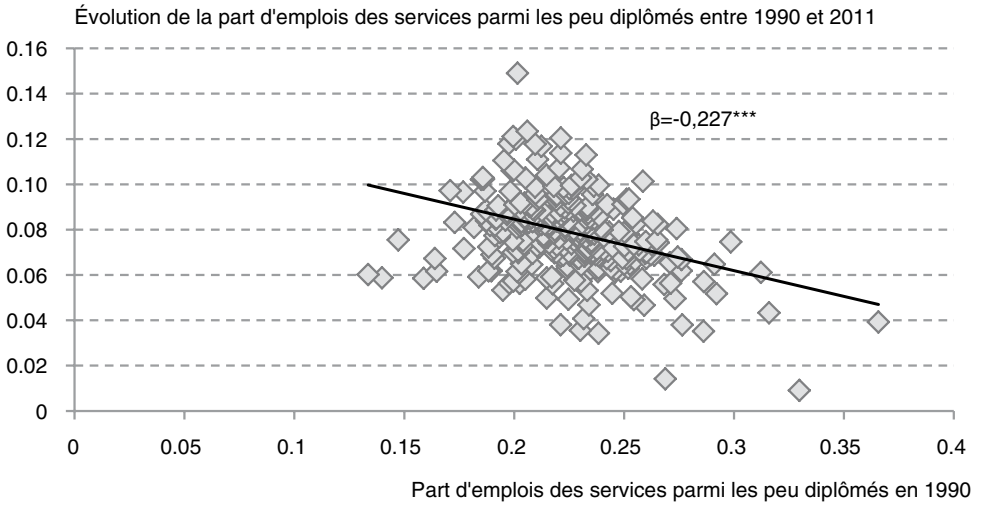
A. Métiers routiniers



B. Métiers très qualifiés



C. Peu diplômés dans les emplois des services



Note : pour chaque variable, l'évolution de la part des différents types de métiers entre 1990 et 2011 est régressée sur son niveau initial en 1990, au niveau des zones d'emploi (304 observations) : $\Delta X_{1990\text{-}2011}=\alpha+\beta X_{1990}+\varepsilon$. Les estimations sont pondérées par la population en emploi de la zone en 1982. *p<0.10 ; ** p<0.05 ; *** p<0.01.
Champ : population active occupée, France métropolitaine.
Source : Insee, *Recensements* de 1990 et 2011 ; base établie par Autor et Dorn (2013) sur le contenu en tâches des différents métiers.

la concurrence des importations. À partir des données nationales de stock de capital informatique par secteur de 1990 à 2011 et de la répartition de l'emploi par secteur dans chaque zone d'emploi, nous calculons, en 1990 et en 2011, un capital informatique par tête de chaque secteur (en normalisant par l'emploi sectoriel en 1982) au niveau national. Nous préférons normaliser par le niveau d'emploi de 1982 plutôt que le niveau courant, dans la mesure où ce dernier est probablement corrélé au capital informatique. Pour chaque zone d'emploi et chaque année, nous appliquons le capital informatique par tête de chaque secteur calculé précédemment à la structure sectorielle de l'emploi dans la zone en 1982, ce qui donne une estimation du niveau local de capital informatique, à condition que la structure sectorielle de l'emploi par zone reste celle de 1982 et que l'évolution par zone du capital informatique par secteur corresponde l'évolution nationale. L'évolution de cet indicateur entre 1990 et 2011 est une mesure de l'exposition de la zone à la diffusion des TIC liée à sa structure sectorielle (voir pour plus de détails le complément en ligne C2). Par la suite, nous nous référerons à cet indicateur comme « l'évolution de l'exposition aux TIC entre 1990 et 2011 ». Cette mesure, qui reste une approximation du niveau réel d'exposition aux TIC dans la zone d'emploi, présente l'avantage d'être plus exogène qu'une mesure directe du niveau local d'utilisation des TIC : elle ne prend en effet pas en compte le fait que, pour un secteur donné, certaines zones puissent avoir adopté plus ou moins de TIC, en fonction de caractéristiques inobservables, éventuellement corrélées aux variables d'intérêt, ce qui biaiserait nos estimations[10].

Dans le modèle d'Autor et Dorn, les territoires où l'utilisation de tâches routinières est plus importante adoptent les TIC plus rapidement, c'est-à-dire qu'il devrait y avoir une corrélation positive entre la diffusion des TIC et l'intensité initiale des tâches routinières dans les zones d'emploi. La première colonne du tableau 7 montre que les zones avec une part de métiers routiniers plus importantes en 1982 ont effectivement connu une évolution plus importante de leur exposition aux TIC entre 1990 et 2011. Les colonnes (2) et (3) du tableau 7, qui distinguent les métiers routiniers de production et de support, montrent qu'il existe bien un lien positif et significatif entre l'évolution de l'exposition aux TIC entre 1990 et 2011 et la part initiale de métiers routiniers, mais seulement pour les métiers routiniers de support, pas pour les métiers routiniers de production. Vu la manière dont notre indicateur est construit, un tel résultat signifie que les secteurs, ayant initialement le plus recours aux tâches routinières dans leurs fonctions de production n'ont pas connu de développement du capital informatique supérieur aux secteurs initialement à faible contenu en tâches routinières de production. Un tel résultat pourrait indiquer que pour les fonctions de production, le progrès technique n'a pas pris la forme d'une augmentation du capital informatique, ou que l'adoption de l'informatique dans le secteur productif a eu lieu avant notre période d'étude. En revanche, les secteurs où les tâches routinières de support prenaient une place importante en 1982 ont connu un développement plus important du capital informatique. Ces résultats justifient d'autant plus la distinction des métiers routiniers selon qu'il s'agit de fonctions de production ou de support, dans l'analyse menée par la suite.

10. De manière générale, il existe un biais potentiel d'endogénéité entre la structure de l'emploi et le progrès technique ou l'influence du commerce international. Nous ne traitons pas directement ce problème dans cet article, dont l'objet est de mettre en évidence des faits stylisés, et non pas une relation de causalité entre ces différentes dimensions.

Tableau 7
Part initiale de métiers routiniers dans l'emploi et évolution de l'exposition aux TIC entre 1990 et 2011 par zone d'emploi

	Évolution de l'exposition aux TIC entre 1990 et 2011		
	(1)	(2)	(3)
Part de métiers routiniers en 1982	1.792*** (0.282)	1.991*** (0.145)	- 0.427 (0.388)
Type de métier routinier	Ensemble	Support	Production
Observations	304	304	304

Note : coefficients estimés par MCO. Écarts-type entre parenthèses. Capital informatique en milliers d'euros. L'évolution de l'exposition aux TIC est calculée à partir de l'évolution nationale du capital informatique par emploi et par secteur, en pondérant pour chaque zone d'emploi par la structure sectorielle de l'emploi. Les estimations sont pondérées par la population en emploi de la zone en 1982. *p<0.10 ** p<0.05 *** p<0.01.
Champ : population active occupée, France métropolitaine.
Source : Insee, *Recensements* de 1990 et 2011 ; https://www.insee.fr/fr/statistiques/2832673 (série 6.418) pour le capital informatique.

Un test des prédictions de l'hypothèse d'automatisation sur données françaises

Nous avons vu dans la partie précédente que la part des métiers routiniers dans l'emploi diminuait plus rapidement entre 1990 et 2011 dans les zones où cette part était la plus élevée en 1990. Comme il est préférable d'utiliser le niveau de 1982 plutôt que celui de 1990 comme point initial, nous testons si la part des métiers routiniers a diminué de façon plus importante entre 1990 et 2011 dans les zones où cette part était élevée en 1982 (colonne (1) du tableau 8). Nous régressons ensuite l'évolution de la part de métiers très qualifiés entre 1990 et 2011 et celle de la part des métiers des services dans l'emploi des travailleurs ayant au plus le bac sur la part en 1982 de métiers routiniers dans la zone. Les résultats correspondent respectivement aux colonnes (2) et (3) du tableau 8.

Comme le modèle le prédit, la part de métiers très qualifiés a augmenté plus vite là où la part de métiers routiniers était initialement plus élevée, avec un lien positif et statistiquement significatif. De la même façon, le lien positif et significatif entre l'évolution de la part de métiers des services entre 1990 et 2011 et la part initiale de métiers routiniers tend à valider le modèle d'Autor et Dorn (2013).

Enfin, dans le modèle théorique, le transfert des métiers routiniers vers les métiers de services repose sur le fait que les travailleurs les moins qualifiés sont immobiles et restent dans leur marché du travail local. Dans le contexte français, avec un salaire minimum élevé et un fort taux de chômage, il est possible que les travailleurs les moins qualifiés se retrouvent au chômage, plutôt que de passer d'un emploi routinier à un emploi de services, en particulier si la demande pour ces emplois de services est trop faible. Nous estimons donc l'effet de la part initiale de métiers routiniers sur le taux de chômage des personnes ayant au plus le bac. La colonne (4) du tableau 8 montre une relation positive et significative entre ces deux grandeurs. Il semble donc bien que dans le cas français, quand les emplois routiniers disparaissent, ils ne sont remplacés qu'en partie par des emplois de services, ce qui explique qu'une part croissante des travailleurs les moins qualifiés soient au chômage.

L'évolution des marchés locaux du travail français apparaît ainsi compatible avec les prédictions du modèle théorique, et avec l'hypothèse d'un progrès technique biaisé conduisant à l'automatisation des tâches routinières. Intégrant à notre analyse des mécanismes liés à la spécialisation fonctionnelle des territoires (Duranton & Puga, 2005), nous testons également si ce résultat est obtenu pour chacun des deux types de tâches routinières, qu'elles correspondent à des fonctions support ou à des fonctions de production. La spécialisation fonctionnelle des zones d'emploi semble s'être en effet accrue entre 1990 et 2011 (tableau 9) : les villes les plus petites se sont concentrées sur les fonctions de production pendant que les grandes villes se sont spécialisées dans les fonctions support. On peut alors imaginer que cette spécialisation fonctionnelle, simultanée au progrès technique, interagit avec lui, donnant des résultats différents selon que les métiers routiniers relèvent de fonctions support ou de production.

Le tableau 10 présente les mêmes estimations que précédemment en séparant la part initiale de métiers routiniers entre fonctions de production et de support. La part de chaque type de métier routinier a diminué plus vite là où elle était

Tableau 8
Effet de la part initiale de métiers routiniers sur l'évolution de la structure locale de l'emploi et du taux de chômage local entre 1990 et 2011

	Évolution entre 1990 et 2011			
	de la part de métiers routiniers dans l'emploi	de la part de métiers très qualifiés dans l'emploi	de la part de métiers des services parmi les peu diplômés	du taux de chômage des peu diplômés
	(1)	(2)	(3)	(4)
Part en 1982 de métiers routiniers	- 0.353*** *(0.014)*	0.482** *(0.229)*	0.100*** *(0.025)*	0.266*** *(0.04)*
Observations	304	304	304	304

Note : coefficients estimés par MCO. Écarts-type entre parenthèses. Les estimations sont pondérées par la population en emploi de la zone en 1982. Peu diplômés : titulaires au plus du baccalauréat. *p<0.10 ** p<0.05 *** p<0.01.
Champ : population active occupée ; population active pour le taux de chômage. France métropolitaine.
Source : Insee, *Recensements* de 1982, 1990 et 2011.

Tableau 9
Spécialisation fonctionnelle par zone d'emploi en 1990 et 2011

	Spécialisation fonctionnelle dans le management ou la production	
Population locale	1990	2011
< 50 000 hab.	- 0.52	- 0.52
50 000-100 000 hab.	- 0.44	- 0.50
100 000-250 000 hab.	- 0.36	- 0.38
250 000-500 000 hab.	- 0.17	- 0.19
500 000-1 000 000 hab.	0.04	0.08
1 000 000-2 000 000 hab.	0.41	0.57
> 2 000 000 hab.	1.36	3.49

Note : cette mesure est semblable à celle utilisée par Duranton et Puga (2005). Elle est égale à au nombre d'emplois de cadres et de managers par emploi de production (c'est-à-dire travaillant dans la production de précision, la fabrication ou l'assemblage) en différence à la moyenne nationale (en point de pourcentage). La dernière catégorie (plus de 2 millions d'habitants) ne comprend que la zone d'emploi de Paris.
Champ : population active occupée, France métropolitaine.
Source : Insee, *Recensements* de 1990 et 2011.

Tableau 10
Effet de la part initiale de métiers routiniers de production et de support sur l'évolution de la structure locale de l'emploi et du taux de chômage local entre 1990 et 2011

	Évolution entre 1990 et 2011				
	de la part de métiers routiniers de production	de la part de métiers routiniers de support	de la part de métiers très qualifiés	de la part de métiers des services parmi les peu diplômés	du taux de chômage des peu diplômés
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Part en 1982 de métiers routiniers de production	- 0.444*** *(0.022)*	0.028* *(0.015)*	- 0.001 *(0.035)*	0.147*** *(0.023)*	0.223*** *(0.03)*
Part en 1982 de métiers routiniers de support	- 0.050*** *(0.01)*	-0.285*** *(0.015)*	0.621*** *(0.213)*	0.087** *(0.037)*	0.279*** *(0.042)*
Observations	304	304	304	304	304

Note : Coefficients estimés par les MCO. Écarts-type entre parenthèses. Les estimations sont pondérées par la population en emploi de la zone en 1982. Peu diplômés : titulaires au plus du baccalauréat. *p<0.10 ** p<0.05 *** p<0.01.
Champ : population active occupée ; population active pour le taux de chômage, France métropolitaine.
Source : Insee, *Recensements* de 1982, 1990 et 2011.

initialement la plus élevée. Les résultats précédents relatifs à la part de métiers de service dans l'emploi des titulaires au plus du bac et sur leur taux de chômage demeurent valides : ils ont crû plus vite là où la part initiale de métiers routiniers, de support et de production, était plus élevée. La part des métiers très qualifiés dans l'emploi a augmenté plus vite dans les zones où la part de métiers routiniers de support était plus élevée, mais pas dans celles où la part de métiers routiniers de production était plus élevée. Ce dernier résultat contredit les prédictions d'Autor et Dorn (2013), notamment concernant la complémentarité entre les tâches routinières de production et les tâches abstraites. Mais cette complémentarité ne requiert peut-être pas de proximité géographique, compte tenu de la diminution des coûts de communication liée au développement des TIC. Nos résultats tendent à montrer que la proximité géographique serait davantage nécessaire pour les fonctions support que pour les fonctions de production.

Pour les personnes titulaires au plus du baccalauréat, l'effet du niveau initial de métiers routiniers est plus important sur le taux de chômage que sur la part de métiers des services. Cela signifie que la disparition d'emplois routiniers dans les zones les plus intenses en tâches routinières a entraîné une augmentation plus rapide du chômage plutôt qu'une croissance de l'emploi dans les métiers de service. De plus, l'effet sur la part des métiers de service est plus fort pour les métiers routiniers de support que pour les métiers routiniers de production. Il semble ainsi que la demande pour des métiers de service a été moins importante dans les zones initialement bien dotées en emplois routiniers de support que dans celles initialement bien dotées en emplois routiniers de

production. Dans le modèle théorique d'Autor et Dorn (2013), les résultats pour les travailleurs peu qualifiés sont déterminés par leur immobilité et par la demande de services des consommateurs. Le fait qu'il y ait un effet plus faible sur les métiers de service dans les zones à où la part de métiers très qualifiés a augmenté le plus implique qu'en France l'augmentation de la demande pour des métiers de service n'est pas imputable aux travailleurs locaux et à leur consommation[11]. De l'observation des zones où l'augmentation des métiers de service a eu lieu de façon plus importante, il ressort que celle-ci est plus probablement liée au vieillissement de la population ou au tourisme. La demande serait ainsi induite par des consommateurs qui ne sont plus en activité (retraités) ou qui ne travaillent pas sur place (touristes).

D'autres facteurs explicatifs d'une transformation de la demande de travail biaisée en faveur des plus qualifiés

Dans cette partie, nous cherchons à tenir compte des autres facteurs potentiels d'explication de l'évolution de la demande de travail et à étudier leur interaction avec l'hypothèse du progrès technique et de l'automatisation des tâches routinières. En particulier, nous testons la robustesse des résultats précédents à l'introduction de ces explications alternatives, en nous concentrant sur les travailleurs peu diplômés. La globalisation est la principale explication alternative de la diminution de la demande relative pour ces derniers : pour la prendre en compte, nous introduisons dans le modèle une mesure relative à ses deux principales manifestations, les délocalisations d'une part et la concurrence des importations d'autre part. Ces deux mesures sont complémentaires et illustrent le même phénomène : la croissance du commerce international.

L'expansion du commerce international a rendu moins coûteuse la réalisation de certaines tâches dans les pays à bas salaires et a pu inciter aux délocalisations. La facilité à délocaliser un métier est potentiellement corrélée à son intensité en tâches routinières : les tâches plus faciles à codifier sont plus faciles à délocaliser. Au contraire, les métiers des services à la personne sont plus difficilement délocalisables : ils sont définis précisément par la nécessité d'être effectués là où le consommateur se trouve. Autor et Dorn (2013) construisent un indicateur de la facilité à délocaliser un emploi à partir de deux variables issues de la base de données sur les métiers (*Occupational Information Network database*) du *Department of Labor* américain : le fait d'avoir des contacts en face-à-face et le travail sur place. « La mesure capture le degré avec lequel un métier requiert soit des interactions interpersonnelles directes, soit une proximité avec un lieu de travail donné » (US Department of Labor, 1976 ; 2000). Comme précédemment pour le calcul de l'intensité des emplois en différents types de tâches, nous utilisons leur base de données pour calculer une mesure similaire pour les PCS françaises. Le tableau 11 montre que les métiers les plus facilement délocalisables sont ceux des employés de bureau. Les emplois des ouvriers industriels ne sont en revanche pas considérés comme

11. L'hypothèse d'une consommation biaisée en faveur des plus qualifiés expliquerait la transformation de la demande de travail en faveur des plus qualifiés apparaît dans ce cas moins crédible. Pak et Poissonnier (2016) trouvent également que l'effet de la demande domestique sur l'emploi est peu biaisé.

Tableau 11
Facilité à délocaliser les groupes de métiers en 1982

	Facilité à délocaliser
Fonction support	
Managers/Cadres/Ingénieurs	-
Employés	+
Fonction de production	
Ouvriers artisanaux	+
Transport/Construction/Agriculture	+
Ouvriers industriels	-
Vendeurs	-
Métiers des services	-

Note : (+) indique une valeur au-dessus de la moyenne de l'ensemble des métiers en 1982 et (-) une valeur en-dessous de cette moyenne.
Champ : population active occupée, France métropolitaine.
Source : Insee, *Recensement* de 1982 ; base établie par Autor et Dorn (2013) sur la facilité à délocaliser par métier.

facilement délocalisables selon cette mesure[12]. Nous calculons ensuite le niveau moyen de cet indice pour chaque zone d'emploi en fonction de la structure des PCS dans l'emploi, et utilisons ce niveau moyen en 1982 pour nos tests de robustesse. Cette mesure est positivement corrélée, sur l'ensemble des zones d'emploi, à la part de métiers routiniers dans les fonctions support en 1982, mais pas à celle des métiers routiniers dans les fonctions de production.

La mondialisation peut également avoir un effet sur la demande de travail à travers la concurrence des importations. Plus précisément, elle induirait une concurrence des importations plus importante pour les secteurs employant des travailleurs peu qualifiés, et donc une demande moindre pour ces métiers, qui sont potentiellement des métiers routiniers, dans l'industrie par exemple. Nous construisons une mesure de l'exposition à la concurrence des importations pour chaque zone d'emploi à partir de la structure sectorielle de la zone, très similaire à celle d'Autor *et al*. (2013a) et à notre indicateur de diffusion des TIC. Plus précisément, nous appliquons le niveau national des importations par emploi et par secteur à la structure sectorielle de chaque zone d'emploi en 1982. Nous utilisons ensuite l'évolution de cette mesure entre 1990 et 2011, pour évaluer dans quelle la structure d'emploi locale de 1982 a été exposée à la concurrence des importations, étant donné l'évolution nationale des importations entre 1990 et 2011 (cf. complément en ligne C2 pour plus de détails). Le tableau 12 montre que cette mesure est positivement et significativement corrélée à la part de métiers routiniers dans l'emploi en 1982, et plus fortement avec les métiers routiniers de production qu'avec les métiers routiniers de support.

Nous introduisons les indicateurs de facilité à délocaliser en 1982 et d'évolution de la concurrence des importations entre 1990 et 2011 comme variables de contrôle dans les régressions de la part des métiers de service dans l'emploi des peu diplômés et du taux de chômage des peu diplômés sur la part initiale de métiers routiniers (tableaux 13 et 14 avec distinction des fonctions support et production). Ces deux nouvelles variables sont positivement corrélées à la part de métiers des services et au taux de chômage des peu diplômés. Les effets de la part initiale des métiers routiniers, pris dans leur ensemble ou séparément, sont plus faibles que précédemment mais restent significatifs. En termes de comparaison des effets[13], l'effet de la part initiale de métiers routiniers et celui de la concurrence des importations sont du même ordre de grandeur, alors que celui de la facilité à délocaliser est sensiblement moins important. Nos résultats sur l'hypothèse de l'automatisation sont donc toujours valides, même en contrôlant de l'effet potentiel des délocalisations et de la concurrence des importations[14].

Comme nous l'avons mentionné précédemment, dans la mesure où la part des métiers des services parmi les peu diplômés augmente moins là où la part de métiers très qualifiés a crû, il est peu probable que nos résultats soient déterminés par une demande liée à la consommation des travailleurs. Mais la demande pour les services à la personne peut être toutefois déterminée aussi par des changements démographiques. Un accroissement de la participation des femmes au marché du travail peut augmenter la demande pour des services, auparavant réalisés au sein du foyer, comme les

12. Ce résultat paraît surprenant à première vue, mais est confirmé par la plupart des mesures de la facilité à délocaliser (voir par exemple Blinder & Krueger, 2013).
13. On peut comparer l'effet des différentes variables en multipliant la valeur estimée du coefficient par l'écart-type de cette variable, ce qui revient à estimer un modèle où les variables auraient été centrées réduites auparavant.
14. Cela ne signifie pas pour autant que la mondialisation, par ces deux biais, n'ait eu aucun effet.

Tableau 12
Part initiale de métiers routiniers et évolution entre 1990 et 2011 de l'exposition à la concurrence des importations par zone d'emploi

	Évolution entre 1990 et 2011 de l'exposition à la concurrence des importations		
	(1)	(2)	(3)
Part de métiers routiniers en 1982	1.007*** *(0.207)*	0.396** *(0.179)*	1.386*** *(0.387)*
Type de métier routinier	Ensemble	Support	Production
Observations	304	304	304

Note : Coefficients estimés par les MCO. Écarts-type entre parenthèses. Les estimations sont pondérées par la population en emploi de la zone en 1982. *p<0.10 ** p<0.05 *** p<0.01.
Champ : population active occupée, France métropolitaine.
Source : Insee, *Recensements* de 1982, 1990 et 2011 ; https://www.insee.fr/fr/statistiques/2832661 (série 5.405) pour les données sur les importations.

services ménagers et la garde des enfants. Le vieillissement de la population peut induire une demande plus importante de services à domicile. Bien qu'il n'y ait *a priori* pas de raison évidente pour que ces effets démographiques soient liés à la part de métiers routiniers dans la zone d'emploi, une corrélation fallacieuse pourrait biaiser les estimations. En ajoutant la participation des femmes et la part de plus de 75 ans en 1982 comme variables de contrôle dans les régressions, les résultats restent globalement identiques en ce qui concerne la part d'emplois de service et le taux de chômage pour les travailleurs peu qualifiés (cf. tableaux 13 et 14 avec la distinction entre fonctions de support et de production), ainsi que pour la part de métiers routiniers (cf. tableau C3-1 du complément en ligne C3).

Qu'en est-il des résultats obtenus sur la part de métiers très qualifiés ? En contrôlant des effets de la concurrence des importations et des délocalisations, les résultats sont similaires à notre modèle principal (tableau 15). D'autres explications à la concentration des travailleurs les plus diplômés dans certaines zones seraient, comme nous l'avons vu, la spécialisation fonctionnelle des grandes agglomérations proposée par Duranton et Puga (2005) ou un accroissement des économies d'agglomérations pour les métiers les plus qualifiés (Baum-Snow et al., 2014). Si les zones à forte densité (c'est-à-dire celles où les économies d'agglomérations sont potentiellement les plus fortes) sont les mêmes que celles où la part initiale de métiers routiniers de support est élevée, les estimations pourraient être biaisées. Nous ajoutons donc comme variable de contrôle la densité de population de la zone d'emploi en 1982 (cf. tableau 15). Tout d'abord, nous constatons qu'une forte densité en 1982 est effectivement corrélée à une augmentation plus importante de la part de métiers très qualifiés entre 1990 et 2011 Comme les métiers les plus qualifiés correspondent principalement à des fonctions support, ce résultat est cohérent avec le modèle de spécialisation fonctionnelle des agglomérations proposé par Duranton et Puga (2005).

Tableau 13
Robustesse de l'effet de la part initiale de métiers routiniers sur l'évolution entre 1990 et 2011 du marché du travail pour les peu diplômés par zone d'emploi

	Évolution entre 1990 et 2011 de la part d'emploi des services parmi les titulaires d'au plus le baccalauréat				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Part en 1982 de métiers routiniers	0.105*** *(0.023)*	0.123*** *(0.027)*	0.092*** *(0.024)*	0.082*** *(0.031)*	0.085*** *(0.029)*
Participation des femmes en 1982	- 0.01 *(0.026)*				-0.018 *(0.026)*
Part en 1982 des plus de 75 ans		0.112** *(0.052)*			0.212*** *(0.048)*
Indice de facilité à délocaliser en 1982			0.001 *(0,001)*		0.002** *(0.001)*
Évolution entre 1990 et 2011 de l'exposition aux importations				0.005*** *(0.002)*	0,009*** *(0.002)*
Observations	304	304	304	304	304
	Évolution entre 1990 et 2011 du taux de chômage des titulaires d'au plus un baccalauréat				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Part en 1982 de métiers routiniers	0.221*** *(0.019)*	0.256*** *(0.05)*	0.164*** *(0.024)*	0.246*** *(0.048)*	0.122*** *(0.03)*
Participation des femmes en 1982	0.106*** *(0.022)*				0.094*** *(0.027)*
Part en 1982 des plus de 75 ans		- 0.053 *(0.064)*			0.008 *(0.045)*
Indice de facilité à délocaliser en 1982			0.007*** *(0.001)*		0.004*** *(0.002)*
Évolution entre 1990 et 2011 de l'exposition aux importations				0.006** *(0.003)*	0.011*** *(0.003)*
Observations	304	304	304	304	304

Note : Coefficients estimés par MCO. Écarts-type entre parenthèses. Les estimations sont pondérées par la population en emploi de la zone en 1982.
*p<0.10 ** p<0.05 *** p<0.01.
Champ : population active occupée ; population active pour le taux de chômage, France métropolitaine.
Source : Insee, *Recensements* de 1982, 1990 et 2011, https://www.insee.fr/fr/statistiques/2832661 (série 5.405) pour les données sur les importations.

Tableau 14
Robustesse de l'effet de la part initiale de métiers routiniers de production ou de support sur l'évolution entre 1990 et 2011 du marché du travail pour les peu diplômés par zone d'emploi

	Évolution entre 1990 et 2011 de la part d'emploi des services parmi les titulaires d'au plus le baccalauréat				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Part en 1982 de métiers routiniers de production	0.148*** *(0.024)*	0.161*** *(0.024)*	0.140*** *(0.023)*	0.104*** *(0.027)*	0.083*** *(0.024)*
Part en 1982 de métiers routiniers de support	0.084** *(0.035)*	0.110*** *(0.04)*	0.039 *(0.044)*	0.078** *(0.038)*	0.086* *(0.048)*
Participation des femmes en 1982	0.006* *(0.03)*				-0.018 *(0.025)*
Part en 1982 des plus de 75 ans		0.103* *(0.057)*			0.214*** *(0.06)*
Indice de facilité à délocaliser en 1982			0.003 *(0.002)*		0.002 *(0.001)*
Évolution entre 1990 et 2011 de l'exposition aux importations				0.005*** *(0.002)*	0.009*** *(0.002)*
Observations	304	304	304	304	304
	Évolution entre 1990 et 2011 du taux de chômage des titulaires d'au plus un baccalauréat				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Part en 1982 de métiers routiniers de production	0.236*** *(0.031)*	0.217*** *(0.031)*	0.201*** *(0.029)*	0.147*** *(0.035)*	0.125*** *(0.037)*
Part en 1982 de métiers routiniers de support	0.213*** *(0.024)*	0.269*** *(0.054)*	0.123*** *(0.036)*	0.263*** *(0.042)*	0.119*** *(0.038)*
Participation des femmes en 1982	0.112*** *(0.025)*				0.094*** *(0.027)*
Part en 1982 des plus de 75 ans		-0.043 *(0.067)*			0.005 *(0.049)*
Indice de facilité à délocaliser en 1982			0.008*** *(0.001)*		0.004** *(0.002)*
Évolution entre 1990 et 2011 de l'exposition aux importations				0.009*** *(0.003)*	0.011*** *(0.003)*
Observations	304	304	304	304	304

Note : Coefficients estimés par MCO. Écarts-type entre parenthèses. Les estimations sont pondérées par la population en emploi de la zone en 1982.
*p<0.10 ** p<0.05 *** p<0.01.
Champ : population active occupée ; population active pour le taux de chômage, France métropolitaine.
Source : Insee, *Recensements* de 1982, 1990 et 2011, https://www.insee.fr/fr/statistiques/2832661 (série 5.405) pour les données sur les importations.

Tableau 15
Robustesse de l'effet de la part initiale de métiers routiniers de production ou de support sur l'évolution entre 1990 et 2011 de la part de métiers très qualifiés par zone d'emploi

	Évolution entre 1990 et 2011 de la part de métiers très qualifiés			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Part en 1982 de métiers routiniers de production	- 0.055* *(0.029)*	- 0.041 *(0.039)*	- 0.018 *(0.042)*	- 0.075** *(0.032)*
Part en 1982 de métiers routiniers de support	0.198*** *(0.065)*	0.327*** *(0.081)*	0.618*** *(0.213)*	0.166*** *(0.059)*
Densité en 1982	0.013*** *(0.001)*			0.012*** *(0.001)*
Indice de facilité à délocaliser en 1982		0.015*** *(0.006)*		0.002 *(0.003)*
Évolution entre 1990 et 2011 de l'exposition aux importations			0.002 *(0.003)*	0.002 *(0.002)*
Observations	304	304	304	304

Note : Coefficients estimés par MCO. Écarts-type entre parenthèses. Les estimations sont pondérées par la population en emploi de la zone en 1982.
*p<0.10 ** p<0.05 *** p<0.01.
Champ : population active occupée, France métropolitaine.
Source : Insee, *Recensements* de 1982, 1990 et 2011 ; https://www.insee.fr/fr/statistiques/2832661 (série 5.405) pour les données sur les importations.

Ensuite, nos résultats précédents restent valides. La part de métiers très qualifiés a augmenté plus dans les zones où la part de métiers routiniers de support était élevée, mais pas dans celles où la part de métiers routiniers de production était élevée. La conclusion d'une complémentarité spatiale entre les tâches routinières de support et les tâches abstraites reste valable.

* *
*

Nous mettons en évidence qu'une automatisation des tâches a eu lieu, aussi bien dans les fonctions support que dans les fonctions de production, en France entre 1990 et 2011. Plus précisément, nous montrons que le développement des TIC fait basculer les travailleurs peu qualifiés d'emplois à fort contenu en tâches routinières vers des emplois de service (tâches manuelles) ou vers le chômage. Cette évolution pourrait expliquer la transformation de la demande de travail sur cette période, biaisée en faveur des plus qualifiés, ainsi que ses manifestations spatiales.

Dans le même temps, une spécialisation fonctionnelle des marchés du travail locaux semble avoir eu lieu et a probablement contribué à la transformation spatiale de la demande : les métiers les plus qualifiés se sont concentrés dans les zones où ils étaient déjà le plus représentés et où les métiers routiniers de support étaient également surreprésentés.

Nous montrons enfin que ces résultats sont robustes à la prise en compte d'autres hypothèses comme les délocalisations, la concurrence des importations ou encore les économies d'agglomération. Pour autant, nous n'excluons pas qu'elles aient pu jouer également un rôle dans la transformation de la demande. Évaluer l'ampleur de ce rôle va cependant au-delà de l'objectif de la présente analyse, et pourra faire l'objet de recherches ultérieures. □

BIBLIOGRAPHIE

Aubert, P. & Sillard, P. (2005). Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française. In: Insee *L'économie française : comptes et dossiers*, pp. 57–89. https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1371891/ecofra05b.pdf

Autor, D. H. & Dorn, D. (2013). The Growth of Low-Skill Service Jobs and the Polarization of the US Labor Market. *The American Economic Review*, 103, 1553–97. https://doi.org/10.1257/aer.103.5.1553

Autor, D. H., Dorn, D. & Hanson, G. H. (2013a). The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States. *The American Economic Review*, 103, 2121–68. https://doi.org/10.1257/aer.103.6.2121

Autor, D. H., Dorn, D. & Hanson, G. H. (2013b). Untangling Trade and Technology: Evidence from Local Labor Markets. *The Economic Journal*, 125, 621–646. https://doi.org/10.1111/ecoj.12245

Autor, D. H., Katz, L. F. & Kearney, M. S. (2008). Trends in U.S. Wage Inequality: Revising the Revisionists. *The Review of Economics and Statistics*, 90, 300–323. https://doi.org/10.1162/rest.90.2.300

Autor, D. H., Levy, F. & Murnane, R. J. (2003). The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration. *The Quarterly Journal of Economics*, 118, 1279–1333. https://doi.org/10.1162/003355303322552801

Barlet, M., Blanchet, D. & Crusson, L. (2009). Globalisation et flux d'emploi : que peut dire une approche comptable ? *Économie et Statistique*, 427–428, 3–20. https://doi.org/10.3406/estat.2009.8048

Baum-Snow, N., Freedman, M. & Pavan R. (2014). Why Has Urban Inequality Increased? Brown University, *Working paper*.

Beaudry, P., Doms, M., & Lewis, E. (2006). Endogenous Skill Bias in Technology Adoption: City-Level Evidence from the IT Revolution. NBER, *Working Paper* N° 12521. https://doi.org/10.3386/w12521

Beaudry, P., Doms, M., & Lewis, E. (2010). Should the Personal Computer Be Considered a Technological Revolution? Evidence from U.S. Metropolitan Areas. *Journal of Political Economy*, 118, 988–1036. https://doi.org/10.1086/658371

Blinder, A. S. & Krueger, A. B. (2013). Alternative Measures of Offshorability: A Survey Approach. *Journal of Labor Economics,* 31(2), 97–128.
https://doi.org/10.1086/669061

Bock, S. (2016). Job Polarization and Unskilled Employment Losses in France. Paris School of Economics, *Working Paper* N° 2017–14.

Caroli, E. & Van Reenen, J. (2001). Skill-Biased Organizational Change? Evidence from A Panel of British and French Establishments. *The Quarterly Journal of Economics*, 116, 1449–1492.
https://doi.org/10.1162/003355301753265624

Charnoz, P., Lelarge, C. & Trevien, C. (2016). Communication Costs and the Internal Organization of Multi-Plant Businesses: Evidence from the Impact of the French High-Speed Rail. Insee *Working Paper* G2016/02.
https://www.insee.fr/en/statistiques/fichier/2022143/G2016-02.pdf

Charnoz, P. & Orand, M. (2016). Une concentration spatiale accrue des diplômés du supérieur en France entre 1991 et 2011. In: *Insee Références 2016 : Emploi, chômage, revenus du travail*, pp. 67–77.
https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/2122741/EMPSAL16e_D4_diplomes.pdf

Duranton, G. & Puga, D. (2005). From sectoral to functional urban specialization. *Journal of Urban Economics*, 57, 343–370.
https://doi.org/10.1016/j.jue.2004.12.002

Firpo, S., Fortin, N. M. & Lemieux, T. (2011). Occupational Tasks and Changes in the Wage Structure. Institute for the Study of Labor (IZA), *Discussion Paper* N° 5542.
ftp.iza.org/dp5542.pdf

Fontagné, L. & D'Isanto, A. (2013). Chaînes d'activité mondiales : Des délocalisations d'abord vers l'Union européenne. *Insee Première* N° 1451.
https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/version-html/1281310/ip1451.pdf

Goos, M., Manning, A. & Salomons, A. (2009). Job Polarization in Europe. *The American Economic Review*, 99(2), 58–63.
https://doi.org/10.1257/aer.99.2.58

Goos, M., Manning, A. & Salomons, A. (2014). Explaining Job Polarization: Routine-Biased Technological Change and Offshoring. *The American Economic Review*, 104(2), 2509–26.
https://doi.org/10.1257/aer.104.8.2509

Goux, D. & Maurin, E. (2000). The Decline in Demand for Unskilled Labor: An Empirical Analysis Method and Its Application to France. *The Review of Economics and Statistics*, 82, 596–607.
https://doi.org/10.1162/003465300559073

Graetz, G. & Michaels, G. (2015). Robots at Work. London School of Economics, *CEP Discussion Paper* N° 1335.
http://cep.lse.ac.uk/pubs/download/dp1335.pdf

Grossman, G. M. & Rossi-Hansberg, E. (2008). Trading Tasks: A Simple Theory of Offshoring. *The American Economic Review*, 98, 1978–97.
https://doi.org/10.1257/aer.98.5.1978

Harrigan, J., Reshef, A. & Toubal, F. (2016). The March of the Techies: Technology, Trade and Job Polarization in France, 1994–2007. NBER, *Working Paper* N° 22110.
doi: 10.3386/w22110

Jolly, C. (2015). La polarisation des emplois : une réalité américaine plutôt qu'européenne. France Stratégie, *Working Paper* N° 2015–04.

Keller, W. & Utar, H. (2016). International Trade and Job Polarization: Evidence at the Worker-Level. NBER, *Working Paper* N° 22315.
https://doi.org/10.3386/w22315

Lindley, J. & Machin, S. (2014). Spatial changes in labour market inequality. *Journal of Urban Economics*, 79, 121–138.
https://doi.org/10.1016/j.jue.2013.07.001

Lorentowicz, A., Martin, D. & Raubold, A. (2005). Is Human Capital Losing from Outsourcing? Evidence for Austria and Poland. University of Munich, Department of Economics, *Discussion Papers in Economics* N° 715.

Machin, S. & Van Reenen, J. (1998). Technology and Changes in Skill Structure: Evidence from Seven OECD Countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 113, 1215–1244.
https://doi.org/10.1162/003355398555883

Malgouyres, C. (2016). The Impact of Chinese Import Competition on the Local Structure of Employment and Wages: Evidence from France. *Journal of Regional Scienc*e, 57, 411–441.
doi: 10.1111/jors.12303

Michaels, G., Natraj, A. & Van Reenen, J. (2014). Has ICT Polarized Skill Demand? Evidence from Eleven Countries over Twenty-Five Years. *The Review of Economics and Statistics*, 96, 60–77.
https://doi.org/10.1162/REST_a_00366

Moretti, E. (2013). Real Wage Inequality. *American Economic Journal: Applied Economics*, 5, 65–103. https://doi.org/10.1257/app.5.1.65

Pak M. & Poissonnier, A. (2016). Accounting for technology, trade and final consumption in employment: An Input-Output decomposition. INSEE, *Document de travail* N° G2016/11.

Rigby, D., Kemeny, T. & Cooke, A. (2015). US Wage Inequality and Low-Wage Import Competition. *Tijdschrift voor economische en sociale geografie*, 106, 570–587. https://doi.org/10.1111/tesg.12123

US Department of Labor (1976). Occupational Outlook Handbook, 1976-1977. Bulletin 1875.

US Department of Labor (1977). Dictionary of Occupational Titles, 4th ed. Washington, DC: US Government Printing Office.

US Department of Labor (2000). Occupational Outlook Handbook, 2000-2001. Bulletin 2520.

Mesurer et anticiper la vulnérabilité des territoires face aux risques de délocalisation : une analyse sur données sectorielles en France

Measurement and anticipation of territorial vulnerability to offshoring risks : An analysis on sectoral data for France

Hugues Jennequin*, Luis Egidio Miotti et El Mouhoub Mouhoud*****

Résumé – Si les études économiques concluent en général à un faible impact des délocalisations au niveau macroéconomique, celles-ci engendrent des chocs asymétriques importants sur les territoires qu'il faut pouvoir anticiper. C'est l'enjeu de cette étude qui construit un indicateur original de la vulnérabilité des territoires face aux risques de délocalisations dans les activités manufacturières. Tout d'abord, les facteurs de vulnérabilité sont identifiés à un niveau fin des activités. Une analyse en composantes principales à ce niveau sectoriel permet de dégager quatre types de secteurs de l'industrie manufacturière selon leur potentiel de délocalisation, fonction des caractéristiques de leurs emplois et leur contenu en tâches routinières et des caractéristiques des produits. Puis, suivant la démarche d'Aubert et Sillard (2005) mise en œuvre sur données d'établissement, un indice de délocalisation effective au niveau sectoriel est estimé. Il permet à la fois de caractériser le risque de délocalisation des quatre grands types de secteurs et de mesurer la vulnérabilité économique des zones d'emploi.

Abstract – *While economic studies generally conclude that there is little impact from offshoring at the macroeconomic level, offshoring generates significant asymmetric shocks at the local level, which it is important to accurately anticipate. This is what this study is about, with the construction of an original indicator of territories' vulnerability to the risks of offshoring manufacturing activity. Firstly, the factors of vulnerability are identified at a fine-grained level of activity. Using principal-component analysis at the sector level, four types of manufacturing industry sectors are brought out according to their potential for offshoring, which is a function of the characteristics of their jobs and their content in routine tasks, and product characteristics. Then, following the approach Aubert and Sillard (2005) implemented on data by establishment, an index of actual offshoring at the sector level is estimated. This makes it possible both to characterise the risk of offshoring in the four main types of sectors and to measure the economic vulnerability of employment zones.*

Codes JEL / JEL Classification : R12, R3, R58, C38
Mots-clés : Vulnérabilité des territoires, attractivité des territoires, délocalisations, emploi, zones d'emploi françaises
Keywords: Territory vulnerability, territory attractiveness, offshoring, employment, French employment zones

Rappel :

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

** * Hugues Jennequin, Normandie Univ, UNIROUEN, Centre de Recherche en Economie Appliquée à la Mondialisation - EA4702 (CREAM), chercheur associé UMR CNRS 6266 IDEES (hugues.jennequin@univ-rouen.fr)*
*** Luis Egidio Miotti, UMR CNRS 7234 CEPN (Centre d'Economie de l'Université Paris Nord) (miotti.luis@orange.fr)*
**** El Mouhoub Mouhoud, Université Paris-Dauphine, PSL Research University, IRD, LEDa, UMR 225, DIAL (em.mouhoud@dauphine.fr)*

Les auteurs remercient vivement les rapporteurs anonymes de la revue pour leurs commentaires et suggestions très constructives qui ont contribué à l'amélioration de cet article.

Reçu le 6 juillet 2016, accepté après révisions le 11 décembre 2017 https://doi.org/10.24187/ecostat.2017.497d.1934

Les perceptions publiques continuent à donner une très grande importance aux effets des délocalisations sur l'emploi. Pourtant, la plupart des études économiques concernant la France montrent que les délocalisations ne sont responsables que d'une très faible partie des emplois détruits (Aubert & Sillard, 2005 ; Daudin & Levasseur, 2005 ; Barlet *et al*., 2007, 2009). Ainsi, selon l'enquête Chaînes d'activité mondiales, réalisée par l'Insee en 2012, ces délocalisations, motivées principalement par la recherche de plus faibles coûts de production, n'ont concerné, entre 2009 et 2011, que 4.2 % des 28 000 sociétés marchandes non financières de 50 salariés ou plus implantées en France (Fontagné & D'Isanto, 2013). L'accroissement des destructions d'emplois dans l'industrie manufacturière et les inégalités croissantes de salaires entre les catégories de travailleurs qualifiés et non qualifiés sont souvent associés aux effets des délocalisations liées à la fragmentation des chaînes de valeurs mondiales par les entreprises (Mouhoud, 2017). Toutefois, les raisons de ces évolutions de l'emploi et des inégalités salariales sont plus complexes et tiennent à différents facteurs.

Comme le montre la littérature récente sur le sujet (Acemoglu & Autor, 2011 ; Autor & Dorn, 2013), les pertes d'emploi dans l'industrie s'expliquent principalement par des gains de productivité globalement plus élevés dans la production de biens manufacturés que dans celle de services. En outre, la hausse du revenu des ménages, en partie liée à cette croissance de la productivité dans l'industrie, a contribué à la modification structurelle de la consommation en faveur des services et au détriment des besoins primaires et des produits industriels (Demmou, 2010).

On observe, dans le même temps, un changement dans la composition sectorielle de l'emploi français. En 2015, l'industrie manufacturière ne représente plus que 11 % des emplois contre plus de 78 % dans les services selon les données de l'Insee. De plus, la part de l'emploi de personnels qualifiés s'est accrue sur le marché du travail. Ainsi, la part des cadres et professions intellectuelles a doublé entre 1982 et 2014, passant de 8.7 % de la population active à 17.5 % (Bisault, 2017). Durant la même période, la part des ouvriers non qualifiés dans l'emploi total est passée de 15.6 % à 8.4 %.

De même, on observe un changement dans la distribution salariale entre les différents groupes de travailleurs depuis les années 2000. Aux États-Unis, les études révèlent une hausse de la croissance des salaires du bas de la distribution (travailleurs peu qualifiés des activités de services) et du haut de la distribution (travailleurs très qualifiés) au détriment des travailleurs du milieu de la distribution, composés essentiellement des ouvriers qualifiés et non qualifiés (Autor & Dorn, 2013). Cet effet dit de polarisation des salaires serait également observé en France, dans une moindre mesure (Charnoz *et al.,* 2013 ; Verdugo, 2014).

Deux explications principales à ces observations sont avancées dans la littérature : d'une part, les technologies de l'information et de la robotisation augmentent particulièrement la productivité des travailleurs les plus qualifiés (Levy & Murnane, 1996 ; Acemoglu, 1999 ; Acemoglu & Restrepo, 2017) ; d'autre part, la délocalisation et la sous-traitance internationale *(outsourcing*) vers des pays à bas salaires réduisent la demande de main d'œuvre peu qualifiée dans l'industrie manufacturière (Feenstra & Hanson, 1996 ; Leamer, 1996). On avance généralement aussi l'effet de l'expansion du commerce international et de la concurrence des pays à bas salaires.

De plus, ces deux phénomènes de progrès technique et d'expansion du commerce international interagissent. Plus la concurrence internationale s'exacerbe du fait de la mondialisation, plus les firmes sont incitées à introduire des innovations de procédés et de produits. L'innovation défensive permet de réduire la concurrence et de préserver les marges (Neary, 2002). Les firmes cherchent alors à se positionner sur des processus plus intensifs en travail qualifié. S'ajoute un effet de sélection des firmes les plus efficaces qui entraîne une élévation du niveau moyen de productivité des secteurs. Dans le cas français, Pak et Poissonnier (2016) montrent un impact déterminant de la technologie dans les changements de l'emploi biaisés en faveur des travailleurs très qualifiés, tout particulièrement de ceux de la production de services aux entreprises (R&D, information et communication). Les perdants sont aussi les travailleurs les moins qualifiés occupés dans la production à faible intensité technologique.

Pourtant, il existe un décalage entre l'optimisme relatif qui se dégage des études empiriques sur les effets de la délocalisation en France et les perceptions très négatives du public. Notre hypothèse est que cela vient en partie du caractère très localisé des chocs de la délocalisation. Certains territoires sont plus exposés aux

délocalisations lorsqu'ils sont spécialisés dans des activités, notamment industrielles, particulièrement vulnérables à la concurrence internationale (Houdebine, 1999 ; Mora & Moreno, 2010). Or, ces chocs territoriaux sont très peu compensés par une mobilité du travail vers les régions pour lesquelles la demande de travail des entreprises ne rencontre pas une offre adéquate[1]. Une enquête annuelle de Pôle emploi auprès de 400 000 entreprises montre que 191 100 emplois offerts n'ont pas été pourvus en 2015[2]. Ces difficultés de recrutement s'expliquent en partie par la faible mobilité des travailleurs entre les régions affectées par les destructions d'emplois et les territoires éprouvant des difficultés de recrutement de la main-d'œuvre dans certains secteurs et pour certains métiers (Donzeau & Pan Ké Shon, 2009 ; Fabre & Dejonghe, 2015).

Les effets négatifs de ces délocalisations devraient pouvoir être mieux identifiés voire anticipés grâce à une observation des caractéristiques des territoires et des activités qu'ils abritent. L'une des premières études empiriques de référence mesurant l'effet des délocalisations sur l'emploi dans les établissements en France est celle d'Aubert et Sillard (2005). Les auteurs construisent une variable de présomption de la délocalisation, au niveau de l'établissement, en considérant une hausse des importations du groupe détenant l'établissement, proportionnée à la production arrêtée, concomitante à une forte réduction des effectifs de l'établissement. La délocalisation signifie ici qu'un producteur renonce à produire en France pour produire ou sous-traiter à l'étranger. Cette approche donne une mesure du nombre d'emplois délocalisés, avec une décomposition par secteur et une répartition par zone d'emplois (ZE)[3]. Barlet *et al.* (2009) reprennent cette méthodologie en utilisant des données de comptabilité nationale par branche à partir de la méthode de contenus en emplois du commerce international. Enfin, l'étude de Barlet *et al.* (2010) mesure le degré d'échangeabilité (délocalisabilité[4]) des activités de services au niveau des ZE, en utilisant la base de données CLAP (Connaissances de l'Appareil Productif Local) mais n'intègre pas l'industrie manufacturière.

Une étude récente (Autor *et al*., 2013), menée sur un découpage du territoire en 722 *Commuting zones*, définies selon les critères de résidence et d'emploi occupé, comme dans le cas des ZE françaises, mesure l'exposition de ces zones aux chocs technologiques et commerciaux locaux, tentant de distinguer l'effet du progrès technique de celui du commerce avec la Chine sur la structure de l'emploi. Deux types de données sont utilisés : des données de commerce avec la Chine d'une part et des données d'intensité dans les tâches routinières et les emplois de bureau (données de 1980) d'autre part. Une étude récente s'inspire de la même méthodologie en utilisant, dans le cas des cantons et des départements français, un indicateur d'exposition aux chocs des importations en provenance de six pays considérés comme à bas salaires pour le mettre en relation avec les votes extrémistes sur la période 1995-2012 (Malgouyres, 2017).

Dans la lignée des travaux précédents, l'apport de cet article[5] est de construire un indicateur de vulnérabilité des ZE aux risques de délocalisation à partir d'une typologie des activités manufacturières en fonction des caractéristiques des emplois et des produits et des processus productifs concernés. Les critères de risques de délocalisation ne se réduisent pas au seul commerce avec les pays à bas salaires. La compétitivité, l'innovation technologique et la productivité ainsi que l'intensité des emplois locaux en tâches routinières ou en tâches intellectuelles sont également prises en considération.

La première section présente les déterminants théoriques de la localisation des activités manufacturières et analyse les risques de délocalisation selon les caractéristiques des emplois et des tâches portées par les travailleurs d'une part, et selon les caractéristiques des secteurs et des produits d'autre part. La deuxième section propose une typologie des activités en fonction de leur risque de délocalisation à l'aide d'une analyse des facteurs déterminants de la localisation des activités. Dans la troisième section, un indice de délocalisation des activités est construit en reliant l'évolution des importations avec celle des emplois de chaque secteur d'activité durant la période 2008-2010 et en prenant en compte la typologie des activités déterminée précédemment. Un indicateur de vulnérabilité au risque de délocalisation dans les territoires est ensuite mesuré pour les ZE françaises. Enfin,

1. Comme le montre l'Insee, les déménagements d'une région à une autre sont peu nombreux : entre 2001 et 2006, ils ne concernent que 6 % de la population âgée d'au moins 5 ans (Fabre & Dejonghe, 2015).
2. Voir http://www.pole-emploi.org/actualites/les-offres-non-pourvues-@/543/view-article-139756.html?
3. Les zones d'emploi sont définies périodiquement par l'Insee. Ce zonage s'affranchit des découpages administratifs et cherche à identifier des territoires à l'intérieur desquels la plupart des actifs résident et travaillent et dans lesquels les établissements peuvent trouver l'essentiel de la main d'œuvre nécessaire pour occuper leurs postes de travail.
4. Traduction en français du terme anglais offshoraribility.
5. Cet article s'inspire de l'étude que nous avons conduite pour le ministère du Redressement Productif (DGCIS), PIPAME, DATAR en 2013 (Relocalisations d'activités industrielles en France, 2013).

une quatrième section cartographie les spécialisations des territoires selon la typologie des activités manufacturières plus ou moins délocalisables. En conclusion, les politiques publiques d'aide aux territoires après les restructurations ou les délocalisations sont discutées à la lumière des résultats de cette analyse.

Identifier le risque de délocalisation des activités manufacturières : une revue de littérature

Précisons qu'il s'agit de considérer les facteurs favorables ou non à la délocalisation verticale des processus de production selon une logique de fragmentation des chaînes de valeur mondiales et non des investissements directs à l'étranger (IDE) à la recherche de conquêtes de marchés. Deux grandes approches peuvent être mobilisées. La première considère les caractéristiques des emplois et des tâches portées par les travailleurs dans les différents secteurs d'activités. La seconde retient également la nature et les caractéristiques des produits qui peuvent influencer les incitations à la délocalisation.

L'approche par les caractéristiques des emplois et des tâches des travailleurs

Selon une approche traditionnelle, la motivation essentielle est de réduire les coûts salariaux unitaires en délocalisant les segments d'assemblage ou de montage qui requièrent davantage de travail non qualifié (Dana *et al.,* 2007 ; Grossman & Rossi-Hansberg, 2008 ; Jabbour, 2010). À l'inverse, les potentiels de substitution du capital au travail par la robotisation des processus de production, découragent la délocalisation suivie de réimportation du produit final. Les firmes choisissent entre une technologie intensive en main d'œuvre dans les pays à bas salaires et la robotisation de leurs segments d'assemblage dans le pays d'origine.

Toutefois, la nature des tâches et le degré de qualification requis pour un emploi ne coïncident pas forcément. Le fait qu'un emploi soit qualifié ou non qualifié ne suffit pas à le rendre ou non délocalisable. Les caractéristiques des emplois occupés associées aux types de tâches assurées par les travailleurs dans chaque activité (tâches routinières, d'exécution, versus tâches interactives de coordination…) jouent un rôle crucial dans les choix de délocalisation (Reich, 1993 ; Grossman et Rossi-Hansberg, 2008 ; Muendler & Becker, 2010 ; Oldenski, 2012 ; Peri & Poole, 2012 ; Autor & Handel, 2013). Ces tâches sont plus ou moins facilement délocalisables et/ou robotisables.

Blinder et Krueger (2013) montrent que la relation est faible entre les mesures de délocalisabilité d'un emploi et les qualifications de la personne employée. Des personnes très qualifiées peuvent occuper parfois des emplois délocalisables en particulier lorsqu'ils occupent des postes de travail directement liés à la production et portent des tâches d'exécution plus ou moins routinières[6]. On les retrouve le plus souvent dans l'industrie, la finance, l'assurance, les services d'information, les services techniques et les services aux entreprises. Ainsi, une étude de la DARES qui distingue la spécialisation professionnelle et fonctionnelle dans les métiers industriels, montre que les ingénieurs de recherche-développement (R&D) ont bénéficié d'une plus grande croissance de l'emploi que les « ingénieurs techniques de l'industrie » qui sont affectés à des tâches de production plus directes (Lainé, 2005).

Pour évaluer le potentiel de délocalisation des activités, il faut donc tenir compte des caractéristiques des tâches portées par les travailleurs en fonction de leur nature codifiable ou tacite, routinière ou non, manuelle ou cognitive. Une décomposition de l'emploi par types de tâches en relation avec les compétences des travailleurs a été effectuée pour la première fois à notre connaissance dans le cas français, à l'aide d'une matrice emplois/compétences inspirée de l'enquête O*NET du *Bureau of Labor Statistics* américain (Laffineur, 2015 ; Charnoz & Orand dans ce numéro). Pour chaque emploi, les différentes compétences sont regroupées en cinq grandes catégories de tâches : interactives, analytiques, cognitives, manuelles routinières et manuelles non routinières[7]. Les travailleurs portent donc des tâches routinières ou non et présentent des interactions ou non entre employés et clients qui les rendent plus ou moins vulnérables face au risque de délocalisation (Becker *et al.,* 2013).

6. Il en va de même pour certaines fonctions d'emplois dans les services administratifs dont les tâches sont routinières et codifiables bien qu'immatérielles.

7. Les compétences requises pour la « communication » intègrent la compréhension et l'expression orale, la clarté du discours, etc. Les tâches complexes sont effectuées par des professions de cadres qualifiés, administratives ou de bureau qui effectuent des tâches répétitives selon des procédures prédéfinies. Les tâches cognitives exigent réactivité, créativité, prise de décision et résolution de problèmes. La dextérité manuelle et la réactivité figurent parmi les compétences requises pour les tâches manuelles et peuvent être routinières ou non routinières.

Les perdants et les gagnants face à la délocalisation peuvent par conséquent être identifiés de manière plus fine. Les managers et les travailleurs portant des tâches interactives et analytiques sont affectés positivement par les délocalisations alors que les travailleurs affectés à la production et portant des tâches manuelles d'exécution sont plutôt les perdants de la globalisation (Laffineur & Mouhoud, 2015).

Pour résumer, si les analyses traditionnelles mettent en avant le coût du travail, l'intensité capitalistique et l'investissement dans les choix de délocalisation des firmes, la littérature récente souligne l'importance des caractéristiques des tâches portées par les salariés. Parallèlement, les caractéristiques des produits (volume, poids, technologie, fragmentation de la chaîne de valeur, …) jouent également un rôle significatif dans ces choix.

L'approche par les caractéristiques des produits

La décomposition des processus productifs constitue une variable importante du potentiel de délocalisation. Pour analyser les déterminants de la délocalisation verticale, la littérature met en avant la notion de modularité[8] ou de fragmentation de la chaîne de valeur (Baldwin & Clark, 2000 ; Frigant & Layan, 2009). Le produit final est décomposé en une série de sous-systèmes reliés les uns aux autres par des interfaces standardisées. Techniquement, la modularisation réduit la complexité des processus productifs en organisant leur découpage en sous-ensembles qui peuvent être à leur tour confiés à des sous-traitants selon la nature de leur processus de production. La logique de la fragmentation verticale des processus productifs permet de maximiser le rendement dans la production de chaque fragment. La baisse des coûts de transaction (transports, droits de douane, taux de change…) favorise la fabrication des fragments de processus productifs dans pays différents. La fragmentation internationale des processus productifs suppose, d'une part, la possibilité de décomposer la production et, d'autre part, la recherche d'un gain spécifique dans l'exploitation des différences d'avantages comparatifs entre les pays. Des spécialisations internationales au niveau des fragments des processus productifs sont alors mesurées et observées (Amador & Cabral, 2009).

Cependant, il existe des contraintes d'interdépendance et de coordination des différents fragments de la chaîne de valeur, qu'impose l'assemblage final du produit. La gestion de cette contrainte d'interdépendance engendre des coûts, souvent croissants avec la distance, qui peuvent faire disparaître les bénéfices de l'exploitation des différences d'avantages comparatifs entre les pays. Plus les produits sont pondéreux et volumineux, plus le coût de transport et de coordination des différents fragments de la chaîne de valeur (processus productifs) avant l'assemblage final pèsera sur les coûts totaux de production. Il en est de même pour les produits devant être consommés rapidement et donc à proximité de leur lieu de production.

En outre, le degré de différenciation des produits (variétés, qualités), l'importance des labels territoriaux ou nationaux ou des marques (label Origine France garantie, AOC, AOP, IGP…), devraient réduire l'intérêt à délocaliser. Dans les secteurs intensifs en connaissance et à forte dépenses de R&D, la concurrence est rythmée par la dynamique des innovations de produits. La compétitivité est alors fondée sur des avantages hors coût qui augmentent la valeur ajoutée de la production et la rémunération des salariés mais qui, parallèlement, rendent les consommateurs peu sensibles à la variation des prix et permettent le maintien de la production dans les pays et territoires à plus haut niveau salarial.

Dans les faits, les deux types de caractéristiques, des tâches et des produits, se combinent pour influencer la délocalisation ou la non-délocalisation (voir encadré 1). Compte tenu des caractéristiques dominantes des produits et des tâches dans chaque secteur, on devrait observer des différences dans leurs performances, leurs degrés de délocalisation, mais aussi dans les logiques de délocalisations (offensives pour accéder aux marchés ou défensives pour exploiter les différences de coûts du travail).

Classer les activités manufacturières selon leur potentiel de délocalisation

Données et méthode d'analyse mobilisées

Dans une première étape, la construction d'une typologie de secteurs de l'industrie

8. La propriété des systèmes modulaires est d'être « divisibles en parties, avec une forte densité d'interactions parmi les éléments de chacune des parties et une plus faible densité d'interactions entre les éléments des différentes parties » (Simon, 1962). La production modulaire est présente dans de nombreux secteurs industriels : automobile, textile, habillement, électronique, informatique, etc.

Encadré 1 – **Le cas du textile et de l'habillement**

La filière textile-habillement illustre bien la manière dont se combinent ces deux approches par les produits et par les tâches pour influencer le potentiel de délocalisation. Du point de vue des caractéristiques des produits de la branche, les vêtements sont particulièrement légers et peu volumineux ; les coûts de transport pour acheminer les biens intermédiaires ou les biens finis assemblés à l'étranger sont très faibles. En même temps, les barrières à l'entrée dans ce type de secteurs sont faibles (peu de R et D et de brevets…). Les logiques de compétitivité prix ou coûts dominent, même si la différenciation des produits par l'image de marque peut être un facteur non négligeable de compétitivité. Du point de vue des caractéristiques des tâches, l'activité de couture consistant à manipuler des matières souples est encore peu robotisable, et recourt beaucoup au travail peu qualifié : le coût de main d'œuvre représente plus des deux tiers du coût de production. Si les phases de tissage et de filature (amont de la filière) et de découpe (au laser) sont largement automatisées, ce n'est pas le cas de l'activité d'assemblage (couture). Il existe bien des prototypes de robots essayant de robotiser l'activité de couture mais ces innovations en restent au stade du prototype dans quelques grandes entreprises. En outre, ces robots sont encore utilisés de manière semi-automatique nécessitant l'intervention manuelle. La part dans les effectifs employés des fonctions associées aux tâches routinières peu qualifiées, facilement délocalisables y est élevée. Les taux d'exportation y sont relativement faibles et les délocalisations verticales défensives motivées par des différences de coûts salariaux dominent.

manufacturière[9] est effectuée à l'aide d'une Analyse en Composantes Principales (ACP), à partir des variables caractérisant les déterminants de la localisation des activités manufacturières. Les données disponibles du dispositif ESANE 2010 (Élaboration des Données Annuelles d'Entreprise)[10] et celles du Recensement de la Population (RP) 2010 de l'Insee permettent de retenir douze variables (tableau 1).

Les variables liées aux caractéristiques des emplois et des tâches

Les variables d'emploi (coût salariaux, productivité du travail, nature des tâches) et les variables liées au capital (coût, substituabilité potentielle au travail…) sont mobilisées parmi les déterminants des délocalisations. Le degré d'automatisation, approximé par les variables d'intensité capitalistique et de taux d'investissement, limite la décision de délocaliser pour bénéficier des écarts de coûts salariaux unitaires avec les pays émergents.

Les données d'emplois issues du recensement 2010 de l'Insee et décomposées par type de fonctions (van Puymbroeck & Reynard, 2010), permettent d'approximer les tâches portées par les employés (tâches d'exécution, tâches routinières ou cognitives, …). Ces données sont disponibles au niveau des 732 sous-classes de la Nomenclature des Activités Françaises (NAF) et décomposées par ZE. La variable « part des fonctions associées aux tâches routinières » permet d'appréhender les emplois délocalisables. Les variables « part des fonctions cognitives » et « part des catégories socio-professionnelles (CSP) cognitives » dans l'emploi, traduisent la recherche de compétences spécifiques plus difficilement délocalisables[11].

La variable « rémunération annuelle par salarié » est un proxy de la qualification élevée des travailleurs et de la qualité de la production. Elle se distingue de la variable « coût salarial » dans la mesure où les secteurs à fort rapport masse salariale / travailleurs sont aussi des secteurs qui emploient davantage de travailleurs qualifiés, sont plus intensifs en technologie et déposent davantage de brevets. Contrairement à une approche de la compétitivité prix dite « pure », l'approche kaldorienne de la compétitivité met l'accent sur le paradoxe selon lequel les pays qui exportent le plus sont également ceux qui affichent les prix relatifs les plus élevés (Kaldor, 1978). L'explication fournie par la

9. Sur les 732 activités répertoriées dans la NAF, nous ne retenons que les 258 activités manufacturières à localisation libre (hors énergie, industrie extractive, construction, exploitation forestière, services…) et qui correspondent à la section C de la NAF intitulée « industrie manufacturière » et comprenant les divisions allant des codes 10 à 33. Parmi ces 258 activités manufacturières nous excluons quatre industries artisanales (charcuterie, cuisson de produits de boulangerie, boulangerie et boulangerie-pâtisserie, pâtisserie) non délocalisables et non échangeables et celles pour lesquelles les données ne sont pas disponibles. Restent 229 activités de l'industrie manufacturière.

10. Le dispositif ESANE produit depuis 2008 des statistiques structurelles d'entreprises. Il remplace deux dispositifs antérieurs : les EAE (Enquêtes Annuelles d'Entreprises) et Suse (Système Unifié de Statistiques d'Entreprises). Il est renforcé par deux sources administratives : les fichiers de déclarations annuelles sur les bénéfices (BIC-bénéfices industriels et commerciaux, BNC-bénéfices non commerciaux, BA-bénéfices agricoles) qui permettent de récupérer des informations comptables sur l'entreprise et les Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS) complétées par l'Enquête Sectorielle Annuelle (ESA) qui fournissent respectivement des données sur les effectifs, leurs rémunérations et sur l'équipement commercial, le type de clientèle, etc.

11. La variable « part des fonctions cognitives » provient des données de recensement (RP). La variable « part des CSP cognitives » est tirée des enquêtes sur les CSP au niveau des établissements de la base de données ESANE. Ces deux variables peuvent paraître proches mais en réalité les CSP supérieures peuvent également intégrer des fonctions plus ou moins routinières bien que dans une proportion plus faible que les autres CSP.

littérature à ce paradoxe est que l'augmentation des coûts de production, y compris salariaux via l'élévation de la qualification et des compétences des travailleurs, traduit une augmentation de la qualité relative des produits et donc, de la performance des firmes (Fagerberg, 1988 ; 1996 ; Erkell-Rousse & Le Gallo, 2002). Cette variable est donc à la fois reliée aux caractéristiques du travail et des produits.

Les variables liées aux caractéristiques des produits

Trois variables de performance et de positionnement des secteurs en qualité sont identifiées : le taux d'exportation, le taux de valeur ajoutée, et les dépôts de brevets sont associés aux caractéristiques des produits à travers la recherche d'innovations et de différenciation des produits susceptibles de renforcer la compétitivité hors coût et l'ancrage géographique des activités.

Enfin, la variable « délais de paiement des clients » constitue une variable proxy de la proximité physique entre les fournisseurs et clients et exprime une contrainte à l'éclatement géographique lié à la fragmentation des chaînes de valeur. Les données mobilisées étant sectorielles et non individuelles d'entreprises, nous ne pouvons approximer la contrainte de proximité par un simple indicateur de proximité géographique. La littérature relative aux services (Jensen Bradford & Kletzer, 2006 ; Barlet *et al.,* 2010) utilise généralement l'éloignement géographique à la demande pour définir les services échangeables et donc leur potentiel de délocalisation, suivant les analyses de Krugman (1991). Cette méthodologie est peu adéquate s'agissant des activités ou des branches de l'industrie manufacturière. Dans le cadre de l'industrie, la variable « délais de paiement » représente une variable approximative de la tendance à la fragmentation internationale des chaînes de valeur. Plusieurs études ont montré que, au sein des activités manufacturières, les délais de paiements s'avéraient plus longs dans les industries de biens d'équipement et de biens intermédiaires, autrement dit en amont de la chaîne de production (Insee, 2006). Un constat similaire est observé pour les firmes dont la production est destinée aux entreprises comparativement aux firmes axées sur la satisfaction de la demande finale (Souquet, 2014). Ces constats tendent à montrer qu'un lien existe entre délais de paiement d'une part et la nature de la demande d'autre part. Or, la satisfaction de la demande finale

Tableau 1
Liste des variables et des bases de données mobilisées

Variables	Description	Sources
Brevets - utilisation de la technologie	Charges dont redevances pour concessions de brevets, de licences / chiffre d'affaires hors-taxe	ESANE (2010)
Délais de paiement des clients	Total des créances clients sur l'ensemble du secteur / total des chiffres d'affaires annuels TTC divisé par 360.	ESANE (2010)
Intensité capitalistique	Montant des immobilisations corporelles / valeur ajoutée hors taxe	ESANE (2010)
Part des CSP cognitives	Part des cadres et professions intellectuelles dans l'emploi	ESANE (2010)
Part des fonctions associées aux tâches routinières	Part des fonctions 'fabrication' et 'gestion' dans l'emploi	Calculs à partir des données RP 2010 (Insee)
Part des fonctions cognitives (fonctions de l'Insee)	Part des fonctions 'prestations intellectuelles', 'conception recherche' et 'éducation – formation' dans l'emploi	RP 2010 (Insee)
Part des frais de personnel	Frais de personnel / chiffre d'affaires hors taxe	ESANE (2010)
Productivité apparente du travail par tête	Valeur ajoutée hors taxe / effectifs en équivalent temps plein	ESANE (2010)
Rémunération annuelle par salarié	Rémunération annuelle par salarié	ESANE (2010)
Taux d'exportation	Chiffre d'affaires à l'export / chiffre d'affaires	ESANE (2010)
Taux d'investissement	Montant des investissements corporels / valeur ajoutée hors taxe	ESANE (2010)
Taux de valeur ajoutée	Valeur ajoutée hors taxes / chiffre d'affaires	ESANE (2010)

implique une contrainte de proximité géographique plus marquée et les délais de paiement permettraient d'approximer cette contrainte. Cette relation est confirmée par les travaux de l'observatoire des délais de paiement de la Banque de France qui, analysant notamment la situation des firmes implantées en Corse ou en France d'outre-Mer, soulignent que l'éloignement géographique entre clients et fournisseurs allonge les délais de paiement (Prost & Villetelle, 2017). Autrement dit, délais de paiement et contrainte de proximité géographique semblent négativement corrélés.

Une typologie des activités manufacturières selon leur potentiel de délocalisation

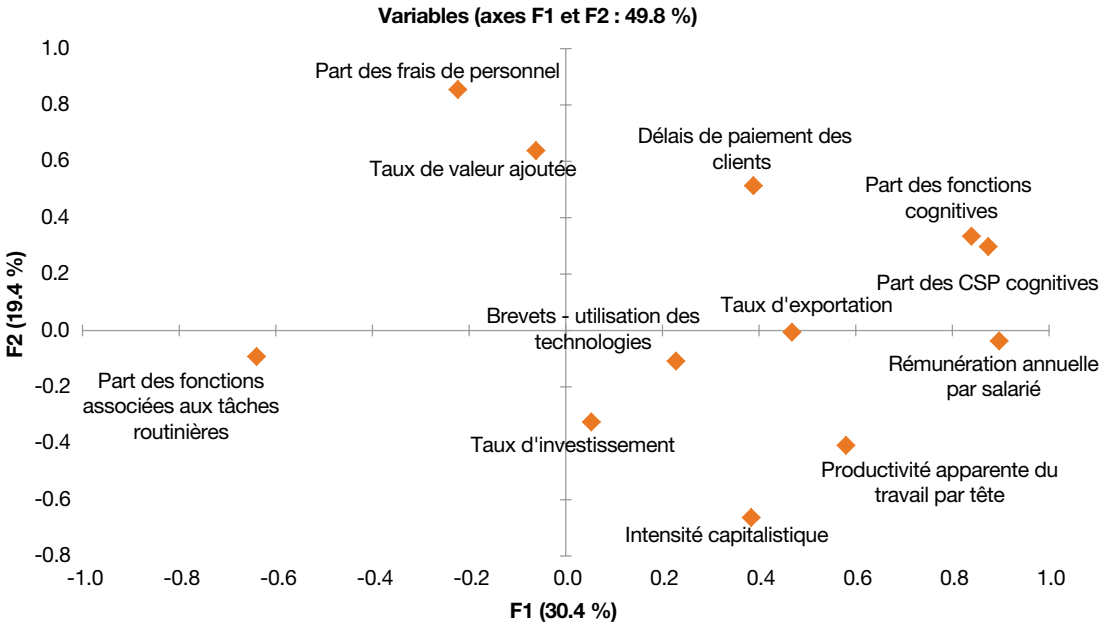
Les résultats de l'ACP appliquée aux douze variables sur les 229 secteurs manufacturiers sont reproduits dans la figure I. Le premier axe factoriel (horizontal) traduit une divergence sectorielle nette en termes de caractéristiques de tâches et d'innovation. Les activités situées à gauche de l'axe horizontal (fabrication d'articles céramiques, transformation et conservation de la viande de volaille, activités de reliure,…) présentent une part élevée de fonctions associées aux tâches routinières. Ces secteurs s'opposent à ceux caractérisés par une part significativement élevée des fonctions cognitives, par la forte présence des CSP cognitives et par des rémunérations élevées du personnel (fabrication d'équipements d'aide à la navigation, d'équipements de communication, de gaz industriels, etc.).

Le deuxième axe factoriel (vertical) exprime une autre opposition récurrente liée à la substitution capital-travail. En haut du graphique, les activités impliquant des frais du personnel importants (fabrication d'ouvrages en fibre-ciment, d'huiles et de graisses brutes, de pâtes à papier…) s'opposent à celles du bas du graphique présentant une intensité capitalistique, un taux d'investissement et une productivité du travail élevés (fabrication d'équipements d'aide à la navigation, construction de navires et de structures flottantes, réparation de matériels électroniques et optiques…).

La construction des classes d'industries

À partir de cette ACP, la méthode de classification des k-moyennes (*k-means*), appelée également méthode des nuées dynamiques, est utilisée sur les six premiers axes factoriels significatifs, représentant 85.4 % de la

Figure I
Analyse en composantes principales, résultats sur les douze variables



Champ : 229 secteurs manufacturiers de la nomenclature d'activités (NAF 700 produits), France métropolitaine et DOM.
Source : Insee, dispositif ESANE, 2010 ; Recensement, 2010 ; calculs des auteurs.

variance cumulée. Cette méthode appartient aux modèles non hiérarchiques déterministes qui partitionnent une population en *k* classes disjointes, la valeur *k* étant fixée au préalable par l'utilisateur en s'appuyant sur une méthodologie complémentaire telle qu'une classification ascendante hiérarchique (CAH), comme dans cet article. Concrètement, l'algorithme CAH utilisé permet de donner une fourchette de *k* groupes typologiques. Le CAH fournit comme meilleur résultat une typologie en quatre classes[12]. Sur cette base, la méthodologie des k-moyennes permet de répartir les 229 activités de l'industrie manufacturière de la NAF en quatre classes homogènes, en fonction des variables délocalisation.

Le tableau 2 présente les corrélations entre les quatre classes et chacune des douze variables. Le tableau 3 indique le poids relatif de chaque classe dans l'emploi total des 229 activités de l'industrie manufacturière d'une part et dans l'emploi total français d'autre part. On observe une première séparation claire entre les catégories 2 et 4 (classes paires) et les classes 1 et 3 (impaires) en fonction des caractéristiques de la main d'œuvre et des types de tâches portées par les travailleurs.

La répartition des emplois manufacturiers entre les quatre classes de secteurs montre que les classes impaires 1 et 3 concentrent les deux tiers de l'emploi des 229 secteurs manufacturiers étudiés[13]. La classe 3 qui regroupe 90 secteurs d'activités, comptabilise 42 % des emplois manufacturiers soit près de 5 % de l'emploi total en France. La classe 1 représente 24 % des emplois manufacturiers et compte 69 secteurs (tableau 3).

Les secteurs appartenant à ces classes « impaires » sont caractérisés par la présence de travailleurs peu qualifiés portant des tâches routinières et des faibles taux de productivité du travail (tableau 2). Les CSP cognitives (– 26.1 % pour la classe 1 et – 38.1 % pour la classe 3) et les fonctions intellectuelles (– 30.4 % pour la classe 1 et – 37.9 % pour la classe 3) y sont beaucoup moins représentées que pour la moyenne des activités manufacturières. Les taux d'exportation pour ces secteurs sont également plus faibles que pour les secteurs des classes paires.

La différence entre les secteurs 1 et 3 tient à la combinaison spécifique de travail peu qualifié et de tâches routinières associés à une plus forte intensité en capital pour la classe 1 (taux d'investissement de + 15.6 %), contre une plus faible intensité capitalistique dans la classe 3 d'où des parts plus élevées de frais de personnel et de faibles taux d'investissement. Les taux de valeur ajoutée sont très faibles pour la classe 1 et élevées pour la classe 3. La contrainte de proximité pour les activités de la classe 1, est plus forte puisque les délais de paiement qui permettent de l'approximer, apparaissent plus faible que la moyenne (– 21.1 %). On y trouve des secteurs pondéreux, davantage contraints par la proximité de la demande et plutôt tournés vers le marché domestique, tels que la plupart des industries agroalimentaires[14] et la production de matériaux relevant du BTP[15]. À l'inverse, les contraintes de proximité sont plus lâches pour les activités de la classe 3. Le taux de valeur ajoutée dans la classe 3 est plus élevé dans la mesure où ce sont plutôt les phases d'assemblage qui seraient délocalisées ce qui est cohérent avec la faiblesse du taux d'exportation. Les secteurs traditionnels de biens de consommation tel que le textile-habillement y sont fortement représentés.

À contrario, dans les classes paires, les travailleurs des CSP supérieures et les tâches cognitives sont surreprésentées et les taux de productivité du travail y sont plus élevés. Aussi, le taux d'exportation y est beaucoup élevé que dans les secteurs impairs.

Les différences entre les classes 2 et 4 tiennent d'abord à des contraintes de proximité géographique plus fortes pour les secteurs de la classe 2 que ceux de la classe 4. Dans la classe 2, qui compte 31 secteurs et 14 % des emplois manufacturiers (tableau 3), les secteurs sont davantage tournés vers l'innovation (brevets). L'intensité capitalistique et la productivité apparente du travail y sont beaucoup plus élevées que pour

12. Une fourchette allant de 3 à 5 groupes a été définie, compte tenu de la taille de l'échantillon (229 secteurs). L'algorithme permet de visualiser l'évolution de la variance intra-classe (qui diminue mathématiquement lorsque le nombre de classes augmente). Si les données sont distribuées de manière homogène, la décroissance est linéaire. S'il y a une structure de groupes, un coude peut être observé pour le nombre de classes pertinent. En l'occurrence, l'algorithme trouve comme meilleure solution 4 classes.

13. L'industrie manufacturière française totale ne comptait plus en 2010 que 12 % de l'emploi total. Les activités de nos quatre classes représentent ensemble environ 11 % de l'emploi total en 2010.

14. La présence d'une partie de l'agroalimentaire dans cette catégorie s'explique par l'utilisation de données liées aux spécificités industrielles. Pour les secteurs de cette classe, la part des exportations n'est pas si élevée, comparée à d'autres secteurs manufacturiers. Si en termes absolus, les montants exportés sont importants, le marché local, lui-même très important, détermine les choix de localisation de ces entreprises. Les branches les plus exportatrices de l'agroalimentaire (champagne par exemple) n'apparaissent pas dans cette classe.

15. Le tableau 1 en Annexe présente des exemples de secteurs pour chaque classe tandis que le complément en ligne C1 liste l'ensemble des secteurs de chaque classe.

Tableau 2
Corrélations entre les classes de secteurs et les variables de délocalisabilité (%)

Variables	Classe 1	Classe 2	Classe 3	Classe 4
Brevets - utilisation de la technologie	- 9.3	19.1***	- 4.0	- 0.8
Délais de paiement des clients	- 21.1***	- 11.3*	- 4.6	42.0***
Intensité capitalistique	1.9	69.7***	- 35.3***	- 19.9***
Part des CSP cognitives	- 26.1***	15.9**	- 38.1***	67.0***
Part des fonctions associées aux tâches routinières	5.1	- 16.5**	42.9***	- 47.0***
Part des fonctions cognitives (fonctions de l'Insee)	- 30.4***	13.0**	- 37.9***	74.5***
Part des frais de personnel	- 47.7***	- 42.5***	60.5***	18.3***
Productivité apparente du travail par tête	- 16.7**	69.7***	- 34.8***	2.1
Rémunération annuelle par salarié	- 30.1***	55.1***	- 41.3***	40.2***
Taux d'exportation	- 15.7**	13.8**	- 24.4***	38.3***
Taux d'investissement	15.6**	10.1	- 13.0**	- 11.2*
Taux de valeur ajoutée	- 55.0***	- 13.5**	53.9***	9.4

Note : Les valeurs sont différentes de 0 au niveau de signification : *** alpha=0.01 ; ** alpha=0.05 ; * alpha=0.1.
Champ : 229 secteurs manufacturiers de la nomenclature d'activités (NAF 700 produits), France métropolitaine et DOM.
Source : Insee, dispositif ESANE, 2010 ; Recensement, 2010 ; calculs des auteurs.

les autres classes. On y trouve les secteurs de la chimie, de la métallurgie et de l'automobile[16].

Dans la classe 4 qui regroupe 39 secteurs et 19 % des emplois manufacturiers, les secteurs sont davantage internationalisés, non seulement à travers les taux d'exportation plus élevés mais aussi grâce à une possibilité de fragmentation internationale de la chaîne de valeur qu'autorise la faible contrainte de proximité. On y trouve par exemple les secteurs de l'électronique, de l'aéronautique, du luxe et de la parfumerie.

Au total, il apparaît quatre catégories d'activité :

- des activités à forte présence de travailleurs des CSP cognitives et à taux d'exportation élevés (classes 2 et 4) à fort degré d'intensité capitalistique et en brevets (classe 2) ou à faible intensité capitalistique (classe 4) ;

- des activités à faible présence de travailleurs des CSP cognitives et à faibles productivités du travail (classes 1 et 3) et à intensité capitalistique moyenne et faiblement internationalisées (classe 1) ou à faible intensité capitalistique (classe 3).

Un indice de délocalisation des activités pour mesurer la vulnérabilité des territoires

Nous procédons en trois étapes. Dans la première étape, un indice de délocalisation des activités est construit en mettant en relation l'évolution des importations dans les secteurs d'activités avec celle des emplois durant la période 2008-2010. Dans une deuxième étape, nous analysons le positionnement de chacune de nos quatre classes de l'industrie manufacturière eu égard à cet indice de délocalisation. Dans la troisième étape, nous construisons un indicateur de vulnérabilité au risque de délocalisation dans les 321 ZE, somme pondérée de l'indice de délocalisation de chaque secteur d'activités par sa part dans l'emploi total de la ZE considérée.

Un indice de délocalisation des secteurs de l'industrie manufacturière

La construction d'un indice de délocalisation effective des secteurs d'activités manufacturières s'inspire de la démarche adoptée au niveau des établissements par Aubert et Sillard (2005). Selon cette approche, il existe une présomption de délocalisation lorsqu'une forte

16. L'automobile s'internationalise de deux manières :
- par l'IDE (investissement direct à l'étranger) pour conquérir des marchés, souvent par fusions et acquisitions (F&A) comme l'illustre le cas de la Fusion Renaud-Nissan pour conquérir le marché asiatique. L'automobile étant un secteur pondéreux, les firmes privilégient souvent l'IDE à l'exportation ;
- par la fragmentation régionale de la chaîne de valeur dans différents pays du marché régional, en Europe par exemple, pour le desservir par l'exportation.
La construction de véhicules automobiles appartient à la classe 2 car il s'agit d'un secteur d'exportation qui recourt peu à la délocalisation verticale suivie de la réimportation du produit final. En revanche, les composants électroniques automobiles se trouvent dans la classe 4 (produits intermédiaires, avec une forte présomption de délocalisation, cf. tableau 5, plus loin).

Tableau 3
Caractéristiques en nombre d'emplois des quatre grands groupes de secteurs en 2010

Type de secteurs de l'industrie manufacturière	Nombre d'emplois	Part dans l'emploi manufacturier en %	Part dans l'emploi total en % (y compris services et autres activités)
Classe 1 (69 secteurs)	699 571	24.2	2.7
Classe 2 (31 secteurs)	408 185	14.1	1.6
Classe 3 (90 secteurs)	1 229 853	42.6	4.7
Classe 4 (39 secteurs)	547 651	19.0	2.1
Total des quatre classes	2 885 260	100	11.0

Lecture : la classe 3 (composée de 90 secteurs) compte plus de 1.2 million d'emplois ce qui représente 42.6 % de l'emploi manufacturier et 4.7 % de l'emploi total.
Champ : 229 secteurs manufacturiers de la nomenclature d'activités (NAF 700 produits), France métropolitaine et DOM.
Source : Insee, Recensement, 2010 ; calculs des auteurs.

réduction des effectifs (au moins 25 % des effectifs initiaux) est accompagnée d'une augmentation des importations proportionnelle à la production arrêtée en France.

Dans cet article, pour estimer dans quelle mesure chaque secteur *s* a subi des opérations de délocalisation, nous calculons un indice de délocalisation ($Idéloc_s$) à partir des deux variables suivantes : la variation de l'emploi mesurée par les effectifs salariés en équivalent temps plein entre 2008 et 2010 (en logarithme) ; la variation de la part des importations dans le chiffre d'affaires hors taxes (CAHT) entre 2008 et 2010[17].

Trois régressions linéaires sont estimées par les moindres carrés ordinaires sur les secteurs manufacturiers étudiés (tableau 4). La première équation confirme l'hypothèse de Aubert et Sillard (2005) et révèle l'existence d'un lien négatif et significatif entre la variation de l'emploi et la variation des importations. L'analyse de l'écart entre la variation effective de l'emploi dans un secteur et la variation de l'emploi estimée, permet d'appréhender la présomption de délocalisation des secteurs d'activité. Lorsqu'un secteur connaît à la fois une baisse effective de l'emploi d'une part, et une baisse de l'emploi estimée due à la variation de ses importations d'autre part, le secteur est supposé avoir effectivement délocalisé sur la période étudiée.

À partir de cette analyse, il est possible d'estimer le potentiel de délocalisation de chacune des quatre classes de secteurs manufacturiers de la typologie. La régression de l'équation (1) est complétée par deux autres régressions indiquées par les équations (2) et (3) du tableau 4. L'équation (2) ajoute à la régression initiale trois variables d'appartenance des activités manufacturières aux classes 1, 3 et 4, la classe 2 étant désormais prise comme modalité de référence pour analyser les trois autres classes. La relation négative et significative entre les variations d'emploi et d'importations est globalement confirmée (coefficient estimé de – 0.00457). Les classes 3 et 4 affichent de plus une variation de l'emploi plus fortement négative et significative (respectivement – 0.167 et – 0.119). Lorsque l'on ajoute quatre variables qui croisent l'appartenance des secteurs à chacune des quatre classes avec la variation des importations (équation (3)), ce résultat se renforce : les classes 3 et 4 sont les plus affectées par les délocalisations[18] (coefficient estimé de la variation des importations de resp. – 0.0107 et – 0.00763).

L'indice de délocalisation est calculé à partir de l'équation (3) de la manière suivante :

Idéloc = max (Variation de l'emploi observée, Variation de l'emploi estimée) si Variation de l'emploi observée <0 et Variation de l'emploi estimée<0 (présomption de délocalisation)

Idéloc = min (Variation de l'emploi, Variation de l'emploi estimée) si Variation de l'emploi observée>0 et Variation de l'emploi estimée>0 (présomption de non-délocalisation)

Idéloc = 0 dans tous les autres cas (indéterminé)

17. Nous retenons les années 2008 (1ère année d'existence d'ESANE) et 2010 car les données mobilisées sur le contenu en fonctions cognitives et routinières de l'emploi sont issues du Recensement 2010, données les plus récentes disponibles au début de la réalisation de l'étude en 2013.
18. Un test de Fisher conduit à rejeter l'équation (1) au profit de l'équation (2) avec une probabilité <0.01. Un test de rapport de vraisemblance conduit à rejeter l'équation (2) pour l'équation (3) au seuil de 0.05 (p=0.03).

Tableau 4
Estimation du potentiel de délocalisation des quatre classes d'activités manufacturières - variation de l'emploi et des importations/CAHT

VARIABLES	(1) Variation de l'emploi (en log) 2010/08	(2) Variation de l'emploi (en log) 2010/08	(3) Variation de l'emploi (en log) 2010/08
Classe 1		- 0.0800 (0.0521)	- 0.0880 (0.0536)
Classe 2		*Référence*	*Référence*
Classe 3		- 0.167*** (0.0500)	- 0.172*** (0.0524)
Classe 4		- 0.119** (0.0576)	- 0.115* (0.0590)
Classe 1 x var import/CAHT			0.00322 0.00427)
Classe 2 x var import/CAHT			- 0.00409 (0.00302)
Classe 3 x var import/CAHT			- 0.0107*** (0.00263)
Classe 4 x var import/CAHT			- 0.00763* (0.00423)
Variation des imports/CAHT (en log) 2010/08	- 0.00462** (0.00194)	- 0.00457** (0.00208)	
Constante	7.45e-09 (0.0137)	0.109** (0.0462)	0.110** (0.0484)
Observations	227	227	227
R2	0.029	0.102	0.137
R2 ajusté	0.0245	0.0857	0.109

Note : deux secteurs d'activité présentant des valeurs extrêmes en termes d'importations en 2008 ont été exclus des régressions et de la suite de l'analyse : le secteur 2640Z (Fabrication de produits électroniques grand public) et 2823Z (Fabrication de machines et d'équipements de bureau, à l'exception des ordinateurs et équipements périphériques). Les variables sont centrées.
Méthode des moindres carrés ordinaires. Seuil de significativité des coefficients : *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.
Champ : 227 secteurs manufacturiers de la nomenclature d'activités (NAF 700 produits), France métropolitaine et DOM.
Source : Insee, dispositif ESANE, 2008, 2010 ; calculs des auteurs.

Lorsque la variation de l'emploi observée d'une part et celle de l'emploi estimée par la variation des importations et l'appartenance aux quatre classes d'autre part, sont toutes les deux négatives, les activités sont caractérisées par un degré élevé de « présomption de délocalisation ». Lorsque les variations de l'emploi effectif et de l'emploi estimé sont toutes deux positives, les activités affichent une « présomption de non-délocalisation »[19]. Enfin, l'indice prend une valeur nulle lorsque, pour un secteur donné, les variations de l'emploi d'une part et de l'emploi estimé d'autre part sont de signes opposés.

En ne retenant que les plus petites valeurs négatives (lorsque *Ideloc* = max) et les plus petites valeurs positives (lorsque *Ideloc* = min), cet indice évite de surpondérer l'impact des importations sur l'emploi et permet de s'affranchir de la définition d'un seuil arbitraire à partir duquel la perte d'emplois dans un secteur s'apparenterait à des cas de délocalisation[20].

Les quatre classes de l'industrie manufacturière face aux délocalisations effectives

La part des secteurs concernés par une présomption de délocalisation dans le total des secteurs de chaque classe d'activité est plus élevée dans la classe 3 puisqu'elle atteint les deux-tiers des secteurs[21] (tableau 5). Parmi ces secteurs, on trouve sans surprise le textile-habillement, les meubles, l'outillage, les métaux légers. C'est bien la classe d'activité

19. Rappelons que selon l'enquête Chaînes d'activité mondiales de l'Insee (Fontagné & D'Isanto, 2013) 3 % des 28 000 entreprises non financières ont renoncé à délocaliser leurs activités alors que 4.2 % d'entre elles ont délocalisé leur activité.
20. Une variante de cet indice a également été testée. Elle retenait comme indice de délocalisation, Ideloc = moyenne (Variation de l'emploi observée, Variation de l'emploi estimée). Cette variante tend à majorer l'indice par rapport à celui retenu. La corrélation entre cette variante et l'indice retenu dans l'article est de 0.782. La corrélation de rang (Spearman) est aussi élevée, supérieure à 0.86. Dans les deux cas, la corrélation est significative à 99 %.
21. Le complément en ligne C1 présente la liste des secteurs à présomption de délocalisation et à présomption de non-délocalisation, selon les classes concernées.

la plus fragile en termes de risques de délocalisations. Dans cette classe, seulement 4.5 % des secteurs présentent une présomption de non-délocalisation comme par exemple les articles chaussants qui constituent des niches de spécialisation française.

La classe 4 affiche près de 30 % de ses secteurs à présomption de délocalisation contre moins de 24% de secteurs à présomption de non-délocalisation. Les secteurs les plus concernés par les délocalisations potentielles sont la fabrication de composants électroniques, d'ordinateurs, d'équipements électriques et électroniques d'automobiles, de machines d'imprimerie. Parmi les secteurs à présomption de non-délocalisation, on trouve par exemple les produits de luxe (parfum, vêtements), les équipements d'irradiation médicale, l'outillage portatif à moteurs. Ce sont généralement des secteurs à forts avantages hors coûts bénéficiant d'un effet de différenciation des produits.

Les deux premières classes sont peu (7.2 % des secteurs de la classe 1) voire pas du tout (classe 2) concernées par les présomptions de délocalisation (tableau 5). Les secteurs à présomption de non-délocalisation dans la classe 1 sont représentés par les industries agro-alimentaires, les produits pondéreux du Bâtiment et des travaux publics, des machines agricoles et forestières, etc. Enfin, 71 % des activités de la classe 2 affichent une présomption de non-délocalisation à l'instar des secteurs des produits de luxe de l'agro-alimentaire (champagne,…), des produits chimiques et pharmaceutiques, etc.

Croiser les caractéristiques des secteurs de l'industrie manufacturière issues du tableau 2 et les indices de délocalisation permet de qualifier la nature des quatre classes en termes d'exposition au risque de délocalisation. La classe 1 regroupe les « secteurs domestiques peu délocalisables » dominés par des activités moyennement capitalistiques, faiblement intensives en emplois cognitifs et davantage tournées vers le marché domestique ; la classe 2 englobe les « secteurs exportateurs peu délocalisables » dont les activités sont plus capitalistiques, plus intensives en fonctions cognitives et exportatrices ; la classe 3 rassemble les « secteurs à délocalisations défensives » dont les activités sont intensives en travail et en fonctions routinières, et largement plus importatrices ; enfin, la classe 4 agrège les « secteurs à délocalisations offensives », dont les activités sont intensives en travail et en fonction cognitives et largement exportatrices. Les délocalisations sont dites offensives car les activités de cette classe 4 sont caractérisées, comme le montre l'ACP, par des facteurs de compétitivité hors coûts (brevets, CSP cognitives, qualification de la main d'œuvre,…) qui stimulent les exportations (pour plus de détails, voir annexe et le complément en ligne C1).

Un indicateur de vulnérabilité des ZE à la délocalisation

Un indicateur de vulnérabilité des ZE françaises au risque de délocalisation est proposé à partir de deux éléments. Le premier élément repose sur l'indice de délocalisation $Idéloc_s$ estimé précédemment par secteur s. Le second élément consiste à mesurer la vulnérabilité à la délocalisation dans les territoires en pondérant cet indice de délocalisation par sa part dans l'emploi total de chacune des 321 ZE[22]. Autrement

22. *Pour chaque ZE, la source Recensement de la Population (2010) et son champ sont retenus pour la mesure de l'emploi dans l'industrie manufacturière à 227 secteurs comme pour le total des emplois tous secteurs confondus (732 sous-classes).*

Tableau 5
Proportion de secteurs manufacturiers concernés par les présomptions de délocalisation et non-délocalisation, selon les classes

en %

	Présomption de non-délocalisation (*Idéloc* = min)	Présomption de délocalisation (*Idéloc* = max)
Classe 1	52.2	7.2
Classe 2	71.0	0.0
Classe 3	4.5	69.7
Classe 4	23.7	28.9

Lecture : 52.2 % des secteurs de la classe 1 présentent une présomption de non-délocalisation.
Champ : 227 secteurs manufacturiers de la nomenclature d'activités (NAF 700 produits), France métropolitaine et DOM.
Source : Insee, dispositif ESANE, 2008, 2010 ; calculs des auteurs.

dit, la fragilité d'une ZE est le résultat de l'indice de délocalisation et de la part plus ou moins grande de l'emploi dans le secteur par rapport à l'emploi total du territoire. Cet indicateur permet de ne pas surestimer la vulnérabilité d'une ZE en écartant les situations où les variations d'emploi proviendraient d'éléments purement conjoncturels.

Cet indice de vulnérabilité s'écrit :

$$vulnér_i = \sum_{s=1}^{227} Idéloc_s \times \frac{N_i^s}{N_i^\bullet} \qquad (2)$$

avec $Idéloc_s$ l'indice de délocalisation de chaque secteur de l'industrie manufacturière s, N_i^s l'emploi de chaque ZE i dans le secteur s et $N_i^\cdot$ l'emploi total de cette ZE i y compris les services et les autres secteurs économiques. Plus un territoire est spécialisé dans un secteur jugé davantage soumis aux délocalisations, plus ce territoire est considéré comme vulnérable.

La figure II illustre les résultats de cet indicateur de vulnérabilité pour chaque ZE. La discrétisation est réalisée selon la méthode des moyennes emboîtées en adoptant une classification en huit intervalles. L'indice de vulnérabilité permet de révéler les ZE les plus affectées par les délocalisations défensives destructrices d'emplois. La démarcation est assez nette entre une grande moitié nord et la moitié sud de l'hexagone selon un axe Nantes-Valence. La moitié nord concentre les zones les plus vulnérables avec un nombre élevé de ZE réellement affectées par la délocalisation. Les territoires situés dans le quart nord-est du pays ont déjà été fortement frappés par la désindustrialisation et les restructurations des entreprises. Les délocalisations ont davantage concerné, durant la période étudiée, les territoires de l'est selon un axe allant de Haguenau (Bas-Rhin) à Annecy en passant par Saint-Dié-des-Vosges, Morteau, Saint-Claude, Oyonnax et la vallée de l'Arve. Cette dernière, reconnue pourtant comme une zone d'emplois industriels dynamique, présente l'indice de vulnérabilité le plus élevé parmi les 321 ZE.

D'autres régions rassemblant plusieurs ZE sont également concernées : au cœur de la région Auvergne-Rhône-Alpes, les ZE de Thiers et Roanne apparaissent particulièrement vulnérables. Il en va de même pour les ZE de Romorantin-Lanthenay, Vierzon et Issoudun dans la région Centre-Val de Loire. Les autres territoires vulnérables se trouvent notamment à l'ouest du pays le long d'un axe vertical allant de la Manche (Granville) au Choletais (Fontenay-le-Comte) en passant par Segré et Les Herbiers. Certaines ZE dans le Choletais, région qui avait subi les chocs de l'exacerbation de la concurrence internationale dans le textile-cuir-habillement à la suite du démantèlement de l'Accord multifibre en 2005, demeurent relativement vulnérables.

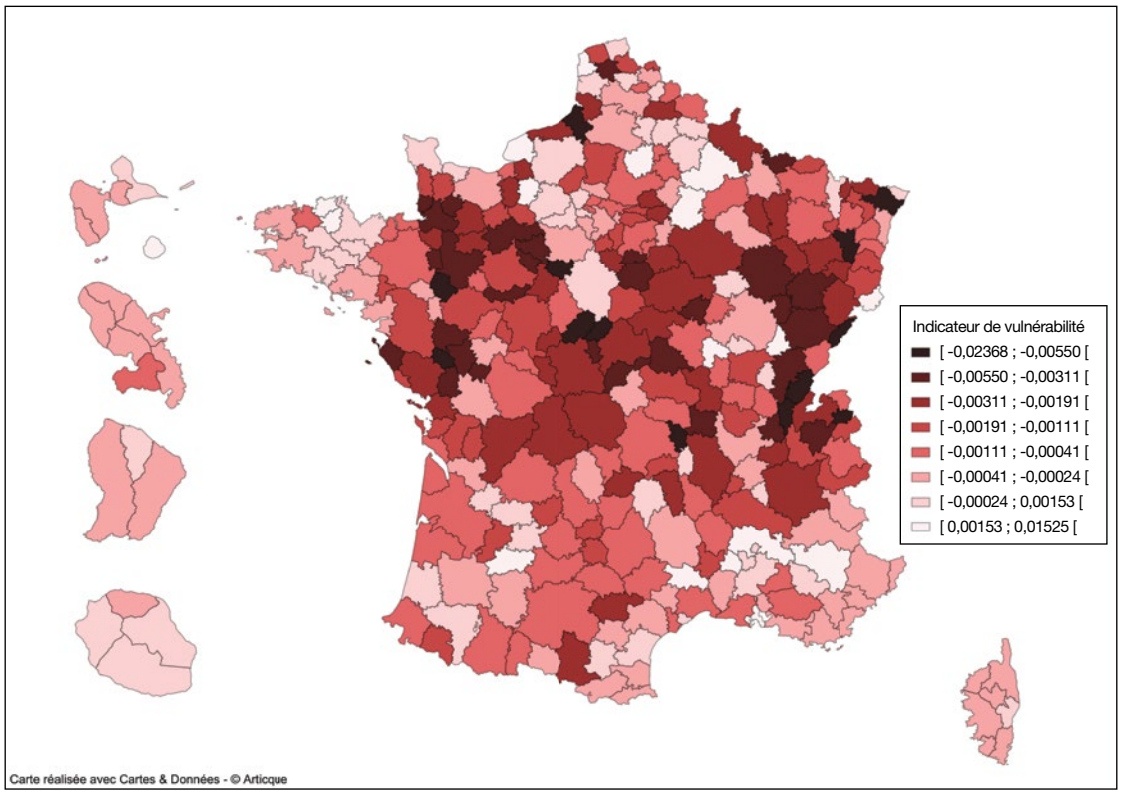
Enfin, parmi les ZE les plus vulnérables, apparaissent des territoires esseulés au milieu de ZE moins exposées. C'est le cas de la vallée de la Bresle en Normandie, de Saint-Omer dans les Hauts-de France ou encore d'Avallon en Bourgogne. La cartographie indique en outre une fragilité plus répandue pour les zones périphériques autour de grandes métropoles telles que Lille, Lyon, Rennes, Strasbourg, Dijon, Orléans et Rouen. Autour de la Région Parisienne, les zones plus vulnérables se situent au-delà de la Grande Couronne, notamment au sud de la région Île-de-France : au sud-est avec Montargis et Nemours et au sud–ouest avec Châteaudun, et Nogent-le-Rotrou.

Dans la moitié nord de la France, les régions bretonnes et franciliennes semblent moins touchées par les délocalisations. Toutefois cela ne signifie pas que, la Bretagne par exemple, ne soit pas affectée par une exposition à d'autres types de chocs économiques que les délocalisations potentielles mesurées par cet indice. Les territoires situés dans la moitié sud de la France, plus précisément au sud de l'axe Nantes-Valence, affichent une moindre vulnérabilité en partie en raison de leur spécialisation dans les activités tertiaires. Seules deux ZE dans le sud-ouest sont davantage concernées par les délocalisations : Foix-Pamiers et Castres-Mazamet.

L'indice de vulnérabilité confirme le caractère localisé voire dispersé des chocs de la délocalisation : peu de ZE sont réellement concernées mais leur exposition aux chocs est d'une forte intensité. Ces zones plus exposées se trouvent sans surprise dans les territoires de la moitié nord de la France et notamment sur la partie Est.

Après avoir détecté les ZE les plus fragiles à l'aide de l'indicateur de vulnérabilité, il convient à présent d'observer la spécialisation des ZE dans nos quatre classes d'activités plus ou moins délocalisables afin de cartographier les points faibles et les performances industrielles de nos territoires.

Figure II
Positionnement comparé des ZE françaises selon leur indicateur de vulnérabilité



Note : plus les ZE sont de couleur sombre, plus la vulnérabilité aux délocalisations est élevée. Les résultats de l'indice varient de - 0.0237 pour la ZE la plus vulnérable (Vallée de l'Arve) à 0.0152 pour la moins vulnérable (Autun).
Champ : 227 secteurs manufacturiers de la nomenclature d'activités (NAF 700 produits), 321 ZE de France métropolitaine et DOM.
Source : Insee, dispositif ESANE, 2008, 2010 ; Recensement, 2010 ; calculs des auteurs.

Prédire les risques et les performances des territoires à partir de leurs spécialisations dans les quatre types d'activité

Mesurer la spécialisation des territoires dans les quatre grands types d'activités manufacturières

L'un des intérêts de la typologie est de pouvoir caractériser les fragilités ou les performances des territoires selon leur spécialisation dans chacune des quatre classes d'activités. Un indice de spécialisation relative de Hoover est calculé pour chaque ZE et pour chaque classe d'activité (encadré 2).

Commençons par l'analyse des fragilités territoriales à travers la cartographie des spécialisations des ZE dans les classes impaires de notre typologie de classes d'activités. Rappelons qu'il s'agit des activités à faible présence de travailleurs des CSP cognitives et à faibles productivités du travail (classes 1 et 3) et à intensité capitalistique moyenne et faiblement internationalisés (classe 1 : secteurs domestiques peu délocalisables) ou à faible intensité capitalistique (classe 3 : secteurs à délocalisations défensives).

Les ZE les plus spécialisées dans les **activités domestiques peu délocalisables** (classe 1) sont plutôt rurales et agricoles, périphériques aux grandes agglomérations et peu densifiées (figure III). Ces ZE rurales accueillent des activités intensives en capital et en consommations intermédiaires nécessitant de faibles qualifications de la main d'œuvre. C'est le cas des ZE en Bretagne, en Mayenne, de Laon à Maubeuge, dans la région Dacquoise, autour de Rodez et de Brive ainsi que dans plusieurs territoires du Nord-Est. En fait, ces territoires ne sont pas moins fragiles que ceux spécialisés dans les secteurs à délocalisations défensives (classe 3), car les activités agroalimentaires à faible valeur ajoutée et dominées par la compétitivité prix composent l'essentiel de ces spécialisations.

Encadré 2 – La mesure de la spécialisation des ZE

Pour mesurer l'importance relative de chaque classe de l'industrie manufacturière c*l* (c*l*=c1,...,c4) au sein d'une ZE *i* (c'est à dire sa surreprésentation ou sa sous-représentation dans cette classe), nous calculons l'indicateur de Hoover (ou indice de spécialisation de Balassa). Nous utilisons comme base de pondération l'emploi total des 732 secteurs d'activités de la NAF pour les 321 ZE prises en compte dans cette étude. L'indicateur est le suivant :

$$HOOV_{i,cl} = \frac{N_{cl}^{i}}{N_{\bullet}^{i}} \Big/ \frac{N_{cl}^{\bullet}}{N_{\bullet}^{\bullet}} \qquad (1)$$

Le premier terme rapporte les effectifs de l'une des 4 classes *cl* de la ZE *i* (N_{cl}^{i}) aux effectifs totaux de la ZE *i* ($N_{\bullet}^{i} = \sum_{k=1}^{732} N_{k}^{i}$), en comptabilisant les 732 secteurs *k* de la NAF. On obtient ainsi la part, le poids relatif, de la classe *cl* dans l'emploi total de la ZE *i*. L'indicateur est relatif dans la mesure où l'on compare cette première part, relative à une ZE *i*, à la part totale de cette classe *cl* dans l'économie française (second terme de l'expression avec $N_{cl}^{\bullet} = \sum_{i=1}^{321} N_{cl}^{i}$ mesurant le nombre d'emploi de la classe *cl* en France et $N_{\bullet}^{\bullet}$, représentant les effectifs totaux dans l'économie française). La valeur de l'indice révèle si, en termes d'emplois, la part d'une classe dans une ZE s'éloigne significativement de la part de cette même classe dans toute l'économie française.

Ainsi, peuvent être décelées les classes manufacturières relativement déterminantes dans les structures de production de chaque ZE. Les valeurs de l'indicateur vont théoriquement de zéro à l'infini. Un indice de valeur supérieure (inférieure) à l'unité sur une ZE indique que la classe est plus (moins) présente sur ce territoire relativement aux autres ZE.

Ces activités sont par exemple sensibles au niveau du taux de change, à l'évolution des prix mondiaux des matières premières et aux modifications éventuelles des mécanismes d'aides liées à la politique agricole commune. Il n'est pas surprenant que les ZE bretonnes apparaissent particulièrement concernées.

Les activités de la classe 3, **à délocalisations défensives**, sont caractérisées par une forte intensité en main d'œuvre à coût relativement faible et le recours plus important à des fonctions de production routinières (figure IV). Le nombre de ZE abritant de telles activités est particulièrement élevé. Cependant, ces activités sont davantage présentes dans des territoires peu diversifiés comme la Vallée de la Bresle (fabrication de verre creux, robinetterie), Oyonnax (fabrication de produits en matière plastique), la Vallée de l'Arve (décolletage), Thiers (métallurgie des poudres, coutellerie…), etc. Si les grandes métropoles sont épargnées, quelques villes de taille moyenne affichent un indice de spécialisation significativement élevé dans ces activités, à l'exemple de Saint-Etienne (textiles techniques et industriels, imprimerie), Troyes (sous-vêtements, pneumatiques), ou de Laval (fabrication de figures électroniques assemblées, d'articles en caoutchouc…). C'est au sud de la France et dans les collectivités d'outre-mer, que se trouvent les ZE les moins spécialisées dans cette seconde classe d'activités.

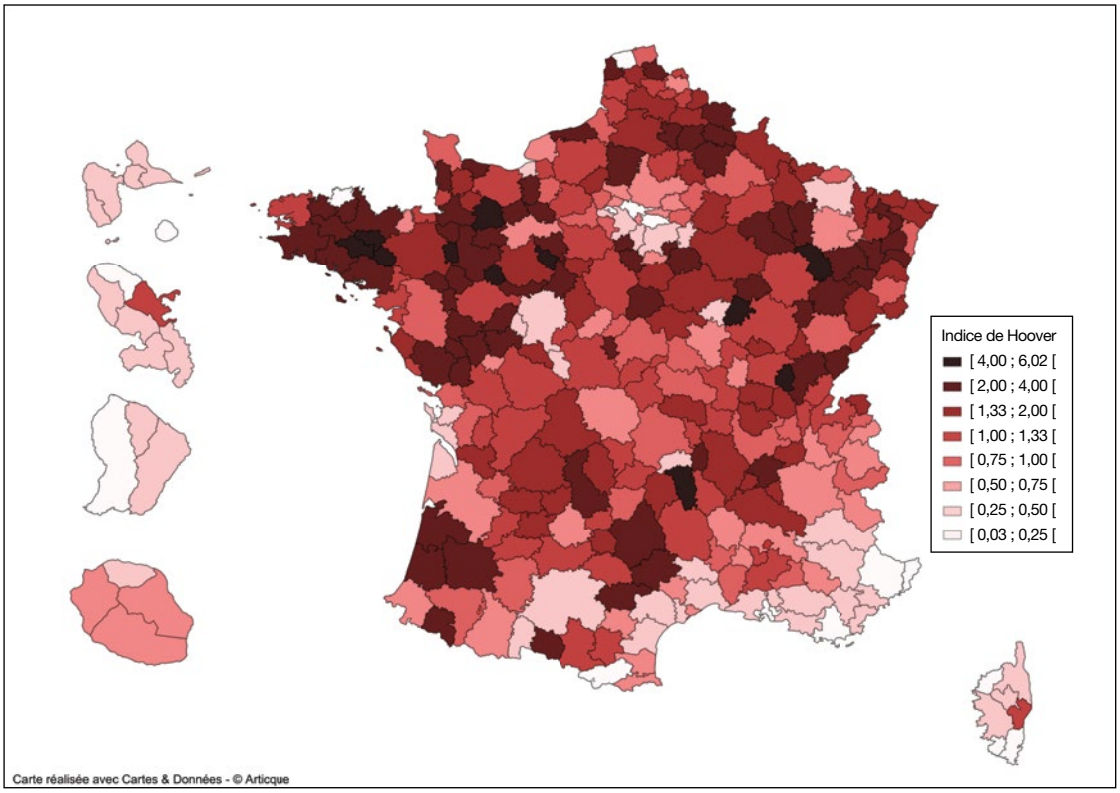
Passons à l'analyse cartographique des spécialisations des ZE dans les **classes paires** d'activités, c'est-à-dire dans les secteurs exportateurs à fort degré d'intensité capitalistique et en brevets (classe 2 : activités exportatrices peu délocalisables) ou à faible intensité capitalistique (classe 4 : activités à délocalisations offensives).

La spécialisation dans les industries de la classe 2 **exportatrices peu délocalisables** (figure V) laisse apparaître de plus fortes disparités entre les territoires. Un plus faible nombre de ZE est concerné. Les territoires les plus spécialisés se situent, à quelques exceptions près, dans le nord de la France (axe Seine, certaines ZE du Nord et du Pas-de-Calais, Dole, Mulhouse, …). Dans la moitié Sud, ce sont des zones géographiques plus isolées (Istres-Martigues, Ambert, Issoire ou Annonay) qui se distinguent par une spécialisation forte dans ce type d'activités industrielles.

S'agissant des activités à **délocalisations offensives** qui regroupent des secteurs comme l'aéronautique, l'électronique, ou les industries du luxe (classe 4), les disparités sont, comme pour les activités de la classe 2, beaucoup plus marquées entre les territoires (figure VI). Un faible nombre de ZE affiche une forte spécialisation dans ces activités. On les trouve dans certaines grandes métropoles comme dans le sud et l'ouest parisien (Rambouillet, Évry, Melun) et à Cergy, dans les métropoles de Toulouse, de Grenoble ou d'Aix-Marseille, ou encore hors de certaines grandes agglomérations comme Ancenis, Châtellerault ou Molsheim–Obernai.

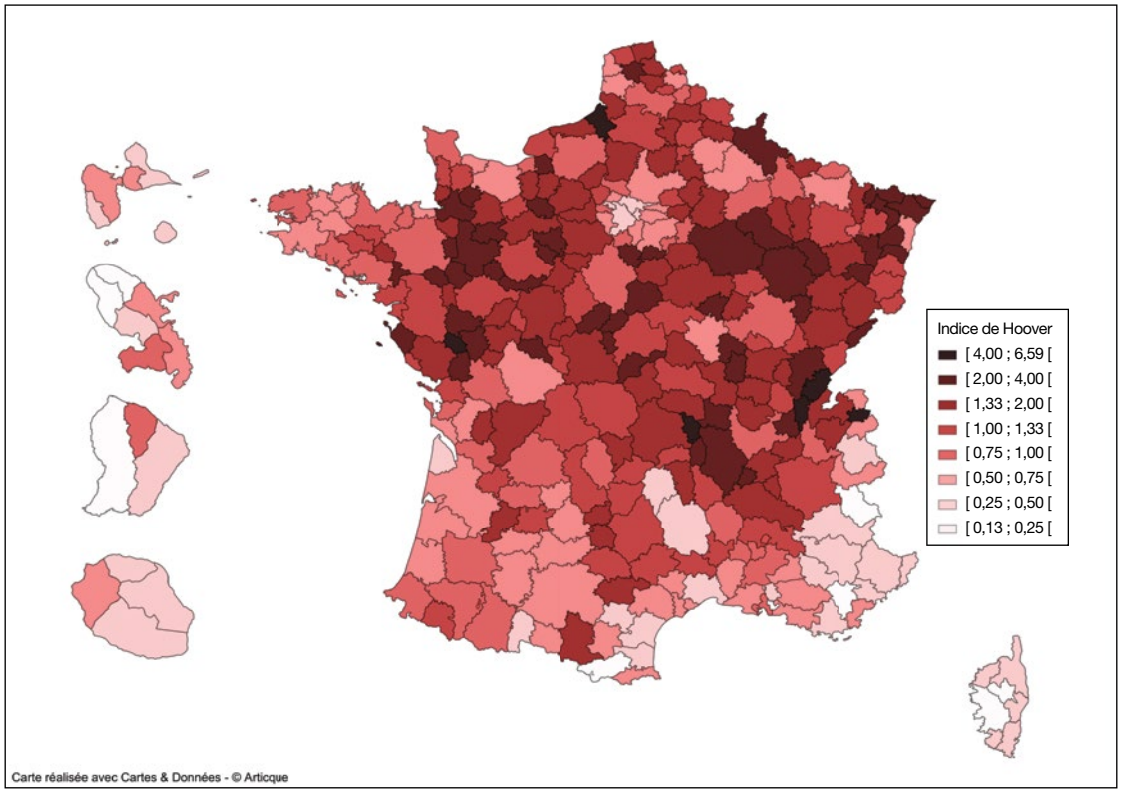
Au total, les activités requérant davantage de capital, de fonctions cognitives, à productivité

Figure III
Spécialisation des ZE dans les secteurs domestiques peu délocalisables



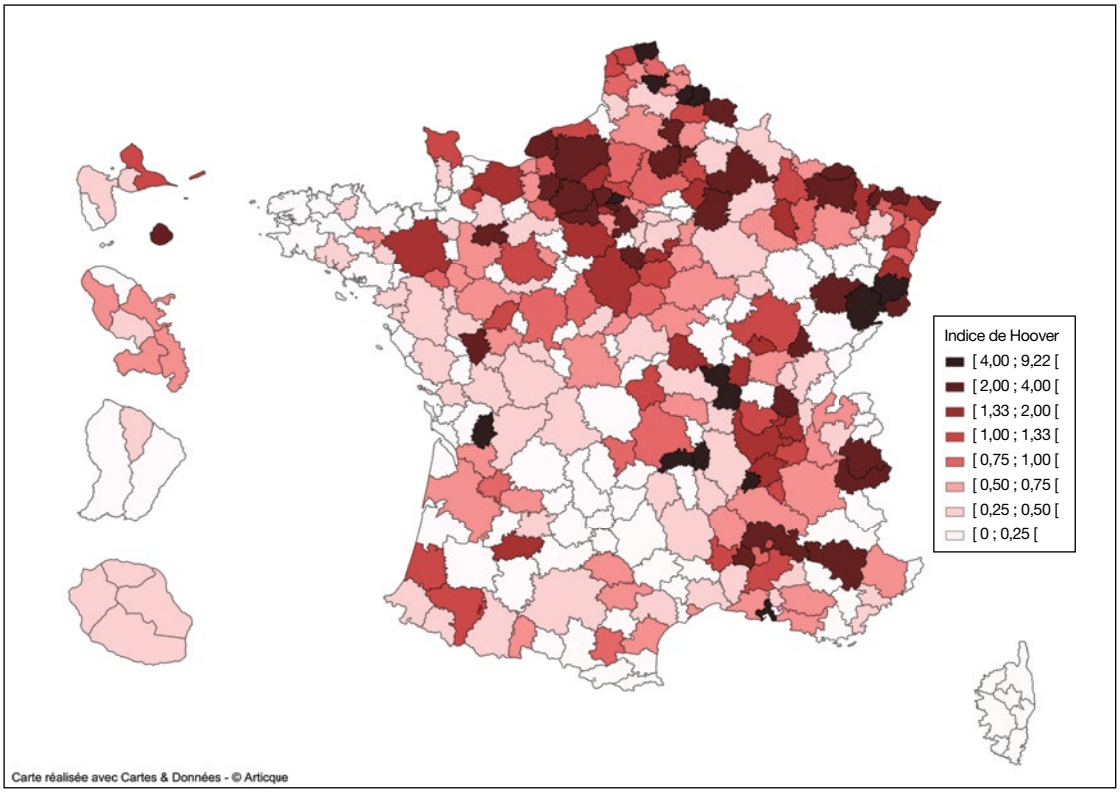
Champ : 69 secteurs manufacturiers de la classe 1 (NAF 700 produits), 321 ZE de France métropolitaine et DOM.
Source : Insee, dispositif ESANE, 2008, 2010 ; Recensement, 2010 ; calculs des auteurs.

Figure IV
Spécialisation des ZE dans les secteurs de délocalisations défensives



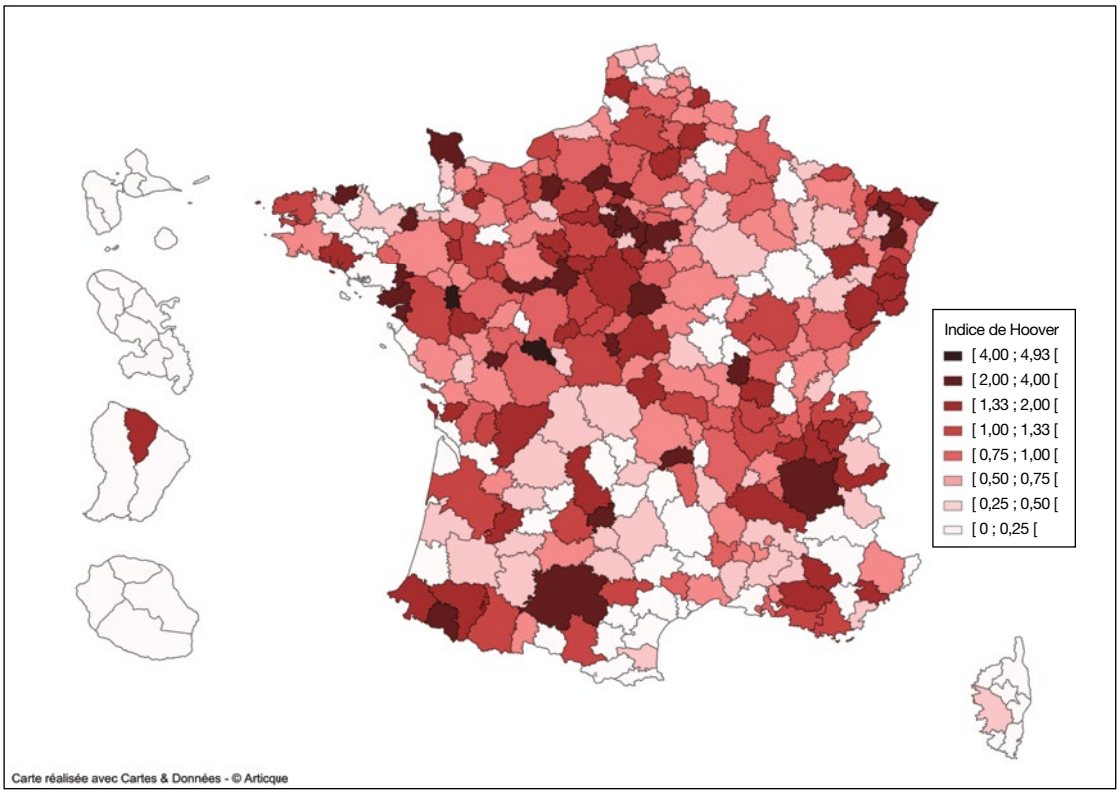
Champ : 90 secteurs manufacturiers de la classe 3 (NAF 700 produits), 321 ZE de France métropolitaine et DOM.
Source : Insee, dispositif ESANE, 2008, 2010 ; Recensement, 2010 ; calculs des auteurs.

Figure V
Spécialisation des ZE dans les secteurs exportateurs peu délocalisables



Champ : 31 secteurs manufacturiers de la classe 2 (NAF 700 produits), 321 ZE de France métropolitaine et DOM.
Source : Insee, dispositif ESANE, 2008, 2010 ; Recensement, 2010 ; calculs des auteurs.

Figure VI
Spécialisation des ZE dans les secteurs de délocalisations offensives



Champ : 39 secteurs manufacturiers de la classe 4 (NAF 700 produits), 321 ZE de France métropolitaine et DOM.
Source : Insee, dispositif ESANE, 2008, 2010 ; Recensement, 2010 ; calculs des auteurs.

élevée et internationalisées par les exportations (classe 2) ou par les délocalisations offensives (classe 4) sont davantage présentes dans les grandes agglomérations et dans les ZE situées à proximité des villes moyennes. Les activités présentant des niveaux de productivité plus bas, faiblement exportatrices et requérant davantage de fonctions routinières de production dans la structure des emplois, qu'elles soient peu délocalisables (classe 1) ou très délocalisables (classe 3) marquent surtout les territoires industriels du nord de la France et les territoires ruraux de l'ouest et du nord-est.

* *
*

Cet article apporte une première contribution empirique à la construction d'une méthodologie utile pour anticiper les chocs de délocalisabilité ou de compétitivité que subissent les territoires. Elle répond à un décalage existant dans les débats publics entre d'une part, la réalité macroéconomique des délocalisations qui selon la plupart des travaux empiriques montrent des effets faibles des destructions d'emploi par les délocalisations à la différence des gains de productivité et d'autre part, les perceptions du grand public d'une mondialisation massivement destructrice. En réalité, les effets des délocalisations sont davantage microéconomiques et locaux ce qui explique une partie de ce décalage. Dès lors, les politiques publiques devraient mieux tenir compte de la faiblesse des ajustements et de l'insuffisance des mécanismes de compensation des effets des chocs territoriaux de la délocalisation.

Alors que depuis trente ans, les politiques publiques interviennent après coup pour tenter de sauver les territoires une fois la délocalisation ou la restructuration effectuée, il paraît au contraire souhaitable d'anticiper les chocs de délocalisation. Il est recommandé de concentrer les aides publiques sur les territoires les plus vulnérables en favorisant la formation professionnelle, la recherche et l'innovation, sources de reconquête d'avantages compétitifs par rapport aux pays à bas salaires et donc de relocalisations dans les territoires. L'objectif est aussi de favoriser la mobilité souhaitée des travailleurs, trop souvent « verrouillés » dans les zones fortement vulnérables à la délocalisation et aux restructurations industrielles, vers les zones de performances extérieures en difficulté de recrutement. Alors que les effets de la mondialisation sont fortement localisés, comme cet article contribue à le mettre en évidence, il semble nécessaire de mettre en place un véritable observatoire d'anticipations des chocs territoriaux. Cette étude constitue à cet égard une première étape qui mériterait d'être poursuivie dans le temps et élargie à des analyses complémentaires. □

BIBLIOGRAPHIE

Acemoglu, D. (1999). Changes in Unemployment and Wage Inequality: An Alternative Theory and Some Evidence. *The American Economic Review*, 89(5), 1259–1278.

Acemoglu, D. & Autor, D. H. (2011). Skills, tasks and Technologies: Implications for employment and Earnings. In: Orley Ashenfelter and David E. Cards (eds.), *Handbook of Labor Economics* volume 4. Amsterdam: Elsevier.

Acemoglu, D & Restrepo, P. (2017). *Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets*. NBER *Working Paper* N° 23285.
https://ssrn.com/abstract=2941263

Amador, J. & Cabral, S. (2009). Vertical specialization across the world: A relative measure. *North American Journal of Economics and Finance*, 20(2009), 267–280.
doi:10.1016/j.najef.2009.05.003.

Aubert, A. & Sillard, P. (2005). Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française. Insee-Références, *L'Economie Française : comptes et dossier*, pp. 57–89.

Autor, D. H. & Dorn, D. (2013). The Growth of Low-Skill Service Jobs and the Polarization of the US Labor Market. *The American Economic Review,* 103(5), 1553–1597.
http://dx.doi.org/10.1257/aer.103.5.1553.

Autor, D. H., Dorn, D. & Hanson, G. (2013). The Geography of Trade and Technology Shocks in the United States. *The American Economic Review*, 103(3), 220–225.
http://dx.doi.org/10.1257/aer.103.3.220.

Autor, D. H. & Handel, M. (2013). Putting Tasks to the Test: Human Capital, Job Tasks, and Wages. *Journal of Labor Economics*, No 31 (S1), S59 – S96.

Baldwin, C. & Clark, K. (2000). *Design the rules: the power of modularity*. Cambridge Ma.: MIT Press.

Barlet, M., Blanchet, D. & Crusson, L. (2009). Globalisation et flux d'emploi : que peut dire une approche comptable ? *Économie et Statistique*, 427-428, 3–20.
doi: 10.3406/estat.2009.8048

Barlet, M., Blanchet, D., Crusson, L., Givord, P., Picart, C., Rathelot, R. & Sillard, P. (2007). Flux de main d'œuvre, flux d'emplois et internationalisation. Insee-références, *L'Économie française : comptes et dossiers*, pp. 109–131.

Barlet, M., Crusson, L., Dupuch, S. & Puech, F. (2010). Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises. *Economie et Statistique*, 435-436, 105–124.
doi: 10.3406/estat.2010.9580

Becker, S., Ekholm, K. & Muendler, M. (2013). Offshoring and the Onshore Composition of Tasks and Skills. *Journal of International Economics*, 90(1), 91–106.
http://dx.doi.org/10.1016/j.jinteco.2012.10.005

Bisault, L. (2017). Cadres et employés non qualifiés : les deux moteurs de l'emploi des territoires. *Insee Première* N° 1674.

Blinder, A. & Krueger, A. (2013). Alternative Measures of Offshorability : A Survey Approach. *Journal of Labor Economics*, University of Chicago Press, vol. 31(S1), S97 – S128.
doi 10.1086/669061.

Charnoz, P., Coudin, E. & Gaini, M. (2013). Une diminution des disparités salariales en France entre 1967 et 2009. Insee Références *Emploi et salaires*, pp. 75–86.

Charnoz, P. & Orand, M. (2017). Technical change and automation of routine tasks: Evidence from local labour markets in France, 1999–2011. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 497–498.
doi: 10.24187/ecostat.2017.497d.19xx.

Dana, L., Hamilton, R. & Pauwels, B. (2007). Evaluating offshore and domestic production in the apparel industry: the small firm's perspective. *Journal of International Entrepreneurship*, 5(34), 47–63.
doi : 10.1007/s10843-007-0015-1.

Daudin, G. & Levasseur, S. (2005). Délocalisations et concurrence des pays émergents : mesurer l'effet sur l'emploi en France. *Revue de l'OFCE*, 94, 131–160.

Demmou, L. (2010). *La désindustrialisation en France*. Les Cahiers de la DG Trésor, 2010(01).

Donzeau, N. & Pan Ké Shon, J. (2009). L'évolution de la mobilité résidentielle en France entre 1973 et 2006 : nouvelles estimations. *Population*, 64(4), 779–795.
doi:10.3917/popu.904.0779.

Erkel-Rousse, H. & Le Gallo, F. (2002). Compétitivités prix et qualité dans le commerce international : une analyse empirique des échanges de douze pays de l'OCDE. Économie & prévision, 152-153, 93–113.

Fabre, J. & Dejonghe, V. (2015). Déménager pour une autre region. Le cadre de vie et l'emploi au cœur du choix des ménages. *Insee Première* N° 1540.

Fagerberg, J. (1988). International Competitiveness. *The Economic Journal*, 98(391), 355–374.

Fagerberg, J. (1996). Technology and Competitiveness. *Oxford Review of Economic Policy*, 12(3), 39–41.

Feenstra, R. & Hanson, G. (1996). Globalization, Outsourcing, and Wage Inequality. doi: 10.3406/estat.2010.9580 *The American Economic Review*, 86(2), 240–245.

Fontagné, L. & D'Isanto, A. (2013). Chaînes d'activité mondiales : des délocalisations d'abord vers l'Union européenne. *Insee Première* N° 1451.

Frigant, V. & Layan, J.-B. (2009). Une géographie économique de la modularisation : une analyse de l'internationalisation des équipementiers automobiles en termes de proximité. *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, 2009-4, 711-737.
doi:10.3917/reru.094.0711.

Grossman, G. & Rossi-Hansberg, E. (2008). Trading Tasks: A Simple Theory of Offshoring. *American Economic Review*, 98(5), 1978–97.

Houdebine, M. (1999). Concentration géographique des activités et spécialisation des départements français. *Économie et statistique*, 326-327, 189–204.
doi: 10.3406/estat.1999.6233

Insee (2006). Les délais et défauts de paiement dans l'industrie. Insee références *L'industrie en France*, pp. 43–66.

Jabbour, L. (2010). Offshoring and firm performance: evidence from French manufacturing industry. *The World Economy*, 33(3), 507-524. doi: 10.1111/j.1467-9701.2010.01265.x.

Jensen, J. Bradford, & Kletzer, L. (2006). Tradable Services: Under-standing the Scope and Impact of Services Offshoring. In: Lael Brainard and Susan M. Collins (Ed.), *Offshoring White-Collar Work—Issues and Implications.* Washington, DC: Brookings Trade Forum 2005.

Kaldor, N. (1978). The effects of devaluations on Trade in Manufactures. In: N.Kaldor, *Further essays on applied economics*, pp. 99–118. London: Duckworth.

Krugman, P. (1991). *Geography and Trade.* Cambridge: MIT Press.

Laffineur, C. (2015). Four Essays on the Effects of Foreign Direct Investment on the French Labor Market. Thèse pour le doctorat en sciences économiques, Université Paris Dauphine.

Laffineur, C. & Mouhoud, E.M. (2015). The jobs at risk from globalization: the French case. *Review of World Economics.* 151(3), 477-531. doi: 10.1007/s10290-015-0221-1.

Lainé, F. (2005). Secteurs et métiers industriels, l'industrie n'est plus ce qu'elle était. *Premières Synthèses*, Dares, N° 16.2.

Leamer, E. (1996). Wage Inequality from International Competition and Technological Change: Theory and Country Experience. *American Economic Review*, 86(2), 309–314.

Levy, F. & Murnane, R. (1996). With what skills are computers a complement?. *American Economic Review*, 86(2), 258-262.

Malgouyres C. (2017). *Trade Shocks and Far-Right Voting: Evidence from French Presidential Elections*. European University Institute Working Papers, RSCAS 2017/21.

Mora, T. & Moreno, R. (2010). Specialisation changes in European regions: the role played by externalities across regions. *Journal of Geographical Systems*, 12(3), 311–334. https://doi.org/10.1007/s10109- 09-0098-4

Mouhoud, E.M. (2017). *Mondialisation et délocalisation des entreprises*. Paris : La Découverte, Repères. 5ème édition.

Muendler, M-A. & Becker, S. O. (2010). Margins of Multinational Labor Substitution. *American Economic Review*, 100(5), 1999–2030. doi: 10.1257/aer.100.5.1999

Neary, J. P. (2002). Foreign Competition and Wage Inequality. *Review of International Economics*, 10, 680–693.

Oldenski, L. (2012). The Task Composition of Offshoring by U.S. Multinationals. *Économie Internationale*, 131, 5–21. doi: 10.1016/S2110–7017(13)60052–9.

Pak, M. & Poissonnier, A. (2016). Accounting for technology, trade and final consumption in employment: an Input-Output decomposition. Insee, *Documents de Travail de la DESE* N° G201611.

Peri, G. & Poole, J.P. (2012). Offshoring and Firm-Level Task Composition: Is There a Gender Component? Working Papers, University of California.

Prost, J.-M. & Villetelle, J.-P. (2017). *Rapport annuel de l'observatoire des délais de paiement*. Banque de France.

Van Puymbroeck, C. & Reynard R. (2010). Répartition géographique des emplois. *Insee première* N° 1278.

Reich, R. (1993). *L'économie mondialisée.* Paris : Dunod.

Relocalisations d'activités en France (2013). Rapport de recherche, réalisée conjointement par ALPHA-Sémaphores-CEP et Université Paris Dauphine-ACEDI, pour le Ministère du Redressement Productif, PIPAME-DATAR-DGCIS, Septembre.

Simon, H. A. (1962). The architecture of Complexity. *Proceedings of the American Philosophical Society,* 106(6), 467–482.

Souquet, C. (2014). Forte hétérogénéité des délais de paiement entre entreprises. Insee références *Les entreprises en France*, pp. 67–77.

Verdugo, G. (2014). The great compression of the French wage structure. 1969–2008. *Labour Economics*, 28(C), 131–144. doi: 10.1016/j.labeco.2014.04.009.

EXEMPLES DE SECTEURS COMPOSANT LES QUATRE CLASSES

Secteurs domestiques peu délocalisables (69 secteurs)	Secteurs exportateurs peu délocalisables (31 secteurs)	Secteurs à délocalisations défensives (90 secteurs)	Secteurs à délocalisations offensives (39 secteurs)
Fabrication de béton prêt à l'emploi	Construction de véhicules automobiles	Fabrication d'articles chaussants à mailles	Construction aéronautique et spatiale
Fabrication de lait liquide et de produits frais	Enrichissement et retraitement de matières nucléaires	Fabrication d'articles de papeterie	Construction de locomotives et d'autre matériel ferroviaire roulant
Fabrication de matelas	Production de boissons alcooliques distillées	Fabrication d'emballage en matière plastique	Fabrication de composants électroniques
Fabrication de pâtes alimentaires	Fabrication de fibres de verre	Fabrication de meubles de bureau et de magasin	Fabrication de matériel de distribution et de commande électrique
Fabrication industrielle de pain et de pâtisserie fraîche	Fabrication de gaz industriels	Fabrication de tapis et moquettes	Fabrication de matériels optiques et photographiques
Industrie des eaux de table	Fabrication de pâte à papier	Fabrication de verre creux	Fabrication de parfums et de produits pour la toilette
Métallurgie du cuivre	Fabrication de pesticides et d'autres produits agrochimiques	Fonderie de métaux légers	Fabrication d'équipements d'aide à la navigation
Transformation et conservation de la viande de boucherie	Fabrication de produits pharmaceutiques de base	Horlogerie	Fabrication d'équipements d'irradiation médicale, d'équipements électromédicaux et électrothérapeutiques
Préparation de jus de fruits et légumes	Fabrication de sucre	Imprimerie de journaux	Fabrication d'équipements électriques et électroniques automobiles
Meunerie	Fabrication de vins effervescents	Préparation de fibres textiles et filature	Fabrication d'instrumentation scientifique et technique
Transformation et conservation de pommes de terre	Fabrication d'huiles et graisses brutes	Reliure et activités connexes	Fabrication d'ordinateurs et d'équipements périphériques

Champ : 229 secteurs manufacturiers de la nomenclature d'activités (NAF 700 produits), France métropolitaine et DOM.
Source : Insee, dispositif ESANE, 2008, 2010 ; Recensement, 2010 ; calculs des auteurs.

Commentaire
L'impact de la mondialisation et de la technologie sur les marchés du travail locaux

Comment – The impact of globalisation and technology on local labour markets

Commentaire sur les articles *« Progrès technique et automatisation des tâches routinières : une analyse à partir des marchés du travail locaux en France dans les années 1990-2011 »* de Pauline Charnoz et Michael Orand et *« Mesurer et anticiper la vulnérabilité des territoires face aux risques de délocalisation »* de Hugues Jennequin, Luis Egidio Miotti, El Mouhoub Mouhoud.

Farid Toubal*

Résumé – L'essor des nouvelles technologies et la mondialisation ont produit récemment d'importants changements structurels dans les économies développées. Ces changements modifient en profondeur les activités économiques et affectent les disparités spatiales. Les articles de Charnoz et Orand et de Jennequin, Miotti et Mouhoud proposent deux analyses originales des évolutions des marchés du travail locaux en France. Ils montrent que les changements structurels affectent les zones d'emploi différemment en fonction de leur composition en emploi et de leur ouverture internationale. De par leurs spécialisations sur des métiers à haute valeur ajoutée, les grandes agglomérations sont les gagnantes de ces évolutions. Les territoires ruraux et les agglomérations traditionnellement demandeurs d'emplois répétitifs se sont quant à eux davantage emparés des ordinateurs et de la robotisation et connaissent ainsi un déclin des emplois routiniers. Ce phénomène est accentué par les délocalisations. Les implications de politique économique sont importantes puisque ces études identifient les territoires pesant sur les tendances de l'emploi et des salaires au niveau national.

Abstract *– The rise of new technologies and globalisation has recently generated major structural changes in developed economies. These changes alter significantly economic activities and affect spatial disparities. The articles by Charnoz and Orand and by Jennequin, Miotti and Mouhoud offer two original analyses of changing patterns in local labour markets in France. They show that structural changes affect employment zones differently depending on their employment structure and their international exposure. Because of their specialisations in high value-added jobs, major cities emerge the winners from these changing patterns. The rural territories and cities traditionally specialised in routine jobs have, meanwhile, turned to computers and robotisation and are thus experiencing a decline in these jobs. This phenomenon is magnified by offshoring. These papers have important implications for economic policies, as they identify the infranational territories that may have large effects on employment and wages trends at the national level.*

JEL Classification : F16, F60, J23, J20
Mots-clés : Progrès technique, mondialisation, polarisation de l'emploi, marchés du travail locaux
Keywords: Technical change, globalisation, employment polarisation, local labour markets

Rappel :

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

* *École Normale Supérieure de Paris-Saclay, CREST et CEPII. (ftoubal@ens-cachan.fr)*

Reçu le 14 janvier 2018

https://doi.org/10.187/ecostat2017.497d.1935

L'essor des nouvelles technologies et celui du commerce mondial ont produit, au cours des dernières décennies, d'importants changements structurels dans les économies développées. Ces changements modifient en profondeur les activités économiques, transformant les avantages comparatifs des pays. Ils jouent également au sein même des secteurs d'activité en réallouant les ressources entre les entreprises, les métiers et les tâches d'un même secteur. Ces évolutions se sont traduites par une polarisation de l'emploi, caractérisée par une augmentation de la proportion des emplois à bas et hauts salaires au détriment des emplois à rémunérations intermédiaires. En favorisant la réallocation des emplois des professions à rémunérations intermédiaires vers les professions à plus hauts et à plus bas salaires, mais en écartant également certains travailleurs du marché du travail, ce phénomène s'accompagne d'un creusement des inégalités salariales.

Plusieurs travaux menés aux États-Unis (Autor & Dorn, 2013) et au Royaume-Uni (Goos & Manning, 2007) ont mis en lumière ce phénomène de polarisation du marché du travail. Le phénomène a également été observé en Allemagne (Spitz-Oener, 2006), en France (Harrigan, Reshef & Toubal, 2016) ou dans d'autres pays européens (Adermon & Guvstasson, 2005 ; Goos, Manning & Salomons, 2009). Si ces études permettent de bien identifier le phénomène, les conséquences de la mondialisation et de la diffusion des technologies sur la distribution de l'emploi et sa structure au niveau infranational sont encore mal connues en France. Les articles de Charnoz et Orand et de Jennequin *et al.* proposent d'analyser les évolutions de l'emploi au sein des zones d'emploi en France et d'identifier l'impact de la diffusion des technologies et de la mondialisation sur les marchés du travail locaux en France.

Le concept de zone d'emploi est particulièrement adapté aux deux études. En effet, Il repose sur l'observation empirique d'une faible mobilité des travailleurs qui cherchent généralement des opportunités de travail dans leur bassin d'emploi respectif. L'équilibre de marché de travail est ainsi propre à chaque zone d'emploi. Les différences en termes de salaires et de taux d'emplois entre les différents marchés du travail locaux peuvent être particulièrement stables au cours du temps conduisant à une certaine persistance des disparités régionales d'emploi et de salaires.

Progrès technique, tâches et métiers

L'une des hypothèses privilégiées dans les études de l'impact du progrès technique sur l'emploi est celle d'un progrès technique biaisé en faveur des tâches non répétitives (Autor, Levy & Murnane, 2003). La diffusion du progrès technologique réduirait selon cette hypothèse la demande de travail de ceux effectuant ces tâches routinières peu à peu remplacés par les ordinateurs et la robotisation. Il s'agit le plus souvent des opérateurs sur machine et des employés de bureau classés dans les professions intermédiaires en termes de salaires. Au contraire, le progrès technologique est complémentaire des tâches cognitives non routinières réalisées par des travailleurs très qualifiés et aux professions à très haut salaire. Il en accroîtrait la demande et par conséquent la rémunération (directeurs, ingénieurs, chercheurs). Quant aux tâches manuelles, celles-ci se caractérisant par une combinaison de mouvements moteurs précis, elles ne sont encore que difficilement remplaçables par les machines ou les ordinateurs (services aux personnes, construction, etc.). La diffusion du progrès technologique n'aurait alors que très peu d'impact sur les professions reposant sur des tâches manuelles, le plus souvent situées en bas de l'échelle des salaires. Ainsi, d'après l'hypothèse d'un progrès technique biaisé en faveur des tâches non répétitives, le poids des catégories socio-professionnelles à faible et haut niveau de salaires devrait donc augmenter par rapport à celui des catégories fondées sur des tâches répétitives progressivement automatisées.

Les conséquences de cette hypothèse de routinisation au niveau local sont intuitives. Quand bien même les entreprises implantées dans les différentes zones d'emploi en France devraient toutes avoir accès aux mêmes technologies, le progrès technique a des conséquences distinctes selon les marchés du travail locaux du fait de combinaison d'industrie, de métiers et de tâches différentes. Ces spécialisations locales sont pour la plupart héritée du passé et la géographie physique en constitue la source première. Ainsi, la proximité d'une matière première cruciale tel que le charbon dans le nord de la France, ou la proximité d'un fleuve ou l'accès aux infrastructures expliquent en grande partie ces combinaisons locales. Cependant, le progrès technique en réduisant les coûts de communication peut également renforcer les disparités spatiales en renforçant les spécialisations fonctionnelles des bassins d'emplois. L'analyse de Jennequin *et al.* comme

celle de Charnoz et Orand montrent d'ailleurs que les activités requérant des fonctions cognitives sont davantage présentes dans les grandes agglomérations et les villes moyennes.

Comme le montre l'article de Charnoz et Orand, les spécialisations locales sont très hétérogènes en France, les métiers routiniers ne se situant pas dans les mêmes zones d'emploi que les métiers de service. Ils sont d'ailleurs plutôt concentrés dans le Nord de la France, région très industrialisée, dans la région parisienne et dans quelques agglomérations. Sur une période d'étude relativement courte, l'analyse de Charnoz et Orand montre que les bassins d'emploi locaux qui recouraient largement à une main-d'œuvre accomplissant des tâches répétitives en 1990 ont davantage adopté des technologies de la communication et de l'information et connaissent une diminution significative de l'emploi routinier en 2011. Ces zones d'emploi fortement dépendantes aux tâches routinières, ont vu ces tâches progressivement automatisées, les remplaçant par des ordinateurs et des robots. Ces évolutions ont été par ailleurs très défavorables aux travailleurs les moins éduqués en augmentant le taux de chômage de cette population. De 1990 à 2011, les bassins d'emploi locaux ont donc connu une polarisation des emplois.

Exposition à la concurrence internationale et marchés du travail locaux

La comparaison entre différents marchés du travail locaux ne permet pas seulement d'établir un lien plus direct entre le progrès technique et la polarisation des emplois, mais également de distinguer les effets du progrès technique, d'autres facteurs économiques importants.

Outre le rôle de la routinisation découlant du progrès technique, de nombreux auteurs ont relié le phénomène de polarisation à celui de la mondialisation (Autor *et al.*, 2013a, 2013b, 2015 ; Goos, Manning & Salomons, 2014 ; Malgouyres, 2016). La mondialisation implique l'accroissement des échanges de biens, de services, de capitaux et de connaissances mais accélère également la diffusion de la technologie. Elle offre également aux entreprises la possibilité de réorganiser leurs activités au niveau global soit par le commerce, soit en localisant tout ou partie de leurs activités de production de biens et de services dans les pays étrangers. Ces réorganisations ne sont pas simplement importantes dans le secteur manufacturier comme le montre l'analyse de Jennequin et *al.*, elles le sont également dans le secteur des services. La mondialisation pourrait donc être un facteur alternatif expliquant le déclin de la part des professions intermédiaires en remplaçant par exemple les tâches associées à ces emplois par celles réalisées par une main d'œuvre moins coûteuse à l'étranger. Elle peut également favoriser les travailleurs très qualifiés en augmentant la demande pour les tâches non routinières, celles associées aux changements organisationnels ou liées au management et à la communication entre les différentes entités de l'entreprise.

Outre les inégalités entre les emplois et catégories socio-professionnelles, la mondialisation peut générer des disparités entre différents bassins d'emplois. Ces effets sont différents selon les endroits où se localisent les entreprises internationalisées et dépendent de l'essor ou du déclin de celles-ci. Par effets induits, certains territoires seront touchés de manière plus ou moins forte en fonction de l'intensité de leur exposition à la mondialisation. Comme pour le progrès technique les effets de la mondialisation peuvent aussi être différenciés en fonction des caractéristiques des marchés du travail locaux. L'étude de Jennequin et *al.* permet un recensement fin des bassins d'emploi particulièrement exposés à la concurrence internationale et aux délocalisations. L'approche est statistique et vise à la construction d'un indicateur de vulnérabilité des zones d'emploi aux risques de délocalisation basé sur les caractéristiques des emplois (tâches et qualifications), des produits et des processus productifs (positionnement en qualité des secteur et fragmentation internationale des chaînes de valeur).

L'analyse met en lumière les secteurs les plus concernés par le risque de délocalisation (textile-habillement, meubles et outillage et équipement électronique) et ceux les moins concernés (produits de luxe, chimie et pharmacie). Ces résultats confirment que les secteurs peu vulnérables au risque de délocalisation sont également ceux produisant des variétés de biens fortement différenciés ou à haute valeur ajoutée. Les secteurs concernés par le risque de délocalisation sont ceux ayant des activités intensives en tâches routinières. La mondialisation renforcerait donc les effets négatifs du progrès technique sur les emplois routiniers.

Les cartographies présentées par Charnoz et Orand et Jennequin *et al.* montrent une certaine coïncidence des effets du progrès technique et de la mondialisation sur les marchés du travail

locaux. A priori, il existerait une corrélation entre les zones d'emplois les plus touchées par le progrès technique dans l'étude de Charnoz et Orand et celles les plus vulnérables aux délocalisations dans l'étude de Jennequin *et al.* Pourtant, selon l'étude d'Autor, Dorn et Hanson (2013b) pour les États-Unis, les marchés du travail locaux les plus touchés par le progrès technique ne sont pas forcément ceux les plus affectés par la hausse dramatique de la concurrence des importations chinoises (voir également Autor, Dorn & Hanson, 2015). Blinder (2009) estime que les caractéristiques répétitives de certaines tâches ne sont que partiellement liées au caractère délocalisable de certaines activités. Il est donc nécessaire d'analyser conjointement le progrès technique et la mondialisation afin d'en isoler leurs effets respectifs sur l'emploi et sa structure.

L'analyse empirique des données individuelles d'entreprise sur les emplois et les salaires issues des déclarations annuelles des données sociales (DADS) en France appariées à celles du commerce international de la base de données des douanes et à celles tirées de SIRENE (répertoire d'établissements et d'entreprises) permettant la localisation des entreprises dans les zones d'emploi constituerait un approfondissement intéressant de l'étude de Charnoz et Orand en distinguant les effets de la mondialisation de ceux du progrès technique sur marchés du travail locaux.

Impact des échanges internationaux sur l'emploi et sa structure

Nous ne pouvons répondre que de manière partielle à la question de l'impact de la mondialisation sur l'emploi dans les pays développés. Il est en effet difficile d'évaluer l'effet de l'accroissement des échanges de services, de biens, des délocalisations simultanément faute de données. Nous avons cependant plus de recul sur l'impact des échanges internationaux de biens car les données sont beaucoup plus précises. On peut s'attendre ainsi à un effet plus important des échanges internationaux dans les secteurs les plus exposés. C'est le cas du secteur manufacturier en France qui concentre les entreprises les plus internationalisées. L'analyse au niveau des entreprises d'Harrigan *et al.* (2016) montre que la croissance de l'emploi des entreprises internationalisées n'est en fait pas si différente de celle des entreprises qui ne le sont pas. Ces effets moyens masquent néanmoins de fortes disparités de croissance en fonction du type de biens échangés et de leur pays d'origine ou de destination. Alors que les exportations n'ont que très peu d'effets sur la croissance de l'emploi des entreprises (quels que soient le type de bien ou le pays de destination), une analyse plus fine révèle une croissance de l'emploi plus faible pour les entreprises important des produits intermédiaires en provenance de pays à faible niveau de salaires. Ces effets tendent à confirmer l'impact négatif de la concurrence des pays à bas salaire sur l'emploi (Autor, Dorn & Hanson, 2013a).

Si l'évaluation d'un impact positif net de la mondialisation sur l'emploi dans les pays développés fait consensus dans la littérature (Crozet & Orefice, 2017), celle-ci retient également que les coûts d'ajustement ne sont pas supportés de la même manière selon les classes d'âge et les qualifications des travailleurs, et qu'il existe aussi de fortes disparités régionales ou locales. Ainsi, les coûts sont plus élevés pour les travailleurs plus âgés et relativement moins qualifiés ainsi que pour les travailleurs fortement exposés à la concurrence internationale. Du fait de la faible diversité sectorielle au sein des régions et d'une mobilité relativement plus faible pour les travailleurs moins qualifiés, les effets de la mondialisation peuvent renforcer ceux de la désindustrialisation en créant des poches d'inactivité lorsque les salaires sont rigides.

L'analyse de Biscourp et Kramarz (2007) réalisée au niveau des entreprises localisées en France montre que la concurrence internationale via les importations est bien associée de façon spécifique à la destruction de l'emploi de production et particulièrement celui des non-qualifiés. C'est en particulier l'importation de produits finis, manifestation des phénomènes de délocalisation à l'étranger de tout ou partie de la production locale, qui accompagne de façon la plus marquée la baisse de la demande relative en emploi non-qualifié. Harrigan *et al.* (2016) confirme ce résultat dans une analyse sur une période plus récente.

Puisque la majorité des activités économiques est organisée par les entreprises, les changements dans leur statut, dans leur organisation interne et leur dynamique sont des facteurs importants qui génèrent des changements à la fois structurels et dans la distribution des emplois et des salaires. Par conséquent, l'analyse au niveau de l'entreprise se prête à identifier les mécanismes causaux de l'ajustement. Négliger l'importance de l'entreprise peut être trompeur comme nous pouvons l'illustrer ci-dessous.

Selon l'hypothèse d'un biais du changement technique en faveur des tâches non répétitives, le progrès technique diminue la part des professions intermédiaires en faveur des emplois à très hauts et très bas salaires. Il y aurait donc une substitution entre les catégories socio-professionnelles et ce phénomène peut être renforcé par le processus de mondialisation. Cependant, les évolutions observées dans les études de Charnoz et Orand et Jennequin *et al.* peuvent masquer des changements organisationnels au niveau de l'entreprise. Le fait qu'il y ait substitution ne signifie pas qu'il doive s'agir de la seule explication aux changements dans la structure de l'emploi des régions. Ces changements pourraient être dus à la croissance des entreprises qui les composent et au fait que celles-ci utilisent intensivement certains métiers ou certaines tâches plutôt que d'autres. À l'effet de substitution, on peut ajouter un effet de composition qui repose sur l'évolution de la taille de l'entreprise. Si l'effet de composition est important, alors l'hypothèse d'un progrès technique biaisé en faveur des tâches non répétitives n'expliquerait que partiellement la polarisation de l'emplois. L'approche au niveau de l'entreprise permet donc de distinguer entre les théories concurrentes des déterminants du changement structurel et de son impact sur la répartition des emplois et des revenus.

Le futur de l'emploi

La technologie exerce un rôle majeur et permanent sur l'emploi et sa structure dans tous les secteurs, tandis que les effets de la mondialisation apparaissent plus nuancés et concentrés dans le secteur manufacturier. Il est tout à fait envisageable qu'avec les progrès exponentiels de l'intelligence artificielle, de la robotique et des algorithmes, mais aussi avec la montée en gamme rapide des pays émergents, les professions intellectuelles, plutôt gagnantes ces dernières décennies, soient à l'avenir également menacées dans les pays développés. Concernant l'impact du progrès technologique, Frey et Osborne (2017) estiment que 47% des emplois aux États-Unis risquent de disparaître d'ici 2020. Leur méthodologie a cependant été contestée et Arnzt *et al.* (2016) estime qu'en moyenne seulement 9 % des emplois américains présenteraient un risque élevé d'automatisation. Très récemment, le Conseil d'Orientation pour l'Emploi (2017) a confirmé cette estimation dans le cas français en pointant que « moins de 10 % des emplois cumulent des vulnérabilités qui pourraient en menacer l'existence dans un contexte d'automatisation ».

Le progrès technologique et la mondialisation peuvent créer des perdants, mais ils sont aussi porteurs d'opportunités en termes d'emplois et de salaires pour certaines catégories de travailleurs. Les emplois existants sont par ailleurs amenés à se transformer profondément. Pour que le progrès technologique et la mondialisation bénéficient à tous, il faut des travailleurs en capacité de maîtriser les nouvelles technologies et dotés des qualifications requises pour bénéficier du lot d'avantages que procurent les échanges internationaux. C'est ce que Jan Tinbergen appelait déjà en 1974 (Tinbergen, 1974) la « *course entre l'instruction et la technologie* ». En ce sens, il est indispensable de renforcer l'efficacité et l'équité du système de formation initiale, mais aussi celui de la formation permanente. La formation tout au long de la vie est ce qui permet d'éviter l'obsolescence des compétences, le déclassement et le chômage. Il faut aussi que les gains engendrés par le progrès technologique et la mondialisation soient mieux répartis entre les travailleurs (plus de gagnants, moins de perdants), de manière à accroître la demande et ce faisant favoriser la création d'emplois. □

BIBLIOGRAPHIE

Adermon, A. & Gustavsson, M. (2005). Job Polarization and Task-Biased Technological Change: Evidence from Sweden, 1975-2005. *Scandinavian Journal of Economics*, 117, 878–917.
doi: 10.1111/sjoe.12109

Arntz M., Gregory, T. & Zierahn, U. (2016). The Risk of Automation for Jobs in OECD Countries: A Comparative Analysis. OECD *Social, Employment and Migration Working Papers,* N° 189. Paris: OECD Publishing.
doi: 10.1787/5jlz9h56dvq7-en

Autor, D. H., & Dorn, D (2013). The growth of low-skill service jobs and the polarization of the US labor market. *The American Economic Review*, 103(5), 1553–1597.
doi: 10.1257/aer.103.5.1553

Autor, D. H., & Dorn, D. & Hanson, G.H. (2013a). The China syndrome: Local labor market effects of import competition in the United States. *The American Economic Review*, 103(6), 2121–2168.
doi: 10.1257/aer.103.6.2121

Autor, D. H., Dorn, D. & Hanson, G. H. (2013b). The Geography of Trade and Technology Shocks in the United States. *The American Economic Review*, 103(3), 220–225.
doi: 10.1257/aer.103.3.220

Autor, D. H., Dorn, D. & Hanson, G.H. (2015). Untangling Trade and Technology: Evidence from Local Labour Markets. *The Economic Journal,* 125(584), 621–646.
doi: 10.1111/ecoj.12245.

Autor, D. H., Levy, F. & Murnane, R. J. (2003). The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4), 1279–1333.
doi: 10.1162/003355303322552801

Biscourp, P. & Kramarz, F. (2007). Employment, skill structure and international trade: Firm-level evidence for France. *Journal of International Economics*, 72(1), 22–51.
doi: 10.1016/j.jinteco.2006.07.005

Blinder, A. (2009). How Many US Jobs Might be Offshorable? *World Economics*, 10, n°2, 41–78.
doi: wej:wldecn:376

Conseil d'Orientation de l'Emploi (2017). *Automatisation, numérisation et emploi*. Tome 1: Les impacts sur le volume, la structure et la localisation de l'emploi. Rapport du COE.

Crozet, M. & Orefice, G. (2017). Trade and Labor Market: What do We Know? *CEPII Policy Brief*, N° 2017-15.

Frey, C. B. & Osborne, M. A. (2017). The future of employment: How susceptible are jobs to computerisation? *Technological Forecasting and Social Change,* 114(C), 254–280.
doi: 10.1016/j.techfore.2016.08.019

Goos, M. & Manning, A. (2007). Lousy and Lovely Jobs: The Rising Polarization of Work in Britain. *The Review of Economics and Statistics*, 89(1), 118–133.
doi: 10.1162/rest.89.1.118

Goos, M., A. Manning, & Salomons, A. (2009). Job Polarization in Europe. *The American Economic Review*, 99(2), 58–63.
doi: 10.1257/aer.99.2.58

Goos, M., A. Manning, & Salomons, A. (2014). Explaining Job Polarization: Routine-Biased Technological Change and Offshoring. *The American Economic Review*, 104(8), 2509–2526.
doi: 10.1257/aer.104.8.2509

Harrigan, J. A., Reshef, A. & Toubal, F. (2016). The March of the Techies: Technology, Trade, and Job Polarization in France, 1994-2007. NBER *Working Paper* N° 22110.
doi: 10.3386/w22110

Malgouyres, C. (2016). The Impact of Chinese Import Competition on the Local Structure of Employment and Wages: Evidence from France. *Journal of Regional Science*, 57, 411–441.
doi: 10.1111/jors.12303

Spitz-Oener, A. (2006). Technical Change, Job Tasks and Rising Educational Demands: Looking Outside the Wage Structure. *Journal of Labor Economics*, 24(2), 235–270.
doi: 10.1086/499972

Tinbergen, J. (1974). Substitution of Graduate by Other Labour. *Kyklos*, 27(2), 217–226.
doi: 10.1111/j.1467-6435.1974.tb01903.x

Parcours géographiques d'individus nés en France : construction d'une typologie

Geographical pathways of individuals born in France: construction of a typology

Henri Martin*

Résumé – L'essor de la mobilité géographique constitue une composante importante de l'évolution des modes de vie sur les dernières décennies. L'enquête *Histoire de Vie* (Insee-Ined, 2003), qui recense l'ensemble des parcours géographiques des individus échantillonnés, permet de dresser un panorama précis de ces mouvements. Parmi les individus nés en France et résidant en France métropolitaine en 2003, 38 % n'ont jamais quitté leur département et 58 % leur région de résidence. Ces données rendent aussi possible la construction de « parcours géographiques types » en mobilisant une méthode d'appariement optimal. Six « parcours géographiques types » se dégagent pour les générations nées avant 1938. Une analyse fine de cette typologie montre que les parcours géographiques impliquant le plus de mobilités sont plus courants chez les cadres, les diplômés et les individus ayant connu des trajectoires de vie plus instables que la moyenne dans les sphères professionnelle et familiale. Enfin, la mobilité géographique est plus fréquente dans les générations les plus jeunes.

Abstract – *The rise of geographical mobility is an important component of the changing patterns in lifestyles over the past few decades. The History of Life survey (*Histoire de vie, *Insee-Ined, 2003), which picks up on all the geographical pathways of the individuals sampled, makes it possible to gain a precise overview of such population movement. Of the individuals born in France and residing in mainland France in 2003, 38% have never left their department and 58% have never left their region of residence. These data also make it possible to construct a "standard geographical pathway" using an optimal matching method. Six "standard geographical pathways" emerge for generations born before 1938. A fine-grained analysis of this typology shows that the geographical pathways involving the most mobility are more common in managers, graduates and individuals who have experienced more unstable professional and domestic life trajectories than the average. Lastly, younger generations experience geographical mobility more frequently than their elders.*

Codes JEL / JEL Classification : R23, Z13, Y80
Mots-clefs : parcours géographique, appariement optimal, typologie, générations
Keywords: geographical pathway, optimal matching, typology, generations.
.

Rappel :

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

** Ined au moment de la réalisation de cette étude, Drees depuis septembre 2015 (Henri.martin@sante.gouv.fr)*

Cette contribution est issue d'un mémoire de master réalisé dans le cadre d'un stage à l'Ined. L'auteur remercie France Guérin-Pace, Brigitte Baccaïni et Jean-Michel Floch qui ont encadré ce travail de recherche, ainsi que Sylvie Marchand pour les facilités logistiques qui lui ont été accordées. Il remercie également les deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires et suggestions très constructives.

Reçu le 19 avril 2016, accepté après révisions le 27 mai 2017 https://doi.org/10.24187/ecostat.2017.497d.1936

Depuis les années 1980, la thématique de la mobilité géographique est un sujet de recherche très investi à la fois en démographie, en géographie, et en sociologie. Adoptant une perspective historique sur la littérature traitant ce sujet, Jacques Brun (1993) montre que le terme de « mobilité » a progressivement supplanté (à partir des années 1970) celui de « migration ». Ce changement de terminologie traduit une évolution du point de vue porté par la société sur ses liens avec l'espace : la migration étant souvent considérée comme rare et exceptionnelle alors que la mobilité est davantage perçue comme quelque chose de banal. De nombreuses contributions récentes traitent du processus de décision de la mobilité (Faure, 2009 ; Bonnet et Collet, 2009), des facteurs explicatifs de ces mobilités (Debrand & Taffin, 2005 ; Couet, 2006) ou encore tentent de modéliser ces phénomènes (Courgeau & Lelièvre, 1990). Ces travaux s'accordent sur le rôle des événements familiaux (formation et séparation des couples, naissances, veuvage) et professionnels (changement de métier ou des modalités d'exercice de ce métier) ainsi que sur celui des caractéristiques sociodémographiques des individus (âge, niveau de vie, diplôme, emploi, structure du ménage et statut d'occupation du logement) dans l'explication des mobilités.

Un simple changement de logement peut générer des implications très différentes pour les individus concernés. Courgeau (1980) distingue ainsi les « mobilités résidentielles » qui renvoient à un changement de logement et les « migrations », qui se caractérisent en plus par une modification importante de l'espace de vie. Debrand et Taffin (2005) montrent d'ailleurs que mobilités résidentielles et migrations au sens de Courgeau ne s'expliquent pas par les mêmes facteurs : les motifs familiaux (la nécessité d'occuper un logement adapté aux besoins de la famille) et résidentiels (l'accès à la propriété par exemple) sont prédominants dans le premier cas alors que les migrations sont davantage le corollaire de choix professionnels ou de décisions liées aux études. Ces résultats sont confirmés par d'autres travaux qui montrent qu'une part importante des mobilités de longues distances s'explique essentiellement par des motifs professionnels (Lelièvre, 1988).

Dans le cadre de cette étude, il ne sera pas possible de reprendre ces définitions conceptuelles car les données mobilisées ne permettent pas de distinguer les mobilités résidentielles des migrations (au sens de Courgeau). En effet, les changements de logements au sein d'une même commune de résidence ne sont pas répertoriés et aucune information ne permet d'apprécier un éventuel changement du cadre de vie. Le propos se focalisera sur les changements de communes de résidence des individus (les seuls renseignés dans les données utilisées) qui peuvent - selon les cas - impliquer - ou non - un changement du cadre de vie. Ces mobilités intercommunales peuvent recouvrir aussi bien des mobilités résidentielles (lesquelles se limitent à un simple changement de logement) que des migrations (lesquelles impliquent un changement du cadre de vie).

Si la littérature sur le sujet est dense, rares sont les travaux qui cherchent à dégager et à décrire des parcours géographiques types au cours du cycle de vie. Or, l'analyse statistique a connu des évolutions récentes dans le domaine de l'étude des trajectoires (Robette, 2011). Plus précisément, des méthodes statistiques nouvelles, rassemblées sous le nom de méthodes d'analyse de séquences au sein desquelles l'appariement optimal prend une place centrale, permettent d'identifier les régularités, les ressemblances entre différentes trajectoires et d'en inférer la construction de typologies de séquences-types. En sciences sociales, c'est Andrew Abbott (Abbott & Forrest, 1986) qui est à l'origine des méthodes d'appariement optimal pour l'étude des processus historiques (Lesnard & Saint Pol, 2004). Ces méthodes ont fait l'objet d'applications à des problématiques en rapport avec les mobilités géographiques comme les migrations internationales (Sierra-Paycha, 2014), la mobilité résidentielle dans la métropole de Dakar (Lessault & Imbert, 2013), les trajectoires en termes de composition sociale des communes de résidence (Bringé & Bonvalet, 2014) ou encore les trajectoires professionnelles et géographiques des couples (Lelièvre & Robette, 2010).

Cette étude se fixe deux objectifs. D'abord, donner des éléments descriptifs concernant les changements de communes, mais aussi de départements, de régions et de pays, de résidence des individus ainsi que leurs évolutions au fil des générations. Ensuite, révéler une typologie de parcours géographiques en mettant en œuvre une méthode d'appariement optimal et décrire le plus finement possible (en termes de caractéristiques sociodémographiques mais aussi de parcours de vie) les différentes sous-populations qui présentent des parcours géographiques comparables. Par rapport aux travaux préalablement cités (notamment Lelièvre & Robette, 2010 et Bringé & Bonvalet, 2014) cette contribution se singularise à la fois par son champ (l'ensemble des individus nés en France) et par son approche

des parcours géographiques (considérés depuis la naissance et par rapport à la commune initiale de résidence[1]).

Six parcours géographiques types se dégagent pour les générations nées avant 1938 : 18 % des individus ne quittent presque jamais leur commune initiale de résidence ; 47 % des individus quittent leur commune initiale de résidence mais leurs parcours géographiques s'inscrivent presque intégralement dans le département de celle-ci ; 13 % des individus quittent le département de leur commune initiale de résidence mais leurs parcours géographiques s'inscrivent presque intégralement dans la région de celle-ci. Les 22 % restant connaissent des changements de régions plus durables (pour 8 % des individus vers une région limitrophe à celle de leur commune initiale de résidence, pour 8 % des individus vers la région Île-de-France et pour 6 % des individus vers une autre région de province).

Sources et échantillon

Cette étude s'appuie sur les données de l'enquête *Histoire de vie* (HDV), issue d'une collaboration entre l'Insee, l'Ined et plusieurs services statistiques ministériels[2]. Il s'agit d'une enquête ponctuelle conduite entre les mois de février et d'avril 2003 sur le territoire de la France métropolitaine. 8 403 individus âgés d'au moins 18 ans ont été interrogés. L'enquête HDV se fixait pour objectif de mieux comprendre les processus de construction identitaire en lien notamment avec les parcours de vie[3]. Les parcours géographiques apparaissent dans l'enquête comme une composante de l'identité individuelle. Le questionnaire couvre un très large spectre d'informations en faisant appel à la mémoire des enquêtés sur les événements de leur passé. Il renseigne notamment sur les trajectoires individuelles dans des domaines variés (communes de résidence, vie professionnelle, santé, histoire familiale). Dans la mesure où elle constitue l'une des rares sources exhaustives sur les parcours géographiques (au sens où l'intégralité du parcours depuis la naissance est renseignée), l'enquête HDV permet d'apporter un éclairage sur les questions de recherche traitées dans cette contribution.

D'autres sources auraient pu être utilisées pour étudier la mobilité géographique. L'enquête *Biographie et Entourage* réalisée en 2000 par l'Ined fournit des informations similaires mais son champ ne porte que sur des Franciliens nés entre 1930 et 1950. Seuls les parcours géographiques passant par la région Île-de-France y sont donc retracés, ce qui ne permet pas d'avoir une vue d'ensemble des parcours géographiques sur le territoire français. L'*Échantillon Démographique Permanent* (EDP) de l'Insee comprend des informations sur les lieux de résidence des individus à partir de deux sources principales : les *Recensements de la Population*, devenu les *Enquêtes Annuelles de Recensement* (EAR) à partir de 2004 et le panel des *Déclarations Annuelles de Données Sociales* (DADS) « Tous salariés », dont le champ s'est étendu au cours du temps, intégrant les salariés du secteur privé depuis 1967, puis ceux de la fonction publique à partir des années 1980 et plus récemment ceux de certains secteurs (agricole, emplois chez les particuliers). Les trajectoires géographiques y sont donc incomplètes sur les périodes intercensitaires, notamment pour les non-salariés et les inactifs. Enfin, *l'*enquête *Biographie familiale, professionnelle et migratoire* conduite en 1981 par l'Ined commence à dater.

Pour des raisons de précision de l'information sur le début des parcours (lieux de résidence à l'étranger mal renseignés), l'article se concentre sur les individus nés en France. Ainsi, les 6 726 individus de notre échantillon ont tous débuté leur parcours géographique en France. Dans l'enquête HDV, chaque année de vie est associée à une commune de résidence[4]. Si pour une année donnée un individu a résidé dans plusieurs communes différentes, il se voit associer la commune dans laquelle la durée de résidence a été la plus longue cette même année (elle sera appelée « commune prédominante »). Il est alors possible de construire des étapes géographiques, chacune étant assimilée à une commune de résidence prédominante sur une durée d'au moins un an. Si l'individu réside dans une même commune pendant plusieurs années, la durée de l'étape est équivalente au nombre d'années qu'il y a passé. Pour chaque individu, l'enquête HDV détaille l'ensemble des étapes géographiques qui ont jalonné sa vie sur la période allant de sa naissance jusqu'à la date de l'enquête (2003). La construction de ces étapes ne tient donc pas compte des changements de

1. Cette commune correspond à la commune de résidence de l'individu lors de sa première année de vie. Elle peut être différente de la commune de naissance.
2. Plusieurs travaux détaillent le processus de construction de cette enquête (Crenner et al., 2006 ; Ville & Guérin-Pace, 2005).
3. Le numéro 393–394 de la revue Économie et Statistique comporte de nombreux travaux sur ce thème.
4. Sont considérées par l'enquête comme des communes l'ensemble des communes françaises au 1ier janvier 2003. Les arrondissements des communes de Paris, Lyon et Marseille sont aussi considérés comme des communes.

logements au sein d'une même commune, ni des lieux de résidence très temporaires (qui correspondent à des communes non prédominantes une année donnée). Pour chaque étape géographique (qui correspond donc à une commune prédominante), l'enquête renseigne le département et la région où la commune se situe.

Sur le plan sémantique, le choix est fait ici – pour des raisons pratiques – d'assimiler étape géographique et commune (prédominante) de résidence. D'un point de vue théorique une étape géographique correspondrait davantage à un changement significatif du cadre de vie plutôt qu'à un changement de commune. Néanmoins l'enquête HDV ne renseigne pas cet aspect. L'hypothèse sous-jacente est donc que la majorité des changements de communes impliquent une évolution de l'espace de vie.

Décrire la mobilité géographique : les changements de communes, de départements, de régions et de pays

L'enquête HDV recense les changements de communes, de départements, de régions et de pays qui jalonnent les parcours géographiques. Contrairement à certains travaux (Baccaïni, 1993) qui se focalisent uniquement sur les parcours résidentiels à partir de l'âge adulte (qui peut alors être fixé à 15, 18, 20 ou même 25 ans), le parti pris ici est d'étudier l'ensemble des parcours géographiques depuis la naissance de l'individu jusqu'au moment de l'enquête. Ce choix permet d'appréhender la diversité des territoires visités (au sens où l'individu a connu au moins une étape géographique dans ce territoire) au cours de la vie. Certaines des mobilités qui seront associées à un individu seront en fait la conséquence de choix géographiques de ses parents (par exemple les changements de communes durant l'enfance). Les individus de notre échantillon ont des âges très différents au moment de l'enquête (entre 18 et 97 ans) et ne sont pas observés au même moment de leur cycle de vie. Ce point conduira à présenter certains indicateurs par âge.

En 2003, les individus nés en France et âgés d'au moins 18 ans avaient connu 3.4 changements de commune

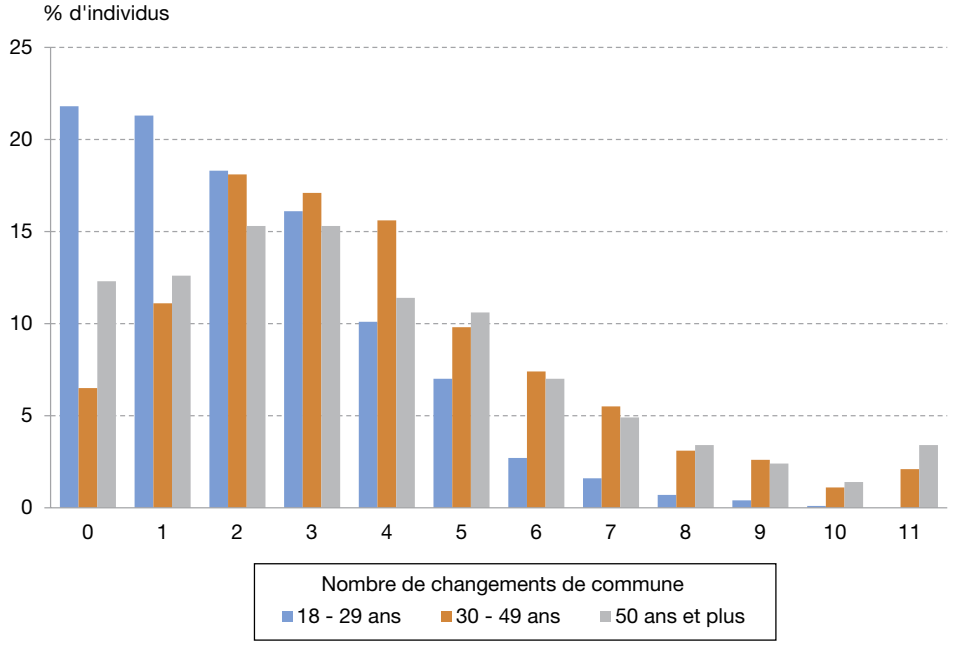
En moyenne un individu né en France et âgé d'au moins 18 ans en 2003 a changé un peu plus de trois fois de communes de résidence (3.4 fois)[5]. En élargissant le champ à l'ensemble des changements de logements et en se réduisant aux individus âgés d'au moins 15 ans, Baccaïni (1993) avait obtenu une moyenne de 4 mobilités résidentielles pour les individus des générations nées entre 1911 et 1938. Cette moyenne cache des disparités notamment en fonction de l'âge des individus : la distribution est beaucoup plus épaisse sur la droite pour les tranches d'âge 30-49 ans et 50 ans et plus que pour les 18-29 ans (figure I). Ce constat mêle à la fois un effet d'âge (un individu plus âgé est davantage susceptible d'avoir changé de commune de résidence) et un effet de génération. Notons aussi que plus de 12 % de notre échantillon n'a jamais quitté sa commune initiale de résidence. Cette proportion s'échelonne entre 22 % pour les individus âgés de moins de 30 ans et 6 % pour ceux qui ont entre 30 et 49 ans. Ces résultats vont dans le sens des conclusions issues de l'enquête *Triple biographie* (Ined, 1981) qui aboutit à un chiffre légèrement plus élevé (environ 15 %), même si celui-ci porte sur des générations plus anciennes et n'est donc pas directement comparable (Baccaïni, 1993).

Les changements de départements : une forte redondance des parcours

Par rapport aux changements de commune qui peuvent intervenir sur des distances très courtes, les changements de département impliquent le plus souvent une évolution du cadre de vie. Deux indicateurs sont intéressants à croiser. D'abord, le nombre de changements de commune qui ont entraîné un changement de département. Ensuite, le nombre total de départements de résidence au cours de la vie. Ces deux variables ne coïncident pas toujours. Par exemple, un individu né à Paris, qui déménage à Marseille avant de revenir s'installer à Paris puis de retourner vivre à Marseille, aura résidé dans seulement deux départements différents (Paris et les Bouches-du-Rhône) mais trois de ses changements de commune ont entraîné un changement de département. Si le nombre total de changements de commune ayant entraîné un changement de département est un bon indicateur de l'intensité de la mobilité géographique, le nombre de départements de résidence renseigne sur l'étendue des espaces de vie.

5. Les résultats statistiques présentés dans cette étude sont obtenus en utilisant le jeu de pondérations fourni avec l'enquête. Celui-ci corrige la surreprésentation de certaines populations qui ont fait l'objet d'un sur-échantillonnage dans l'enquête (handicapés, immigrés, et enfants d'immigrés).

Figure I
Distribution du nombre de changements de commune par tranches d'âge au moment de l'enquête



Champ : 6 726 individus nés en France, résidant en France métropolitaine et âgés d'au moins 18 ans en 2003.
Source : Insee-Ined, enquête *Histoire de vie*, 2003.

38 % des individus de notre échantillon n'ont jamais quitté leur premier département de résidence (tableau 1). Par ailleurs, les départements de destination sont bien souvent des départements dans lesquels l'individu a déjà résidé au cours de sa vie. Si l'on s'intéresse par exemple aux individus qui ont connu deux mobilités impliquant chacune un changement de département, près de 70 % d'entre eux sont en fait revenus dans leur département d'origine à l'occasion de leur seconde mobilité départementale. Cela montre bien que les parcours géographiques sont très souvent redondants au sens où les individus reviennent souvent dans des départements dans lesquels ils ont déjà résidé par le passé. Ces mouvements d'allers-retours entre les départements apparaissent ici comme un trait essentiel de la mobilité sur le territoire français.

Tableau 1
Changements de département et nombre de départements différents dans lesquels l'individu a résidé (au sens où il y a connu une étape géographique)

En %

Départements différents de résidence	Changements de département							
	0	1	2	3	4	5	6 et plus	Total
1	37.8	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	37.8
2	0.0	13.6	13.5	2.6	1.2	0.6	0.0	31.3
3	0.0	0.0	5.8	5.3	2.7	1.0	0.5	15.4
4	0.0	0.0	0.0	2.5	2.6	1.7	1.5	8.3
5	0.0	0.0	0.0	0.0	1.2	1.3	1.5	4.0
6 et plus	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	3.0	3.0
Total	37.8	13.6	19.3	10.3	8.0	4.6	6.5	100

Note : les départements considérés dans l'enquête correspondent à la configuration des départements français au moment de l'enquête (début 2003). En particulier Mayotte n'était pas encore un département.
Lecture : sur l'ensemble de l'échantillon, 19.3 % des individus ont changé 2 fois de département au cours de leur vie et ont ainsi résidé au maximum dans 3 départements différents. 13.5 % des individus ont changé 2 fois de département, mais n'ont résidé que dans 2 départements différents au cours de leur vie.
Champ : 6 726 individus nés en France, résidant en France métropolitaine et âgés d'au moins 18 ans en 2003.
Source : Insee-Ined, enquête *Histoire de vie*, 2003.

Des changements de région peu fréquents

Le constat évoqué pour les migrations interdépartementales semble aussi valable pour les migrations interrégionales. 58 % de notre échantillon n'a jamais quitté la première région dans laquelle il a résidé (tableau 2). Le changement de région reste donc relativement rare. De même, les migrations interrégionales sont également fortement redondantes. À titre d'exemple, parmi les individus qui ont changé deux fois de région au cours de leur vie, dans près de 70 % des cas, la seconde mobilité impliquant un changement de région est en fait un retour dans la région d'origine. Les allers-retours entre régions sont donc très courants.

La plupart des changements de commune (45 %) ont lieu à l'échelle intra-départementale et peuvent de fait concerner des communes très proches. Environ un quart de ces changements de commune (28 %) entraînent un changement de région et un autre quart (26 %) un changement de département au sein de la même région. À partir d'une autre source[6], Debrand et Taffin obtiennent des résultats similaires sur la période 1984–2002 (Debrand & Taffin, 2005).

Des passages à l'étranger plus fréquents au début de la vie adulte et des destinations liées à l'histoire de notre pays

Si les individus résidant à l'étranger au moment de l'enquête ne figurent pas – par construction – dans l'échantillon, l'enquête HDV recense les séjours à l'étranger d'une durée au moins égale à un an pour les individus interrogés. Sur les 29 750 étapes géographiques recensées dans l'enquête, 1 089 ont eu lieu à l'étranger et peuvent être identifiées à un pays unique[7]. Elles durent en moyenne 3.1 années et concernent 993 individus soit 14.3 % de l'échantillon. Elles ont lieu en moyenne à 20.9 ans et près de 90 % d'entre elles ont débuté avant 30 ans.

Les pays de destination de ces étapes à l'étranger sont étroitement liés à l'histoire de la nation. En particulier la colonisation et les guerres coloniales[8] expliquent que les étapes géographiques à l'étranger se concentrent fortement au Maghreb, en Afrique et en Asie (50 % d'entre elles) (figure II). La prépondérance des destinations européennes (43 %) est probablement le corollaire d'une proximité géographique. Une étude dynamique de ces étapes à l'étranger met en évidence le déclin au fil des générations des destinations de types militaires ou coloniales comme le Maghreb et l'Asie, régions du monde où se situaient les anciennes colonies françaises (elles représentaient respectivement 52 % et 7 % des étapes à l'étranger pour les individus des générations 1930–1939 contre 5 % et 4 % pour ceux des générations 1960–1969). A l'inverse, la montée en puissance de régions du monde comme l'Amérique du Nord ou l'Europe où se concentrent les migrations liées à l'activité professionnelle et aux études est manifeste (leurs parts respectives passent de 2 % et 26 % à 12 % et 61 % pour les mêmes générations).

6. Les enquêtes Logement de l'Insee.
7. Pour certains passages à l'étranger l'individu peut déclarer avoir séjourné dans plusieurs pays différents (dont la France).
8. Essentiellement les guerres d'Indochine (1946–1954) et d'Algérie (1954–1962).

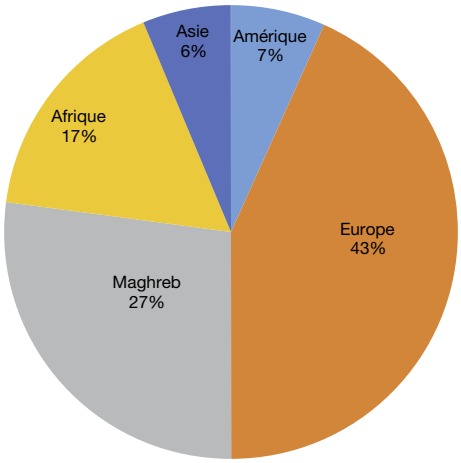
Tableau 2
Nombre de changements de région en fonction du nombre total de régions différentes dans lesquelles l'individu a résidé (au sens où il y a connu une étape géographique)

En %

Régions différentes de résidence	Changements de région					
	0	1	2	3	4 et plus	Total
1	58.0	0.0	0.0	0.0	0.0	58.0
2	0.0	14.4	10.6	0.7	0.3	26.0
3	0.0	0.0	4.5	3.4	1.8	9.7
4 et plus	0.0	0.0	0.0	1.4	4.8	6.2
Total	58.0	14.4	15.1	5.5	6.9	100

Note : les régions considérées dans l'enquête sont celles qui correspondaient à la configuration des régions françaises au moment de l'enquête (début 2003), c'est-à-dire avant la réforme territoriale entrée en vigueur au 1ier janvier 2016.
Lecture : sur l'ensemble de l'échantillon, 15.1 % des individus ont changé 2 fois de région au cours de leur vie et ont ainsi résidé au maximum dans 3 régions différentes. 10.6 % des individus ont changé 2 fois de région mais n'ont résidé que dans 2 régions différentes au cours de leur vie.
Champ : 6 726 individus nés en France, résidant en France métropolitaine et âgés d'au moins 18 ans en 2003.
Source : Insee-Ined, enquête *Histoire de vie*, 2003.

Figure II
Distribution par région du monde des étapes géographiques passées dans un pays étranger



Lecture : parmi les étapes géographiques que l'on peut identifier à un pays, 43 % ont eu lieu dans un pays européen.
Champ : 1 069 étapes géographiques à l'étranger que l'on peut identifier à un pays unique. Ces étapes concernent 993 individus nés en France, résidant en France métropolitaine et âgés d'au moins 18 ans en 2003.
Source : Insee-Ined, enquête *Histoire de vie*, 2003.

Un accroissement de la mobilité géographique au fil des générations

Les générations les plus récentes (1960-1969) connaissent davantage de mobilités géographiques que leurs aînés (1920–1929) (figure III et encadré 1). De manière générale, plus une génération est jeune, plus elle a connu à un âge donné de changements de commune, et de région. Les cohortes 1940–1949 et 1950–1959 font néanmoins exception : la cohorte 1940–1949 est un peu plus mobile que la génération suivante. Les écarts de mobilité entre ces cohortes, très faibles à l'âge de 20 ans, se creusent à l'âge de 30 ans avant de se stabiliser. Ce résultat incite à ne pas conclure à une augmentation uniforme de l'intensité de la mobilité dans les générations. Il rejoint les conclusions de Debrand et Taffin (2005) qui mettent en lumière une hausse régulière mais heurtée du taux de mobilité sur la période 1980–2002 (avec par exemple une diminution au cours des années 1990).

Encadré 1 – Étudier la mobilité géographique au fil des générations avec l'enquête HDV

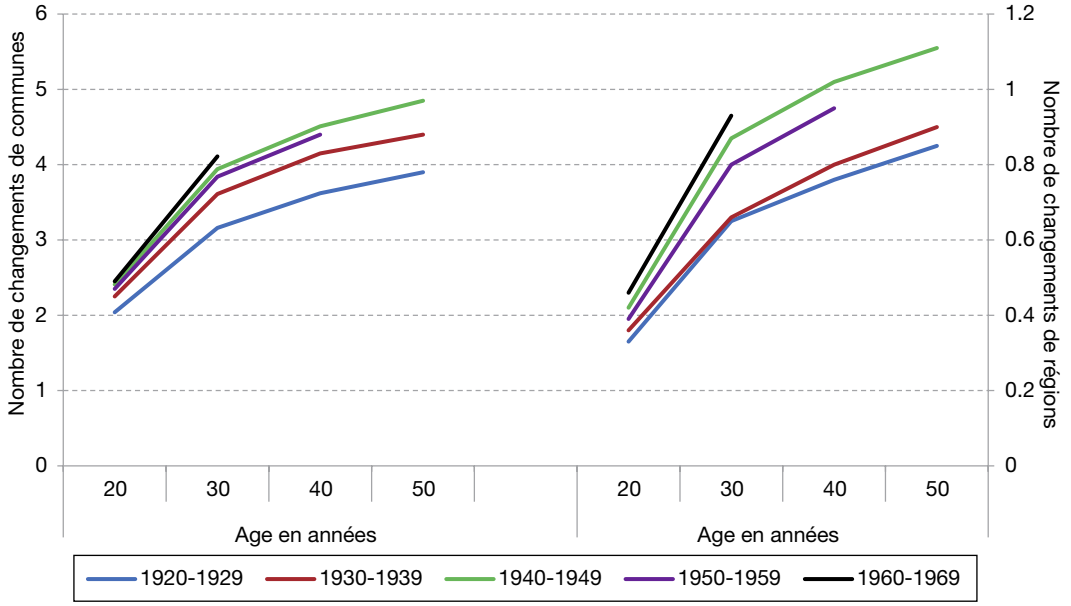
Pour étudier l'influence des effets de génération sur la mobilité géographique, six cohortes ont été construites en fonction des dates de naissance déclarées par les individus de notre échantillon. Plusieurs indicateurs de mobilité ont fait l'objet d'une analyse : le nombre de changements de commune et de région en fonction de l'âge. La construction des cohortes et en particulier le choix d'un intervalle de 10 ans d'âge obéit à un impératif en termes d'effectifs. Dans un souci de clarté, la construction des cohortes a été opérée à partir d'un âge rond (tableau A).

Tableau A
Construction des cohortes pour l'étude de la mobilité au fil des générations

Année de naissance	Effectif de la cohorte	Âge moyen au moment de l'enquête
1920-1929	517	77.1
1930-1939	753	67.7
1940-1949	1 086	57.1
1950-1959	1 370	47.8
1960-1969	1 327	37.8
1970-1979	1 035	27.9

Champ : 6 088 individus nés en France, correspondant aux générations concernées.
Lecture : dans l'échantillon des individus nés en France de l'enquête *Histoire de vie*, 517 individus sont nés entre 1920 et 1929. Au moment de l'enquête (en 2003) ils ont en moyenne 77.1 ans.
Source : Insee-Ined, enquête *Histoire de vie*.

Figure III
Nombre de changements de commune et de région en fonction de l'âge dans les générations



Champ : 5 053 individus nés en France, correspondant aux générations étudiées
Source : Insee-Ined, enquête *Histoire de vie,* 2003.

Pour prendre en compte d'éventuels effets de structure – par exemple les individus de la génération 1920-1929 présents dans notre échantillon sont plus souvent des femmes en raison de la différence d'espérance de vie avec les hommes – une modélisation économétrique de la probabilité de connaître un changement de commune entre 25 et 30 ans est proposée (modèle logistique). Le choix de cette tranche d'âge résulte des résultats descriptifs précédents : c'est entre 25 et 30 ans que se concentre l'essentiel des différences de mobilité entre les générations. Les indicatrices de cohortes constituent les variables explicatives d'intérêt. Sont aussi introduites des variables de contrôle pour neutraliser les effets de structure (sexe, statut conjugal, PCS, et diplômes). Le choix de l'intervalle 25-30 ans permet également de ne pas inclure les changements de commune ayant eu lieu pendant la Seconde Guerre Mondiale (entre 1939 et 1945)[9]. Les changements de commune qui se sont déroulés pendant la guerre d'Algérie (1954-1962) ont été exclus du modèle[10]. Ces deux événements ont entraîné des mobilités massives pour certaines des cohortes, or il a semblé important de distinguer dans l'évolution de la mobilité ce qui relève d'une tendance structurelle liée aux comportements des ménages de ce qui se rapporte à des facteurs conjoncturels. En pratique un tel modèle revient à reconstruire un contrefactuel de ce qu'aurait été la mobilité géographique pour les différentes générations si les caractéristiques structurelles de la société (ventilation par PCS, par catégorie de diplôme, événements historiques) étaient restées constantes au fil des générations.

Le modèle logistique confirme les résultats de l'analyse descriptive : il ressort une probabilité plus faible de connaître une mobilité entre 25 et 30 ans pour les individus issus des générations les plus anciennes même si les écarts de mobilité entre les individus de la génération 1960-1969 et ceux de la génération 1940-1949 ne sont pas significatifs (tableau 3). Ces résultats renseignent sur l'évolution en longue période de la mobilité géographique : les générations les plus jeunes sont davantage mobiles que leurs ainées.

Six « parcours géographiques types » se dégagent pour les générations nées avant 1938

Afin de rapprocher les parcours géographiques présentant le plus de similitudes, une méthode d'appariement optimal est mise en œuvre (voir encadré 2). Chaque année d'un parcours est caractérisée selon sa proximité géographique par rapport à la commune initiale de résidence.

9. Les individus les plus âgés de notre échantillon sont ceux nés en 1920. Ils atteignent 25 ans en 1945, au sortir de la seconde guerre mondiale.
10. En pratique, les changements de commune intervenant entre 1954 et 1962 et impliquant une commune (que ce soit la commune d'arrivée ou celle de départ) située en Algérie ont été exclus de l'estimation.

Tableau 3
Impact des effets de génération sur la probabilité de changer de commune entre 25 et 30 ans, estimation d'un modèle logistique

Générations	Paramètre estimé (écart-type estimé)	Odds ratio
1920-1929	-0.67*** (0.16)	0.51
1930-1939	-0.52*** (0.13)	0.59
1940-1949	-0.18 (0.13)	0.83
1950-1959	-0.27** (0.12)	0.76
1960-1969	Référence	Référence

Note : paramètres issus de l'estimation d'un modèle logistique, dont la variable expliquée vaut 1 si l'individu a connu un changement de commune de résidence entre 25 et 30 ans et 0 sinon. Les paramètres associés aux variables de contrôle n'ont pas été reportés. Les variables de contrôle introduites sont : le sexe sous la forme d'une variable indicatrice pour les femmes, une indicatrice qui vaut 1 si l'individu déclare avoir vécu au moins une fois en couple au cours de sa vie, la PCS sous la forme de variables indicatrices pour les agriculteurs, les ouvriers, les employés, les artisans et les cadres, les professions intermédiaires sont la modalité de référence (la PCS utilisée est celle déclarée par l'individu au moment de l'enquête ; les retraités se voient affectés la PCS correspondant à leur dernier emploi), le plus haut diplôme détenu par l'individu sous la forme d'indicatrices pour le cycle primaire, le cycle secondaire, l'enseignement technique et l'enseignement supérieur (le niveau bac constitue la modalité de référence).
*** signifie une significativité au seuil de 1 %, ** au seuil de 5 % et * au seuil de 10 %.
Lecture : le fait d'être né entre 1920 et 1929 multiplie par 0.51 la probabilité de connaître une mobilité entre 25 et 30 ans (où la divise par 1.96), relativement à la génération née entre 1960-69.
Champ : 5 053 individus nés en France entre 1920 et 1969.
Source : Insee-Ined, enquête *Histoire de vie* 2003.

Chaque année se voit ainsi attribuer l'une des modalités suivantes :

- « Commune initiale de résidence ». Cette commune correspond à la commune prédominante de résidence de l'individu lors de sa première année de vie.

- « Département de la commune initiale de résidence » si la commune de résidence est une autre commune que la commune initiale de résidence mais est située dans le même département[11].

- « Région de la première commune de résidence » si le département est un autre département que celui de la commune initiale de résidence mais est situé dans la même région. Les régions prises en compte ici sont celles qui prévalaient au moment de l'enquête (2003), c'est-à-dire avant la réforme territoriale entrée en vigueur au 1er janvier 2016. L'enquête HDV étant antérieure à cette date, il a semblé que c'est ce découpage qui faisait sens pour les individus interrogés.

- « Région voisine de la région de la commune initiale de résidence » si la commune de résidence est située dans une région limitrophe à la région de la commune initiale de résidence.

- 'Région Île-de-France' si la commune de résidence est située dans la région Île-de-France et à condition que celle-ci ne soit pas la première région de résidence. La modalité 'région Île-de-France' l'emporte sur la modalité 'région voisine de la région de la commune initiale de résidence'. L'objectif est d'isoler les spécificités des parcours passant par cette région. Ce choix semble judicieux pour deux raisons. D'abord l'exode rural a longtemps constitué une composante importante des parcours géographiques. Ensuite de nombreux travaux montrent que l'Île-de-France occupe une place spécifique dans les parcours géographiques notamment au moment des études ou de l'entrée dans la vie active (Baron & Perret, 2006 ; Degorre, 2015).

- « Autre région » si la commune de résidence est située dans une région française qui n'est ni la région de la commune initiale de résidence, ni une région limitrophe de celle-ci, ni la région Île-de-France.

- « Étranger » si l'individu déclare résider à l'étranger.

Cette classification qui s'appuie sur les contours administratifs du territoire n'est pas totalement satisfaisante. Pour saisir réellement un espace de vie au sens large il aurait été préférable de mobiliser d'autres zonages d'étude comme les bassins de vie, les zones d'emploi ou encore les

11. Les départements considérés dans l'enquête HDV correspondent à la configuration des départements français au moment de l'enquête (début 2003). En particulier Mayotte n'était pas encore un département.

aires urbaines. De plus, une mobilité entre deux régions limitrophes sera interprétée comme un changement important même si la distance entre les deux communes concernées s'avère très courte. Malheureusement, les informations relatives à ces zonages et aux distances entre les communes ne sont pas disponibles dans l'enquête HDV. Pour disposer de parcours de même taille, c'est-à-dire composés du même nombre d'années (ce qui est préférable pour mettre en œuvre un appariement optimal) l'échantillon a été restreint aux individus âgés de 65 ans ou plus au moment de l'enquête (2003), correspondant aux générations nées avant 1938. Les parcours géographiques étudiés s'étalent ainsi sur la période allant de la naissance aux 65 ans de l'individu. Ils sont ainsi tronqués à droite. Ce seuil de 65 ans répond à un arbitrage entre la taille de l'échantillon et sa représentativité, et l'intérêt de disposer de parcours géographiques presque complets. Prendre un seuil d'âge plus élevé conduirait à réduire la taille de l'échantillon et à réduire sa représentativité notamment en raison de la mortalité différentielle entre hommes et femmes et entre les différentes classes sociales. En même temps, le seuil de 65 ans, au-delà duquel la quasi-totalité de la génération née avant 1938 est partie à la retraite est suffisamment élevé pour saisir une éventuelle mobilité géographique au moment du passage à la retraite[12]. De nombreux travaux ont en effet souligné l'importance des mobilités à ce moment charnière de la vie (Caradec, 2010 ; Cribier & Kych, 1992). En restreignant de plus l'échantillon aux individus pour lesquels les parcours géographiques sont intégralement

12. Pour ces générations l'âge de 65 ans correspond à l'âge à partir duquel la pension de retraite est versée automatiquement à taux plein. À cet âge la quasi-totalité des individus ont liquidé leurs droits à retraite.

Encadré 2 – L'appariement optimal appliqué à l'analyse des parcours géographiques

Les méthodes d'appariement optimal visent à construire une typologie des séquences, assimilée ici à des parcours géographiques. Dans l'échantillon considéré, issu de l'enquête *Histoire de vie-Construction des identités* (2003), pour chaque individu, et pour chaque année de vie, la commune prédominante de résidence est connue. Sa position géographique est caractérisée par rapport à sa commune initiale de résidence. Par exemple si un individu a vécu pendant les deux premières années de sa vie dans sa commune initiale de résidence (notée PC) avant de déménager dans une autre commune du même département (notée CD) et d'y résider 3 ans son parcours s'écrira :

PC	PC	CD	CD	CD

L'appariement optimal procède ensuite en deux étapes. La première consiste en la construction d'une distance entre les parcours. La seconde étape regroupe les parcours géographiques qui se ressemblent grâce à une méthode de classification.

Première étape : construction de la distance entre les parcours

La distance entre deux parcours dépend des opérations nécessaires à la transformation de l'un vers l'autre. Pour transformer un parcours, deux types d'opérations peuvent être utilisées :

- les opérations d'insertion-suppression qui consistent à ajouter ou à supprimer un élément du parcours (dites *indel*) ;

- les opérations de substitution. Elles correspondent à la substitution d'un élément du parcours par un autre.

Pour transformer un parcours en un autre, il existe de nombreuses combinaisons d'opérations, dites chemins, possibles. L'appariement optimal repose sur la recherche de tous les chemins possibles pour cette transformation. L'idée est alors d'associer à chaque opération un coût. À chaque chemin assurant la transformation d'un parcours en un autre est associé un coût global qui correspond à la somme des coûts associés à chaque opération nécessaire. L'appariement optimal fournit le coût minimum. La distance entre les deux parcours est alors égale au coût global le plus faible parmi tous les chemins possibles. L'élément central de la méthode repose alors sur le paramétrage des coûts (Lesnard & Saint-Pol, 2004). Les coûts *indel* et de *substitution* peuvent dépendre des modalités qu'ils impliquent (par exemple, la suppression d'un élément PC peut ne pas être associée au même coût que la suppression d'un élément CD).

Deuxième étape : la classification

Elle consiste à constituer des classes à l'aide de méthodes de classification comme la classification ascendante hiérarchique.

Le paramétrage retenu ici correspond à un choix classique dans la littérature : le niveau des coûts de *substitution* est fixé en fonction des probabilités de transition empiriques entre les modalités sur une base de 2. Le coût de substitution entre deux modalités est égal à 2 diminué de la probabilité de transition empirique entre ces modalités (plus cette probabilité est élevée plus le coût est faible). Les coûts *indel* sont fixés arbitrairement à 1.1. Ce choix revient à suivre les recommandations de Lesnard et Saint-Pol (2004) et de Robette (2011) : afin de mettre l'accent sur la succession des modalités plutôt que leur simultanéité, il est préférable de privilégier les coûts *indel*. Ces paramètres auraient pu être fixés différemment mais les tests menés montrent que le résultat est robuste à ces choix. Pour construire les classes, une classification ascendante hiérarchique avec la méthode de Ward est mise en œuvre.

renseignés notre champ d'étude comporte 1 185 individus. En raison de la mortalité différentielle aux âges les plus élevés, l'échantillon est plus féminin que l'ensemble de la population (58 % de femmes) et sa structure sociodémographique est déformée en défaveur des catégories les plus exposées à la mortalité aux âges avancés (seulement 17 % d'ouvriers). Enfin, les diplômés et les cadres sont surreprésentés dans notre échantillon alors que de nombreux travaux ont mis en lumière leur propension plus importante à la mobilité (Couet, 2006). Ces différents éléments sont susceptibles de biaiser les résultats.

L'appariement optimal aboutit à la construction de six classes (tableau 4) pour lesquelles les principaux traits sociodémographiques sont précisés. Parmi les variables choisies pour les caractériser, figurent des indicateurs démographiques comme l'âge, le sexe ou la structure familiale, mais aussi des informations socio-économiques comme le diplôme et la catégorie socioprofessionnelle relative au dernier emploi occupé par l'individu interrogé. Afin de restituer les parcours géographiques au sein des parcours de vie des variables relatives aux nombres de changements professionnels et de séparations conjugales ont été ajoutées. Les changements professionnels regroupent à la fois les changements de profession, de statut professionnel (changements des modalités d'exercice de la profession), et de position professionnelle qui sont renseignés dans l'enquête HDV (la date à laquelle ces changements ont lieu est d'ailleurs connue). Les séparations conjugales concernent les relations de couple dont la durée est supérieure à une année. De nombreux travaux ont montré que mobilités résidentielle et professionnelle allaient souvent de pair (Lelièvre, 1988). Dans *Triple Biographie* ce sont près de 30 % des motifs de mobilité qui sont liés à des enjeux professionnels (Baccaïni, 1993). De même, les résultats d'une enquête menée par l'Ined en 1985 ont mis en lumière la corrélation entre divorce et mobilité (Festy, 1988).

Des « immobiles » aux « mobiles vers une région lointaine de province »

Les individus de la classe 1 (18 % de l'échantillon pondéré) - nommés ici les « immobiles » - ne quittent que très épisodiquement leur commune initiale de résidence (figure IV-A). Les durées cumulées dans les autres modalités ne représentent qu'une toute petite fraction des 65 années de vie étudiées. Ces individus représentent près de 18 % de l'échantillon. Cette proportion est comparable au résultat obtenu par Couet (2006) à partir des données de l'EDP qui montre qu'environ 20 % des individus présents lors des cinq recensements de 1968, 1975, 1982, 1990 et 1999 et âgés de 24 à 40 ans en 1968 ont toujours déclaré la même commune de résidence. Le portrait-type de l'individu « immobile » est le plus souvent celui d'une femme dont le niveau d'éducation est le plus fréquemment celui des études primaires (tableau 5). Les agriculteurs sont aussi très largement surreprésentés. Ces individus connaissent en moyenne des parcours

Tableau 4
Synthèse de la typologie des parcours géographiques

Classe	Intitulé	Effectif (% de l'échantillon pondéré)	Principaux traits sociodémographiques	Nombre moyen d'étapes géographiques avant 65 ans
1	Immobiles	195 (18)	Femmes, études primaires, agriculteurs, parcours stables, Bretons	1.15
2	Mobiles à l'échelle départementale	565 (47)	Globalement représentatif de l'échantillon	4.56
3	Mobiles à l'échelle régionale	152 (13)	Cadres, professions intermédiaires, parcours heurtés, Franciliens	5.45
4	Mobiles vers une région voisine	100 (8)	Hommes, cadres, professions intermédiaires, diplômés	5.57
5	Mobiles vers la région Île-de-France	87 (8)	Femmes, cadres, employés, diplômés, origines bretonnes et du bassin parisien	6.66
6	Mobiles vers une région lointaine de province	86 (6)	Hommes, employés, professions intermédiaires, diplômés, parcours instables	6.79

Lecture : la classe 1 compte 195 individus soit 18 % de l'échantillon pondéré. Il s'agit le plus souvent de femmes, d'agriculteurs et d'individus dont le niveau d'étude correspond à l'enseignement primaire et dont les parcours de vie dans les domaines professionnel et familial sont plus stables que la moyenne. Ces individus ont connu en moyenne 1.15 étape géographique avant leurs 65 ans.
Champ : 1 185 individus nés en France, résidant en France métropolitaine et âgés de 65 ans ou plus au moment de l'enquête.
Source : Insee-Ined, enquête *Histoire de vie*, 2003.

de vie plus stables que la moyenne : ils ont connu moins de séparations conjugales et de changements professionnels que la moyenne. En termes géographiques, la commune initiale de résidence de ces individus est plus souvent que la moyenne située en Bretagne, en Champagne-Ardenne ou encore dans les régions du Sud comme l'Auvergne, le Limousin ou la région Midi-Pyrénées.

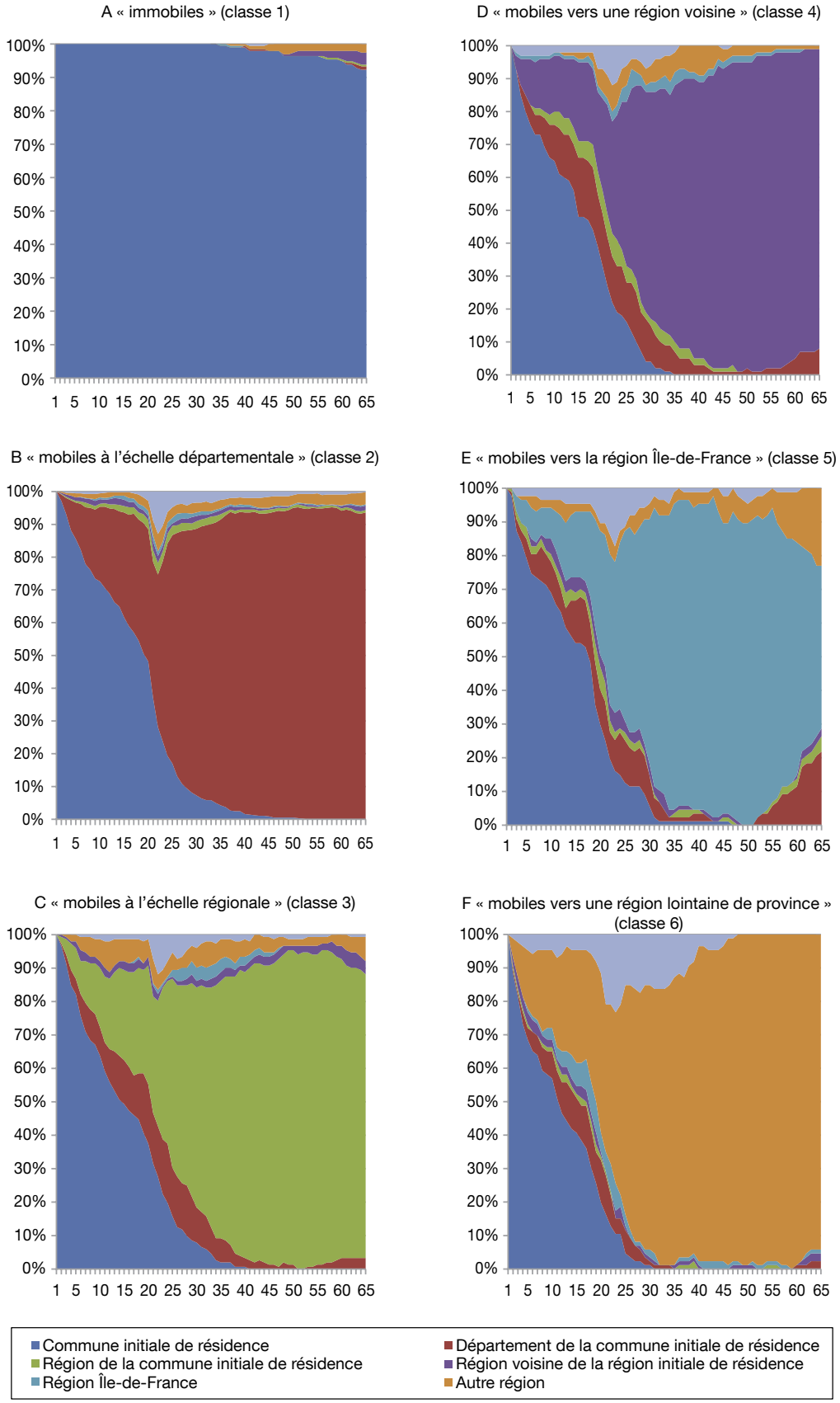
Les individus de la classe 2 (47 % de l'échantillon pondéré), les « mobiles à l'échelle départementale » ont pour point commun d'avoir quitté leur commune initiale de résidence pour s'installer dans une autre commune du même département (figure IV-B). Cette mobilité intervient le plus souvent avant 30 ans avec un pic entre 20 et 24 ans, qui correspond aux études supérieures ou au premier emploi (annexe, figure A-I). Les parcours géographiques s'inscrivent dans leur quasi-intégralité à l'échelle départementale. La durée moyenne passée dans une commune située en dehors du département initial de résidence est de 3 ans et ces étapes géographiques ont souvent lieu un peu après 20 ans. Les épisodes passés hors du département initial de résidence se caractérisent par leur brièveté. Cette classe est de loin la plus nombreuse numériquement : elle rassemble 47 % des parcours géographiques. Les individus qui la composent sont globalement représentatifs de l'échantillon (tableau 5). De même, en termes géographiques, les régions de résidence entre lesquelles se répartissent ces individus à 65 ans sont proches de la distribution constatée sur l'ensemble de l'échantillon.

Les individus de la classe 3 (13 % de l'échantillon pondéré), nommés ici les « mobiles à l'échelle régionale », ont quitté leur commune initiale de résidence avant leurs 30 ans et ont migré progressivement vers une autre commune de la même région mais située dans un autre département (figure IV-C). Ces mobilités ont le plus souvent lieu entre 20 et 24 ans mais elles sont aussi fréquentes pendant l'enfance (28 % ont lieu avant 15 ans) (annexe, figure A-II). Les parcours géographiques s'inscrivent pour l'essentiel à l'échelle régionale. Une étape départementale est observée (résidence dans une autre commune que la commune initiale de résidence mais située dans le même département) pour 42 % des individus de la classe et celle-ci se caractérise par sa durée relativement courte (moins de 4 ans). Cela signifie aussi que pour environ 60 % des individus de classe il n'y a pas d'étape départementale et que l'individu migre directement de sa commune initiale de résidence à une commune située dans un autre département de sa région. L'essentiel de ces parcours géographiques se déroule dans la même région que celle la commune initiale de résidence mais dans un autre département (44 ans sur les 65). Le parcours-moyen[13] des individus de cette classe est le suivant. Ils résident dans leur commune initiale de résidence jusqu'à l'âge de 21 ans avant de s'installer dans une autre commune de la région mais située dans un département différent. Par la suite ils ne reviennent pas dans leur département initial de résidence mais restent pour la majorité d'entre eux dans la même région. Cette classe surreprésente les cadres, les professions intermédiaires et les diplômés du supérieur au détriment des agriculteurs et des ouvriers (cf. tableau 5). Les régions concernées par ces parcours migratoires sont essentiellement l'Île-de-France (41 % des individus de la classe sont Franciliens au moment de leurs 65 ans), et la région Rhône-Alpes (9 %). La région l'Île-de-France – dont les départements présentent une superficie réduite – est plus propice à ces parcours car un changement de département peut apparaître moins significatif que dans une autre région. Les individus de la classe 3 connaissent davantage de changements professionnels que la moyenne. Ils ont aussi une vie conjugale plus instable que la moyenne et sont davantage mobiles en termes de changements de communes.

Les individus la classe 4, les « mobiles vers une région voisine » (8 % de l'échantillon pondéré) ont pour point commun d'avoir quitté leur commune initiale de résidence avant leurs 35 ans et d'avoir migré vers une région limitrophe à leur région initiale de résidence (figure IV-D). L'âge d'arrivée dans cette région limitrophe se situe le plus souvent après 20 ans, soit au moment de la jeunesse, soit au cours de la vie adulte (25 % ont lieu après 30 ans, voir annexe, figure A-III). Par la suite, les parcours géographiques de ces individus ne sortent que très épisodiquement des régions limitrophes à la région initiale de résidence même si on peut observer chez une fraction d'entre eux (8 %) un retour vers le département d'origine. Les individus de la classe 4 sont le plus souvent des hommes, cadres ou professions intermédiaires et diplômés de l'enseignement supérieur (tableau 5). Ils connaissent davantage de mobilités géographiques et ont plus d'enfants que la moyenne. Ils représentent 8 % de l'échantillon.

13. C'est-à-dire le parcours qui associe à chaque âge la modalité la plus fréquente au sein de la classe.

Figure IV
Ventilation des individus de chaque classe en fonction de l'âge



Lecture : les graphiques indiquent à chaque âge la proportion d'individus de chaque classe concernés par chacune des modalités.
Champ : individus nés en France, résidant en France métropolitaine en 2003 et âgés de plus de 65 ans appartenant à chaque classe (classe 1 : 195 observations, classe 2 : 565, classe 3 : 152, classe 4 : 100, classe 5 : 87, classe 6 : 86).
Source : Insee-Ined, enquête *Histoire de vie*, 2003.

Les individus la classe 5, les « mobiles vers la région Île-de-France » (8 % de l'échantillon pondéré) ont quitté leur commune initiale de résidence avant leurs 30 ans et ont migré vers la région Île-de-France (figure IV-E). L'âge d'arrivée en Île-de-France est le plus souvent inférieur à 40 ans avec un pic au moment de la jeunesse et du début de la vie adulte (annexe, figure A-IV). Après 50 ans, ils se scindent en trois groupes : certains restent en Île-de-France (environ 50 %), d'autres retournent dans leur région ou département d'origine (environ 25 %), d'autres enfin s'installent dans une autre région (environ 25 %), le plus souvent dans les régions du Sud (Provence-Alpes-Côte d'Azur, Aquitaine ou Languedoc-Roussillon), ou de l'Ouest (Bretagne). Ces régions figurent parmi celles dont le solde migratoire est le plus favorable sur les dernières décennies (Baccaïni, 2007). Ce constat rejoint celui de Kych et Cribier (1992) qui montrent, à l'aide d'une enquête concernant 1 370 parisiens ayant pris leur retraite en 1972, qu'un tiers d'entre eux quittent l'aire urbaine de Paris pour un motif lié de près ou de loin à la cessation de l'activité. Si l'âge de 50 ans auquel commencent ces mobilités semble désynchronisé avec le moment de la fin de l'activité professionnelle (qui intervient vers 60 ans), des travaux ont montré que les futurs retraités tendent à anticiper de quelques années la fin de leur vie active dans leurs choix résidentiels (Dubujet, 1999). Le passage par d'autres modalités (que l'Île-de-France et la commune initiale de résidence) est relativement fréquent au sein de cette classe. 48 % des individus de la classe ont connu au moins une étape dans une autre commune de leur département initial de résidence et 46 % aussi dans une autre région. En revanche, les durées de ces étapes sont courtes (respectivement moins de 4 et 1 ans). Si les individus concernés par ces parcours sont relativement marginaux dans l'échantillon

Tableau 5
Caractéristiques sociodémographiques des individus des six classes

Variables	Classe 1	Classe 2	Classe 3	Classe 4	Classe 5	Classe 6	Ensemble de l'échantillon
Age (en années)	74.4	73.8	72.9	74.3	74.0	73.5	73.8
Sexe (%)							
Homme	32.5 ***	44.8*	42.9	49.1 **	26.4 ***	52.6 ***	41.5
Femme	67.5***	55.2 *	57.1	50.9 **	73.6 ***	47.4 ***	58.5
Vie familiale							
Nombre de séparations	0.24**	0.29	0.35**	0.31	0.27	0.34**	0.29
Nombre d'enfants	2.43	2.51	2.29*	2.87**	2.16***	3.07***	2.50
CSP (%)							
Agriculteur	40.3 ***	20.3	7.5 ***	6.7 ***	0.0 ***	0.9 ***	18.4
Indépendant	10.7 **	16.8 *	15.7	15.0	9.9 **	11.4 **	14.5
Cadre	4.2 ***	8.4 *	18.6 ***	15.3 **	21.5 ***	14.0 *	11.0
Profession intermédiaire	4.7 ***	10.5	18.2 ***	25.4 ***	15.3 **	22.7 ***	11.2
Employé	18.6 **	21.9	24.0	19.1 *	30.6 ***	30.5 ***	22.6
Ouvrier	14.3 **	19.3	13.1 **	17.5	21.7 **	17.2	17.5
Inactif	7.2 **	2.9	2.9	0.8 **	1.1 **	3.4	3.4
Changements professionnels	1.07***	1.76	2.05**	1.67	2.27***	2.17**	1.73
Diplôme (%)							
Études primaires	73.4 ***	58.7	46.5 **	52.5	35.4 ***	31.4 ***	55.8
Premier cycle du secondaire	9.4 **	5.6 **	13.0	15.4	15.7	18.9 **	13.0
Enseignement technique	10.0 **	15.7	18.2 **	5.9 ***	17.9 **	17.8 **	13.6
Bac général	5.4	5.4	8.6 *	6.1	2.1 *	15.2 ***	6.4
Diplôme du supérieur	1.4 ***	6.8 **	13.7 **	20.1 ***	26.8 ***	16.6 **	10.0
Mobilités géographiques	0.15***	3.56	4.45***	4.57***	5.66***	5.79***	3.44

Note : *** signifie une significativité au seuil de 1 %, ** au seuil de 5 % et * au seuil de 10 % pour le test d'égalité à la moyenne avec l'ensemble de l'échantillon.
Lecture : parmi la population de la classe 1, 32.5 % sont des hommes, alors que ces derniers représentent 41.5 % de l'échantillon.
Champ : 1 185 individus nés en France, résidant en France métropolitaine et âgés de 65 ans ou plus au moment de l'enquête
Source : Insee-Ined, enquête *Histoire de vie*, 2003.

(8 %) ils présentent des caractéristiques socio-démographiques spécifiques : il s'agit le plus souvent de femmes, cadres, professions intermédiaires ou employées, diplômées de l'enseignement supérieur (tableau 5). Elles sont le plus souvent nées dans des régions de l'Ouest ou du Bassin Parisien (la Bretagne, la Picardie, le Normandie et le Centre sont surreprésentées). Ces individus sont aussi particulièrement mobiles sur le plan géographique et près d'un tiers d'entre eux ont résidé au moins un an à l'étranger (contre seulement 8 % dans l'échantillon). Les individus de la classe 5 connaissent aussi des mobilités intenses dans les domaines professionnel et résidentiel. Une étude récente portant sur un échantillon de franciliens a mis en évidence un profil de parcours similaire en soulignant qu'il s'agissait d'individus arrivés en Île-de-France entre 25 et 30 ans[14] et qui s'installent prioritairement en banlieue (petite ou grande couronne) plutôt qu'à Paris même (Morand *et al.,* 2012).

Les individus de la classe 6, les « mobiles vers une région lointaine de province » (6 % de l'échantillon pondéré) ont quitté leur commune initiale de résidence avant leurs 20 ans et ont migré vers une région de province non limitrophe à leur région initiale de résidence (figure IV-F). Les mobilités vers cette nouvelle région ont le plus souvent lieu pendant l'enfance (50 % ont lieu avant 20 ans) ou au moment de la jeunesse et de l'entrée dans la vie adulte (annexe, figure A-V). L'essentiel de ces parcours géographiques se déroule en dehors de la région initiale de résidence dans laquelle les individus de la classe ne résident en moyenne que 15 ans contre 47 ans dans les régions de province non limitrophes. Les individus de cette classe sont assez peu nombreux à être passés par une étape départementale ou régionale (moins de 20 %). Contrairement aux individus de la classe 5, le phénomène de retour vers le département ou la région initiale de résidence n'est pas observé pour les individus de la classe 6. Ces parcours sont relativement marginaux puisqu'ils ne concernent que 6 % de l'échantillon. Les individus de cette classe sont le plus souvent des hommes, employés, professions intermédiaires ou cadres, diplômés de l'enseignement supérieur (tableau 5). Ils ont aussi une vie conjugale et professionnelle plus instable que la moyenne. En outre, leurs trajectoires géographiques font ressortir une mobilité intense : en moyenne ils ont connu avant 65 ans 5.8 changements de communes (contre 3.4 pour l'ensemble de l'échantillon). La sous-population de la classe 6 a aussi plus d'enfants que la moyenne de l'échantillon (en moyenne 3.07 enfants contre 2.5 pour l'ensemble de l'échantillon). Près de la moitié de ces individus ont connu une étape géographique à l'international avant leurs 65 ans (contre 8 % pour l'ensemble de l'échantillon). À 65 ans, les individus de cette classe résident principalement dans les régions souvent considérées comme les plus attractives : PACA (21 %), Languedoc-Roussillon (10 %), Midi-Pyrénées (10 %) et Aquitaine (7 %).

Des immobiles très attachés à leur lieu de résidence, des néo-franciliens plus distants.

La construction de cette typologie des parcours géographiques est susceptible d'apporter un éclairage nouveau sur la question des liens entre ces parcours et les rapports subjectifs qu'entretiennent les individus avec les lieux. La causalité peut être double. Le rapport affectif à un lieu peut avoir une influence sur les choix géographiques. Réciproquement, le parcours géographique va indéniablement jouer un rôle dans la construction de la relation subjective avec les lieux.

Les individus des classes les moins mobiles (classes 1 et 2 regroupant les individus dont les parcours géographiques s'inscrivent pour l'essentiel dans le même département) sont à la fois ceux qui regretteraient le plus un départ de leur région de résidence actuelle et ceux qui sont les plus attachés à leur lieu de résidence (tableau 6). A l'inverse, les « immobiles » sont aussi ceux qui sont le moins susceptibles d'être attachés à un autre lieu que leur lieu de résidence (moins de 15 % contre 28 % pour l'ensemble de l'échantillon). Ce résultat est probablement le corollaire d'un parcours géographique moins riche. Au contraire, les individus des classes 4, 5 et 6 qui sont les plus mobiles de l'échantillon (en moyenne plus de quatre étapes géographiques avant 65 ans) sont ceux qui regretteraient le moins un départ de leur région de résidence. Néanmoins, même dans ces classes, c'est toujours près de 60 % des individus qui déclarent qu'ils regretteraient un tel départ. Les individus dont les parcours ont été intitulés « mobiles vers la région Île-de-France » (classe 5) ont un comportement de réponse particulier. Ce sont ceux qui regretteraient le moins un départ (seulement 58 % d'entre eux contre 80 % pour l'ensemble de l'échantillon) même si paradoxalement 60 % se déclarent attachés à leur lieu de résidence. Les individus des classes 3, 4 et 6 qui ont pour point commun d'avoir changé

14. Les auteurs les qualifient de « Franciliens sur le tard ».

de département avant leurs 65 ans sont les moins attachés à leur lieu de résidence. Symétriquement, ils sont aussi ceux qui sont le plus souvent attachés à un autre lieu. Ces quelques résultats rejoignent les liens mis en lumière par France Guérin-Pace entre la composante territoriale de l'identité et les parcours géographiques des individus (Guérin-Pace, 2006a, 2006b et 2009).

Une typologie valable aussi pour des générations plus récentes

La première partie de cette étude a montré que les générations les plus jeunes sont davantage mobiles que leurs ainées sur le plan géographique. La question suivante émerge alors : dans quelle mesure la typologie dégagée pour un échantillon d'individus nés avant 1938 peut-elle être généralisable ?

L'analyse des parcours géographiques pose un problème récurrent : pour les étudier dans leur intégralité, il faut que ces parcours soient terminés ou dans tous les cas bien avancés ce qui rend difficile des études portant sur les générations les plus récentes. La méthodologie suivante a été retenue. L'échantillon utilisé plus haut et contenant des individus nés avant 1938 a été conservé. Un second échantillon restreint aux individus nés entre 1950 et 1958 a été construit (tableau 7). Un nouveau seuil d'écrêtement fixé à 45 ans a été défini pour les parcours géographiques. La même méthode d'appariement optimal a été utilisée à partir de l'ensemble constitué par la réunion des deux échantillons. Le choix des années de naissance et du seuil d'âge obéit à une triple contrainte. D'abord observer des trajectoires suffisamment longues afin que les parcours géographiques aient déjà pu se dessiner (en particulier l'appariement optimal est sensible à la succession des modalités et il est donc important que les parcours se soient stabilisés après les mobilités ayant eu lieu pendant la jeunesse), ce qui a conduit à fixer le seuil de 45 ans (et à ne conserver que des individus nés avant 1958). Ensuite conserver un échantillon dont la taille reste suffisante afin que les résultats soient raisonnablement robustes (ce qui a conduit à élargir l'intervalle des années de naissance du second échantillon jusqu'à 1950 au minimum). Enfin, faire en sorte que les cohortes représentées dans chacun des échantillons soient suffisamment éloignées en termes d'années de naissance afin de pouvoir mettre en lumière des différences intergénérationnelles significatives entre les parcours géographiques (ce qui a conduit à fixer les années de naissance du second échantillon entre 1950 et 1958). L'écart entre les âges moyens des deux échantillons est de 25 ans (tableau 7), ce qui correspond approximativement à une génération.

Tableau 6
Parcours géographiques et rapport subjectif aux lieux

Classe	Intitulé	(% de l'échantillon pondéré)	% d'individus qui regretteraient un départ	% d'individus attachés au lieu de résidence	% d'individus attachés à un autre lieu que le lieu de résidence
1	Immobiles	(18)	86.4	81.7	14.5
2	Mobiles à l'échelle départementale	(47)	83.8	62.9	28.2
3	Mobiles à l'échelle régionale	(13)	79.0	53.2	35.7
4	Mobiles vers une région voisine	(8)	67.3	48.7	41.2
5	Mobiles vers la région Île-de-France	(8)	58.2	60.0	32.9
6	Mobiles vers une région lointaine de province	(6)	77.6	51.2	34.3
Ensemble de l'échantillon		(100)	79.9	63.0	28.5

Lecture : Parmi les individus de la classe 1, 86.4 % déclarent qu'ils regretteraient de devoir quitter leur région.
Champ : 1 185 individus nés en France, résidant en France métropolitaine et âgés de 65 ans ou plus au moment de l'enquête.
Source : Insee-Ined, enquête *Histoire de vie*, 2003.

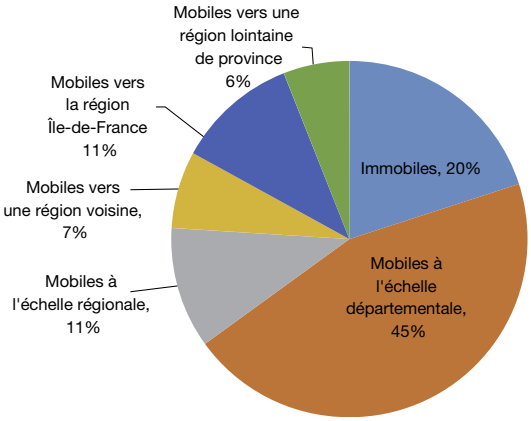
Tableau 7
Construction des échantillons pour l'étude des parcours géographiques au fil des générations

	Année de naissance	Effectifs	Âge moyen au moment de l'enquête
Échantillon 1	Avant 1938	1 185	73.8 ans
Échantillon 2	1950-1958	1 217	48.7 ans

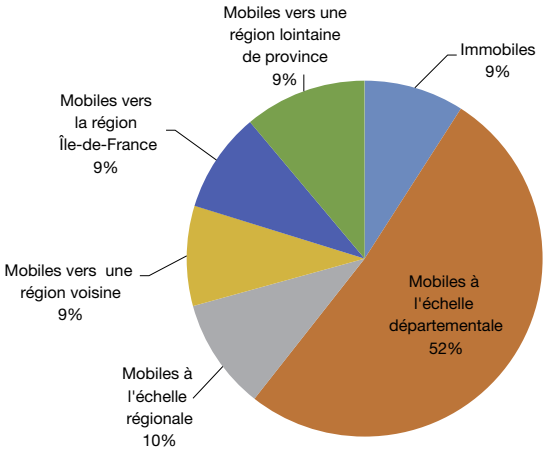
Lecture : l'échantillon 1 comporte 1 185 individus. Au moment de l'enquête (en 2003) ils ont en moyenne 73.8 ans.
Source : Insee-Ined, enquête *Histoire de vie*, 2003.

Figure V
Ventilation entre les différents « parcours géographiques types » pour les individus nés avant 1938 et ceux nés entre 1950 et 1958

V-A : Individus nés avant 1938



V-B : Individus nés entre 1950 et 1958



Note : La construction des classes a été opérée sur le champ constitué par la réunion des deux échantillons. Les noms des classes reprennent les noms choisis pour décrire les classes de la typologie construite plus haut.
Champ : individus nés en France (1 185 nés avant 1938, 1 217 entre 1950 et 1958), résidant en France métropolitaine.
Source : Insee-Ined, enquête *Histoire de vie*, 2003.

Les classes issues de l'appariement optimal sont les mêmes en termes d'interprétation et de lecture des parcours que celles qui avaient été mises en évidence pour le premier échantillon. La ventilation des deux échantillons entre ces classes renseigne alors sur une éventuelle déformation des parcours géographiques entre les cohortes[15].

La proportion d'individus « immobiles » diminue fortement entre les deux cohortes passant de 20 % pour les individus nés avant 1938 à 9 % pour ceux nés entre 1950 et 1958 (figure V). La proportion d'individus « mobiles vers une région lointaine de province » augmente sensiblement, passant de 6 % à 11 %. Les autres évolutions ne sont pas significatives. Ces éléments vont dans le sens des résultats précédents : au fil des générations, les parcours géographiques impliquent davantage de mobilités. Néanmoins, les parcours géographiques à l'échelle départementale restent de loin les plus fréquents.

* *
*

Après avoir fourni plusieurs éléments descriptifs concernant la mobilité géographique des individus nés en France et son évolution au fil des générations, le cœur de cette étude consiste en la construction d'une typologie des parcours géographiques. Cette typologie concerne les individus nés en France avant 1938. Plusieurs traits saillants ressortent de celle-ci. D'abord, une part non négligeable des individus de l'échantillon (18 %) ne quittent que très épisodiquement leur commune initiale de résidence. Ensuite, la plupart des parcours géographiques s'inscrivent dans leur quasi-totalité à un niveau territorial relativement restreint (le département). Deux tiers des parcours ne dépassent

15. La ventilation des individus nés avant 1938 entre les différentes classes diffère légèrement des résultats présentés plus haut car les parcours sont ici tronqués à 45 ans.

presque jamais l'échelle départementale[16]. Près de 80 % des parcours géographiques ne dépassent que très rarement le cadre territorial de la région de la commune initiale de résidence[17] et 86 % le cadre territorial des régions limitrophes à cette région initiale de résidence[18]. Les parcours géographiques impliquant des mobilités interrégionales durables et dans des régions autres que les régions limitrophes à la région initiale de résidence ne représentent pas plus de 14 % des parcours[19] et ils concernent majoritairement des cadres ou des professions intermédiaires et des diplômés. Cette typologie témoigne donc de l'ancrage territorial fort des parcours géographiques notamment dans un cadre départemental ou, plus rarement régional. Si elle concerne des individus nés avant 1938, elle est également valable dans ses grandes lignes pour les individus nés entre 1950 et 1958.

Cette étude mériterait néanmoins d'être complétée sur de nombreux aspects. D'abord, sur le plan méthodologique, une correction de la mortalité différentielle pourrait être appliquée à l'échantillon de manière à garantir une bonne représentativité des générations concernées (en termes de ventilation par sexe et par catégorie sociale notamment)[20]. Ensuite, l'analyse gagnerait à être conduite sur des données plus récentes (l'enquête HDV date de 2003) et plus nombreuses (notre échantillon se limite à 1 185 individus pour la construction de la typologie) de manière à la fois à saisir les parcours géographiques des générations les plus jeunes et à mener une analyse plus fine en termes de territoires. Enfin, cette contribution n'est que la première étape d'un travail plus élaboré. Une seconde étape consisterait à approfondir ces travaux par le recours à des méthodes d'analyse multi-séquentielles susceptibles d'éclairer la question de l'articulation des parcours géographiques, familiaux et professionnels. L'*Échantillon Démographique Permanent (EDP)* de l'Insee constitue de ce point de vue une source alternative dont l'exploitation, qui suppose toutefois de se restreindre au champ des salariés[21] pourrait être riche d'enseignements. □

16. Ce chiffre correspond aux classes 1 et 2 réunies soit 66 % de l'échantillon.
17. Ce chiffre correspond aux classes 1, 2 et 3 réunies soit 79 % de l'échantillon.
18. Ce chiffre correspond aux classes 1, 2, 3 et 4 réunies soit 86 % de l'échantillon.
19. Ce chiffre correspond aux classes 5 et 6 réunies soit 14 % de l'échantillon.
20. Une telle opération n'est cependant pas aisée, notamment pour les individus qui ont changé de catégorie socioprofessionnelle au cours de leur vie.
21. Voir plus haut la discussion sur les sources.

BIBLIOGRAPHIE

Baccaïni, B. (1993). Comportements migratoires individuels dans l'espace français. *Espace Géographique*, 22(2), 133–145.
http://www.persee.fr/docAsPDF/spgeo_0046-2497_1993_num_22_2_3156.pdf

Baccaïni, B. (2007). Les flux migratoires interrégionaux en France depuis cinquante ans. *Population*, 62(1), 143–160.
http://www.cairn.info/revue-population-2007-1-page-143.html

Baron, M. & Perret, C. (2012). Bacheliers, étudiants et jeunes diplômés : quels systèmes migratoires régionaux ?. *Espace géographique*, 35(1), 44–62.
https://www.cairn.info/revue-espace-geographique-2006-1-page-44.htm

Bringé, A. & Bonvalet, C. (2014). Trajectoire géographique et territoire socio-résidentiel. L'apport de données contextuelles à une analyse longitudinale. *Fronts et frontières des sciences du territoire*, CIST, Paris, Mars 2014.

Brun, J. (1993). La mobilité résidentielle et les sciences sociales : transfert de concept et questions de méthodes. *Les Annales de la recherche urbaine*, 59(1), 3–14.
http://www.persee.fr/docAsPDF/aru_0180-930x_1993_num_59_1_1722.pdf

Caradec, V. (2010). Les comportements résidentiels des retraités. Quelques enseignements du programme de recherche « Vieillissement de la population et habitat ». *Espace, Populations et Sociétés*, 2010(1), 29–40.
https://eps.revues.org/3897

Couet, C. (2006). La mobilité résidentielle des adultes : existe-t-il des parcours type ? Insee Références, *France, portrait social*, pp. 159–179.
http://www.insee.fr/fr/statistiques/1373139?sommaire=1373141

Courgeau, D. (1980*).* *Analyse quantitative des migrations humaines*. Paris : Masson.

Courgeau, D. & Lelièvre, E. (1990). L'approche biographique en démographie. *Revue française de sociologie*. 31(1), 55–74.
http://www.persee.fr/docAsPDF/rfsoc_0035-2969_1990_num_31_1_1079.pdf

Crenner, E., Donnat, O., Guérin-Pace, F., Housseaux F., & Ville I. (2006). L'élaboration d'une enquête quantitative sur la construction des identités. *Économie et Statistique*, 393–394, 7–20.
doi: 10.3406/estat.2006.7139

Cribier, F. & Kych, A. (1992). La migration de retraite des Parisiens : une analyse de la propension au départ. *Population*, 47(3), 677–717.
http://www.persee.fr/docAsPDF/pop_0032-1663_1992_num_47_3_3862.pdf

Debrand, T. & Taffin, C. (2005). Les facteurs structurels et conjoncturels de la mobilité résidentielle depuis 20 ans. *Économie et Statistique*, 381-382, 125–146.
doi: 10.3406/estat.2005.7211

Degorre, A. (2015). Région de naissance, région de résidence : les mobilités des diplômés du supérieur. *Insee Première* N° 1557.
https://www.insee.fr/fr/statistiques/1288054

Festy, P. (1988). Après la séparation : diversité et stabilité des comportements. *Population*, 43(3), 517–535.
http://www.persee.fr/docAsPDF/pop_0032-4663_1988_num_43_3_17121.pdf

Guérin-Pace, F. (2006a). Sentiment d'appartenance et territoires identitaires. *L'Espace géographique*, 35(4), 298–308.
https://www.cairn.info/revue-espace-geographique-2006-4-page-298.htm

Guérin-Pace, F. (2006b). Lieux habités, lieux investis : le lien au territoire, une composante identitaire ? *Économie et Statistique*, 393-394, 101–114.
doi: 10.3406/estat.2006.7144

Guérin-Pace, F. (2009). La diversité des ancrages territoriaux au regard des parcours individuels. In : Ville (Ed.), *En quête d'appartenances*, chapitre 7. Paris : Ined.

Lelièvre, E. (1988). Bilan des connaissances sur la mobilité individuelle au cours du cycle de vie. *Séminaire Stratégie résidentielle*, Ined, Paris, 1988.

Lelièvre, E. & Robette, N. (2010). Les trajectoires spatiales d'activité des couples. *Temporalités*, 11, 1–8.
https://temporalites.revues.org/1182

Lesnard, L. & Saint-Pol, T. (2004). Introduction aux Méthodes d'Appariement Optimal (Optimal Matching). CREST, *Document de travail* N° 2004–15.
http://bms.revues.org/638

Lessault D. & Imbert, C. (2013). Mobilité résidentielle et dynamique récente du peuplement urbain à Dakar (Sénégal). *Cybergeo*, 665.
https://cybergeo.revues.org/26146

Morand, E., Garnier, B. & Bonvalet, C. (2012). Analyse Harmonique Qualitative : une application à la comparaison des trajectoires résidentielles et géographiques de Parisiens. *Actes des XIe Journées de méthodologie statistique*, Insee, Paris.

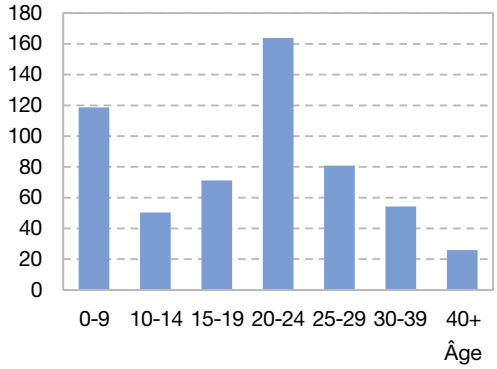
Robette, N. (2011). *Explorer et décrire les parcours de vie : les typologies de trajectoire.* Paris : Ceped, série « Les clefs pour ».
https://www.cairn.info/revue-population-2008-4-page-621.htm

Ville, I. & Guérin-Pace, F. (2005). Interroger les identités, l'élaboration d'une enquête en France. *Population*, 60(3), 277–306.
https://www.cairn.info/revue-population-2005-3-page-277.htm

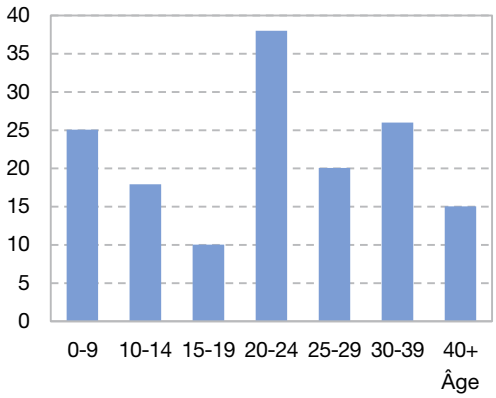
LES ÂGES DE LA MOBILITÉ DANS LES SIX PARCOURS GÉOGRAPHIQUES TYPES DE LA TYPOLOGIE

Figure A
Distribution des premiers âges d'arrivée dans différentes modalités

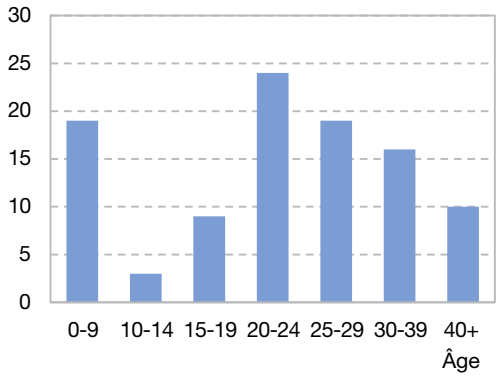
A-I - Premier âge d'arrivée dans une commune située dans le département initial de résidence mais différente de la commune initiale de résidence pour les individus de la classe 2 (565 observations)



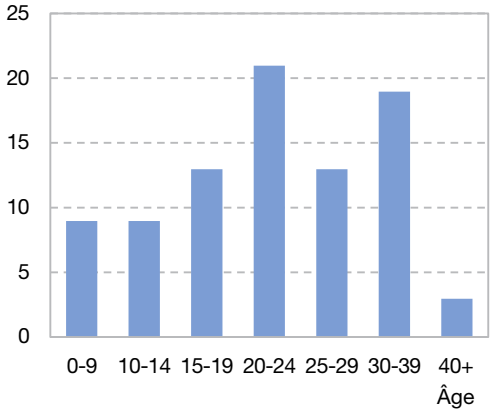
A-II - Premier âge d'arrivée dans une commune située dans la région initiale de résidence mais dans un autre département que celui de la commune initiale de résidence pour les individus de la classe 3 (152 observations)



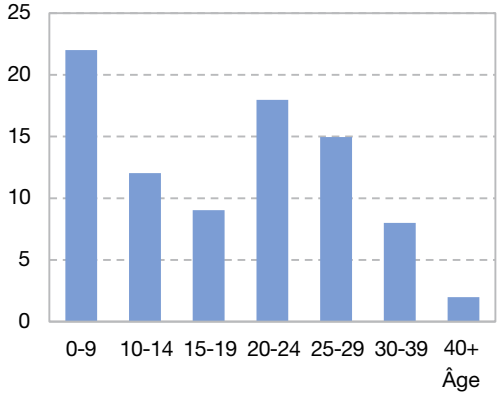
A-III - Premier âge d'arrivée dans une commune située dans une région limitrophe à la région initiale de résidence pour les individus de la classe 4 (100 observations)



A-IV - Premier âge d'arrivée dans une commune située dans la région Île-de-France pour les individus de la classe 5 (87 observations)



A-V - Premier âge d'arrivée dans une commune située dans une autre région (non limitrophe) que la région initiale de résidence pour les individus de la classe 6 (86 observations)



Champ : individus nés en France et âgés de plus de 65 ans
Source : Insee-Ined, enquête *Histoire de vie*, 2003.

N °493 - 2017

ÉVALUATION DE POLITIQUES PUBLIQUES EN FAVEUR DES PME / *EVALUATION OF PUBLIC SUPPORT TO SMALL AND MEDIUM-SIZED FIRMS*

• L'effet des aides à la R&D sur l'emploi : une évaluation pour les petites entreprises en France / *The effect of R&D subsidies and tax incentives on employment: an evaluation for small firms in France*

• L'aide à la création d'entreprises a-t-elle un impact sur leur survie ? Une évaluation pour quatre cohortes d'entreprises créées par des chômeurs en France / *Do public subsidies have an impact on start-ups survival rates? An assessment for four cohorts of firms set up by previously unemployed entrepreneurs in France*

• Commentaire : L'efficacité des aides publiques à la R&D et à l'entreprenariat / *Comment: Effectiveness of public support for R&D and entrepreneurship*

MÉLANGES / *VARIA*

• *Turnover* élevé du personnel soignant dans les EHPAD privés en France : impact de l'environnement local et du salaire / *High turnover among nursing staff in private nursing homes for dependent elderly people in France: impact of the local environment and the wage*

• Le développement de l'emploi des femmes augmente-t-il les inégalités de salaire entre couples ? Le cas de la France entre 1982 et 2014 / *Does women's employment growth increase wage inequalities between couples? The case of France between 1982 and 2014*

• Combien de temps durent les situations de monoparentalité ? Une estimation sur données françaises / *How long do situations of single parenthood last? An estimation based on French data*

N °494-495-496 - 2017

LA CRISE, DIX ANS APRÈS / *THE CRISIS, TEN YEARS AFTER*

• Introduction : Dix longues années de crise / *Ten long years of crisis*

PRODUCTIVITÉ ET CRISE

• Stagnation de la productivité en France : héritage de la crise ou ralentissement structurel ? / *Stagnation of productivity in France: A legacy of the crisis or a structural slowdown?*

• Commentaire : Ralentissement de la productivité et perte d'efficacité dans l'allocation des ressources : un mal français ? / *Comment – Productivity slowdown of and loss of allocative efficiency: A French disease?*

POLITIQUES BUDGÉTAIRES ET MONÉTAIRES DANS LA ZONE EURO APRÈS LA CRISE / *FISCAL AND MONETARY POLICIES IN THE EUROZONE AFTER THE CRISIS*

• Avant-propos – La crise, dix ans après : les enseignements pour la recherche dans les domaines monétaire et financier / *Foreword – The Crisis, Ten Years After: Lessons Learnt for Monetary and Financial Research*

• Coordination des politiques budgétaires dans une union monétaire au taux plancher / *Fiscal Policy Coordination in a Monetary Union at the Zero Lower Bound*

• Une évaluation des effets des politiques monétaires non conventionnelles sur le coût de crédit aux entreprises dans la zone euro / *An assessment of the effects of unconventional monetary policies on the cost of credit to non-financial companies in the eurozone*

• Politique monétaire, collatéral illiquide et crédits à l'économie pendant la crise européenne de la dette souveraine / *Monetary policy, Illiquid Collateral and Bank Lending during the European Sovereign Debt Crisis*

• Des banques mieux capitalisées peuvent-elles être plus profitables ? Analyse des grands groupes bancaires français avant et après la crise financière / *Can better capitalised banks be more profitable? An analysis of large French banking groups before and after the financial crisis*

• Commentaire – Politiques monétaires et crise financière : vers un nouveau central banking / *Comment – Monetary policies and financial crisis: towards a new central banking*

AJUSTEMENTS DES MÉNAGES ET DES ENTREPRISES À LA CRISE / *HOUSEHOLD AND FIRM ADJUSTMENTS TO THE CRISIS*

• Pourquoi la demande d'actions baisse-t-elle pendant la crise ? Le cas français / *Why does household demand for shares decline during the crisis? The French case*

• Les dynamiques individuelles de revenu salarial en France pendant la crise / *The individual dynamics of wage income in France during the crisis*

• Logiques d'ajustement à la crise en France : l'apport de données d'établissement / *Crisis adjustment strategies in France: The contribution of establishment-level data*

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Objectifs généraux de la revue

Economie et Statistique / Economics and Statistics publie des articles traitant de tous les phénomènes économiques et sociaux, au niveau micro ou macro, s'appuyant sur les données de la statistique publique ou d'autres origines. Une attention particulière est portée à la qualité de la démarche statistique et à la rigueur des concepts mobilisés dans l'analyse. Pour répondre aux objectifs de la revue, les principaux messages des articles et leurs limites éventuelles doivent être formulés dans des termes accessibles à un public qui n'est pas nécessairement spécialiste du sujet de l'article.

Soumettre un article

Les propositions d'articles, en français ou en anglais, doivent être adressées à la rédaction de la revue (redaction-ecostat@insee.fr), en Word et mis en forme suivant les consignes aux auteurs (accessibles sur https://www.insee.fr/fr/information/2410168). Il doit s'agir de travaux originaux, qui ne sont pas soumis en parallèle à une autre revue. Un article standard fait environ 11 000 mots (y compris encadrés, tableaux, figures, annexes et bibliographie, non compris éventuels compléments en ligne). Aucune proposition initiale de plus de 12 500 mots ne sera examinée.

La soumission doit comporter deux fichiers distincts :

- Un fichier d'une page indiquant : le titre de l'article ; le prénom et nom, les affiliations (maximum deux), l'adresse e-mail et postale de chaque auteur ; un résumé de 160 mots maximum (soit environ 1 050 signes espaces compris) qui doit présenter très brièvement la problématique, indiquer la source et donner les principaux axes et conclusions de la recherche ; les codes JEL et quelques mots-clés ; d'éventuels remerciements.
- Un fichier anonymisé de l'article complet (texte, illustrations, bibliographie, éventuelles annexes) indiquant en première page uniquement le titre, le résumé, les codes JEL et les mots clés.

Les propositions retenues sont évaluées par deux à trois rapporteurs (procédure en « double-aveugle »). Une fois acceptés, les articles peuvent faire l'objet d'un travail éditorial visant à améliorer leur lisibilité et leur présentation formelle.

Publication

Les articles sont publiés en français dans l'édition papier et simultanément en français et en anglais dans l'édition électronique. Celle-ci est disponible, en accès libre, sur le site de l'Insee, le jour même de la publication ; cette mise en ligne immédiate et gratuite donne aux articles une grande visibilité. La revue est par ailleurs accessible sur le portail francophone Persée, et référencée sur le site international Repec et dans la base EconLit.

Main objectives of the journal

Economie et Statistique / Economics and Statistics publishes articles covering any micro- or macro- economic or sociological topic, either using data from public statistics or other sources. Particular attention is paid to rigor in the statistical approach and clarity in the concepts and analyses. In order to meet the journal aims, the main conclusions of the articles, as well as possible limitations, should be written to be accessible to an audience not necessarily specialist of the topic.

Submissions

Manuscripts can be submitted either in French or in English; they should be sent to the editorial team (redaction-ecostat@insee.fr), in MS-Word and follow the guidelines for authors (available at https://www.insee.fr/en/information/2591257). The manuscript must be original work and not submitted at the same time to any other journal. The standard length of an article is of about 11,000 words (including boxes if needed, tables and figures, appendices, list of references, but not counting online complements if any). Manuscripts of more than 12,500 words will not be considered.

Submissions must include two separate files:

- A one-page file providing: the title of the article; the first name, name, affiliation-s (at most two), e-mail et postal addresses of each author; an abstract of maximum 160 words (about 1050 characters including spaces), briefly presenting the question(s), data and methodology, and the main conclusions; JEL codes and a few keywords; acknowledgements.
- An anonymised file of the article (including the main text, illustrations, bibliography and appendices if any), mentioning only the title, abstract, JEL codes and keywords on the front page.

Proposals that meet the journal objectives are reviewed by two to three ("double-blind" review referees). Once the article accepted, further editorial changes may be made in order to improve their presentation and readability.

Publication

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

N° 497-498 - 2017

Economie ET Statistique

Economics AND Statistics

Au sommaire
du prochain numéro :
Mélanges

Forthcoming:
Varia

ISBN 978-2-11-139671-5 - ISSN 0336-1454 - ECO 497-498
Parution janvier 2018 - PRIX : 17,20 €