N°2025 – 05 • FÉVRIER 2025

WORKING PAPER

Les déterminants des distances domicile-travail : cas des aires urbaines françaises métropolitaines

*Romain GATÉ [1*2*], Mohamed HILAL [3*]*

Nous estimons les effets des formes urbaines sur les distances domicile-travail au sein des aires urbaines françaises par une analyse en coupe (1999, 2007 et 2014). La plus grande concentration géographique des emplois par rapport à la population au sein des aires urbaines semble influencer significativement les distances domicile-travail. Cependant, nos estimations suggèrent des effets relativement faibles. Les distances moyennes entre lieu de résidence et lieu d'emploi diminueraient de 10% si la répartition spatiale des emplois était identique à celle de la population au sein des aires urbaines. Nos résultats montrent que les distances domicile-travail dépendent de nombreux paramètres autres que la répartition spatiale des emplois au sein des aires urbaines (densité, démographie et transports en communs).

JEL CODES: R12, R14, R41, R42

1* Université Paris Dauphine-PSL, LEDA, CNRS, IRD, 75016 Paris, France
2* Chercheur Associé à la Chaire Economie du Climat (CEC) – IEF/ILB
3* UMR1041 CESAER INRAE, L'Institut Agro, Université Bourgogne Franche-Comté, 21019 Dijon, France

Auteur correspondant: Romain Gaté, Pl. du Maréchal Lattre de Tassigny, 75775 Paris Cedex 16
Courriel: romain.gate@dauphine.psl.eu

Remerciements: Les auteurs remercient Carl Gaigné et Laurent Denant-Boëmont pour leurs remarques et suggestions.

MOTS CLÉS

Formes urbaines | Déplacements domicile-travail | Localisation des emplois | Localisation de la population urbaine

Résumé exécutif

Cet article propose une étude empirique sur l'impact des caractéristiques de la morphologie urbaine, notamment la répartition des emplois et de la population, sur les distances domicile-travail. Trois périodes distinctes sont analysées : 1999, 2007 et 2014. Les données utilisées proviennent du Recensement de la Population et des enquêtes nationales sur les transports.

En France, les distances moyennes parcourues pour les trajets domicile-travail ont augmenté entre 1990 et 2014, une évolution principalement attribuable à l'étalement urbain et à la ségrégation des fonctions urbaines (séparation des espaces résidentiels et des lieux de travail). Pour contrer cette tendance, les politiques actuelles encouragent la densification des zones urbaines, dans le but de réduire à la fois les distances domicile-travail et la consommation énergétique associée (notamment liée aux transports et au logement). Cependant, les analyses empiriques disponibles dans la littérature montrent que ces effets restent limités. Par ailleurs, une augmentation de la densité de population par kilomètre carré peut paradoxalement allonger les temps de déplacement.

Dans ce contexte, notre étude se concentre sur l'organisation spatiale des emplois dans les zones urbaines. Nos analyses économétriques mettent en évidence une relation positive et significative entre les distances moyennes domicile-travail et la concentration des emplois dans les centres urbains ainsi que dans les zones où ces centres sont situés. Par ailleurs, une analyse contrefactuelle simple a été réalisée pour estimer les variations des distances domicile-travail si la répartition des emplois au sein des aires urbaines était identique à celle de la population. Sur les trois périodes étudiées (1999, 2007 et 2014), les résultats montrent que les distances domicile-travail pourraient être réduites de 28 % en moyenne dans un scénario où la distribution des emplois et de la population serait homogène, toutes choses égales par ailleurs. En revanche, lorsque l'estimation inclut l'indice de concentration de la population par aire urbaine, la réduction moyenne des distances prédites n'est que de 9 %. Cet écart, significatif en valeur absolue, illustre les différences dans l'impact des deux hypothèses.

En France, la population urbaine se répartit principalement autour des pôles urbains, mais cette répartition s'est progressivement dispersée, éloignant les habitants des lieux d'emploi qui, pour leur part, restent fortement concentrés dans ces pôles (Levy et Le Jeannic, 2011). Par conséquent, une politique de décentralisation des emplois pourrait s'avérer plus efficace pour réduire les distances parcourues que des mesures visant à rapprocher la population des centres d'emploi.

1 Introduction

Aujourd'hui, la part de la population mondiale qui vit en ville ne fait que s'accroître . L'une des questions que cela amène concerne la mobilité des habitants urbains. Ce nombre croissant de citadins de plus en plus mobiles, du fait de l'élargissement des villes, a un impact négatif sur les individus et sur l'environnement urbain. La pollution de l'aire qu'engendre ces déplacements est un problème pour de nombreuses villes (UN-Habitat, 2022). De manière générale, la population dépense une quantité de temps et d'argent importante et souvent peu productive dans les déplacements (Cook and Pishue, 2017). Réduire le niveau de mobilité est un des moyens les plus efficaces pour éviter ces conséquences environnementales liées aux déplacements. Cet article se concentre sur les trajets domicile-travail en France et les facteurs explicatifs des distances parcourues. En effet, cette dimension de la mobilité urbaine est particulièrement importante à étudier pour différentes raisons. D'abord, ces trajets représentent une grande part de la mobilité urbaine, ils créent des pics de déplacements qui rendent leurs impacts sur l'environnement et les individus d'autant plus grands. En outre, les trajets domicile-travail sont les plus régulièrement empruntés et les moins élastiques des différents types de trajets. Près de 17 millions d'actifs en France (deux tiers des actifs) ont quitté quotidiennement leur commune de résidence pour se rendre sur leur lieu de travail en 2014. La réduction de leur longueur, bien que difficile à réaliser, tend à être relativement permanente et donc efficace. Par ailleurs, l'une des hypothèses qui justifient l'importance de s'adresser aux distances domicile-travail, est que parmi les moyens de transports motorisés, il existe une relation directe entre distance de trajet et conséquences environnementales (Denant-boemont *et al.*, 2018). En France, les distances parcourues domicile-travail ont augmenté de 1990 à 2014 traduisant une différenciation croissante entre lieu de vie et lieu d'emploi (Coudène et Levy, 2016 ; Massot et Roy, 2004). Les actifs se déplacent quotidiennement soit vers la commune centre du pôle urbain, soit vers un centre secondaire d'emplois au sein de l'aire urbaine dans laquelle ils résident (Aguiléra, 2005). Ces tendances à la hausse des distances domicile-travail sont également observées dans les pays d'Amérique du Nord et d'autres pays européens (Kahn, 2010 ; Garcia-Palomares, 2010 ; Aguiléra *et al.*, 2009 ; Glaeser *et al.*, 2001). L'accroissement des distances moyennes parcourues a contrebalancé les efforts technologiques déployés pour réduire les émissions de CO_2 des véhicules particuliers (Levy et Le Jeannic, 2011). De fait, le secteur des transports reste le secteur le plus émetteur de GES avec 39% des émissions de CO_2 en France en 2016 (CITEPA, 2016). Aménager différemment les aires urbaines françaises par l'intermédiaire de l'organisation spatiale des emplois et de la population constitue une des solutions qui permettrait de rendre la mobilité plus durable. L'objectif de cet article est de (i) déterminer si la localisation relative des emplois influence significativement les distances liées à la mobilité pendulaire et (ii) d'identifier les indicateurs les plus pertinents permettant d'expliquer ces distances. Afin d'apporter des éléments de réponse à cette question, notre analyse s'appuie sur les données du Recensement de la Population de 1999, 2007 et 2014. Ces données nous permettent de classer et de caractériser spatialement et socio-économiquement la majorité des aires urbaines françaises. Afin d'expliquer les distances moyennes parcourues domicile-travail, nous construisons plusieurs indicateurs de formes urbaines. Dans cet article, la forme urbaine caractérise les répartitions des emplois et de la population au sein de chaque aire urbaine. Pour chacune de ces aires, ces indicateurs sont utilisés en tant que variables explicatives; (i) un ratio du nombre d'emplois dans la

commune centre rapporté au nombre d'emplois total de l'aire urbaine, (ii) un indice de concentration des emplois de type Herfindahl-Hirschmann, (iii) un indice de répartition spatiale de la population et des emplois dans les communes centres et (iv) un indice de répartition des emplois et la population au sein de chaque aire urbaine.

Nous effectuons deux analyses. Dans un premier temps, nous menons une analyse en coupe en disposant de trois périodes (1999, 2007 et 2014) afin de trouver une relation entre les mesures de formes urbaines et les distances moyennes domicile-travail parcourues par les navetteurs. Et dans un deuxième temps, nous faisons une analyse transversale en 2014 au niveau communal. Ces analyses nous permettent de répondre à la question du rôle que joue la répartition des emplois et de la population dans l'évolution des distances domicile-travail. Dans le cas de nos trois périodes, les statistiques descriptives montrent une faible variation de nos variables explicatives au niveau agrégé de 1999 à 2014 par classes d'aires urbaines. L'hétérogénéité entre aires urbaines apporte de l'information dans cette analyse par l'intermédiaire d'effets fixes. En outre, des variables spatiales et socio-économiques sont utilisées comme contrôles conformément à la littérature (population, superficie, âge moyen des actifs, part des femmes actives, nombre de communes et part des flux de transport collectif). Dans l'analyse transversale en 2014, nous estimons les distances domicile-travail en prenant uniquement en compte les communes appartenant aux aires urbaines. Nous contrôlons les estimations par des variables caractérisant chaque commune (part des femmes actives, âge moyen des actifs, distance kilométrique au centre du pôle urbain, part des flux de transport collectif). Nous testons qu'une répartition plus homogène des emplois a un impact non négligeable au niveau communal. Ainsi, nous construisons deux mesures de distribution spatiale des emplois : (i) un ratio du nombre d'emploi rapporté à la population active par commune et (ii) la part du nombre d'emplois par commune par rapport à l'aire urbaine.

Nos résultats montrent un effet explicatif significatif de chacun de nos indicateurs de forme urbaine sur les distances domicile-travail. Nous obtenons des élasticités négatives entre les distances domicile-travail et nos indicateurs de répartition et de concentration des emplois. Dans le cas de notre analyse en coupe sur trois périodes (1999, 2007 et 2014), les estimations donnent une élasticité de la distance moyenne domicile-travail par rapport à la concentration des emplois dans les communes centres de $0,22$. En outre, nous obtenons une élasticité de la distance moyenne domicile-travail par rapport à la concentration du nombre d'emplois au sein des aires urbaines de $0,26$ pour l'analyse en coupe sur trois périodes (1999, 2007 et 2014). En outre, une analyse contrefactuelle simple est menée afin de prédire les variations des distances domicile-travail si la répartition des emplois est identique à celle de la population au sein des aires urbaines. Sur les trois périodes (1999, 2007 et 2014), les distances domicile-travail peuvent être réduites de 28% en moyenne. Cette réduction peut être obtenue par une politique urbaine régulant la répartition des emplois et de la population dans chaque commune, toutes choses égales par ailleurs. Dans le cas d'une estimation incluant l'indice de concentration de la population par aire urbaine, les distances prédites sont réduites de seulement 9% en moyenne. L'écart est important en absolu entre les diminutions moyennes des distances domicile-travail. Dans l'analyse transversale en 2014, les estimations donnent une élasticité de la distance domicile-travail par rapport au ratio emploi/population active de 0.11. Ensuite, une analyse contrefactuelle simple est également menée. C'est une prédiction

de l'évolution des distances domicile-travail si la répartition entre les emplois et la population est identique. En moyenne, nous montrons que les distances domicile-travail peuvent être réduites de 10% au sein des communes des différentes aires urbaines françaises en 2014.

Conformément à la littérature, nos résultats montrent que l'augmentation de la densité de population réduit les distances domicile-travail. Cet effet permet de faire diminuer la consommation de carburants (Blaudin de Thé *et al.*, 2018). Pourtant, l'effet d'une augmentation de la densité de population reste faible avec une élasticité entre les distances parcourues, la consommation de carburant et la densité variant de -0,075 à -0,18 selon les spécifications de différents travaux (Blaudin de Thé *et al.*, 2018; Schwanen *et al.*, 2004a; Duranton et Turner, 2017). Cependant, une forte densité de population induit une demande de trajet plus forte amenant à des temps de trajet domicile-travail plus élevés et des effets ambigus sur les émissions de CO_2 (Makido *et al.*, 2012; Borck, 2016; Wiedenhofer *et al.*, 2018). Pour des raisons similaires à la pollution liée au trafic urbain, redensifier les villes ne suffit pas car il faut également s'intéresser à l'organisation spatiale des emplois (Muñiz et Galindo, 2005). Et cet article montre l'importance d'une solution alternative en se focalisant sur la distribution spatiale des emplois et de la population. La population française habitant dans les aires urbaines est répartie autour des pôles urbains. Cette population urbaine s'est progressivement dispersée et éloignée des lieux d'emplois qui sont concentrés dans les pôles urbains (Levy et Le Jeannic, 2011). Par conséquent, c'est une politique de décentralisation qui pourrait avoir un impact non négligeable dans la réduction des distances parcourues contrairement à un rapprochement de la population vers les centres d'emplois.

L'article est organisé de la manière suivante. Dans la section 2, nous présentons les données utilisées issues du Recensement de la Population française de 1999, 2007 et 2014. Nous examinons les évolutions des distances parcourues aux lieux d'emplois selon les trois types d'aires urbaines de 1990 à 2014. Nous décrivons également les quatre indicateurs clés que nous construisons afin de caractériser les formes urbaines. La sections 3 présente les résultats des estimations des distances domicile-travail sur trois périodes. La section 4 donne les résultats de nos analyses concernant les estimations des distances domicile-travail en 2014 au niveau communal et nous concluons.

2 Données sur les déplacements domicile-travail et les aires urbaines

Cette partie présente les données utilisées pour mesurer l'impact des formes urbaines sur la distance moyenne pendulaire parcourue par chaque navetteur au sein de chaque aire urbaine. Chaque distance moyenne est pondérée par l'ensemble des flux de transport. Nous construisons plusieurs indicateurs de forme urbaine liées aux densités résidentielles, d'emplois et à la distance aux lieux d'emplois.

2.1 Déplacements domicile-travail

Cette analyse utilise les données issues du recensement de la population française (dénommé par la suite RP). Le RP est réalisé par l'Institut National de la Statistique et des Études Économiques (INSEE) tous les dix ans de manière exhaustive avant 2004. Depuis 2004, des enquêtes annuelles sont menées tous les ans. L'INSEE obtient des données actualisées tous les cinq ans pour l'ensemble du territoire français. Les communes de moins de 10 000 habitants sont sondées une fois tous les cinq ans. Pour les communes de plus de 10 000 habitants, au moins 8% des logements sont sondés tous les ans, soient au moins 40% de la population tous les cinq ans[1]. Nous utilisons uniquement les données des communes métropolitaines situées dans chaque aire urbaine et nous excluons les communes multipolarisées[2] et celles situées hors aires urbaines[3]. Le RP de 1999 a concerné l'ensemble de la population française enquêtée. La date de référence est le 8 mars 1999. Le RP de 2007 actualisé est obtenu à partir des enquêtes tournantes effectuées de 2004 à 2009 et celui de 2014 à partir des enquêtes suivantes de 2009 à 2014. Ainsi, nous disposons des données socio-démographiques des ménages vivant en France au niveau individuel : lieu de travail, emploi, commune de résidence, âge et genre des membres du ménage. À partir des données individuelles, des données communales ont été constituées permettant de dénombrer les emplois au lieu de travail et les actifs occupés au lieu de résidence. Les communes de résidence sont classées par aire urbaine. Les aires urbaines françaises sont codifiées selon la nomenclature de 2010 pour les trois années d'étude choisies (1999, 2007 et 2014). Aucune aire urbaine n'est constituée d'enclaves. Chaque aire urbaine regroupe un ensemble de communes constitué par une commune centre d'un pôle urbain ainsi que de communes situées dans une couronne péri-urbaine dont plus de 40% des actifs ayant un emploi ont leur lieu de travail au sein du pôle urbain ou des communes attenantes (voir Figure 1).

[1] L'INSEE sonde également tous les logements neufs occupés.

[2] Selon la définition de l'INSEE, "les communes multipolarisées sont les communes dont au moins 40% des actifs occupés résidents travaillent dans plusieurs grandes aires urbaines, sans atteindre ce seuil pour une seule d'entre elles, et qui forment avec elles un ensemble d'un seul tenant." https://www.insee.fr/fr/metadonnees/definition/c1648 (consulté le 06/03/2024).

[3] Les communes influencées par plusieurs pôles ainsi que les communes rurales hors zone d'influence ne sont pas prises en compte dans cette étude ainsi que les communes frontalières à des pays étrangers.

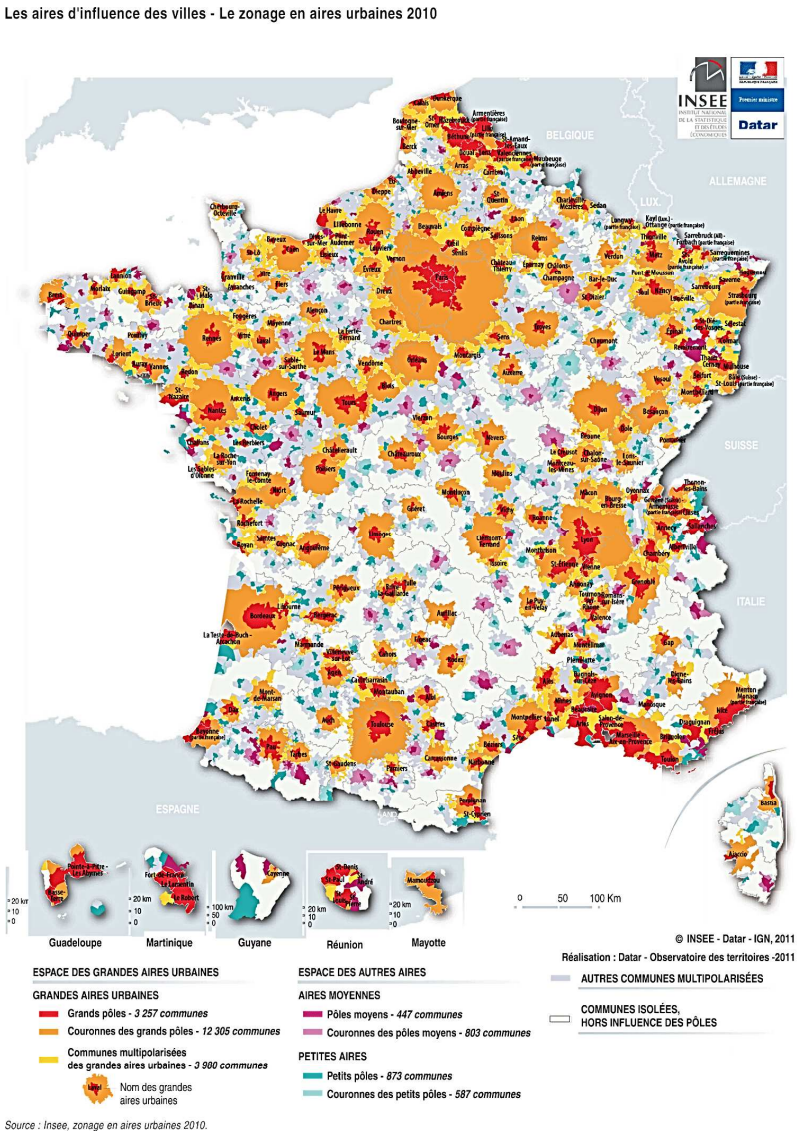


Figure 1: Délimitation et localisation des aires urbaines françaises en 2010.

Mesure des déplacements Les données issues des RP de 1999, 2007 et 2014 nous donnent les codes postaux des lieux de résidence et des lieux d'emploi des ménages. Ces indications sont utilisées pour mesurer les distances parcourues domicile-travail avec un distancier appelé "Odomatrix" qui est un véritable outil de mesure des accessibilités routières sur l'ensemble du réseau français jusqu'aux niveaux communal et infracommunal (Hilal, 2010). Odomatrix comprend une base de données routières issue de la base de données ROUTE 500® de l'Institut national de l'information géographique et forestière (IGN). Cette base contient des informations précises sur le réseau routier français (longueur et largeur des tronçons, arcs, noeuds, chefs-lieux de communes, sens de circulation). Chaque tronçon de route subit une correction altimétrique et planimétrique de sa géométrie. Avec cet outil, nous disposons des superficies des aires urbaines pour chaque année. Nous avons calculé pour chaque commune d'une aire urbaine (i) la distance routière parcourue vers la commune centre du pôle urbain,

(ii) la distance routière à la commune centre du pôle urbain le plus proche d'une commune de résidence, (iii) le nombre de flux de voitures particulières par commune, (iv) le nombre de flux de transports collectifs par commune et (v) la distance routière (pondérée par tous les flux selon le mode de transport). Nous ne disposons pas des adresses exactes de chaque individu. Ainsi, les distances et les temps de trajet sont mesurés entre chefs-lieux de communes[4].

Variables dépendantes Le tableau 1 présente les statistiques descriptives des variables dépendantes issues du RP de 1999, 2007 et 2014. Les variables suivantes ont été construites avec Odomatrix : (i) la distance moyenne domicile-travail et (ii) la distance moyenne au pôle urbain. Les aires urbaines sont classées selon le nombre d'emplois correspondant aux critères utilisées par l'INSEE (Van Puymbroeck et Reynard, 2010 ; Brutel, 2011). Nous avons décidé d'isoler l'agglomération parisienne au vu de son poids en termes d'emplois et de population vis-à-vis de l'ensemble des aires urbaines françaises. La deuxième classe regroupe les aires urbaines métropolitaines concentrant à la fois plus de 200 000 emplois et plus de 500 000 habitants (hors Paris)[5]. La troisième catégorie englobe les grandes aires urbaines de 50 000 à 200 000 emplois et la dernière est composée des autres aires urbaines ayant respectivement 1 500 à 5000 emplois et 5 000 à 10 000 emplois au sein de leur pôle urbain[6].

Pour chaque année, nous avons restreint notre champ d'études aux aires urbaines comptant au moins deux communes afin d'observer des déplacements vers une commune centre. En outre, nous conservons les aires urbaines dans lesquelles les distances moyennes domicile-travail sont inférieures ou égales à 50 kilomètres[7]. Ainsi, les données de 597 aires urbaines en 1999, 594 en 2007 et 602 en 2014 sont conservées pour les analyses. Ces aires urbaines hébergent respectivement 47 872 278, 50 444 759 et 52 514 970 habitants, ce qui représente 79,5%, 79,3% et 79,7% de la population française[8]. Les distances domicile-travail ont augmenté en moyenne entre 1999 et 2014 d'après le tableau 1 pour toutes les aires urbaines. D'une année à l'autre, notons que la variabilité des distances moyennes parcourues est faible au sein de la classe "autres aires urbaines". À titre d'exemples, les écart-types oscillent entre 4,2 et 4,5 kilomètres alors que pour les grandes aires urbaines, ils se situent entre 2,2 et 4,3 kilomètres. Les distances moyennes parcourues vers les pôles urbains, elles, sont assez stables de 1999 à 2014.

[4]Les distances domicile-travail et commune-centre correspondent à une distance moyenne pour un aller-retour.

[5]L'INSEE ajoute également un critère lié à la présence de plus de 20 000 cadres ayant des fonctions métropolitaines mais nous ne disposons pas de cette information dans nos bases de données (Brutel, 2011).

[6]Le pôle urbain d'une aire est dénommé également "unité urbaine". Un pôle regroupe la commune centre et les communes limitrophes respectant le critère de répartition d'emploi des aires urbaines. Ce pôle est ensuite entouré d'une couronne péri-urbaine regroupant des communes urbaines et rurales où résident au minimum 40% des actifs ayant un emploi au sein du pôle ou d'une commune attirée par le pôle, le tout constituant une aire urbaine (Brutel et Levy, 2011).

[7]Les aires urbaines corses donnent des valeurs aberrantes pour les années 1999 et 2007, c'est pourquoi elles ont été exclues. Concernant l'année 2014, aucune aire urbaine n'a été exclue suite à la restriction qui permet d'améliorer la qualité des estimations.

[8]Les aires urbaines exclues du modèle à cause de valeurs aberrantes représentent seulement 0,4% de la population totale française en 1999 et en 2007. Les aires urbaines exclues sont situées dans des zones montagneuses principalement, ce qui explique les longues distances parcourues pour se rendre aux lieux d'emplois souvent supérieures à 50 kilomètres. Leur exclusion permet d'améliorer la qualité des estimations.

Table 1: Statistiques descriptives des variables dépendantes : distances aux emplois et aux pôles urbains en fonction des classes d'aires urbaines en 1999, 2007 et 2014.

	Distance domicile-travail (km)		Distance au pôle urbain (km)	
Classes d'aires urbaines	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type
1999 (N=597)				
Aire urbaine de Paris (n=1)	13.7		19.8	
Aire métropolitaine (n=11)	15.1	1.6	13.4	2.3
Grandes aires urbaines (n=47)	15.5	3.9	8.9	3.0
Autres aires urbaines (n=538)	14.2	3.4	2.6	2.1
2007 (N=594)				
Aire urbaine de Paris (n=1)	13.7		20.1	
Aire métropolitaine (n=14)	16.9	2.0	13.2	2.7
Grandes aires urbaines (n=51)	16.8	4.3	9.0	3.0
Autres aires urbaines (n=528)	15.9	4.5	2.7	2.1
2014 (N=602)				
Aire urbaine de Paris (n=1)	14.3		20.3	
Aire métropolitaine (n=15)	17.5	1.9	13.5	2.7
Grandes aires urbaines (n=49)	17.7	2.2	9.5	3.0
Autres aires urbaines (n=537)	17.5	4.2	2.9	2.3

Champs : Aires urbaines de 2 communes ou plus en France métropolitaine.

Note de lecture : En 2014, dans les aires métropolitaines, les distances moyennes domicile-travail sont de 17,5 km. La distance moyenne au pôle urbain est de 13,5 km. *Source :* recensements de la population de 1999, 2007 et 2014 INSEE ; Odomatrix 1990-2014, UMR1041 CESAER INRA.

2.2 La mesure des formes urbaines

Dans cette analyse, les individus statistiques sont les aires urbaines françaises métropolitaines. Chaque aire urbaine contient deux communes au minimum afin de capter des distances domicile-travail autres que vers la commune centre. Ces trajets domicile-travail sont affectés par la configuration spatiale (réseau routier, occupation/utilisation du sol...), les fonctions urbaines (zones d'emplois, flux de transport...) et la population urbaine (densité, caractéristiques socio-économiques...). Dans notre cas, quatre indicateurs différents seront testés. Le premier indicateur de forme urbaine est spécifique aux communes centres de chaque aire urbaine. Il représente la part des emplois situés dans la commune centre par rapport aux emplois totaux au sein de l'aire urbaine :

$$PEC_{it} = \frac{EmploiCentre_{it}}{Emploitotal_{it}} \tag{1}$$

où $i = 1, ..., N$ correspond aux aires urbaines à la période t (1999, 2007 ou 2014). Les variables $EmploiCentre_{it}$ et $Emploitotal_{it}$ sont respectivement le nombre d'emplois dans la commune centre et le nombre d'emplois total dans l'aire urbaine. Cet indicateur permet de déterminer si les emplois sont concentrés ou non au sein de la commune centre de l'aire urbaine et donc de refléter ou non le caractère monocentrique de ladite aire. Cependant, il ne donne aucune information sur la distribution spatiale des emplois au sein de la commune

centre et de l'aire urbaine. Le deuxième indicateur utilisé mesure la dispersion des emplois au sein de l'aire urbaine i afin d'apprécier plus précisément son degré de polycentrisme ou de monocentrisme. C'est un indice similaire à celui d'Herfindahl-Hirrschmann qui est une mesure de la concentration des entreprises au sein d'un marché. La mesure est la suivante:

$$IndiceHH_{it} = \sum_{k=1}^{n} \left(\frac{Emploi_{kit}}{Emploi_{it}} \right)^2 \tag{2}$$

où $i = 1, ..., N$ correspond aux aires urbaines à la période t (1999, 2007 ou 2014). $k = 1, ..., n$ sont les communes au sein d'une aire urbaine i. $Emploi_{it}$ est le nombre d'emplois total au sein de l'aire urbaine i. $Emploi_{kit}$ est le nombre d'emplois au sein de la commune k de l'aire urbaine i. Ainsi, on obtient le poids que représente chaque commune quant à la localisation des emplois. Un indice proche de 0 signifie que les zones d'emplois sont dispersées au sein de l'aire urbaine et inversement s'il est proche de 1. Par rapport au premier indicateur, nous captons la distribution spatiale des emplois au sein de l'ensemble de l'aire urbaine. Par conséquent, les communes centres d'emplois principaux et secondaires sont captés par cette mesure. Cependant, il manque la distribution spatiale de la population par rapport aux zones d'emplois. C'est pourquoi, les deux derniers indicateurs utilisés sont des indices de distribution spatiale intergroupe. Nous comparons la distribution spatiale des emplois et de la population avec deux indices de dissimilarité de type Duncan and Duncan (1955). Le premier indice s'intéresse à la distribution au sein de la commune centre de chaque aire urbaine et est exprimé de la façon suivante:

$$ID - Centre_{it} = \left(\frac{1}{2} \left| \frac{PopulationCentre_{it}}{Population_{it}} - \frac{EmploiCentreit}{Emploi_{it}} \right| \right) \tag{3}$$

où $PopulationCentre_{it}$ est la population ayant la commune centre de l'aire urbaine comme lieu de résidence. $Population_{it}$ est la population totale de l'aire urbaine i. Le ratio $\frac{EmploiCentreit}{Emploi_{it}}$ représente le poids de la commune centre en matière d'emplois par rapport à l'aire urbaine où elle se situe. Nous captons uniquement la proportion des emplois et de la population dans la commune centre. Plus cet indice est proche de 0, plus la population et les emplois ont une distribution identique et inversement. Un indice égal à 0,5 indique que soit la commune est une commune dortoir hébergeant uniquement la population, soit elle est concentrée de lieux d'emplois uniquement. Un indice égal à 0 signifie une proportion égale entre population et nombre d'emplois dans la commune[9]. Le maximum est atteint en $0,5$ en cas de dissymétrie totale entre les localisations de la population et des emplois. Le second indice est plus précis car il mesure la répartition des emplois et de la population au sein de chaque aire urbaine. L'indice est le suivant :

$$ID - Aireurbaine_{it} = \left(\sum_{k=1}^{n} \frac{1}{2} \left| \frac{Population_{kit}}{Population_{it}} - \frac{Emploi_{kit}}{Emploi_{it}} \right| \right) \tag{4}$$

où $k = 1, ..., n$ correspond au nombre de communes au sein de chaque aire urbaine k. Plus cet indice est proche de 0,5, plus les emplois et la population sont inégalement répartis

[9]Si les deux ratios sont égaux à $0,5$, l'indice est égal à 0. On a donc une répartition identique de la population et des emplois.

au sein de l'aire urbaine et inversement[10]. Le tableau 2 donne les valeurs moyennes et les écarts-types de ces indices pour chaque classe d'aire urbaine à chaque période. Au sein de la commune centre des aires urbaines, on remarque que plus la taille des aires décroît, plus les emplois sont concentrés. On passe d'une moyenne de 30% pour Paris à 80% pour les autres aires urbaines comme Lorient ou Brive-la-Gaillarde. Ce fait est reflété par la mesure de la concentration des emplois au sein des aires urbaines. L'indice de concentration évolue de 0,1 pour l'aire urbaine de Paris jusqu'à 0,6 pour les autres aires urbaines. Donc les emplois sont bien plus concentrés dans ces aires qu'à Paris. Notons que les emplois sont trois fois plus concentrés spatialement dans les grandes aires urbaines qu'à Paris. Quand on s'intéresse à la répartition des emplois et de la population dans les communes centres des aires urbaines, on remarque qu'ils sont presque également répartis au vu de l'indice de dissimilarité égal à 0,1 en moyenne pour l'ensemble des aires urbaines. Pour ce qui est de la répartition au sein des aires urbaines, l'indice triple pour Paris et double pour l'ensemble des autres classes d'aires urbaines. Nous en déduisons qu'au niveau d'une aire urbaine, la répartition des emplois et des populations est plus inégale impliquant l'existence de zones d'affaires comme *La Défense* à Paris et des communes-dortoirs. Tous ces indicateurs sont stables en moyenne sur les trois périodes étudiées (1999, 2007 et 2014) pour chaque classe d'aire urbaine. Par conséquent, cela reflète une absence de réaménagement et de créations majeures de nouvelles zones d'activités économiques, artisanales et commerciales attractives pendant 15 ans. Une des raisons qui peut expliquer ces observations est lié au désengagement financier progressif de l'Etat depuis les années 1980-1990 dans la stratégie d'aménagement des territoires (Hervé et De Nicola, 2017).

[10]Un indice égal à 0 signifie que les emplois et la population sont répartis de manière équivalente au sein de l'aire urbaine. Un indice égal à 0,5 indique qu'il existe une ségrégation entre les zones d'emplois et les zones résidentielles.

Table 2: Statistiques descriptives des différents indicateurs de forme urbaine en fonction des classes d'aires urbaines en 1999, 2007 et 2014.

Classes d'aires urbaines	PEC		Indice HH		ID - Centre		ID - Aire urbaine	
	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type
1999 (N=597)								
Aire urbaine de Paris (n=1)	0.32		0.11		0.07		0.26	
Aire métropolitaine (n=11)	0.41	0.09	0.19	0.08	0.05	0.02	0.19	0.04
Grandes aires urbaines (n=47)	0.52	0.16	0.31	0.15	0.08	0.03	0.23	0.04
Autres aires urbaines (n=538)	0.77	0.17	0.65	0.21	0.07	0.04	0.16	0.08
2007 (N=594)								
Aire urbaine de Paris (n=1)	0.31		0.10		0.06		0.25	
Aire métropolitaine (n=14)	0.41	0.10	0.19	0.08	0.05	0.02	0.19	0.04
Grandes aires urbaines(n=51)	0.51	0.16	0.31	0.15	0.08	0.03	0.23	0.04
Autres aires urbaines (n=528)	0.76	0.17	0.64	0.21	0.08	0.04	0.17	0.09
2014 (N=602)								
Aire urbaine de Paris (n=1)	0.31		0.10		0.07		0.26	
Aire métropolitaine (n=15)	0.41	0.09	0.19	0.07	0.05	0.02	0.20	0.05
Grandes aires urbaines (n=49)	0.50	0.16	0.29	0.14	0.08	0.03	0.23	0.04
Autres aires urbaines (n=537)	0.75	0.18	0.63	0.21	0.08	0.04	0.17	0.09

Champs : Aires urbaines de 2 communes ou plus de France métropolitaine.

Note de lecture : La part moyenne des emplois localisés dans la commune centre est de 41% dans les aires métropolitaines avec un écart-type de 9% en 1999. L'indice de concentration des emplois a une moyenne de 0,19 pour un écart-type de 0,08. L'indice de répartition de la population et des emplois dans la commune centre a une moyenne de 0,05 pour un écart-type proche de 0 et celui qui mesure la distribution spatiale des emplois et de la population au sein des aires urbaines a une moyenne de 0,19 pour un écart-type proche de 0 ; PEC : Part de l'emploi de la commune centre, Indice HH : concentration des emplois dans l'aire urbaine, ID-Centre : Indice de dissimilarité emplois-population dans la commune centre et ID-Aire urbaine : indice de dissimilarité emplois-population au sein de l'aire urbaine. *Source :* recensements de la population de 1999, 2007 et 2014 INSEE ; Odomatrix 1990-2014, UMR1041 CESAER INRA.

2.3 Les variables de contrôle

Dans cette analyse, plusieurs variables de contrôle utilisées sont des sources d'informations non négligeables. Parmi ces variables, la priorité était de disposer de la densité urbaine mesurée par le ratio de la population totale rapportée à la superficie. C'est un indicateur de forme urbaine très utilisé dans la littérature et influençant l'offre de transports urbains et par conséquent le choix modal et les distances domicile-travail (CGDD, 2010). Une aire urbaine très étalée à faible densité de population induit des distances parcourues plus élevées ainsi qu'une utilisation d'un mode de transport privé et inversement. Dans nos régressions, nous utilisons séparément une variable de population et de superficie[11]. Les aires urbaines denses favorisent le rapprochement entre lieu de résidence et lieu d'emploi ainsi qu'une offre alternative de transport public par rapport au recours à un véhicule privé (Buehler, 2011 ; Schwanen *et al.*, 2004b). C'est pourquoi nous avons également classé les aires urbaines en isolant celle de Paris par rapport au groupe des aires métropolitaines dont elle devrait faire partie. Les

[11]Utiliser une variable de densité de population nous donne de la multicolinéarité dans nos estimations, c'est pourquoi nous avons préféré utiliser séparément les variables de population et de superficie.

données indiquent une spécificité de la capitale française où la moitié des navettes domicile-travail se fait au moyen d'un mode de transport collectif ou doux (vélo, marche à pieds,...), relevé également dans l'enquête transports et déplacements de 2008 (CGDD, 2010)[12].

Nous contrôlons par la proportion de femmes actives dans chaque aire urbaine car les femmes ont tendance à résider plus près de leur lieu de travail que les hommes. Cela implique des distances domicile-travail plus courtes quels que soient leur niveau de revenu et leur mode de transport (Pereira et Schwanen, 2015 ; Law, 1999; Buehler, 2011; Gordon *et al.*, 1989). Leur temps de trajet vers un lieu d'emploi est plus court que celui des hommes selon plusieurs études empiriques (Pereira et Schwanen, 2015 ; Carlson et Malmfors, 2018 ; Crane et Takahashi, 2009 ; Wyly, 1998). De plus, les femmes ont tendance à moins utiliser un véhicule privé dans leurs trajets quotidiens (Colley et Buliung, 2016 ; Schwanen *et al.*, 2001). Plusieurs explications sont relevées dans la littérature : (i) une préférence plus prononcée pour les autres moyens de transport, (ii) la présence de plusieurs trajets courts dans une journée de travail liés notamment aux trajets domicile-école pour les ménages avec enfants et (iii) des décisions de choix modaux au sein des ménages en faveur de l'utilisation du véhicule principal par les hommes (Crane et Takahashi, 2009 ; Colley et Buliung, 2016). Les femmes et les hommes actifs ont un intérêt commun à se localiser dans les aires urbaines afin d'être près de leur lieu d'emploi. Et ces villes ont une demande de travail et des salaires plus élevés proposés par des entreprises plus efficaces que dans les communes rurales (De la Roca et Puga, 2017). Nous ne disposons pas des compétences et des salaires moyens comme variables de contrôle. Nous avons uniquement l'âge moyen des actifs qui permet de capter un effet du cycle de vie sur les localisations et les distances domicile-travail. Les jeunes travailleurs ont tendance à se localiser près de la commune du centre urbain tandis que les couples mariés actifs plus âgés ont tendance à s'éloigner du centre des villes (Buisson et Lincot, 2016; Gautier *et al.*, 2010; White, 1986). Enfin, utiliser l'âge moyen des actifs permet en partie de contrôler l'évolution des localisations en fonction du statut marital.

Les aires urbaines françaises présentent des données socio-économiques similaires sur les trois périodes. L'âge moyen des actifs varie légèrement entre chaque période et est identique entre classes d'aires urbaines. Il augmente seulement d'un an entre 1999 et 2014. La proportion moyenne de femmes actives augmente entre 1999 et 2014 atteignant presque 50%. Notons que la proportion moyenne est la plus élevée à Paris et la plus faible dans les autres aires urbaines à chaque période. À titre d'exemple, il y a une moyenne de $47,4\%$ de femmes actives dans ces dernières en 2014, ce qui correspond à la proportion moyenne à Paris en 1999. Entre 1999 et 2014, la superficie des aires urbaines est définie selon la nomenclature de 2010. Nos aires urbaines sont constantes mais nous observons une variation de leur superficie. Cette variation est due (i) à des fusions de communes entre deux RP entraînant une baisse du nombre de communes (observé entre 1999 et 2007) et (ii) à des évictions de communes ne comptabilisant plus aucun actif ni emplois (observé entre 2007 et 2014). C'est pourquoi la superficie des différentes aires urbaines évolue légèrement à la baisse en moyenne entre 1999 et 2014. En outre, au sein de chaque classe à l'exception de Paris, la variabilité du nombre

[12]Les temps de trajet domicile-travail sont également plus long en moyenne en Île-de-France qu'en province. En 2008, 72 minutes par jour sont consacrées à faire la navette pour des distances moyennes similaires (CGDD, 2010).

moyen de communes par aire urbaine est élevée. À titre d'exemples, les aires métropolitaines sont composées de 205 communes en moyenne en 2014 avec un écart-type de 131. La population totale dans l'aire urbaine de Paris augmente de 1999 à 2014 contrairement aux autres aires urbaines. La population moyenne au sein de chaque classe d'aires urbaines oscille entre croissance et décroissance entre 1999 et 2014. Il y a une forte variabilité entre aires urbaines au sein de chaque classe. Enfin, les flux de transport collectif sont de très loin minoritaires dans les aires urbaines autres que Paris. À titre d'exemple, la proportion moyenne des flux de transport collectif est de seulement $15,8\%$ dans les aires métropolitaines comparé aux $49,9\%$ au sein de l'aire urbaine de Paris en 2014 (voir tableau 3). En général, les trajets en transport collectif sont plus longs que les trajets en véhicule privé (Crane et Takahashi, 2009).

Table 3: Statistiques descriptives des variables de contrôle : caractéristiques spatiales et socio-démographiques en fonction des classes d'aires urbaines en 1999, 2007 et 2014.

	Superficie (km^2)		Population totale (milliers)		Nombre de communes		Age moyen des actifs (ans)		Femmes actives (%)		Proportion des flux de transport collectif (%)	
Classes d'aires urbaines	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type
1999 (N=597)												
Aire urbaine de Paris (n=1)	17174		11356		1798		41.1		47.4		42.3	
Aire métropolitaine (n=11)	3447	1605	997.5	431.1	238.6	138.7	41.0	0.8	45.9	0.5	10.4	2.0
Grandes aires urbaines (n=47)	1451	754	276.8	125.5	115.6	71.5	41.0	0.4	44.9	2.0	6.7	2.8
Autres aires urbaines (n=538)	196	234	23216	27759	14	19.2	40.5	0.8	43.6	2.3	2.9	2.5
2007 (N=594)												
Aire urbaine de Paris (n=1)	17174		12067		1798		40.7		48.4		47.7	
Aire métropolitaine (n=14)	3140	1587	958.3	468.9	208.9	136.9	40.7	0.8	47.7	0.5	13.9	2.9
Grandes aires urbaines (n=51)	1316	730	253.2	119.0	108.8	71.8	40.5	0.5	47.0	1.4	7.8	3.0
Autres aires urbaines (n=528)	190	225	22757	26594	13.4	18.1	40.5	1.0	46.0	2.2	3.5	2.8
2014 (N=602)												
Aire urbaine de Paris (n=1)	17050		12476		1769		42.1		49.0		49.9	
Aire métropolitaine (n=15)	3101	1543	976.3	501.1	205.2	131.0	42.1	0.8	48.7	0.5	15.8	3.8
Grandes aires urbaines (n=49)	1309	691	259.4	118.3	106	71.4	41.9	0.6	48.3	1.2	8.0	3.4
Autres aires urbaines (n=537)	191	227	23.6	28.0	13.4	17.9	42.5	1.2	47.4	2.2	3.8	3.2

Source : recensements de la population de 1999, 2007 et 2014 INSEE ; Odomatrix 1990-2014, UMR1041 CESAER INRA.

3 Évolution des distances moyennes domicile-travail parcourues et formes urbaines

Nous estimons la relation entre nos mesures de formes urbaines et les distances moyennes domicile-travail. L'analyse en coupe est constituée de données sur trois périodes: 1999, 2007 et 2014. Le modèle économétrique que l'on utilise pour évaluer l'impact de la distribution spatiale des lieux d'emplois et résidentiels sur les distances moyennes domicile-travail parcourues est le suivant:

$$\log y_{it} = \beta_0 + \beta \log X_{it} + \log Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \tag{5}$$

où y_{it} est la distance moyenne parcourue domicile-travail par chaque navetteur au sein de l'aire urbaine i à l'année t. Cette distance moyenne domicile-travail est pondérée par l'ensemble des flux de transport au niveau communal (pour tous modes) et par les flux de véhicules privés et de transports collectifs au niveau de chaque aire urbaine[13]. X_{it} est le vecteur des indicateurs caractérisant la forme urbaine de l'aire i à la date t. Les quatre indicateurs de mesure des formes urbaines précédemment définis sont utilisés séparément dans les régressions par moindres carrés ordinaires (MCO). Le vecteur des variables de contrôle Z_{it} est composé de la taille de la ville mesurée par la superficie totale de l'aire urbaine, la population totale (actifs occupés et inactifs), le nombre total de communes par aire urbaine, les caractéristiques socio-économiques (proportion de femmes actives, âge moyen des actifs) et la part que représente les flux de transport collectif dans les flux totaux par aire urbaine i à l'année t. λ_t est un effet fixe année pour prendre en compte l'évolution des distances moyennes parcourues entre 1999 et 2014, avec l'année 1999 prise comme référence.

Enfin, μ_i est un effet fixe aire urbaine. L'intégration d'effets fixes aires urbaines nous permet de capter en partie l'hétérogénéité entre ces aires pour différentes variables non observées ou non disponibles pour cette analyse. L'aire urbaine prise comme référence pour chacun des modèles est l'aire urbaine correspondant à Paris. Par conséquent, nous obtenons l'effet incrémental de chaque aire urbaine sur les distances moyennes domicile-travail parcourues par rapport à l'aire urbaine de référence. Pour nos régressions MCO, nous utilisons une spécification log-log incluant nos variables de contrôle et nos variables explicatives. Les coefficients β sont nos paramètres d'intérêt. Ils mesurent l'impact de la forme urbaine sur les distances moyennes parcourues domicile-travail toutes choses égales par ailleurs. Avec une spécification log-log, le modèle estime des élasticités. À titre d'exemple, une augmentation de 1% de la part des emplois dans la commune centre de l'aire urbaine augmente les distances moyennes domicile-travail parcourues de β_1%. Nous attendons une variation positive toutes choses étant égales par ailleurs puisque les emplois se délocalisent plus rapidement que les populations. β_1 représente une élasticité ainsi que les autres coefficients pour les autres

[13]Pour un aller-retour, la distance moyenne parcourue depuis une commune i est la somme des distances de la commune i vers la commune j multipliée par le flux du mode de transport utilisé de la commune i vers la commune j. L'ensemble est divisé par les flux de tous modes de transport au sein de la commune i. Les flux intracommunaux sont inclus dans toutes les données de flux. Enfin, cette distance moyenne au niveau communal est repondérée par les flux de véhicules privés et de transports collectifs au niveau de l'aire urbaine.

variables explicatives et variables de contrôle.

Le tableau 4 reporte les résultats de la régression MCO de référence. Les colonnes (2), (3), (4) et (5) montrent que nos indicateurs de forme urbaine impliquant la localisation des lieux d'emplois et des résidents ont un impact positif significatif sur les distances moyennes domicile-travail. Logiquement, la concentration des emplois au sein d'une aire urbaine mesurée par l'indice Herfindahl-Hirschmann (indice HH) et par la part des emplois situés dans la commune centre augmentent les distances domicile-travail. Pour 10% d'augmentation de la concentration ou de la part des emplois, on obtient respectivement 2,2 et 2,4% d'augmentation des distances moyennes. Sur trois périodes, la relation entre les deux indices de dissimilarité et la distance moyenne domicile-travail est significative. L'indice de répartition des emplois et de la population au sein des aires urbaines ainsi que leur proportion dans les communes centres des aires urbaines donnent des coefficients positifs respectifs de 0,5% et de 0,6% d'augmentation des distances domicile-travail dans le cas d'une augmentation de 10% de la dissimilarité. Accroître la dissimilarité entre lieux de résidence et lieux d'emplois est associé à une augmentation des distances domicile-travail. De fait, les emplois sont en majorité concentrés dans les communes centres des aires urbaines (voir annexe A). Nous contrôlons par l'évolution à la hausse des distances depuis 1999. L'aménagement urbain ayant trait à l'organisation spatiale des lieux d'emplois a un rôle non négligeable vis-à-vis des distances domicile-travail en sus des aménagements résidentiels. Comme il était attendu, l'augmentation de la population dans une aire urbaine est lié à une réduction des distances domicile-travail toutes choses étant égales par ailleurs. De même, une augmentation des flux de transport collectif de 10% est associé à une faible augmentation de 0,4% des distances.

Pour tester la stabilité de nos coefficients, nous avons retravaillé les données sur les trois périodes avec les aires urbaines à superficie constante mais surtout en conservant celles ayant le même nombre de communes qu'en 1999 afin de corriger les effets liés aux variations observées des superficies entre 1999 et 2014. Dans le cas de l'année 2014, il y a eu également des fusions de communes pour certaines aires urbaines comme Paris et Lyon mais leur superficie est restée similaire. Les effets marginaux sont quasiment identiques pour nos quatre variables d'intérêt et nos variables de contrôle. Le coefficient lié à une augmentation de la population est similaire à la première analyse. L'influence des flux de transport collectif reste faible et identique lorsque les communes de référence sont de 1999. Enfin, on relève que si l'âge moyen des actifs augmente de 1% dans une aire urbaine, les distances moyennes domicile-travail baisseraient de $-0,31\%$ en colonne (1), un effet négatif trois fois plus faible que lorsque le nombre de commune des aires urbaines est constant. En d'autres termes, être plus jeunes en tant qu'actifs augmenteraient les distances domicile-travail. Les jeunes diplômés n'ont pas forcément la capacité d'acquérir ou de louer un bien immobilier dans les centres des aires urbaines au début de leur carrière. Cela les contraint à se localiser loin de leur lieu d'emploi (Huber, 2014).

Table 4: Impact des formes urbaines sur les distances moyennes domicile-travail (pondérées par tous les flux de transport) sur trois périodes (1999, 2007 et 2014).

Variable dépendante Log (distance moyenne domicile-travail)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Log (superficie)	0.02	0.02	0.04	-0.004	0.01
	(0.26)	(0.27)	(0.27)	(0.26)	(0.27)
Log (population)	-0.32***	-0.31***	-0.30***	-0.29***	-0.29***
	(0.08)	(0.08)	(0.08)	(0.08)	(0.08)
Log (âge moyen des actifs)	-0.91**	-0.95***	-0.97***	-0.95***	-0.90**
	(0.36)	(0.36)	(0.36)	(0.36)	(0.36)
Log (part des femmes actives)	-0.21	-0.23	-0.24	-0.23	-0.21
	(0.18)	(0.18)	(0.18)	(0.18)	(0.18)
Log (nombre de communes)	-0.27	-0.26	-0.26	-0.27	-0.31
	(0.30)	(0.30)	(0.30)	(0.30)	(0.30)
Log (part des flux de transport collectif)	0.04***	0.04***	0.04***	0.04***	0.04***
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
Log (PEC)		0.24**			
		(0.12)			
Log (Indice HH)			0.22**		
			(0.10)		
Log (ID - centre)				0.05***	
				(0.02)	
Log (ID - aires urbaines)					0.06**
					(0.03)
Année 1999	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence
Année 2007	0.11***	0.12***	0.12***	0.11***	0.11***
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
Année 2014	0.26***	0.27***	0.27***	0.26***	0.25***
	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
Effet fixe Aire urbaine	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
Observations	1 788	1 788	1 788	1 788	1 788
Adj. R^2	0.69	0.69	0.69	0.69	0.69

Notes : Estimations des Moindres Carrés Ordinaires ; les écart-types sont clusterisés au niveau des aires urbaines (602 clusters) et reportés entre parenthèses ; toutes les régressions contiennent des constantes; PEC: Part de l'emploi de la commune centre, Indice HH : concentration des emplois dans l'aire urbaine, ID-Centre : Indice de dissimilarité emplois-population dans la commune centre et ID-Aire urbaine : indice de dissimilarité emplois-population au sein de l'aire urbaine ; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 *Source :* recensements de la population de 1999, 2007 et 2014 INSEE ; Odomatrix 1990-2014, UMR1041 CESAER INRA.

Table 5: Impact des formes urbaines sur les distances moyennes domicile-travail (pondérées par tous les flux de transport), Référence : Communes et superficie de 1999 par aire urbaine.

Variable dépendante Log (distance moyenne domicile-travail)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Log (population)	-0.29***	-0.28***	-0.26***	-0.26***	-0.25***
	(0.08)	(0.08)	(0.08)	(0.08)	(0.08)
Log (âge moyen des actifs)	-0.31***	-0.30***	-0.29***	-0.32***	-0.34***
	(0.10)	(0.10)	(0.10)	(0.10)	(0.10)
Log (part des femmes actives)	-0.25	-0.27	-0.28	-0.27	-0.25
	(0.18)	(0.18)	(0.18)	(0.18)	(0.18)
Log (part des flux de transport collectif)	0.04***	0.04***	0.04***	0.04***	0.04***
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
Log (PEC)		0.26**			
		(0.12)			
Log (indice HH)			0.24**		
			(0.10)		
Log (ID - centre)				0.04***	
				(0.02)	
Log (ID - aires urbaines)					0.06**
					(0.03)
Année 1999	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence
Année 2007	0.11***	0.12***	0.12***	0.11***	0.11***
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
Année 2014	0.24***	0.24***	0.25***	0.24***	0.23***
	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
Effet fixe Aire urbaine	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
Observations	1 781	1 781	1 781	1 781	1 781
Adj. R-squared	0.69	0.69	0.69	0.69	0.69

Notes : Estimations des Moindres Carrés Ordinaires ; les écart-types sont clusterisés au niveau des aires urbaines (**594 clusters**) et reportés entre parenthèses ; PEC : Part de l'emploi de la commune centre, Indice HH: concentration des emplois dans l'aire urbaine, ID-Centre: Indice de dissimilarité emplois-population dans la commune centre et ID-Aire urbaine : indice de dissimilarité emplois-population au sein de l'aire urbaine ; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; *Source :* recensements de la population de 1999, 2007 et 2014 INSEE ; Odomatrix 1990-2014, UMR1041 CESAER INRA.

Ensuite, nous testons nos résultats en utilisant une variable décalée des flux de transport collectif pour chaque année. Nous ne disposons que des flux de transport collectif en 1999, 2007 et 2014. L'année 1999 est prise comme référence pour l'année 2007 et la variable des flux de 2007 pour l'année 2014. Donc, nous intégrons la variable décalée de la part du transport

Table 6: Impact des formes urbaines sur les distances routières moyennes domicile-travail (pondérées par tous les flux de transport), Référence: Communes et superficie de 1999.

Variable dépendante Log (distance moyenne domicile-travail)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Log (population)	-0.50***	-0.50***	-0.50***	-0.46***	-0.44**
	(0.17)	(0.17)	(0.17)	(0.17)	(0.18)
Log (âge moyen des actifs)	-0.60	-0.61	-0.62	-0.76	-0.71
	(0.08)	(0.08)	(0.08)	(0.08)	(0.09)
Log (part des femmes actives)	-0.24	-0.25	-0.25	-0.26	-0.24
	(0.29)	(0.29)	(0.28)	(0.28)	(0.28)
Log (part des flux de transport public *t-x*)	0.02	0.02	0.02	0.01	0.01
	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.02)	(0.02)
Log (PEC)		0.13			
		(0.18)			
Log (Indice HH)			0.15		
			(0.14)		
Log (ID - centres)				0.07**	
				(0.03)	
Log (ID - aires urbaines)					0.10**
					(0.05)
Année 2007	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence
Année 2014	0.14***	0.14***	0.14***	0.15***	0.14***
	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)
Effet fixe Aire urbaine	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
Observations	1 175	1 175	1 175	1 175	1 175
Adj. R^2	0.60	0.60	0.60	0.61	0.61

Notes : Estimations des Moindres Carrés Ordinaires ; toutes les régressions comprennent des constantes ; les écart-types sont clusterisés au niveau des aires urbaines (602 clusters) et reportés entre parenthèses ; PEC : Part de l'emploi de la commune centre, Indice HH : concentration des emplois dans l'aire urbaine, ID-Centre : Indice de dissimilarité emplois-population dans la commune centre et ID-Aire urbaine: indice de dissimilarité emplois-population au sein de l'aire urbaine ; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. *Source :* recensements de la population de 1999, 2007 et 2014 INSEE ; Odomatrix 1990-2014, UMR1041 CESAER INRA.

collectif dans les flux totaux pour les années 2007 et 2014[14]. Dans une première analyse, nous considérons que le réseau de transport collectif en année 1999 est plus susceptible d'avoir un impact sur les distances parcourues domicile-travail huit ans plus tard. En effet, les réseaux routiers et ferroviaires sont des infrastructures nécessitant des investissements de long terme (Small et Verhoef, 2007). La répartition de l'utilisation des deux modes de transport (moyens privés et collectifs) dépend non seulement de la forme urbaine mais aussi de la présence d'alternatives et d'un réseau de transport collectif bien développé (Priemus *et*

[14]Pour une année t, on utilise la part des flux de transport collectif de l'année $t-x$ avec x égal à 7 quand $t = 2014$ et $x = 8$ quand $t = 2007$.

al., 2001). La part des flux de transports collectifs dans les flux totaux de 2007 est utilisé en contrôle pour expliquer les distances parcourues domicile-travail en 2014. En effet, nous savons qu'un ménage prenant les transports en communs allonge son temps de trajet du fait des temps d'attente et des nombreux arrêts contrairement aux trajets porte-à-porte en voiture (Small et Verhoef, 2007 ; Mirabel et Raymond, 2013). Puis, dans une deuxième analyse quasi-identique, nous laissons les variations observées du nombre de communes depuis 1999 au sein des aires urbaines tout en conservant la variable décalée de la part des flux de transport collectif.

Les tableaux 6 et 8 reportent les résultats de ces deux analyses respectivement avec un nombre de communes constant et variable, tout en incluant la part décalée des flux de transport collectif pour 2007 et 2014 (le tableau 8 est mis en annexe C). L'année 1999 n'est pas prise en compte puisque nous ne nous disposons pas de la part des flux de transports collectifs en 1990. Nous retrouvons les mêmes résultats pour les deux analyses, à savoir les effets positifs d'une augmentation de la ségrégation de la population par rapport aux lieux d'emplois sur les distances moyennes domicile-travail (élasticités de 0,07 et de 0,10). Par rapport aux deux analyses précédentes, cela donne une augmentation de 0,03 (0,04) point pour l'élasticité entre l'indice de dissimilarité emplois-population dans la commune centre (au sein de l'aire urbaine) et les distances moyennes parcourues domicile-travail. Une des différences remarquable est l'absence de significativité de la part des emplois dans chaque commune centre et de l'indice de concentration des emplois au sein de chaque aire urbaine. Cela peut être dû à l'absence des données de l'année 1999 comme référence. Concernant la variable de contrôle de population totale par aire urbaine, la relation est négative et stable sur les deux analyses (de -0,44% à -0,50%) avec la variable d'intérêt. Enfin, la variable décalée de la part des transports collectifs dans les flux totaux annule l'effet positif lorsque l'on travaille à nombre de communes constante et à nombre de commune variable. Lorsque l'on laisse le nombre de communes varier dans le temps, l'étalement urbain devrait rendre significatif l'allongement des distances domicile-travail. Cependant, ce n'est pas le cas avec les variables décalées du transport collectif. Ainsi, cela démontre que les infrastructures liées aux transports collectifs n'ont pas subi de changements majeurs entre 1999 et 2014.

Les colonnes (4) et (5) des tableaux 6, 8 et 9 sont révélatrices de l'importance de nos indices de dissimilarité emplois-population pour lesquels on attendait un effet positif et significatif (voir annexes B et C pour les tableaux 8 et 9). En effet, intuitivement, plus la commune centre et les aires urbaines sont dissimilaires en ce qui concerne la répartition des lieux d'emplois et de résidences, plus la distance domicile-travail augmente toutes choses égales par ailleurs. Les élasticités sont comprises entre 0,04 et 0,07 pour la relation entre l'indice de dissimilarité emplois-population pour les communes centres avec la variable d'intérêt. Concernant l'indice au sein des aires urbaines, les élasticités sont comprises entre 0,06 et 0,10. Notons la forte stabilité de ces élasticités pour les trois dernières analyses lorsque l'année 1999 est absente mais que le périmètre et le nombre de communes des aires urbaines sont constants. La dernière analyse nous sert à tester la stabilité des coefficients avec un nombre de communes variable et la part des flux de transports collectifs à chaque date t. Nous retrouvons une élasticité positive de 0,06 entre la part des flux de transport collectifs et les distances moyennes parcourues domicile-travail. Nos résultats viennent également confirmer le rôle

de la densité de population communément admise dans la littérature (Duranton et Turner, 2017; Blaudin de Thé *et al.*, 2018). Ces auteurs ajoutent également la nécessité de prendre en compte l'organisation spatiale de la ville par la répartition des zones d'activité économique et résidentielle.

Analyse contrefactuelle simple de l'évolution des distances moyennes domicile-travail. Dans cette dernière analyse, nous estimons dans un premier temps les distances moyennes domicile-travail au niveau de chaque aire urbaine en reprenant la régression comprenant un indicateur de concentration des emplois de type Herfindahl-Hirschmann :

$$\log D_{it} = \beta_0 + \beta_1 \log IndiceHH_{it} + \gamma \log Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it}. \tag{6}$$

Les distances prédites sont écrites sous la forme suivante :

$$\widehat{D}_{it} = \epsilon^{\widehat{\beta_0}} IndiceHH_{it}^{\widehat{\beta_1}} Z_{it}^{\widehat{\gamma}} \tag{7}$$

Ensuite, l'indice de concentration des emplois est remplacé par un indice de concentration de la population au sein des aires urbaines. Les coefficients de la régression précédente sont repris afin d'obtenir une nouvelle prédiction des distances parcourues domicile-travail :

$$\widehat{D}_{it}(IndiceHH_{population}) = \epsilon^{\widehat{\beta_0}} (IndiceHH_{population})^{\widehat{\beta_1}} Z_{it}^{\widehat{\gamma}}. \tag{8}$$

Cette nouvelle prédiction des distances dépendant de la concentration de la population nous permet de comparer avec celle dépendant de la concentration des emplois :

$$\Delta D = \frac{\widehat{Distances}_{it}(IndiceHH_{population}) - \widehat{Distances}_{it}}{\widehat{Distances}_{it}} \tag{9}$$

Graphiquement, nous représentons l'évolution de la variation des distances moyennes prédites en fonction de chaque aire urbaine. Sur les trois périodes, les distances prédites sont plus faibles avec l'indice de concentration de la population. En moyenne, la variation est de -0,09 et la médiane de -0,08 pour l'ensemble des aires urbaines (écart-type de 0,06). Ainsi, cela montre que la population est plus dispersée que les emplois au sein des aires urbaines à l'exception des petites aires urbaines dont le code d'identification est compris entre 600 et 800[15]. À titre d'exemples, on retrouve Sancerre, Fessenheim et La Gacilly parmi ces petites aires urbaines composées de deux communes.

Lorsque la population est concentrée, les distances domicile-travail devraient diminuer, ce qui est confirmé dans le cas de nos petites aires urbaines. La concentration des emplois augmente les distances moyennes domicile-travail au sein d'une aire urbaine alors que la dispersion de la population permet de les diminuer. En effet, les principaux pôles urbains en France métropolitaine concentrent en majorité les emplois (voir annexe A). La population active se localise autour de ces pôles. Par conséquent, utiliser l'indice de concentration de

[15]L'INSEE range les aires urbaines françaises par ordre décroissant en taille de population. Les codes d'identification sont inversement proportionnels à la taille de chaque aire urbaine. Paris est l'aire urbaine la plus grande de France avec le code 01

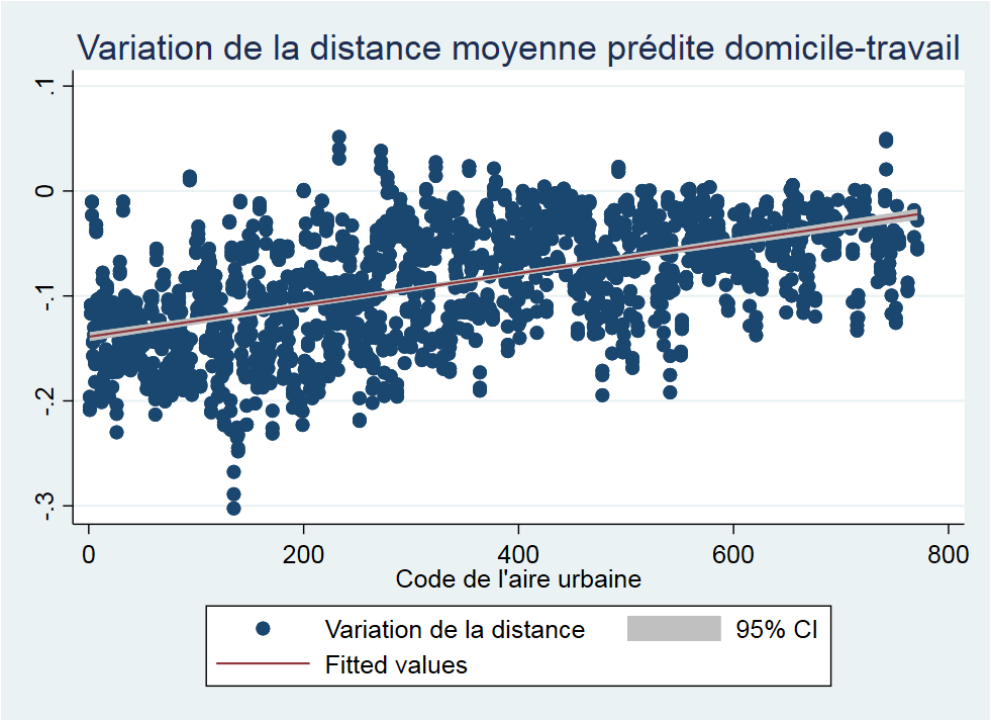


Figure 2: Variation des distances moyennes parcourues domicile-travail prédites par aires urbaines sur trois périodes (1999, 2007 et 2014).

la population de type Herfindahl-Hirschmann induit des distances moyennes domicile-travail prédites plus faibles en moyenne que dans l'estimation principale.

Dans un deuxième temps, nous nous focalisons sur la variation des distances domicile-travail prédites lorsque l'indice de dissimilarité au sein des aires urbaines est proche de 0. Cela signifie que la répartition entre le nombre d'emplois et la population de l'aire urbaine est identique. Nous reprenons la même méthode utilisée précédemment et obtenons l'estimation suivante :

$$\widehat{D}_{it}(ID - Aireurbaine \approx 0) = \epsilon^{\beta_0}(ID - Aireurbaine \approx 0)^{\widehat{\beta_1}} Z_{it}^{\widehat{\gamma}}. \tag{10}$$

La comparaison avec les valeurs prédites lorsque l'indice de dissimilarité des aires urbaines varie est calculé de la manière suivante :

$$\Delta D = \frac{\widehat{Distances}_{it}(ID - Aireurbaine \approx 0) - \widehat{Distances}_{it}}{\widehat{Distances}_{it}}. \tag{11}$$

Nous étudions la variation avec une situation où l'indice de dissimilarité le plus faible parmi les aires urbaines de l'échantillon (soit 0,0005924) serait également observé pour toutes les communes. Nos résultats se présentent sous la forme d'un graphique présentant la variation des distances moyennes domicile-travail prédites par aires urbaines. Nos résultats indiquent clairement qu'une répartition quasiment identique des emplois et de la population

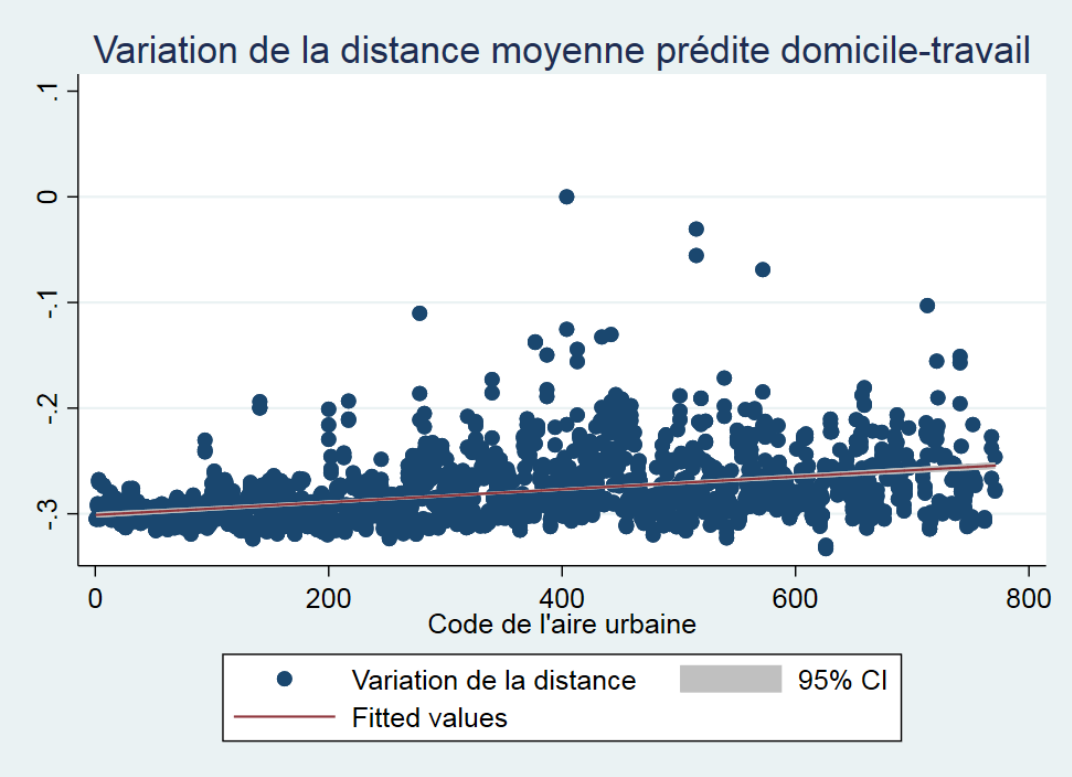


Figure 3: Variation des distances moyennes domicile-travail prédites par aires urbaines sur trois périodes (1999, 2007 et 2014).

peut réduire les distances moyennes domicile-travail. La variation moyenne des distances prédites est de -0,28 et la médiane de -0,29. Les données obtenues montrent que les variations des distances prédites sont en moyenne de -0,30 pour les seize plus grandes aires urbaines françaises en taille de population (i.e., Paris et les quinze aires métropolitaines). En conclusion, nous montrons que l'organisation spatiale des emplois et de la population a un impact non négligeable sur les distances domicile-travail. La répartition égalitaire des lieux d'emplois et des lieux résidentiels aurait un impact substantiel dans la réduction des distances domicile-travail. Ces éléments pourraient justifier la mise en place de politiques de décentralisation des emplois au sein des aires urbaines françaises.

4 Distances domicile-travail et formes urbaines en 2014

Dans cette section, nous nous intéressons aux déterminants des distances moyennes domicile-travail sur une période. Nous commençons par une analyse prenant en compte les aires urbaines françaises métropolitaines de plus de deux communes en 2014. Cependant, l'analyse au niveau des aires urbaines n'apporte pas d'informations exploitables et pertinentes, c'est pourquoi nous allons nous concentrer sur l'impact des formes urbaines sur la variable d'intérêt par commune de résidence. Pour ce faire, nous construisons des nouveaux indicateurs au niveau communal. L'analyse se focalise sur l'influence de la distribution spatiale des emplois et des ménages afin d'expliquer les distances moyennes domicile-travail. La variable dépendante est pondérée par les flux totaux de transport (véhicules privés et transports collectifs) par commune et par aire urbaine. Nous disposons de 11 830 communes appartenant aux aires urbaines de plus de deux communes (79% de la population française).

4.1 Niveau communal

Dans cette partie, nous testons deux nouveaux indicateurs de distribution spatiale des emplois pour expliquer les distances moyennes domicile-travail.

La distribution spatiale des emplois au niveau communal. Le premier indicateur est le ratio emploi/population active pour chaque commune appartenant à une aire urbaine de plus de deux communes.

$$RatioEmploi_{ik} = \frac{Emploi_{ik}}{Populationactive_{ik}} \tag{12}$$

où k correspond à la commune de résidence et i à l'aire urbaine dans laquelle la commune se situe. $Emploi_{ik}$ est le nombre d'emplois total dans une commune k d'une aire urbaine i en 2014 et $Population_{ik}$ est la population totale de la commune de résidence k. Nous nous attendons à ce que l'impact de cette variable soit négatif et significatif. Une augmentation de ce ratio devrait diminuer les distances domicile-travail. Le deuxième indicateur représente le poids d'une commune comme zone d'activité économique au sein de l'aire urbaine.

$$PartEmploi_{ik} = \frac{Emploi_{ik}}{Emploi_{i}} \tag{13}$$

où $Emploi_i$ est le nombre total d'emplois au sein de l'aire urbaine i. La présence de pôle d'affaires secondaires permet de réduire les distances moyennes domicile-travail au sein d'une aire urbaine sachant qu'au moins 40% des habitants de chaque commune travaillent au sein de chaque aire. On s'attend également à un impact négatif sur les distances moyennes domicile-travail. Le modèle utilisé pour expliquer l'impact de ces deux indicateurs de formes urbaines se présente sous une spécification log-log :

$$\log y_{ik} = \beta_0 + \beta_1 \log X_{ik} + \gamma \log Z_{ik} + \mu i + \epsilon_{ik} \tag{14}$$

où y_{ik} est la distance moyenne domicile-travail. L'impact des indicateurs de formes urbaines à l'échelle communal X_{ik} présente un intérêt dans cette analyse. Nous avons une spécification

log-log pour que β_1 soit une élasticité. Nous contrôlons par des variables mesurées au niveau communal uniquement (part des femmes actives, âge moyen des actifs, part des flux de transport collectif, distance kilométrique au centre). Nous avons rajouté une variable croisée entre la part des flux de transport collectif et la distance au centre de l'aire urbaine pour chaque commune k. Nous prenons en compte le fait que plus on réside loin de la commune, moins les actifs ont accès à un réseau de transport collectif dense. Pour intégrer l'hétérogénéité inobservée entre les aires urbaines, nous rajoutons un effet fixe μ_i avec l'aire urbaine de Paris comme référence. Enfin, ϵ_{ik} est le vecteur des termes d'erreur.

Distance moyenne domicile-travail. Dans cette estimation, nous nous intéressons aux effets de nos indicateurs de forme urbaine sur les distances moyennes parcourues domicile-travail. Nous pouvons voir dans le tableau 7 une augmentation du poids de l'emploi dans une

Table 7: Impacts des formes urbaines sur les distances moyennes domicile-travail : Estimations MCO.

Variable dépendante Log (Distances domicile-travail)	(1)	(2)	(3)
Log (part des femmes actives)	-0.31***	-0.29***	-0.16***
	(0.05)	(0.05)	(0.05)
Log (âge moyen des actifs)	0.20**	0.15*	-0.04
	(0.08)	(0.08)	(0.08)
Log(part des flux de transport collectif)	-0.016**	-0.007	0.02**
	(0.008)	(0.008)	(0.007)
Log(distance au centre)xLog(part des flux de transports collectifs)	0.004*	0.005**	-0.001
	(0.002)	(0.002)	(0.002)
Log (distance kilométrique au centre)	0.07***	0.04***	0.02***
	(0.005)	(0.005)	(0.005)
Ratio emploi/population active		-0.11***	
		(0.005)	
Part de l'emploi communal dans l'aire urbaine			-0.08***
			(0.002)
Observations	11 830	11 795	11 795
Adj. R^2	0.23	0.28	0.31
Effet fixe Aire urbaine	OUI	OUI	OUI

Notes : Estimations des Moindres Carrés Ordinaires; les écart-types sont clusterisés au niveau des communes (11 830 et 11 795 clusters) et reportés entre parenthèses ; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. *Source :* recensements de la population de 1999, 2007 et 2014 INSEE ; Odomatrix 1990-2014, UMR1041 CESAER INRA.

commune donnée implique une distance moyenne domicile-travail plus faible. De même, une augmentation de 10% du ratio emploi/population active est liée à une diminution de 1,1% des distances moyennes parcourues. On retrouve la même influence concernant nos variables socio-économiques. La part des femmes actives est associée à une baisse des distances

moyennes domicile-travail. Une augmentation de l'âge moyen des actifs de 10% implique une augmentation de 1,5% (colonne 2) à 2,0% des distances domicile-travail à l'exception de la troisième estimation lorsque la part de l'emploi communal au sein de l'aire urbaine est introduite. Logiquement, résider loin de la commune centre est lié à une distance moyenne domicile-travail plus élevée (colonnes 1 et 2). Une augmentation du flux de transport collectif dans une commune de résidence est associée à une diminution de la distance domicile-travail mais plus faible de moitié quand on contrôle par la variable croisée entre la distance au centre et la part des flux de transport collectif.

Résultats. En conclusion, nous pouvons observer un effet faible de nos variables explicatives sur nos variables d'intérêts. Les élasticités varient de 0,02 à 0,07 pour la part des emplois dans les communes centres, de 0,02 à 0,05 pour l'indice HH, de -0,03 à 0,05 pour l'indice de dissimilarité emplois-population dans les communes centres et de -0,13 à 0,06 pour l'indice de dissimilarité au sein des aires urbaines. Une concentration des emplois au sein d'une aire urbaine est bien associée à des distances moyennes domicile-travail plus élevées. Par conséquent, l'inclusion de nos formes urbaines par commune (ratio emploi/population active et part des emplois communaux) est bien associée à une diminution de ces distances domicile-travail par l'effet de rapprochement des emplois et des ménages.

Parmi les variables socio-économiques, nous retrouvons l'effet du cycle de vie dans l'ensemble de nos résultats pour une année donnée (2014). Plus les actifs sont âgés, plus ils sont susceptibles de vivre loin des communes centres des aires urbaines comme le montre également Gautier *et al.*, (2010) au Danemark. L'effet du cycle de vie capte le fait d'accumuler du patrimoine au fil des ans et d'être en couple marié ou non, avec ou sans enfants, avec une demande d'espace disponible plus forte en périphérie des communes centres (Buisson et Lincot, 2016; Gautier *et al.*, 2010). Par conséquent, cela induit que les distances moyennes domicile-travail s'allongent toutes choses égales par ailleurs. Cependant, les emplois se délocalisent plus rapidement que les populations (Segal et Steinmeier, 1980). Toutes choses égales par ailleurs, une proportion élevée de femmes actives dans une aire urbaine est associé à des distances domicile-travail plus faibles, un résultat observé également aux Etats-Unis par l'étude de Gordon *et al.* (1989) et par Schwanen *et al.* (2004b) qui ont analysé les impacts des politiques d'aménagement aux Pays-Bas mises en place au début des années 2000. Enfin, nous observons bien qu'une diminution de la densité de population dans les communes centres entraîne de facto un étalement urbain et un allongement des distances pour les navetteurs (voir Borck, 2016 ; Bertaud et Brueckner, 2005).

Analyse contrefactuelle simple de l'évolution des distances domicile-travail. Enfin, nous estimons les distances moyennes domicile-travail de toutes les communes de notre échantillon pour la régression qui inclue le ratio emploi/population active:

$$\log D_{ik} = \beta_0 + \beta_1 logRatioEmploi_{ik} + \gamma \log Z_{ik} + \mu I + \epsilon_{ik}. \tag{15}$$

Nous obtenons les distances moyennes domicile-travail prédites suivantes :

$$\widehat{D_{ik}} = e^{\widehat{\beta_0}} RatioEmploi_{ik}^{\widehat{\beta_1}} Z_{ik}^{\widehat{\gamma}} \tag{16}$$

Puis, nous considérons un cas de proportion parfaite entre le nombre d'emplois et le nombre d'actifs par communes. Nous fixons donc le ratio emploi/population active à 1 pour chaque commune. Nous reprenons les coefficients de la régression afin d'en déduire une nouvelle équation de la distance moyenne domicile-travail dans ce cas :

$$\widehat{Distances}_{ik}(RatioEmploi_{ik} = 1) = e^{\widehat{\beta_0}} Z_{ik}^{\widehat{\gamma}} \tag{17}$$

Cela nous mène à la comparaison entre les valeurs prédites quand la proportion est parfaite entre le nombre d'emplois et le nombre d'actifs avec les valeurs prédites dans le cas de ratios variables et nous analysons nos résultats.

$$\Delta D \quad = \quad \frac{\widehat{Distances}_{ik}(RatioEmploi_{ik} = 1) - \widehat{Distances}_{ik}}{\widehat{Distances}_{ik}} \tag{18}$$

Nos résultats sont analysés graphiquement. Le premier graphique représente la variation entre la valeur prédite de la distance moyenne domicile-travail lorsque le ratio emploi/population active est constant (c.-à-d., égal à 1) et la valeur prédite avec les valeurs observées variables (en fonction de la distance au centre de l'aire urbaine). Le graphique incluant les autres aires urbaines nous montre une variation à la baisse des distances parcourues au fur et à mesure qu'augmente la distance d'une commune au centre du pôle urbain. La variation moyenne est de -9,0% et la médiane de -10%. La valeur la plus faible est de -0,33 et la plus élevée de 0,34 (écart-type de $0,08$). Concernant les grandes aires urbaines, on note la même variation à la baisse des distances moyennes domicile-travail prédites par rapport à la situation réelle en 2014. La variation moyenne est de -10,0% et la médiane de -11,0%. La valeur la plus faible est de -0,38 et la plus élevée de 0,30 (écart-type de 0,29). On note également une variation à la baisse pour les aires urbaines métropolitaines incluant également Paris par rapport à la situation réelle en 2014. La variation moyenne est de -9,0% et la médiane de -10,0%. La valeur la plus faible est de -0,39 et la plus élevée de 0,52 (écart-type de 0,07).

Avec ces résultats nous donnons quelques ordres de grandeur aux effets des variations. Au sein de l'ensemble des communes de cette analyse, la distance moyenne domicile-travail (pondérée par les flux) est de 21,3 kilomètres par habitant par commune pour un trajet aller-retour. Sur une année, cela correspond à 4899 kilomètres parcourus en faisant l'hypothèse de 230 jours travaillés[16]. Au niveau agrégé, cela représente 86 milliards de kilomètres parcourus en

[16]Nous considérons cinq semaines de congés payés, les jours fériés français et nous ne comptons pas les weekends

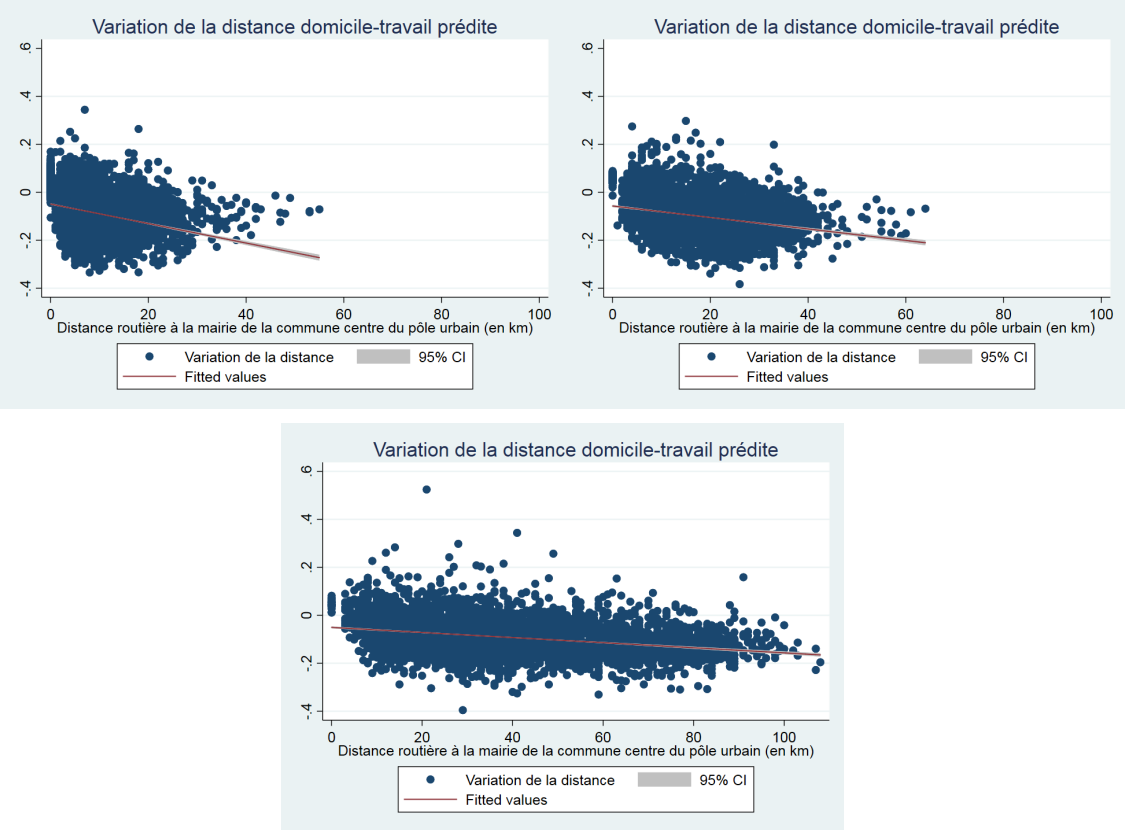


Figure 4: Variation des distances moyennes domicile-travail prédites en fonction de la distance des communes au centre du pôle urbain par classes d'aires urbaines (Autres aires urbaines en haut à gauche, Grandes aires urbaines en haut à droite et Aires métropolitaines incluant Paris en bas).

moyenne par l'ensemble des actifs disposant d'un véhicule privé. Nous faisons l'hypothèse qu'ils travaillent 35 heures par semaine. Une baisse de 10% des distances entraînerait une économie de 489,9 kilomètres par actif pour une année. Au niveau agrégé, cela correspond à une diminution de 8,6 milliards de kilomètres parcourus.

Ces analyses contrefactuelles confirment bien qu'une répartition plus homogène des emplois et des actifs au sein des aires urbaines pourrait réduire en moyenne de 10% les distances moyennes domicile-travail prédites. Les communes centres ne sont pas concernées par les évolutions à la baisse étant donnée qu'elles concentrent les emplois et donc qu'une décentralisation impliquerait des appariements non optimaux entre les actifs y vivant et les nouveaux lieux d'emplois.

5 Conclusion

Ce travail apporte de premières réponses quant aux effets des configurations spatiales des aires urbaines sur les distances moyennes domicile-travail. Nous avons analysé l'impact de déterminants spatiaux liés à la localisation des emplois au sein de chaque aire urbaine française de 1999 à 2014 et pour l'année 2014 comme point focal récent. Notre analyse statique des déterminants spatiaux nous indique que l'élasticité de la distance moyenne domicile-travail par rapport à l'accroissement de la concentration des emplois au sein d'une aire urbaine est comprise entre $0,22$ et $0,26$, toutes choses étant égales par ailleurs. Augmenter la densité de population a le même effet qualitatif à court-terme sur les distances moyennes domicile-travail mais il ne faut pas négliger les effets de second ordre. En effet, une densité de population plus importante implique en retour une augmentation du nombre de navetteurs entraînant une dégradation du temps de trajet moyen domicile-travail. Par conséquent, les entreprises se relocalisent ainsi que des ménages à cause de la congestion urbaine vers des zones moins denses à la périphérie des vieux centres villes (Louf et Barthelemy, 2013; Schwanen *et al.*, 2004b). Les économies d'agglomération sont un élément moteur pour les firmes qui se relocalisent ensemble au même endroit, notamment lorsqu'elles font partie du même secteur (Glaeser, 2012). Cependant, un système urbain polycentrique ne mène pas forcément à une diminution de la distance parcourue domicile-travail mais dépend surtout d'une bonne accessibilité de ces lieux d'emplois par les moyens de transport (Denant-Boemont *et al.*, 2018). En outre, la théorie selon laquelle les citadins résident près de leur lieu d'emploi est discutée lorsqu'on se retrouve avec des modèles polycentriques (Aguiléra, 2005; Schwanen *et al.*, 2004b). Nos analyses contrefactuelles montrent cependant que les valeurs prédites des distances moyennes domicile-travail en heure de pointe sont plus faibles lorsque la répartition des emplois et de la population active est identique dans les communes les plus éloignées des communes centres au sein des aires urbaines. Par conséquent, les économies de carburant et de temps réalisées peuvent être significatives.

Nos analyses en coupe de trois périodes (1999 à 2014) et d'une période (2014) présentent plusieurs limites quant à la précision de nos estimateurs MCO. La première limite est liée à un manque d'information. Notre base de données mériterait de contenir des informations supplémentaires sur la composition des ménages, leur revenu, leur taux d'équipement (nombre de voitures...), la présence d'un ou plusieurs garages et de facilité de parking à la fois sur leur lieu résidentiel mais aussi sur leur lieu de travail. Toutes ces informations peuvent être incluses dans nos modèles économétriques en tant que contrôles pour tester la robustesse de nos coefficients associés à nos quatre variables explicatives. En outre, nos estimations ne nous permettent pas de déterminer un effet causal de chacune de nos variables explicatives malgré leur faible variation dans le temps. Des données individuelles plus fines seraient nécessaires pour chaque année depuis 1999. Une autre limite est liée à l'endogénéité de nos variables explicatives. La méthode couramment adoptée dans la littérature est d'instrumenter, c'est-à-dire d'utiliser une variable instrumentale corrélée à chacune de nos variables explicatives et non corrélée au terme d'erreurs[17]. Utiliser des données géologiques ou des données historiques

[17]Dans la littérature, il existe des intrumentations par des données historiques de recensement de la population (ex : données démographiques du 19ème siècle) et des données géologiques (Combes *et al.*, 2010 ; Blaudin de Thé *et al.*, 2018). L'intérêt principal de ces instruments est leur bonne prédiction de la locali-

de la productivité des sols pourrait être une solution afin de prédire la répartition des emplois et de la population dans les zones urbaines (Duranton et Turner, 2017). Pour prédire la concentration des emplois dans les aires urbaines, il serait intéressant d'instrumenter par les résultats financiers (valeurs ajoutées au kilomètre carré) d'entreprises historiques.

L'ensemble de nos résultats nous amènent à penser que les politiques publiques ne devraient pas négliger la répartition des lieux d'emploi et de leur accessibilité comme levier de régulation des flux de transport. Notre contribution principale est donc de relever l'importance d'une alternative aux politiques de densification, c'est-à-dire se focaliser sur la distribution spatiale des emplois et de la population. Cette étude à partir de données françaises vient confirmer les conclusions de plusieurs travaux empiriques. Muñiz et Galindo (2005), Veneri (2010) et Aguiléra (2005) s'accordent sur le fait que les formes urbaines ont un impact considérable sur les distances domicile-travail et les émissions de GES. Ils préconisent également que la décentralisation des emplois s'accompagne de politiques de densification, d'amélioration des services de transport public et des infrastructures routières (Alpkokin *et al.*, 2008; Muñiz et Galindo, 2005). Les politiques publiques d'aménagement du territoire pourront se nourrir de ses résultats afin d'être mieux ciblées au sein des aires urbaines françaises. Le recentrage de politiques urbaines vers la décentralisation des emplois afin de réduire la pollution et la congestion urbaine pose également la question de l'analyse coût/bénéfice en situation réelle.

sation des populations urbaines actuelles tout en étant non corrélés aux phénomènes d'agglomération de la population et des emplois actuels (Duranton et Turner, 2017).

Références

Aboubacar, A., Hammadou, H., et Kilani, M. (2019). Distribution des emplois et identification des sous-centres d'affaires dans l'agglomération lilloise. *Économie Régionale et Urbaine*, (5), 913-936.

Aguiléra, A. (2005). Growth in commuting distances in French polycentric metropolitan areas: Paris, Lyon and Marseille. *Urban studies*. 42(9): 1537-1547.

Aguiléra, A., Wenglenski, S., et Proulhac, L. (2009). Employment suburbanisation, reverse commuting and travel behaviour by residents of the central city in the Paris metropolitan area. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*. 43(7): 685-691.

Alpkokin, P., Cheung, C., Black, J. et Hayashi, Y. (2008). Dynamics of Clustered Employment Growth and Its Impacts on Commuting Patterns in Rapidly Developing Cities. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*. 42(3): 427-444.

Baumont, C., Ertur, C., et Le Gallo, J. (2004). Spatial analysis of employment and population density: the case of the agglomeration of Dijon 1999. Geographical analysis, 36(2), 146-176.

Blaudin de Thé, C., Carantino, B. and Lafourcade, M. (2018). The Carbon 'Carprint' of Suburbanization: New Evidence from French Cities. CEPR Discussion Paper No. DP13086. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=3222602

Borck, R. (2016). Will skyscrapers save the planet? Building height limits and urban greenhouse gas emissions. *Regional Science and Urban Economics*. 58: 13–25.

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

Brutel C., et Levy D., (2011). Le nouveau zonage en aires urbaines de 2010 - 95% de la population vit sous l'influence des villes. *Insee Première*. numéro 1374, octobre.

Buehler, R. (2011). Determinants of transport mode choice: a comparison of Germany and the USA. *Journal of Transport Geography*. 19(4): 644–657.

Buisson G. et Lincot L., (2016). Où vivent les familles en France?. *Insee Première*. numéro 1582, janvier.

Carlson, J., et Malmfors, H. (2018). Gender Differences in Commuting over Municipality Borders: A study of regional Human Capital's effect on commuting in Sweden. 39p.

CGDD, S. (2010). La mobilité des Français, Panorama issu de l'enquête nationale transports et déplacements 2008. La Revue du CGDD. 225 p.

CITEPA (2016). Inventaire des émissions de polluants atmosphériques et de gaz à effet de serre en France (format SECTEN). Champ: France Métropolitaine.

Colley, M., et Buliung, R. N. (2016). Gender Differences in School and Work Commuting Mode Through the Life Cycle: Exploring Trends in the Greater Toronto and Hamilton Area, 1986 to 2011. Transportation Research Record. *Journal of the Transportation Research Board*. (2598): 102–109.

Combes, P. P., Duranton, G., et Gobillon, L. (2010). The identification of agglomeration economies. *Journal of economic geography*. 11(2): 253–266.

Coudène M., et Lévy D. (2016). "De plus en plus de personnes travaillent en dehors de leur commune de résidence", Insee Première numéro 1605, juin 2016.

Cook and Pishue (2017). INRIX Global traffic scorecard. 44 p.

Crane, R., et Takahashi, L. (2009). Sex changes everything: the recent narrowing and widening of travel differences by gender. *Public works management and policy*. 13(4): 328–337.

Denant-Boemont, L., Gaigné, C., et Gaté, R. (2018). Urban spatial structure, transport-related emissions and welfare. *Journal of Environmental Economics and Management*. 89: 29–45.

Duranton G. et Turner M.A. (2017). Urban form and driving: Evidence from US cities. Working paper, Brown University. 49 p.

Duncan O.D. et Duncan B., (1955), A Methodological Analysis of Segregation Indexes. *American Sociological Review*. 41: 210–217.

García-Palomares, J. C. (2010). Urban sprawl and travel to work: the case of the metropolitan area of Madrid. *Journal of Transport Geography*. 18(2): 197–213.

Gautier, P. A., Svarer, M., et Teulings, C. N. (2010). Marriage and the city: Search frictions and sorting of singles. *Journal of Urban Economics*. 67(2): 206–218.

Glaeser, E. L. (2012). Triumph of the city: How our greatest invention makes us richer, smarter, greener, healthier, and happier. Penguin Press, USA.

Glaeser, E. L., Kolko, J., et Saiz, A. (2001). Consumer city. *Journal of economic geography*. 1(1): 27–50.

Gordon, P., Kumar, A., and Richardson, H. W. (1989). Gender differences in metropolitan travel behaviour. *Regional Studies*. 23(6): 499–510.

Hervé M. et De Nicola L.-J. (2017), Rapport d'information fait au nom de la commission de l'aménagement du territoire et du développement durable par le groupe de travail sur l'aménagement du territoire, rapport numéro 565, session ordinaire de 2016-2017. 126 p. Disponible à http://www.senat.fr/rap/r16-565/r16-565_mono.html.

Hilal, M. (2010) : "ODOMATRIX. Calcul de distances routières intercommunales," Cahier des Techniques de l'INRA, Numéro spécial : Méthodes et outils de traitement des données en sciences sociales. Retours d'expériences. 41-–63.

Huber P., 2014, Are Commuters in the EU better educated than non-commuters but worse than migrants?. *Urban Studies*. 51(3): 509–525.

Kahn, M. E. (2010). New evidence on trends in the cost of urban agglomeration. *Agglomeration economics*. University of Chicago Press. 339–354.

Law, R. (1999). Beyond 'women and transport': towards new geographies of gender and daily mobility. *Progress in human geography*. 23(4): 567–588.

Levy D. et Le Jeannic T. (2011). Un habitant de pôle urbain émet deux fois moins de CO_2 que la moyenne pour se rendre à son lieu de travail ou d'études. *Insee Première*. numéro 1357, juin.

Louf, R., et Barthelemy, M. (2013). Modeling the polycentric transition of cities. *Physical review letters*. 111(19): 198–702.

Makido, Y., Dhakal, S., et Yamagata, Y. (2012). Relationship between urban form and CO2 emissions: Evidence from fifty Japanese cities. *Urban Climate*. 2: 55–67.

Massot, M., et Roy, E. (2004). Lieu de vie lieu de travail, 25 ans d'évolution de la distance au travail (rapport de Contrat INRETS pour l'ADEME). France.

Mirabel François, Reymond Mathias (2013). Économie des transports urbains, Paris, La Découverte « Repères ». 128 p.

Muñiz, I., et Galindo, A. (2005). Urban form and the ecological footprint of commuting. The case of Barcelona. *Ecological Economics*. 55(4): 499–514.

Pereira, R., et Schwanen, T. (2015). Commute Time in Brazil (1992-2009): Differences Between Metropolitan Areas, By Income Levels And Gender (No. 0192). Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada-IPEA. 32 p.

Priemus, H., Nijkamp, P., and Banister, D. (2001). Mobility and spatial dynamics: an uneasy relationship. *Journal of transport geography*. 9(3): 167–171.

Roca, J. D. L., and Puga, D. (2017). Learning by working in big cities. *The Review of Economic Studies*. 84(1): 106–142.

Schwanen, T., Dieleman, F. M., et Dijst, M. (2004a). The impact of metropolitan structure on commute behavior in the Netherlands: a multilevel approach. *Growth and change*. 35(3): 304–333.

Schwanen, T., Dijst, M., et Dieleman, F. M. (2004b). Policies for urban form and their impact on travel: the Netherlands experience. *Urban studies*. 41(3): 579–603.

Schwanen T., Dieleman M.F. et Dijst M. (2001). Travel behaviour in Dutch monocentric and policentric urban systems. *Journal of Transport Geography*. 9: 173–186.

Segal, D., and Steinmeier, T. L. (1980). The incidence of congestion and congestion tolls. *Journal of Urban Economics*. 7(1): 42–62.

Small, K. A., and Verhoef, E. T. (2007). The economics of urban transportation. Routledge. 276 p.

UN-Habitat (2022). World Cities Report: Envisaging the Future of Cities. 359p.

Van Puymbroeck C., Reynard R. (2010). Répartition géographique des emplois - Les grandes villes concentrent les fonctions intellectuelles, de gestion et de décision. *Insee Première*. numéro 1278, février.

Veneri, P. (2010). Urban polycentricity and the costs of commuting: evidence from italian metropolitan areas. *Growth and Change*. 41(3): 403–429.

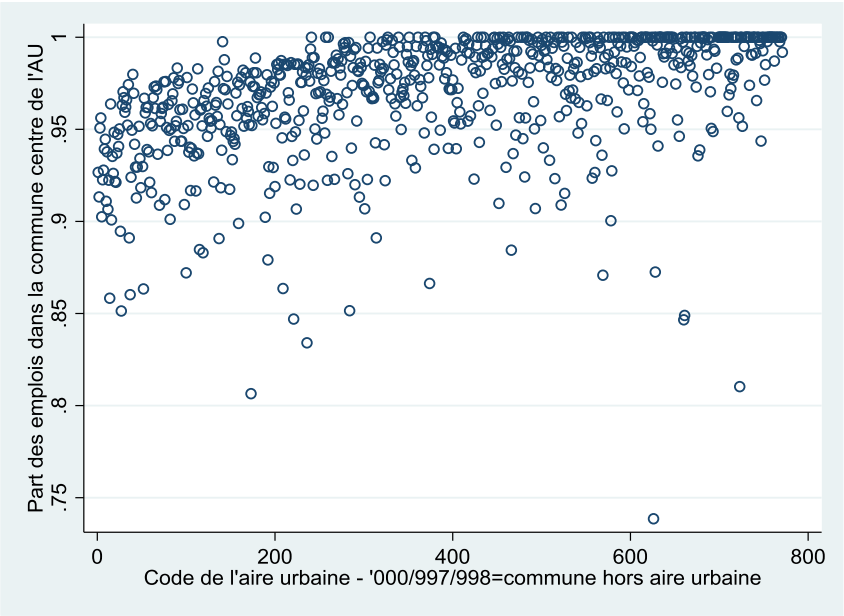
White M. (1986). Sex differences in urban commuting patterns. *American Economic Review*. 76: 368–372.

Wiedenhofer, D., Smetschka, B., Akenji, L., Jalas, M., et Haberl, H. (2018). Household time use, carbon footprints, and urban form: a review of the potential contributions of everyday living to the 1.5°C climate target. *Current Opinion in Environmental Sustainability*. 30: 7–17.

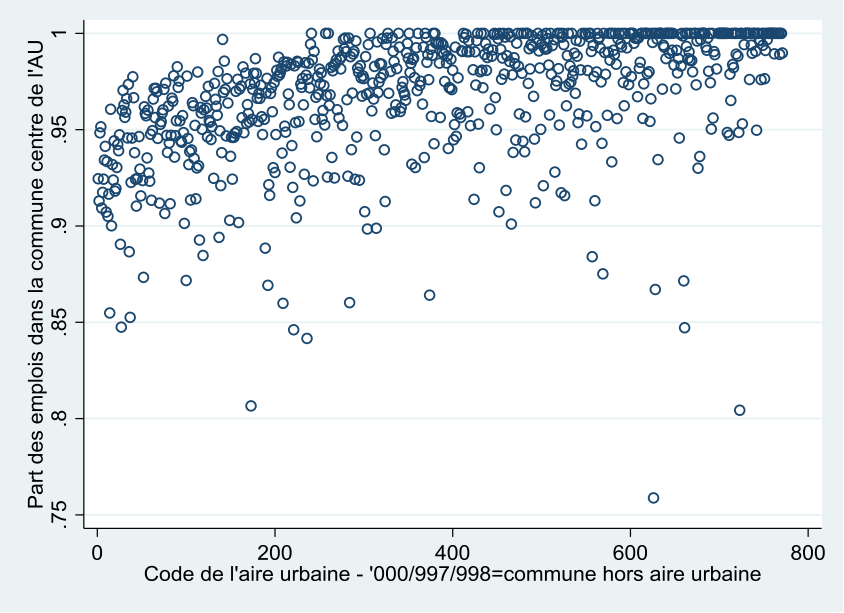
Wyly K.E. (1998). Containment and mismatch: gender differences in commuting in metropolitan labor markets. *Urban Geography*. 19(5): 395–430.

Annexe

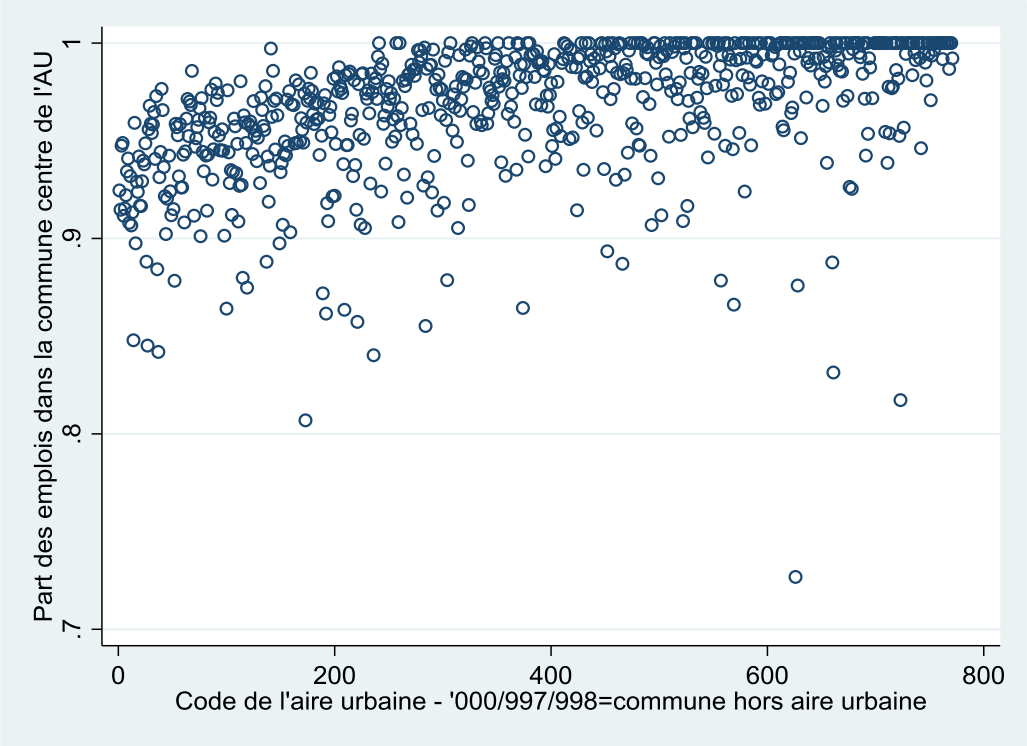
A. Statistiques descriptives de la part des emplois dans les communes centres des aires urbaines sur trois périodes.



Part des emplois de la commune-centre pour chaque aire urbaine en 1999.



Part des emplois dans la commune-centre pour chaque aire urbaine en 2007.



Part des emplois dans la commune-centre pour chaque aire urbaine en 2014.

B. Estimations des distances routières moyennes domicile-travail sur deux périodes (2007 et 2014): Nombre de communes variable entre 2007 et 2014.

Table 8: Impact des formes urbaines sur les distances moyennes domicile-travail: Estimations MCO, Référence : Nombre de communes variable entre 2007 et 2014 par aire urbaine.

Variable dépendante Log (distance moyenne domicile-travail)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Log (superficie)	-0.07	-0.06	-0.06	-0.10	-0.10
	(0.17)	(0.17)	(0.18)	(0.18)	(0.17)
Log (population)	-0.50***	-0.50***	-0.50***	-0.46***	-0.43**
	(0.17)	(0.17)	(0.17)	(0.17)	(0.17)
Log (âge moyen des actifs)	-0.61	-0.62	-0.62	-0.77*	-0.73*
	(0.45)	(0.45)	(0.45)	(0.45)	(0.45)
Log (part des femmes actives)	-0.25	-0.25	-0.25	-0.27	-0.25
	(0.28)	(0.28)	(0.28)	(0.28)	(0.28)
Log (nombre de communes)	-0.17	-0.17	-0.17	-0.16	-0.20
	(0.18)	(0.19)	(0.19)	(0.18)	(0.18)
Log (part des flux de transport collectif t-x)	0.01	0.01	0.02	0.01	0.01
	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
Log (PEC)		0.08			
		(0.18)			
Log (Indice HH)			0.11		
			(0.14)		
Log (ID - centres)				0.07**	
				(0.03)	
Log (ID - aires urbaines)					0.10**
					(0.05)
Année 2007	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence
Année 2014	0.14***	0.14***	0.14***	0.14***	0.14***
	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)
Effet fixe Aire urbaine	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
Observations	1 182	1 182	1 182	1 182	1 182
Adj. R^2	0.60	0.60	0.60	0.61	0.61

Notes : Estimations des Moindres Carrés Ordinaires ; les écart-types sont clusterisés au niveau des aires urbaines (602 clusters) et reportés entre parenthèses ; PEC : Part de l'emploi de la commune centre, Indice HH : concentration des emplois dans l'aire urbaine, ID-Centre : Indice de dissimilarité emplois-population dans la commune centre et ID-Aire urbaine : indice de dissimilarité emplois-population au sein de l'aire urbaine ; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. *Source :* recensements de la population de 1999, 2007 et 2014 INSEE ; Odomatrix 1990-2014, UMR1041 CESAER INRA.

C. Estimations des distances routières moyennes domicile-travail sur deux périodes (2007 et 2014): Nombre de communes variable entre 2007 et 2014.

Table 9: Impact des formes urbaines sur les distances moyennes domicile-travail : Estimations MCO, Référence : Nombre de communes variable entre 2007 et 2014.

Variable dépendante Log (distance moyenne domicile-travail)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Log (superficie)	-0.07	-0.07	-0.06	-0.10	-0.11
	(0.19)	(0.19)	(0.20)	(0.20)	(0.20)
Log (population)	-0.51***	-0.51***	-0.50***	-0.47***	-0.45**
	(0.17)	(0.17)	(0.17)	(0.18)	(0.18)
Log (âge moyen des actifs)	-0.63	-0.63	-0.64	-0.80	-0.76
	(0.55)	(0.55)	(0.55)	(0.55)	(0.54)
Log (part des femmes actives)	-0.36	-0.37	-0.37	-0.38	-0.35
	(0.28)	(0.28)	(0.28)	(0.27)	(0.27)
Log (nombre de communes)	-0.20	-0.20	-0.19	-0.19	-0.22
	(0.20)	(0.20)	(0.20)	(0.20)	(0.20)
Log (Part des flux de transport collectif)	0.06**	0.06**	0.06**	0.06**	0.06**
	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
Log (part des emplois du centre)		0.10			
		(0.19)			
Log (indice HH)			0.14		
			(0.15)		
Log (ID - centres)				0.07**	
				(0.03)	
Log (ID - aires urbaines)					0.10**
					(0.05)
Année 2007	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence
Année 2014	0.14***	0.14***	0.14***	0.15***	0.14***
	(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.02)	(0.02)
Effet fixe Aire urbaine	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
Observations	1 191	1 191	1 191	1 191	1 191
Adj. R^2	0.60	0.60	0.60	0.61	0.61

Notes : Estimations des Moindres Carrés Ordinaires ; les écart-types sont clusterisés au niveau des aires urbaines (594 clusters) et reportés entre parenthèses; PEC : Part de l'emploi de la commune centre, Indice HH : concentration des emplois dans l'aire urbaine, ID-Centre : Indice de dissimilarité emplois-population dans la commune centre et ID-Aire urbaine : indice de dissimilarité emplois-population au sein de l'aire urbaine ; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. *Source :* recensements de la population de 1999, 2007 et 2014 INSEE ; Odomatrix 1990-2014, UMR1041 CESAER INRA.

N°2025 - 05 • FÉVRIER 2025

WORKING PAPER

DERNIÈRES PARUTIONS

Certification, manipulation and competition: evidence from Energy Performance Certificates N°2025-04
Edouard CIVEL, Anna CRETI, Gabrielel FACK, Daniel HERRERA-ARAUJO

The Value of Nuclear Power Plants Flexibility: A Multistage Stochastic Dynamic Programming Approach N°2025-03
Ange BLANCHARD, Olivier MASSOL

Collaborative management partnerships strongly decreased deforestation in the most at-risk protected areas in Africa since 2000 N°2025-02
Sébastien DESBUREAUX, Ibrahim KABORE, Giulia VAGLIETTI, Antoine LEBLOIS

Mind the Market: A Novel Measure of Carbon Leakage Risk N°2025-01
Aliénor CAMERON

Demand response control structure in imperfectly competitive power markets: independent or integrated? N°2024-06
Julien ANCEL

Weather Effects in Energy Seasonal Adjustment: An Application to France Energy Consumption N°2024-05
Marie BRUGUET, Ronan Le SAOUT, Arthur THOMAS

Strategic investments: Electrolysis vs. storage for Europe's energy security in the hydrogen era N°2024-04
Ange BLANCHARD

Energy poverty has a justice dimension: comparing Bolivia, Côte d'Ivoire, and France N°2024-03
Anna CRETI, Alpha Ly, Maria-Eugénia SANIN

Directeurs de Publications

Marc Baudry, Philippe Delacote, Olivier Massol

Les opinions exprimées dans ces documents par les auteurs nommés sont uniquement la responsabilité de ces auteurs. Ils assument l'entière responsabilité de toute erreur ou omission.

La Chaire Économie du Climat est une initiative de l'Université Paris Dauphine, de la CDC, de Total et d'EDF, sous l'égide de la Fondation Institut Europlace de Finance