

# Mobilité pendulaire et formes urbaines: cas des aires urbaines françaises métropolitaines.

Romain Gaté\*, Carl Gagné†, Mohamed Hilal‡§

February 25, 2019

Version préliminaire (à ne pas diffuser)

## Abstract

Nous estimons les effets des formes urbaines sur les distances et les temps de déplacement (en heure de pointe) 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 et temps de trajet domicile-travail. Cependant, nos estimations suggèrent des effets relativement faibles. Les distances et les temps de trajet moyens 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 prouvent que les distances et temps de déplacement domicile-travail dépendent de nombreux paramètres autres que la répartition spatiale des emplois au sein des aires urbaines (densité, démographie, TC...).

*Keywords:* Formes urbaines; Déplacements domicile-travail; Localisation des emplois; Congestion urbaine.

*JEL Classification:* R12; R14; R41; R42

---

\*Université de Rennes1, CNRS, UMR6211 CREM, and INRA, UMR1302 SMART, 35000 Rennes (France).

†UMR1302 SMART, 35000 Rennes (France) et Université Laval, CREATE, Québec (Canada).

‡INRA, UMR1041 CESAER, 21019 Dijon (France).

§*Auteur correspondant:* Romain GATE, 7, place Hoche, 35065 Rennes Cedex (France).

Email: romain.gate@univ-rennes1.fr

# 1 Introduction

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. En outre, 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). Quel que soit leur lieu de résidence, 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 (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 ont contrebalancés les efforts technologiques déployés pour réduire les émissions de  $CO_2$  des véhicules privés (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 traiter ces problèmes. L’objectif principal de ce chapitre est de savoir si la répartition des emplois et de la population joue un rôle dans l’évolution des distances parcourues domicile-travail. Afin de donner 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 les aires urbaines décrites en section 2 de ce chapitre. Afin d’expliquer les distances moyennes parcourues domicile-travail, nous construisons plusieurs indicateurs de formes urbaines pour chaque aire urbaine 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.

Dans la section 3, nous effectuons 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. Nos statistiques descriptives montrent une faible variation de nos indicateurs 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). Nos estimations nous donnent une élasticité de la distance moyenne domicile-travail par rapport à la concentration des emplois dans les communes centres de 0,22 et 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). Ensuite, 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 dans

le cas d’une distribution identique des emplois et de la population. 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. 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 aurait le plus d’impact dans la réduction des distances parcourues contrairement à un rapprochement de la population vers les centres d’emplois. 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). Cependant, 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 dans la littérature (Blaudin de Thé *et al.*, 2018; Schwanen *et al.*, 2004a; Duranton et Turner, 2017).

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; Wiedenhöfer *et al.*, 2018). À titre d’exemple, à Paris, les navetteurs ont perdu en moyenne 55 heures dans les embouteillages en 2013 (CEBR, 2014). La congestion du réseau routier due à une forte demande se traduit par un temps de trajet moyen vers un lieu d’emploi plus long en heure de pointe qu’en heure creuse. De plus, les temps de trajet moyens (aller simple ou aller-retour) lors des déplacements pendulaires augmentent avec la distance à la commune centre du pôle urbain et peuvent également avoir une forme non monotone dans le cas d’aires urbaines possédant de multiples centres d’emploi attractifs (Kahn, 2010). 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). L’accent doit donc être mis sur la réduction de la congestion urbaine par une meilleure répartition de la demande sur l’ensemble du réseau et une amélioration de l’accessibilité aux lieux d’emplois. En outre, l’aménagement de l’espace urbain dépend de la structuration du réseau de transport décidé par les métropoles. Ce faisant, il expliquerait les caractéristiques liées à la mobilité au sein des aires urbaines. Par conséquent, nous réalisons plusieurs analyses dans la section 4 où nous estimons les temps de trajet aux heures de pointe aux lieux d’emploi en 2014 afin de tester la viabilité de nos quatre indicateurs de formes urbaines.

L’objectif de cette section est de (i) déterminer si la localisation relative des emplois influence significativement les temps de déplacement et (ii) d’identifier les indicateurs les plus pertinents permettant d’expliquer les temps de trajet moyens en heure de pointe. Dans un premier temps, nous estimons les temps de trajet moyens domicile-travail en heure de pointe et 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) et les variables utilisés en section 3 caractérisant les aires urbaines dans lesquelles les communes sont situées. Nous caractérisons également les communes en fonction de la classe

d'aire urbaine à laquelle elles appartiennent et leur statut de commune centre. Il en ressort que l'élasticité entre les temps de trajets en heure de pointe ou les distances domicile-travail avec la part des emplois dans une commune centre et l'indice de concentration des emplois dans une aire urbaine est respectivement de 0,07 et 0,05. Cela implique que les distances domicile-travail augmentent mécaniquement les temps de trajet moyens en heure de pointe à vitesse inchangée. En ce qui concerne les temps de trajet moyens en heure de pointe au pôle urbain le plus près, le fait de concentrer les emplois dans les pôles est associé à une légère augmentation du temps de trajet. Cependant, le fait d'augmenter la dissimilarité entre lieux d'emplois et lieux de résidence est associé à une diminution des temps de trajet moyens vers les pôles car tous les motifs de déplacement sont considérés (domicile-travail, loisirs, shopping...).

Dans un second temps, nous estimons les variables dépendantes utilisées précédemment avec pour objectif de montrer qu'une décentralisation des emplois a un impact non négligeable. Ainsi, nous construisons deux mesures de distribution spatiale des emplois au niveau communal: (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 nous donnent des élasticités négatives entre les distances, temps de trajet domicile-travail et au pôle urbain en heure de pointe et nos indicateurs de concentration des emplois. Enfin, nous terminons l'analyse transversale en 2014 par une analyse contrefactuelle simple afin de prédire l'évolution des temps de trajet en heure de pointe et des distances domicile-travail si la répartition est identique entre les emplois et la population au sein des communes des différentes aires urbaines françaises en 2014. En moyenne, nous montrons que les temps de trajet et les distances domicile-travail peuvent être réduits de 10%.

Le chapitre est organisé de la manière suivante. 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'emploi, du temps de trajet en heure de pointe aux lieux d'emploi 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 section 3 présente les résultats des estimations des distances domicile-travail sur trois périodes. La section 4 donne les résultats de nos analyses concernant notamment les estimations des temps de trajet en heure de pointe 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 (pondérée par l'ensemble des flux de transport) parcourue par chaque navetteur pour se rendre à un lieu d'emploi au sein de chaque aire urbaine. 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) réalisé par l’Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques (INSEE) tous les dix ans de manière exhaustive avant 2004. Depuis 2004, des enquêtes annuelles sont menées tous les ans, ce qui permet d’obtenir 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 et pour celles 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<sup>1</sup>. Nous utilisons uniquement les données des communes métropolitaines situées dans chaque aire urbaine et nous excluons les communes multipolarisées<sup>2</sup> et celles situées hors aires urbaines<sup>3</sup>. 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 Annexe A).

**Mesure des déplacements** Les données issues des RP de 1999, 2007 et 2014 nous donnent les lieux de résidence et les 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) incluant 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. Une vitesse de circulation est appliquée à chaque tronçon en fonction du type de route (autoroute, route nationale, départementale, locale) et de la géographie des lieux traversés (ex: nomenclature des aires urbaines de 2010 fourni par l’INSEE), ce qui permet de

---

<sup>1</sup>L’INSEE sonde également tous les logements neufs occupés.

<sup>2</sup>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 27/09/2018)

<sup>3</sup>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.

calculer un temps de trajet par arc du réseau<sup>4</sup>. Avec cet outil, nous disposons des superficies des aires urbaines pour chaque année. Nous avons calculé pour chaque commune d’une aire urbaine la distance routière parcourue vers la commune centre du pôle urbain, le temps de trajet en heure creuse pour se rendre à la commune centre du pôle urbain, la distance routière à la commune centre du pôle urbain le plus près d’une commune de résidence, le temps de trajet à la commune centre du pôle urbain le plus près en heure creuse et en heure de pointe, le nombre de flux de voitures particulières et de transports collectifs par commune, la distance routière et le temps de trajet en heure creuse aux lieux d’emploi (pondérée par tous les flux selon le mode de transport). En outre, nous disposons du temps de trajet aux lieux d’emploi en heure de pointe mais uniquement pour l’année 2014. 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<sup>5</sup>.

**Variables dépendantes** Le tableau 1 présente les statistiques descriptives des variables dépendantes issues du RP de 1999, 2007 et 2014, variables construites avec Odomatrix: (i) la distance moyenne domicile-travail, (ii) le temps de trajet moyen domicile-travail en heure de pointe, (iii) la distance moyenne au pôle urbain et (iv) le temps de trajet moyen du lieu de résidence au pôle urbain le plus près. 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)<sup>6</sup>. 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<sup>7</sup>.

Pour chaque année, nous avons restreint notre champ d’études aux aires urbaines comptant au moins deux communes en leur sein afin d’observer des déplacements vers une commune centre. En outre, nous nous restreignons aux aires urbaines dans lesquelles les distances moyennes parcourues domicile-travail sont inférieures ou égales à 50 kilomètres<sup>8</sup>. 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 47872278, 50444759 et 52514970

<sup>4</sup>Un arc comprend plusieurs tronçons routiers.

<sup>5</sup>Les distances et les temps de trajet domicile-travail/commune centre correspondent à une distance et un temps de trajet moyen pour un aller-retour.

<sup>6</sup>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).

<sup>7</sup>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).

<sup>8</sup>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.

habitants, ce qui représente 79,5%, 79,3% et 79,7% de la population française. 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. Nous pouvons déduire du tableau 1 que les distances domicile-travail ont augmenté en moyenne entre 1999 et 2014 avec une légère baisse entre 2007 et 2014 pour les autres aires urbaines. Notons toutefois que la variabilité des distances moyennes parcourues est faible au sein des autres aires urbaines. À titre d'exemple, les écart-types oscillent entre 4,2 et 4,5 kilomètres alors que pour les grandes aires urbaines, les écart-types se situent entre 2,2 et 4,3 kilomètres. Nous disposons du temps de trajet moyen domicile-travail (pondéré par les flux de transport) uniquement pour l'année 2014, ce qui ne nous permet pas de faire des comparaisons avec les autres années. Concernant les distances moyennes parcourues et les temps de trajet moyens au pôle urbain le plus près de chaque commune de résidence, elles restent stables de 1999 à 2014. Aussi, les temps de trajet moyens au pôle urbain sont très stables au sein des petites et moyennes aires urbaines sur ces trois périodes (écart-types entre 21,9 et 22,7 minutes).

Table 1: Statistiques descriptives des variables dépendantes : distances aux emplois, temps de trajet moyens domicile-travail et domicile-pôle urbain en fonction des classes d'aires urbaines en 1999, 2007 et 2014.

	Distance domicile-travail (km)		Temps de trajet domicile-travail (minutes)		Distance au pôle urbain (km)		Temps de trajet vers le pôle urbain (minutes)	
Classes d'aires urbaines	Moyenne	Ecart- type	Moyenne	Ecart- type	Moyenne	Ecart- type	Moyenne	Ecart- type
<b>1999</b> (N=597)								
Aire urbaine de Paris (n=1)	13.7				19.8		43.8	
Aire métropolitaine (n=11)	15.1	1.6			13.4	2.3	28.6	5.5
Grandes aires urbaines (n=47)	15.5	3.9			8.9	3.0	18.3	5.7
Autres aires urbaines (n=538)	14.2	3.4			2.6	2.1	32.6	22.1
<b>2007</b> (N=594)								
Aire urbaine de Paris (n=1)	13.7				20.1		44.1	
Aire métropolitaine (n=14)	16.9	2.0			13.2	2.7	27.8	5.9
Grandes aires urbaines (n=51)	16.8	4.3			9.0	3.0	17.8	5.8
Autres aires urbaines (n=528)	15.9	4.5			2.7	2.1	33.1	21.9
<b>2014</b> (N=602)								
Aire urbaine de Paris (n=1)	14.3		26.7		20.3		44.4	
Aire métropolitaine (n=15)	17.5	1.9	24.6	2.2	13.5	2.7	28.2	5.8
Grandes aires urbaines (n=49)	17.7	2.2	22.0	2.7	9.5	3.0	18.7	5.8
Autres aires urbaines (n=537)	17.5	4.2	18.0	4.0	2.9	2.3	33.8	22.5

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 pour un temps de trajet moyen de 24,6 minutes. La distance moyenne au pôle urbain est de 13,5 km pour un temps de trajet moyen de

28,2 minutes. *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 incluant 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:

$$PEC_{it} = \frac{EmploiCentre_{it}}{EmploiTotal_{it}} \quad (1)$$

où  $i = 1, \dots, N$  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-Hirschmann qui est une mesure de la concentration des entreprises au sein d'un marché. La mesure est la suivante:

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

où  $i = 1, \dots, N$  correspond aux aires urbaines à la période  $t$  (1999, 2007 ou 2014).  $k = 1, \dots, n$  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 s'intéresse à la distribution au sein de la commune centre de chaque aire urbaine et est exprimé de la façon suivante:

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

où  $PopulationCentre_{kit}$  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  $Emploi_{kit}/Emploi_{it}$



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 sont ont une distribution égale et inversement<sup>9</sup>. Le second indice est plus précis et s’attache à mesurer la répartition des emplois et de la population au sein de chaque aire urbaine cette fois-ci. L’indice est le suivant:

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

où  $k = 1, \dots, n$  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 au sein de l’aire urbaine et inversement<sup>10</sup>. Le tableau 2 donne les valeurs moyennes et les écarts-types de ces indices pour chaque classe d’aire urbaine à chaque période. En ce qui concerne la proportion des emplois localisées 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 petites et moyennes 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 éléments 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 création majeurs 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).

---

<sup>9</sup>Un indice égal à 0,5 stipule 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.

<sup>10</sup>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 lieux de résidence de la population.

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
<b>1999 (N=597)</b>								
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
<b>2007 (N=594)</b>								
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
<b>2014 (N=602)</b>								
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

Champ: 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 40% dans les aires métropolitaines avec un écart-type de 10% en 1999. L’indice de concentration des emplois a une moyenne de 0,2 pour un écart-type de 0,1. L’indice de répartition de la population et des emplois dans la commune centre a une moyenne de 0,1 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 0,2 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, les distances et les temps de trajet 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. 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 notamment au groupe des aires métropolitaines dont elle devrait faire partie. Les 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)<sup>11</sup>.

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 parce que 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 mais uniquement de 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 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 petites et moyennes 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 qui est dû à (i) des fusions de communes entre deux RP entraînant une baisse du nombre de communes (observé entre 1999 et 2007) et à (ii) des évictions de communes ne comptabilisant plus aucun actif ni d'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 de communes moyenne par aire urbaine est élevée. À titre d'exemple, les aires métropolitaines sont composées de 205 communes en moyenne en 2014 avec un écart-type de 131. La population totale à Paris aug-

---

<sup>11</sup>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).

mente entre de 1999 à 2014 contrairement aux autres aires urbaines. La population moyenne au sein de chaque classe d'aires urbaines oscille entre baisse et augmentation entre 1999 et 2014 avec 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 Table 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.

Classes d'aires urbaines	Superficie ( $km^2$ )		Population totale (milliers)		Nombre de communes		Age moyen des actifs (ans)		Femmes actives (%)		Proportion des flux de transport collectif (%)	
	Moyenne	Ecart- type	Moyenne	Ecart- type	Moyenne	Ecart- type	Moyenne	Ecart- type	Moyenne	Ecart- type	Moyenne	Ecart- type
<b>1999</b> (N=597)												
Aire urbaine de Paris (n=1)	17174		11 356		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
<b>2007</b> (N=594)												
Aire urbaine de Paris (n=1)	17174		12 067		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
<b>2014</b> (N=602)												
Aire urbaine de Paris (n=1)	17050		12 476		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. recensements de la population de 1999, 2007 et 2014,

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

Notre objectif est d'estimer la relation entre nos mesures de formes urbaines et les distances moyennes parcourues 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:

$$\log y_{it} = \beta_0 + \beta \log X_{it} + \gamma Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

où  $y_{it}$  est la distance moyenne parcourue domicile-travail par chaque navetteur au sein de l'aire urbaine  $i$  pendant 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.  $X_{it}$  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  $t$ .  $\lambda_t$  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,  $\mu_i$  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  $\beta$  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, ces coefficients doivent être interprétés de la manière suivante. Prenons la part des emplois dans la commune centre de l'aire urbaine mesurée en pourcentage. Une augmentation de 1% de la part des emplois augmente les distances moyennes domicile-travail parcourues de  $\beta_1\%$ , la variation étant attendue positive toutes choses étant égales par ailleurs puisque les emplois se délocalisent plus rapidement que les populations.  $\beta_1$  représente une élasticité ainsi que les autres coefficients pour les autres 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 parcourues. 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 parcourues. Sur trois périodes, la relation entre les deux indices de dissimilarité et la distance moyenne domicile-travail. 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% 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 étant donné que les emplois sont en majorité concentrés dans les communes centres des aires urbaines tout en contrôlant par l'évolution à la hausse des distances depuis 1999 (voir annexe 6.2). L'aménagement urbain notamment dans l'organisation spatiale des lieux d'emplois a un rôle non négligeable vis-à-vis des distances domicile-travail. Comme il était attendu, l'augmentation de la population dans une aire urbaine est liée 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 associée à une faible augmentation de 0,4% des distances moyennes domicile-travail.

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. L'effet d'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 ont un coefficient de  $-0,31\%$  en colonne (1), un effet particulièrement élevé mais trois fois plus faible 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 car 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 les contraignant à se localiser loin de leur lieu d'emploi (Huber, 2014).

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

Variable dépendante	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Log (distance moyenne domicile-travail)					
Log (superficie)	0.02 (0.26)	0.02 (0.27)	0.04 (0.27)	-0.004 (0.26)	0.01 (0.27)
Log (population)	-0.32*** (0.08)	-0.31*** (0.08)	-0.30*** (0.08)	-0.29*** (0.08)	-0.29*** (0.08)
Log (âge moyen des actifs)	-0.91** (0.36)	-0.95*** (0.36)	-0.97*** (0.36)	-0.95*** (0.36)	-0.90** (0.36)
Log (part des femmes actives)	-0.21 (0.18)	-0.23 (0.18)	-0.24 (0.18)	-0.23 (0.18)	-0.21 (0.18)
Log (nombre de communes)	-0.27 (0.30)	-0.26 (0.30)	-0.26 (0.30)	-0.27 (0.30)	-0.31 (0.30)
Log (part des flux de transport collectif)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (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*** (0.01)	0.12*** (0.01)	0.12*** (0.01)	0.11*** (0.01)	0.11*** (0.01)
Année 2014	0.26*** (0.02)	0.27*** (0.02)	0.27*** (0.02)	0.26*** (0.02)	0.25*** (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 (594 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 routières moyennes domicile-travail (pondérées par tous les flux de transport), Référence: Communes et superficie de 1999 par aire urbaine.

Variable dépendante	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Log (distance moyenne domicile-travail)					
Log (population)	-0.29*** (0.08)	-0.28*** (0.08)	-0.26*** (0.08)	-0.26*** (0.08)	-0.25*** (0.08)
Log (âge moyen des actifs)	-0.31*** (0.10)	-0.30*** (0.10)	-0.29*** (0.10)	-0.32*** (0.10)	-0.34*** (0.10)
Log (part des femmes actives)	-0.25 (0.18)	-0.27 (0.18)	-0.28 (0.18)	-0.27 (0.18)	-0.25 (0.18)
Log (part des flux de transport collectif)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (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*** (0.01)	0.12*** (0.01)	0.12*** (0.01)	0.11*** (0.01)	0.11*** (0.01)
Année 2014	0.24*** (0.02)	0.24*** (0.02)	0.25*** (0.02)	0.24*** (0.02)	0.23*** (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

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	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Log (distance moyenne domicile-travail)					
Log (population)	-0.50*** (0.17)	-0.50*** (0.17)	-0.50*** (0.17)	-0.46*** (0.17)	-0.44** (0.18)
Log (âge moyen des actifs)	-0.60 (0.08)	-0.61 (0.08)	-0.62 (0.08)	-0.76 (0.08)	-0.71 (0.09)
Log (part des femmes actives)	-0.24 (0.29)	-0.25 (0.29)	-0.25 (0.28)	-0.26 (0.28)	-0.24 (0.28)
Log (part des flux de transport public $t-x$ )	0.02 (0.03)	0.02 (0.03)	0.02 (0.03)	0.01 (0.02)	0.01 (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*** (0.03)	0.14*** (0.03)	0.14*** (0.03)	0.15*** (0.03)	0.14*** (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 (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.

transport collectif dans les flux totaux pour les années 2007 et 2014<sup>12</sup>. Dans cette 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

<sup>12</sup>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  $t = 2007$

*et al.*, 2001). La part des transports collectifs dans les flux totaux de 2007 est utilisé en contrôle pour expliquer les distances parcourues domicile-travail en 2014. En effet, on sait 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).

Les tableaux 6 et 13 reportent les résultats de cette analyse avec le nombre de communes constante et variable, tout en incluant la part décalée des flux de transport collectif pour 2007 et 2014 (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. 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 mais ce n'est pas le cas avec les variables décalées du transport collectif. Cela démontre que les infrastructures liées aux transports collectifs n'ont pas subi de changements majeurs entre 1999 et 2014. Puis nous nous intéressons au cas où l'on laisse 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 en tableau 8 (Annexe D).

Les colonnes (4) et (5) des tableaux 6, 13 et 14 sont révélatrices de l'importance de nos indices de dissimilarité emplois-population pour lesquels on attendait un effet positif et significatif (voir annexes C et D). 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 augmenterait 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 est constant. 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 confirmer le rôle de la densité de population communément admise dans la littérature (Duranton et Turner, 2017; Baudin de Thé *et al.*, 2018). Ils 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 parcourues 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:

$$\log D_{it} = \beta_0 + \beta_1 \log \text{IndiceHH}_{it} + \gamma \log Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it}. \quad (6)$$

Les distances prédites sont donc écrites sous la forme suivante:

$$\widehat{D}_{it} = \epsilon^{\widehat{\beta}_0} \text{IndiceHH}_{it}^{\widehat{\beta}_1} Z_{it}^{\widehat{\gamma}} \quad (7)$$

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:

$$\widehat{D}_{it}(\text{IndiceHH}_{\text{population}}) = \epsilon^{\widehat{\beta}_0} (\text{IndiceHH}_{\text{population}})^{\widehat{\beta}_1} Z_{it}^{\widehat{\gamma}}. \quad (8)$$

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

$$\Delta D = \frac{\widehat{\text{Distances}}_{it}(\text{IndiceHH}_{\text{population}}) - \widehat{\text{Distances}}_{it}}{\widehat{\text{Distances}}_{it}} \quad (9)$$

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. 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 B). La population active se localise autour de ces pôles. Par conséquent, utiliser l'indice de concentration de 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 signifiant

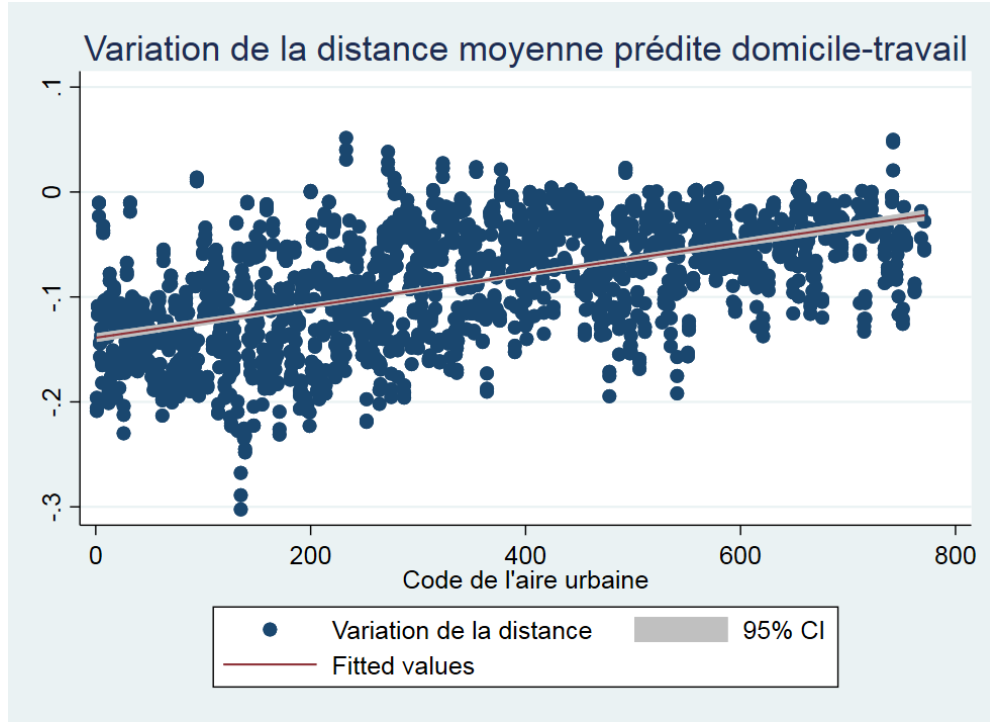


Figure 1: Variation des distances moyennes parcourues domicile-travail prédites par aires urbaines sur trois périodes (1999, 2007 et 2014).

une répartition égalitaire entre le nombre d'emplois et la population de l'aire urbaine. Nous avons reprenons la même méthode utilisée précédemment et avons l'estimation suivante:

$$\widehat{D}_{it}(ID - Aireurbaine \approx 0) = \epsilon^{\beta_0}(ID - Aireurbaine \approx 0)^{\widehat{\beta}_1} \widehat{Z}_{it}^{\widehat{\gamma}}. \quad (10)$$

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

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

Nous étudions la variation entre une situation où l'ensemble des aires urbaines présente un indice de dissimilarité fixé à 0,0005924 proche de 0. Cette valeur correspond à l'indice le plus faible observé dans notre échantillon. 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 égalitaire des emplois et de la population est bénéfique dans la réduction des distances moyennes parcourues 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 premières aires urbaines correspondant aux aires métropolitaines incluant Paris. En conclusion, nous pouvons reconnaître que l'organisation spatiale des emplois et de

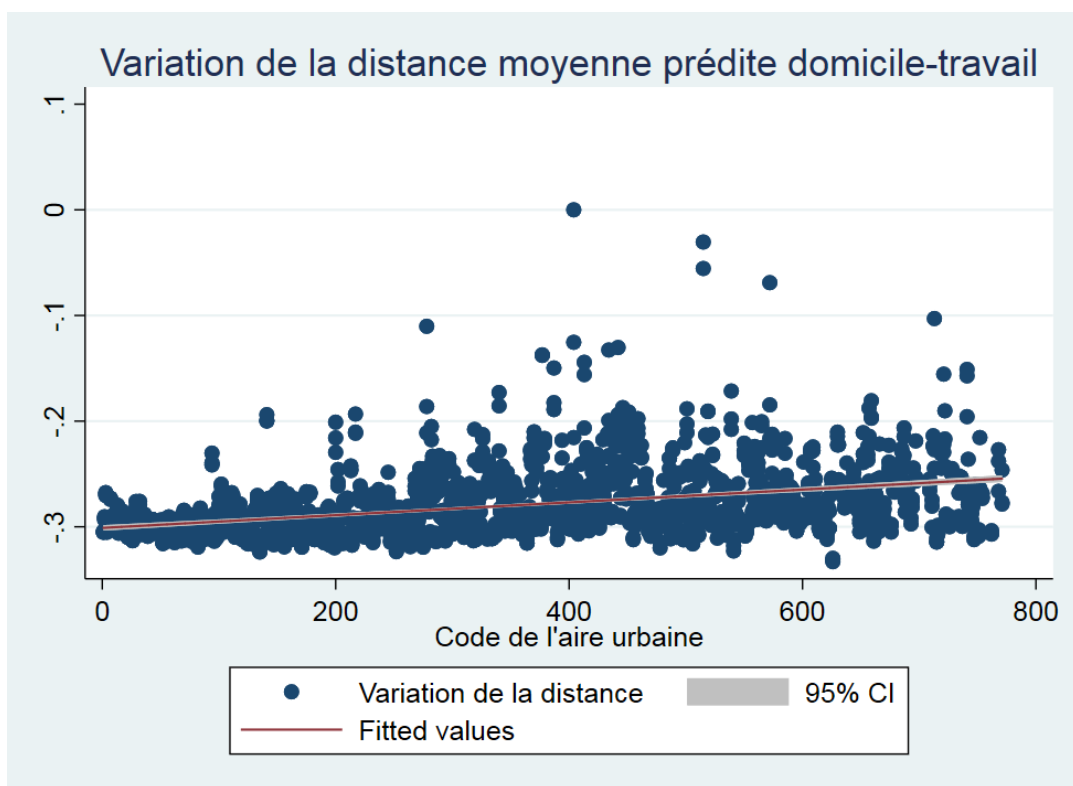


Figure 2: Variation des distances moyennes parcourues domicile-travail prédites par aires urbaines sur trois périodes (1999, 2007 et 2014).

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 justifient la mise en place de politiques de décentralisation des emplois au sein des aires urbaines françaises.

## 4 Temps de trajet à l’heure de pointe et formes urbaines en 2014

Dans cette section, nous nous intéressons à trois variables clés : le temps de trajet moyen domicile-travail en heure de pointe, la distance moyenne parcourue domicile-travail, ainsi que le temps de trajet en heure de pointe vers la commune centre du pôle urbain le plus près de la commune de résidence. Nous commençons par une analyse prenant en compte les aires urbaines françaises métropolitaines de plus de deux communes en 2014. Puis nous nous focalisons sur l’explication de ces trois variables en considérant les communes françaises appartenant aux aires urbaines de la première analyse. L’analyse au niveau des aires urbaines n’apporte pas d’informations exploitables et pertinentes, c’est pourquoi nous nous concentrons surtout sur l’impact des formes urbaines sur nos trois variables d’intérêt par commune de résidence.

### 4.1 Influence de l’aire urbaine

Les trois premières analyses se focalisent sur l’influence de la distribution spatiale des emplois et des ménages afin d’expliquer les distances et temps de trajet domicile-travail lors des heures de pointe ainsi que le temps de trajet moyen du lieu de résidence des ménages au pôle urbain le plus près en heure de pointe. Chaque 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). Le modèle utilisé pour évaluer les effets des indicateurs de formes urbaines pour les trois régressions se présente sous une spécification log-log :

$$\log y_{ik} = \beta_0 + \beta_1 \log X_{ik} + \gamma Z_{ik} + \lambda Z'_{ik} + \mu_I + \epsilon_{ik} \quad (12)$$

où  $y_{ik}$  est soit le temps de trajet moyen (en minutes) domicile-travail en heure de pointe, soit la distance moyenne parcourue domicile-travail, soit le temps de trajet moyen domicile-pôle urbain le plus près de la commune de résidence  $k$  au sein de chaque aire urbaine  $i$ .  $X_{ik}$  représente le vecteur de nos indicateurs caractérisant la forme urbaine de l’aire  $i$  utilisés précédemment. Le vecteur des variables de contrôle  $Z_{ik}$  concerne l’échelle communal (part de femmes actives, part des flux de transport collectif, âge moyen des actifs et distance au pôle urbain de mon aire urbaine). Le vecteur des autres variables de contrôle  $Z'_{ik}$  concerne l’échelle de l’aire urbaine (superficie totale de l’aire urbaine, population, nombre de communes, âge moyen des actifs et part des flux de transport collectif). Enfin,  $I$  est le vecteur des variables discrètes de classes d’aire urbaine (aire urbaine de Paris, aires urbaines métropolitaines, grandes aires urbaines et petites et moyennes aires urbaines). Les petites et moyennes aires urbaines sont prises comme référence dans nos trois analyses subséquentes et  $\epsilon_{ik}$  sont les termes d’erreur.

**Le temps de trajet moyen domicile-travail en heure de pointe.** Dans la première analyse, nous nous intéressons à l’impact des formes urbaines sur le temps de trajet moyen domicile-travail en heure de pointe observé par commune de résidence: Il est important

de retenir que ce temps de trajet est obtenu en prenant en compte les caractéristiques du réseau de transport de chaque commune et donc de chaque aire urbaine: longueur des routes, tronçons et arcs. Le lieu de résidence et le lieu d'emploi sont connus d'après le recensement de la population de 2014.  $X_{ik}$  est le vecteur de nos quatre formes urbaines: part des emplois dans la commune centre de l'aire urbaine, concentration des emplois mesuré par l'indice Herfindahl-Hirschman au sein de l'aire urbaine, indices de dissimilarité emplois-population au sein de la commune centre et de l'ensemble de chaque aire urbaine.  $Z_{ik}$  est le vecteur de quatre variables de contrôle observées au niveau de chaque commune de résidence. Nous utilisons la part des femmes actives ayant un emploi et résidant dans la commune  $k$  de l'aire urbaine  $i$ , la part des flux de transport collectif que nous considérons comme un substitut dans chaque commune  $k$  qui dépend de l'offre disponible en 2014, l'âge moyen des actifs habitant dans chaque commune  $k$ , la distance kilométrique à la commune centre de l'aire urbaine qui peut héberger la majorité des emplois de l'aire urbaine  $i$  et une variable discrète caractérisant la commune centre en tant que lieu de résidence.

Les coefficients  $\gamma$  mesurent l'impact des formes urbaines sur les temps de trajet moyen domicile-travail par commune toutes choses égales par ailleurs, notamment l'appartenance à une classe d'aire urbaine spécifique. Nos résultats sont reportés dans la table 8. En ce qui concerne nos variables explicatives, les résultats obtenus sont cohérents. Le fait d'avoir des lieux de travail concentrés au sein de l'aire urbaine implique des temps de trajet plus longs car les actifs vont se diriger vers le ou les principaux lieux d'emplois créant plus de congestion sur le réseau de transport. Augmenter de 10% la concentration des emplois au sein d'une aire urbaine est associé à un temps de trajet moyen en heure de pointe 0,5% plus longs (colonne 3). L'influence de la part de l'emploi dans la commune centre d'une aire urbaine mène au même résultat. En effet, une augmentation de 10% de la part des emplois situés dans le centre de l'aire urbaine donne un coefficient positif de 0,7% du temps de trajet moyen en heure de pointe par commune (colonne 2). Avoir un nombre plus important d'emplois par rapport à la population dans cette commune centre amènerait à des temps de trajet moyens domicile-travail en heure de pointe plus long également. L'impact est néanmoins plus faible car une dissimilarité plus importante de 10% ne donne qu'une élévation du temps de trajet avec une élasticité faible de 0,2% (colonne 4).

L'augmentation de la concentration des emplois au sein d'une aire urbaine implique bien des temps de trajet en heure de pointe plus importants. L'effet est positif mais plus faible concernant une augmentation de la proportion d'emplois par rapport à la population dans la commune centre d'une aire urbaine. La ségrégation des emplois et des populations au niveau de l'aire urbaine ne révèle pas d'effets permettant de diminuer ou d'augmenter de manière significative le temps de trajet moyen domicile-travail en heure de pointe des habitants de chaque commune. L'absence d'impact peut être expliquée par deux effets contraires. Un problème de non appariement est possible entre le lieu de résidence et le lieu d'emploi de nombreux résidents (c.-à-d. résider près de son emploi) au sein d'une aire urbaine en 2014 qui augmenterait leur temps de trajet moyen (Aguiléra, 2005). Cet effet peut être également contrebalancé par une ségrégation plus forte entre les bassins d'emploi et de vie qui aurait pour conséquence de rapprocher les lieux d'emplois des actifs qui en étaient très éloignés initialement. Les coefficients  $\lambda$  mesurent les effets des variables de contrôle. On



Table 7: Impact des formes urbaines sur le temps de trajet moyen domicile-travail en heure de pointe (pondéré par tous les flux de transport): Estimations MCO.

Variable dépendante	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Log (Temps de trajet domicile-travail)					
<b>Variables de contrôle communales</b>					
Log (part des femmes actives)	-0.08*** (0.04)	-0.09*** (0.04)	-0.09*** (0.04)	-0.08*** (0.04)	-0.08*** (0.04)
Log (âge moyen des actifs)	0.62*** (0.06)	0.61*** (0.06)	0.60*** (0.06)	0.62*** (0.06)	0.63*** (0.06)
Log (part des flux de transports collectifs)	0.03** (0.004)	0.03*** (0.004)	0.03*** (0.004)	0.03** (0.004)	0.03** (0.004)
Log (distance kilométrique au centre)	0.18*** (0.01)	0.18*** (0.005)	0.18*** (0.005)	0.18*** (0.005)	0.18*** (0.005)
Commune Centre	0.80*** (0.04)	0.80*** (0.04)	0.80*** (0.04)	0.81*** (0.04)	0.80*** (0.04)
<b>Variables de contrôle aire urbaine</b>					
Log (superficie)	0.01* (0.01)	-0.004 (0.01)	-0.003 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01* (0.01)
Log (population)	0.05*** (0.01)	0.07*** (0.01)	0.07*** (0.01)	0.06*** (0.01)	0.05*** (0.01)
Log (nombre de communes)	-0.06*** (0.01)	-0.06*** (0.01)	-0.06*** (0.01)	-0.07*** (0.01)	-0.06*** (0.01)
Log (âge moyen des actifs)	-0.27 (0.26)	-0.27 (0.26)	-0.26 (0.26)	-0.18 (0.26)	-0.29 (0.26)
Log (part des flux de transports collectifs)	0.02** (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.02*** (0.01)	0.02* (0.01)
Autres aires urbaines	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence
Grandes aires urbaines	0.03*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)
Aires urbaines métropolitaines	0.03** (0.02)	0.04** (0.02)	0.04** (0.02)	0.03** (0.02)	0.03* (0.02)
Aire urbaine de Paris	-0.06** (0.03)	-0.07** (0.03)	-0.06** (0.03)	-0.07** (0.03)	-0.06** (0.03)
Log (PEC)		0.07*** (0.01)			
Log (Indice HH)			0.05*** (0.007)		
Log (ID - centre)				0.02*** (0.005)	
Log (ID - aires urbaines)					-0.02 (0.01)
Observations	11 830	11 830	11 830	11 830	11 830
Adj. $R^2$	0.43	0.43	0.43	0.43	0.43

Notes : les écart-types sont clusterisés au niveau des communes (11 830 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.

retrouve l'impact positif des flux de transport collectif au niveau communal car cela implique un trajet plus long dépendant du réseau et de la qualité du service. Si les flux de transport collectif augmente de 10% par commune, le coefficient est de 0,3% pour toutes les spécifications (colonnes 1 à 5). Quand on contrôle par la même variable au niveau de l'aire urbaine, on retrouve le même effet positif attendu; une augmentation des flux de 10% est liée à un temps de trajet domicile-travail plus long de 0,2%. Mais quand on introduit la variable discrète indiquant si l'on se situe dans une commune centre d'une aire urbaine ou non, l'effet n'est plus significatif dans le cas des spécifications (2) et (3) avec les indicateurs

de concentration des lieux d'emplois au sein de la commune centre et de l'aire urbaine. Au niveau communal, les transports collectifs sont des substituts des autres modes de transport et induisent une augmentation du temps de trajet domicile-travail alors qu'au niveau agrégé, les modes sont complémentaires. Une augmentation des flux de transport collectif n'induit pas d'augmentation des temps de trajet domicile-travail. Le fait de concentrer les emplois dans la commune centre de l'aire urbaine révèle une meilleure accessibilité aux pôles urbains par un meilleur réseau de transport (CGDD, 2010). Toutes choses égales par ailleurs, nous montrons que plus un actif réside loin de la commune centre de l'aire urbaine, plus le temps de trajet domicile-travail est long. En effet, pour l'ensemble des spécifications, une augmentation de 10% de la distance kilométrique au centre est associé à un allongement du temps de trajet moyen domicile-travail de 1,8%.

Les caractéristiques socio-économiques ont également un rôle non négligeable. Dans la table 8, nous pouvons remarquer que plus les actifs sont âgés, plus ils résident loin de leur lieu d'emploi. Une augmentation de l'âge moyen des actifs au niveau communal de 1% est associé à une augmentation du temps de trajet moyen de 0,60% (colonne 2) à 0,63% (colonne 4). Le statut marital et la composition d'un ménage évolue avec le temps avec le besoin de choisir un logement plus grand quand la famille s'agrandit. Le patrimoine s'accumule progressivement avec le temps. Les moyens financiers sont plus importants et permettent d'acheter ou de louer un bien de grande taille et plus éloigné du centre de l'aire urbaine même si les coûts de transport s'accroissent (Gautier *et al.*, 2010). En outre, les femmes actives se localisent plus près de leur lieu d'emploi que les hommes. Une augmentation de 10% de la part de femmes actives résidant dans une commune est associé à une diminution de -0,8% (colonne 1) à -0,9% (colonne 3) le temps de trajet moyen domicile-travail.

AU niveau des structures spatiales des aires urbaines, les estimations montrent que plus la superficie et la population augmente, plus le temps de trajet est rallongé. L'aire urbaine est plus étendue et une augmentation de la densité implique un plus grand nombre de personnes empruntant les réseaux de transport. L'augmentation du nombre de communes dans une aire urbaine induit contre-intuitivement une diminution des temps de trajet moyens domicile-travail. Une explication possible est qu'une commune implique des emplois publics et privés présents. À titre d'exemples, on retrouve notamment les services publics non délocalisables liés au système éducatif et la création de zones résidentielles. Autant l'étalement urbain induit logiquement une augmentation des distances et des temps de trajet domicile-travail en heure de pointe, autant une augmentation du nombre de communes n'implique pas que la seule extension de superficie. Par ailleurs, il est possible aussi que l'effet soit capté par la population et/ou la superficie. Le type de commune et l'aire urbaine dans lesquelles les ménages résident ont un rôle significatif. Résider au sein de grandes aires urbaines et d'aires métropolitaines est synonyme d'un temps de trajet plus élevé.

**Distance moyenne domicile-travail.** Dans la seconde analyse, nous nous focalisons sur l'explication des distances moyennes parcourues domicile-travail par commune. Ces distances sont pondérées par tous les flux de transport au niveau communal. Les caractéristiques du réseau de transport sont prises en compte dans le calcul de ces distances. L'objectif est de retrouver les mêmes influences de nos mesures de formes urbaines observées sur trois périodes dans la section 3. Nos indicateurs de forme urbaine ont le même impact qualitatif que dans

Table 8: Impact des formes urbaines sur la distance moyenne domicile-travail: Estimations MCO.

Variable dépendante Log(Distance domicile-travail)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<b>Variables de contrôle communales</b>					
Log (part des femmes actives)	-0.05 (0.05)	-0.05 (0.05)	-0.05 (0.05)	-0.05 (0.05)	-0.05 (0.05)
Log (âge moyen des actifs)	0.51*** (0.08)	0.49*** (0.08)	0.49*** (0.08)	0.52*** (0.08)	0.53*** (0.08)
Log (part des flux de transports collectifs)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)
Log (distance kilométrique au centre)	0.30*** (0.00)	0.30*** (0.00)	0.30*** (0.00)	0.30*** (0.00)	0.30*** (0.00)
Commune Centre	1.59*** (0.04)	1.59*** (0.04)	1.59*** (0.04)	1.63*** (0.04)	1.62*** (0.04)
<b>Variables de contrôle aires urbaines</b>					
Superficie	-0.04*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.06*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.03*** (0.01)
Population	-0.05*** (0.01)	-0.02** (0.01)	-0.02** (0.01)	-0.02** (0.01)	-0.04*** (0.01)
Log (nombre de communes)	-0.03*** (0.01)	-0.02** (0.01)	-0.02** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.05*** (0.01)
Log (âge moyen des actifs)	-0.02 (0.31)	-0.01 (0.31)	-0.00 (0.31)	0.31 (0.32)	0.03 (0.31)
Log (part des flux de transports collectifs)	0.04*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.01)
Autres aires urbaines	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence
Grandes aires urbaines	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)
Aires urbaines métropolitaines	0.06*** (0.02)	0.07*** (0.02)	0.06*** (0.02)	0.07*** (0.02)	0.07*** (0.02)
Aire urbaine de Paris	0.13*** (0.03)	0.12*** (0.03)	0.12*** (0.03)	0.09*** (0.03)	0.13*** (0.03)
Log (PEC)		0.07*** (0.01)			
Log (Indice HH)			0.04*** (0.01)		
Log (ID - centre)				0.05*** (0.01)	
Log (ID - aires urbaines)					0.06*** (0.01)
Observations	11 830	11 830	11 830	11 830	11 830
Adj. $R^2$	0.24	0.25	0.25	0.25	0.25

Notes: Estimations des Moindres Carrés Ordinaires; les écart-types sont clusterisés au niveau des communes (11 830 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 ; Odomatix 1990-2014, UMR1041 CESAER INRA.

l'analyse de 1999 à 2014. Une augmentation de la concentration des emplois et une plus forte ségrégation entre les lieux résidentiels et les lieux d'emploi sont associées à une augmentation de la distance moyenne parcourue domicile-travail dans chaque commune. Une augmenta-

tion de 10% de la part des emplois dans la commune centre de l'aire urbaine est associé à une augmentation des distances domicile-travail de 0,7% (colonne 2). Une augmentation de la concentration des emplois de 10% dans chaque aire urbaine donne un coefficient à une augmentation de 0,5% des distances parcourues moyennes domicile-travail (colonne 3). On observe le même ordre de grandeur des effets marginaux lorsque la dissimilarité augmente entre les zones d'emplois et résidentielle. Quant on s'intéresse aux caractéristiques socio-économiques, on retrouve l'effet cycle de vie significatif, c'est-à-dire que plus l'âge moyen des actifs augmente, plus les distances domicile-travail augmente. Dans cette table, on peut voir qu'une augmentation de 1% de l'âge moyen des actifs est associé à une augmentation de 0,49% à 0,53% des distances domicile-travail.

Les variables de contrôle au niveau communal donne les mêmes résultats que dans la régression précédente concernant la distance kilométrique à la commune centre du pôle urbain. La distance moyenne domicile-travail augmente avec l'âge moyen des actifs dans une commune. La part des transports collectifs dans les flux accroît les distances moyennes parcourues domicile-travail (colonne 1 à 5). L'effet marginal du nombre de communes est négatif sur les distances moyennes domicile-travail: augmenter le nombre de communes implique également la création de zones d'activités économiques et donc une relocalisation d'emplois. De plus, cela capture également que le réseau routier est également présent dans une nouvelle commune permettant une accessibilité aux différent lieux pré-cités. On peut noter que vivre dans une commune centre augmente les distances domicile-travail de 1,6 kilomètre.

Au niveau de l'aire urbaine, un des éléments contre-intuitif est que l'effet d'une augmentation de 10% de la superficie est associé à une diminution des distances domicile-travail de -0,3% (colonne 5) à -0,6% (colonne 3). Nous constatons bien que la densification de l'aire urbaine par l'intermédiaire d'une augmentation de la population diminue également la distance parcourue (colonne 1 à 5). Pour une augmentation de 10% de la population, l'effet varie de -0,2% (colonne 4) à -0,5% (colonne 1) toutes choses égales par ailleurs. Enfin, la classe d'aire urbaine impacte toujours la variable d'intérêt. Résider dans une grande aire urbaine est lié à une augmentation de 0,04 kilomètre des distances moyennes domicile-travail, comparé à un accroissement de 0,06 (colonne 1) à 0,07 (colonne 5) kilomètre pour une commune située dans une aire urbaine métropolitaine. À Paris, l'augmentation des distances moyennes domicile-travail est de 0,10 (colonne 4) à 0,13 kilomètre (colonne 5). Résider dans l'aire urbaine de Paris implique un coefficient positif sur les distances moyennes domicile-travail trois fois plus important que dans les grandes aires urbaines.

**Le temps de trajet moyen au pôle urbain le plus près d'une commune de résidence en heure de pointe.** Dans la troisième analyse, nous mesurons l'impact de nos formes urbaines sur les temps de trajet moyen en heure de pointe entre les localisation résidentielles et les communes centres des pôles urbains les plus près. Nous cherchons à trouver les déterminants de la congestion urbaine dans l'accès aux centres-villes pour tous motifs de déplacement. Le temps de trajet moyen au pôle urbain le plus près de chaque commune de résidence est pondéré par tous les flux de transport au niveau communal. Nos indicateurs de

Table 9: Impact des formes urbaines sur les temps de trajet moyen domicile-pôle urbain.

Variable dépendante	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Log(Temps de trajet pôle urbain)					
<b>Variables de contrôle communales</b>					
Log (part des femmes actives)	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.09 (0.02)	-0.01 (0.02)
Log (âge moyen des actifs)	0.37*** (0.04)	0.37*** (0.04)	0.37*** (0.04)	0.37*** (0.04)	0.34*** (0.04)
Log (part des flux de transports collectifs)	0.07*** (0.00)	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)
Log (distance kilométrique au centre)	0.64*** (0.00)	0.64*** (0.00)	0.64*** (0.00)	0.64*** (0.00)	0.64*** (0.00)
<b>Variables de contrôle aire urbaine</b>					
Log (superficie)	0.07*** (0.01)	0.06*** (0.01)	0.06*** (0.01)	0.07*** (0.01)	0.06*** (0.01)
Log (population)	0.09*** (0.01)	0.10*** (0.01)	0.09*** (0.01)	0.07*** (0.01)	0.07*** (0.01)
Log (nombre de communes)	-0.10*** (0.01)	-0.09*** (0.01)	-0.09*** (0.01)	-0.08*** (0.01)	-0.05*** (0.01)
Log (âge moyen des actifs)	1.08*** (0.18)	1.08*** (0.19)	1.08*** (0.19)	0.90*** (0.18)	0.90*** (0.18)
Log (part des flux de transports collectifs)	-0.01 (0.01)	-0.01** (0.01)	-0.01** (0.01)	-0.01** (0.01)	-0.03*** (0.01)
Autres aires urbaines	Référence	Référence	Référence	Référence	Référence
Grandes aires urbaines	0.14*** (0.01)	0.15*** (0.01)	0.15*** (0.01)	0.14*** (0.01)	0.14*** (0.01)
Aires urbaines métropolitaines	0.16*** (0.01)	0.16*** (0.01)	0.16*** (0.01)	0.16*** (0.01)	0.15*** (0.01)
Aire urbaine de Paris	0.08*** (0.02)	0.08*** (0.02)	0.08*** (0.02)	0.11*** (0.02)	0.11*** (0.02)
Log (PEC)		0.02*** (0.01)			
Log (Indice HH)			0.02*** (0.00)		
Log (ID - centre)				-0.03*** (0.01)	
Log (ID - aires urbaines)					-0.13*** (0.04)
Observations	11 207	11 207	11 207	11 207	11 207
Adj. $R^2$	0.91	0.91	0.91	0.91	0.91

Notes: Estimations des Moindres Carrés Ordinaires; les écart-types sont clusterisés au niveau des communes (11 207 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.

formes urbaines nous donnent des résultats opposés. D'une part, nous remarquons qu'une augmentation de 10% de la part des emplois dans une commune centre est associée à un allongement du temps de trajet de 0,2%. Le fait de concentrer spécifiquement les emplois dans la commune centre ne peut que rediriger des trajets vers ces lieux et par conséquent entraîner une augmentation des flux de véhicules induisant des temps de trajet plus longs. D'autre part, nos indices de dissimilarité donnent un effet contraire. Le fait d'avoir une proportion plus importante de population ou d'emplois dans la commune centre implique donc au moins une baisse d'un motif de déplacement étant donné que nous nous intéressons à tous les flux de déplacement entre chaque commune et la commune centre de l'aire urbaine. Par conséquent, cela peut expliquer qu'une augmentation de 1% de la dissimilarité est associé à une diminution de -0,03% du temps de trajet moyen en heure de pointe. L'effet est donc

d'autant plus fort au niveau de l'aire urbaine car la dissimilarité va entraîner une nouvelle répartition des flux liée aux nouvelles localisations des emplois et de la population.

En ce qui concerne les variables de contrôle communal, on retrouve un effet important d'une des variables socio-économiques. Les femmes actives résideraient plus près des communes centres. Une augmentation de 10% de la part des femmes actives est associée à une diminution de -0,1% des temps de trajet moyens en heure de pointe mais les coefficients ne sont pas significatifs. Par contre, nous retrouvons l'effet du cycle de vie attendu. Une augmentation de 10% de l'âge moyen des actifs donne un coefficient positif de 3,4% (colonne 5) à 3,7% (colonne 1). Etre localisé loin de la commune centre entraîne également des temps de trajet moyens plus longs. Une augmentation de 10% de la distance kilométrique à la commune centre du pôle le plus près d'une commune de résidence est associée à une augmentation de 6,4% (colonnes 1 à 5) des temps de trajet moyens. Une part plus importante de flux de transport en commun au niveau communal implique des temps de trajet plus long à l'exception du cas où la dissimilarité au sein de la commune centre est introduite.

Au niveau de l'aire urbaine, l'effet d'une augmentation de la part des transports collectifs est également faible. Une part plus importante des flux de transport collectif de 10% est associée à une diminution de 0,1% du temps de trajet moyen au pôle urbain le plus près de la commune de résidence. Il n'y a pas d'effet significatif du coefficient lorsque les indicateurs de forme urbaine ne sont pas introduits. Ce résultat refléterait une meilleure accessibilité en transport en commun pour les trajets vers les communes centres. Augmenter la superficie de l'aire urbaine donne un coefficient positif pour l'allongement des temps de trajet vers les communes centres. Et une augmentation de la population dans chaque aire urbaine est associée à une diminution des temps de trajet moyens vers les communes centres toutes choses étant égales par ailleurs. Une augmentation du nombre de communes de 10% est liée à une diminution du temps de trajet moyen vers le pôle urbain de -0,50% (colonne 5) à -1,0% (colonne 1). L'effet peut être capté par la population et/ou la superficie. Nous retrouvons l'effet du cycle de vie qui est associé à un coefficient fort avec le contrôle par l'âge moyen des actifs au niveau de l'aire urbaine. En effet, une augmentation de 10% est associée à un accroissement de 9,0% (colonne 5) à 10,8% (colonne 1) du temps de trajet moyen vers le pôle urbain le plus près de la commune de résidence.

Enfin, les classes d'aire urbaine jouent toujours un rôle important. Résider dans une grande aire urbaine augmenterait de 1,5% le temps de trajet moyen en heure de pointe vers le pôle urbain. Résider dans une aire métropolitaine augmenterait de 1,6% (colonne 1) ce temps de trajet moyen, quasiment autant que dans une grande aire. Enfin, vivre dans l'aire urbaine de Paris augmente ce temps de trajet moyen de 0,8% (colonne 1) à 1,1% (colonne 4) par rapport à un résident d'une autre aire urbaine, un effet légèrement plus faible par rapport à une grande aire urbaine.

## 4.2 Niveau communal

Dans cette partie, nous testons deux nouveaux indicateurs de distribution spatiale des emplois pour expliquer les temps de trajet moyen domicile-travail en heure de pointe, distance moyenne domicile-travail ainsi que le temps de trajet moyen entre le lieu de résidence et le pôle urbain le plus près du domicile.

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

$$RatioEmploy_{ik} = \frac{Employ_{ik}}{Populationactive_{ik}} \quad (13)$$

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

$$PartEmploy_{ik} = \frac{Employ_{ik}}{Employ_i} \quad (14)$$

où  $Employ_i$  est le nombre d'emplois total 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 et temps de trajet moyens domicile-travail. Le modèle utilisé pour expliquer l'impact de ces deux variables est de la forme suivante:

$$\log y_{ik} = \beta_0 + \beta_1 \log X_{ik} + \gamma Z_{ik} + \mu_i + \epsilon_{ik} \quad (15)$$

où  $y_{ik}$  est soit le temps de trajet moyen domicile-travail en heure de pointe, soit la distance moyenne parcourue domicile-travail, soit le temps de trajet moyen entre la commune de résidence et la commune centre du pôle urbain le plus près en heure de pointe. Les deux premières variables d'intérêt sont pondérées par tous les flux de transport de la commune  $k$  dans chaque aire urbaine  $i$ . La troisième variable d'intérêt est uniquement pondérée par les flux de transport de véhicules privés et par les flux de transport collectif. Ainsi, nous reprenons les mêmes variables que dans l'analyse précédente. C'est l'impact des formes communales  $X_{ik}$  qui présente un intérêt. Nous avons une spécification log-log pour que  $\beta_1$  soit une élasticité. Nous contrôlons par des variables communales 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  $\mu_i$  avec l'aire urbaine de Paris comme référence. Enfin,  $\epsilon_{ik}$  est le vecteur des termes d'erreur.

Table 10: Impact des formes urbaines sur les temps de trajet moyens domicile-travail (pondérés par tous les flux de transport).

Variable dépendante	(1)	(2)	(3)
Log (Temps de trajet domicile-travail)			
Log (part des femmes actives)	-0.13*** (0.04)	-0.10*** (0.04)	-0.01 (0.04)
Log (âge moyen des actifs)	0.37*** (0.06)	0.30*** (0.06)	0.18*** (0.06)
Log (part des flux de transports collectifs)	-0.002 (0.01)	0.01 (0.01)	0.02*** (0.01)
Log(distance au centre)xLog(part des flux de transports collectifs)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.002 (0.00)
Log (distance kilométrique au centre)	0.06*** (0.00)	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)
Ratio emploi/population active		-0.12*** (0.00)	
Part de l'emploi communal dans l'aire urbaine			-0.06*** (0.00)
Observations	11 830	11 795	11 795
Adj. $R^2$	0.53	0.58	0.58
Effet fixe Aire urbaine	OUI	OUI	OUI

Notes: Estimations des Moindres Carrés Ordinaires; les écart-types sont clusterisés au niveau des communes (11 830 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.

**Temps de trajet moyen domicile-travail en heure de pointe.** Nos variables explicatives sont associées à une diminution du temps de trajet moyen domicile-travail corroborant les résultats de la section 3 et sous-section 4.1. Si de nouvelles zones d'activités économique émergent avec des créations d'emplois à la clé dans une commune  $k$ , certains ménages seraient plus près de leur lieu d'emploi. L'augmentation du ratio emploi/population active dans une commune  $k$  de 10% est associé à une diminution de 1,2% du temps de trajet moyen domicile-travail. Le même effet est retrouvé avec le deuxième indicateur. Une augmentation de 10% de la part de l'emploi dans une commune rapportée au nombre d'emploi total de l'aire urbaine est associé à une baisse de 0,6% du temps de trajet moyen vers les lieux d'emplois.

Concernant nos variables de contrôle, nous retrouvons certaines tendances observées dans nos analyses précédentes concernant les caractéristiques socio-économiques et spatiales notamment. Une augmentation de 10% de la part des femmes actives dans une commune est lié à une diminution de 1,0% (colonne 2) à 1,3% (colonne 1) du temps de trajet moyen. En outre, l'âge moyen des actifs est associé à une augmentation des temps de trajet lié certainement à une distance domicile-travail plus grande lorsque la génération des actifs vieillit. Plus on réside loin de la commune centre de l'aire urbaine, plus le temps de trajet moyen domicile-



travail est élevé (colonnes 1, 2 et 3). Les variables de contrôle concernant les flux de transport collectif donnent un résultat ambigu. Une augmentation des flux de 10% est associée à une augmentation de 0,2% du temps de trajet moyen domicile-travail avec l'introduction de la part de l'emploi communal. Il n'y a pas d'effet significatif pour les deux autres spécifications (colonnes 1 et 2). La variable croisée entre la distance au centre du pôle urbain et les flux de transport collectif donne une augmentation des temps de trajet domicile-travail lorsque l'on réside loin des communes centres. Si une commune de résidence héberge peu de zones d'activités économiques, une augmentation des flux de transport collectif devrait mener à un accroissement du temps de trajet moyen domicile-travail.

**Distance moyenne domicile-travail.** Dans la seconde analyse, nous nous intéressons aux effets de nos indicateurs de forme urbaine sur les distances moyennes parcourues domicile-travail. Une augmentation du poids de l'emploi dans une commune donnée implique une

Table 11: Imapcts des formes urbaines sur les distances moyennes domicile-travail: Estimations MCO.

Variable dépendante	(1)	(2)	(3)
Log (Distances domicile-travail)			
Log (part des femmes actives)	-0.31*** (0.05)	-0.29*** (0.05)	-0.16*** (0.05)
Log (âge moyen des actifs)	0.20** (0.08)	0.15* (0.08)	-0.04 (0.08)
Log(part des flux de transport collectif)	-0.016** (0.008)	-0.007 (0.008)	0.02** (0.007)
Log(distance au centre)xLog(part des flux de transports collectifs)	0.004* (0.002)	0.005** (0.002)	-0.001 (0.002)
Log (distance kilométrique au centre)	0.07*** (0.005)	0.04*** (0.005)	0.02*** (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.

distance moyenne domicile-travail plus faible. De même, une augmentation de 10% du ratio emploi sur 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% est liée à une augmentation de 1,5% (colonne 2) à 2,0% des distances domicile-travail à l'exception de la troisième colonne lorsque la part de l'emploi communal au sein de l'aire urbaine est introduite. Résider loin de la commune centre implique une distance moyenne parcourue 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. Les résultats sont ambigus. Soit une commune de résidence est très près du centre et des lieux d'emplois, ce qui est associé à une diminution du temps de trajet moyen domicile-travail en heure de pointe lorsque les flux de transport collectif sont plus importants, soit elle en très éloignée et l'effet en est atténué de 0,05%.

**Temps de trajet moyen au pôle urbain le plus près de la commune de résidence en heure de pointe.** Pour la troisième et dernière analyse, nous nous focalisons sur les impacts de nos formes communales sur le temps de trajet moyen entre le lieu de résidence et la commune centre du pôle urbain le plus proche. L'effet négatif de nos deux variables

Table 12: Impact des formes urbaines sur les temps de trajet moyens domicile-pôle urbain le plus près: Estimations MCO.

Variable dépendante	(1)	(2)	(3)
Log (Temps de trajet au pôle urbain)			
Log (part des femmes actives)	-0.43*** (0.03)	-0.42*** (0.03)	-0.32*** (0.03)
Log (âge moyen des actifs)	-0.26*** (0.06)	-0.31*** (0.06)	-0.48*** (0.05)
Log (part des flux de transports collectifs)	-0.20*** (0.01)	-0.19*** (0.01)	-0.16*** (0.01)
Log(distance au centre)xLog(part des flux de transports collectifs)	0.05*** (0.005)	0.05*** (0.005)	0.04*** (0.004)
Log (distance kilométrique au pôle urbain)	0.06*** (0.007)	0.05*** (0.007)	0.03*** (0.006)
Ratio emploi/population active		-0.06*** (0.004)	
Part de l'emploi communal dans l'aire urbaine			-0.06*** (0.002)
Observations	11 578	11 543	11 543
$R^2$	0.82	0.82	0.83
Effet fixe Aire urbaine	OUI	OUI	OUI

Notes: Estimations des Moindres Carrés Ordinaires; les écart-types sont clusterisés au niveau des communes (11 578 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.

explicatives s'explique notamment par le fait que la majorité des emplois d'une aire ur-

baine (à l'exception de Paris) est souvent localisée dans la commune centre (Annexe B). Par conséquent, une augmentation de 10% du poids de l'emploi communal par rapport à l'aire urbaine et du ratio emploi/population active dans une commune "dortoir" est respectivement associée à une diminution de 0,6% du temps de trajet moyen domicile-pôle urbain.

Concernant nos variables de contrôle socio-économiques et spatiales. Sans surprise, plus la distance au centre du pôle urbain augmente de 10%, plus le temps de trajet moyen est associé à une hausse de 0,3% (colonne 3) à 0,6% (colonne 1). Ensuite, si on augmente de 10% la part de femmes actives dans une commune, le temps de trajet moyen diminue (colonnes 1 à 3), ce qui sous-entend que les femmes seraient localisées plus près de la commune centre du pôle urbain. On retrouve encore l'effet du cycle de vie bien connu de nos résultats précédents. Puis, en ce qui concerne la part du transport collectif, on remarque qu'une augmentation de 10% de la part des flux de transport collectif est associée à une baisse de -1,6% (colonne 3) à -2,0% (colonne 1) du temps de trajet moyen domicile-pôle urbain. Ceci implique une bonne desserte de la commune centre par le réseau de transport collectif. Cependant, l'effet est amoindri quand on vit encore plus loin de la commune centre (colonnes 1 à 3).

**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 et temps de trajet moyen domicile-travail plus élevés. 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 et temps de trajet 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 l'année 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 temps de trajet et distances moyens domicile-travail s'allongent toutes choses égales par ailleurs. Cependant, les emplois se délocalisent plus rapidement que les populations (Segal et Steinmeier, 1980). De manière statique, augmenter la proportion de femmes actives dans une aire urbaine permet de diminuer les distances et les temps de trajet domicile-travail, 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 population dans les villes 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 temps de trajet moyen et des distances parcourues domicile-travail.** Enfin, nous estimons les temps de trajet moyens domicile-travail de toutes les communes de notre échantillon pour la régression qui inclue le ratio emploi/population active:

$$\log T_{ik} = \beta_0 + \beta_1 \log \text{RatioEmploi}_{ik} + \gamma \log Z_{ik} + \mu I + \epsilon_{ik}. \quad (16)$$

Nous obtenons les temps de trajet moyen domicile-travail prédit suivants:

$$\widehat{T}_{ik} = e^{\widehat{\beta}_0} \text{RatioEmploi}_{ik}^{\widehat{\beta}_1} Z_{ik}^{\widehat{\gamma}} \quad (17)$$

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 du temps de trajet moyen domicile-travail dans ce cas:

$$\widehat{T}_{ik}(\text{RatioEmploi}_{ik} = 1) = e^{\widehat{\beta}_0} Z_{ik}^{\widehat{\gamma}} \quad (18)$$

menant 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.

$$\Delta T = \frac{\widehat{T}_{ik}(\text{RatioEmploi}_{ik} = 1) - \widehat{T}_{ik}}{\widehat{T}_{ik}} \quad (19)$$

Nous analysons graphiquement nos résultats ensuite. Le premier graphique représente la variation entre la valeur prédite du temps de trajet moyen 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.

Nous pouvons remarquer des variations plus faibles ou plus élevées pour l'ensemble des communes. Les variations inférieures à 0 impliquent une prédiction d'un temps de trajet moyen domicile-travail plus faible dans le cas d'un ratio emploi/population active égal à 1 par rapport aux valeurs réellement observées et inversement. Cela montre qu'il est avantageux pour certaines communes d'avoir une proportion égale d'emplois et d'actifs sur leur territoire contrairement à d'autres. Cela sous-entend des problèmes d'appariement entre lieux de résidence et lieux d'emplois pour certaines communes même avec un ratio emploi/population active égal à 1. La moyenne et la médiane des variations pour l'ensemble des communes sont égales à -0,10 et -0,11. Nous pouvons observer sur la figure ci-dessus que plus la distance à la commune centre est importante, plus la variation du temps de trajet prédit est négative. Plus on est éloigné du centre, plus il est bénéfique d'avoir une proportion équilibrée d'emplois et d'actifs au sein d'une commune.

Ensuite, nous nous focalisons sur l'évolution de la variation du temps de trajet prédit en fonction des classes d'aire urbaine où se situe chacune des communes. Chaque aire est rangé

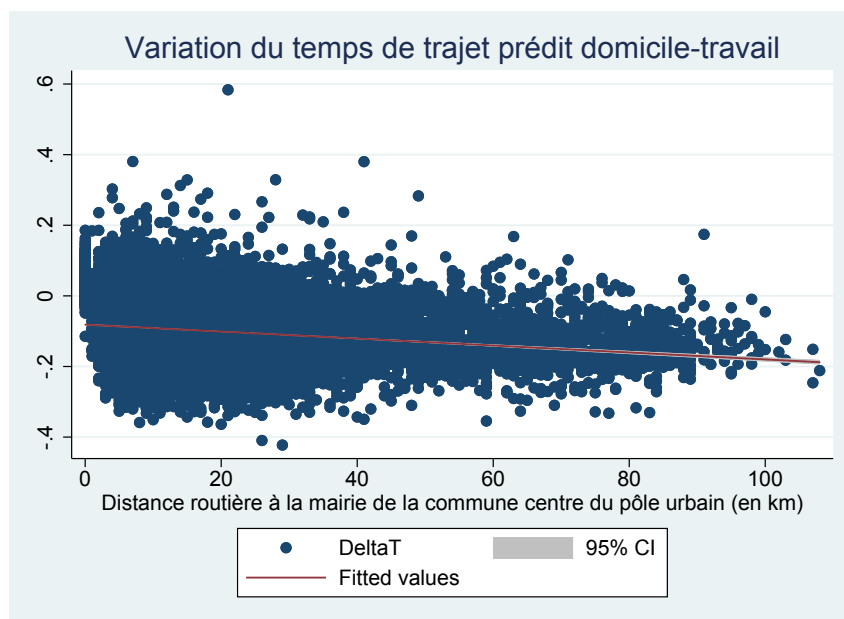


Figure 3: Variation du temps de trajet moyen prédit domicile-travail par commune centre en fonction du rang de chaque aire urbaine..

par ordre décroissant de leur taille de population et d'emplois. Concernant les autres aires urbaines, on peut voir une variation à la baisse au fur et à mesure que la distance d'une commune au centre du pôle urbain de son aire urbaine augmente. La distance kilométrique médiane est de 9 et la plus importante est de 41. La variation moyenne est de -11,0% et la médiane de -12,0%. La valeur la plus faible est de -0,40 et la plus élevée de 0,33. Concernant les grandes aires urbaines, on note la même variation à la baisse de temps de trajet moyen domicile-travail prédit par rapport à la situation réelle en 2014. La distance kilométrique médiane est de 19 et la plus importante est de 64 (écart-type de 8,90). La variation moyenne est de -10,0% et la médiane de -11,0%. La valeur la plus faible est de -0,36 et la plus élevée de 0,38 (écart-type de 0,08).

Concernant les aires urbaines métropolitaines incluant également Paris, on note la même variation à la baisse de temps de trajet moyen domicile-travail prédit par rapport à la situation réelle en 2014. La distance kilométrique médiane est de 33 et la plus importante est de 108 (écart-type de 21,20). La variation moyenne est de -9,70% et la médiane de -10,6%. La valeur la plus faible est de -0,36 et la plus élevée de 0,38 (écart-type de -0,08).

Quand on se restreint aux communes centres de toutes les aires urbaines, la situation s'inverse. En 2014, nos données montrent que les emplois s'y concentrent en majorité (annexe 6.2). Quelque soit le type d'aire urbaine, la moyenne mobile est positive à l'exception du percentile le plus faible de la distribution (-0,03). Ces aires sont classées parmi les petites et moyennes aires urbaines. Par conséquent, cela implique qu'un rééquilibrage entre emplois et population au sein des communes centres des aires urbaines augmenterait les temps de trajet moyen domicile-travail pour les habitants de ces communes. Ce résultat est d'autant plus net lorsque nous prenons uniquement les communes centres des aires métropolitaines françaises.

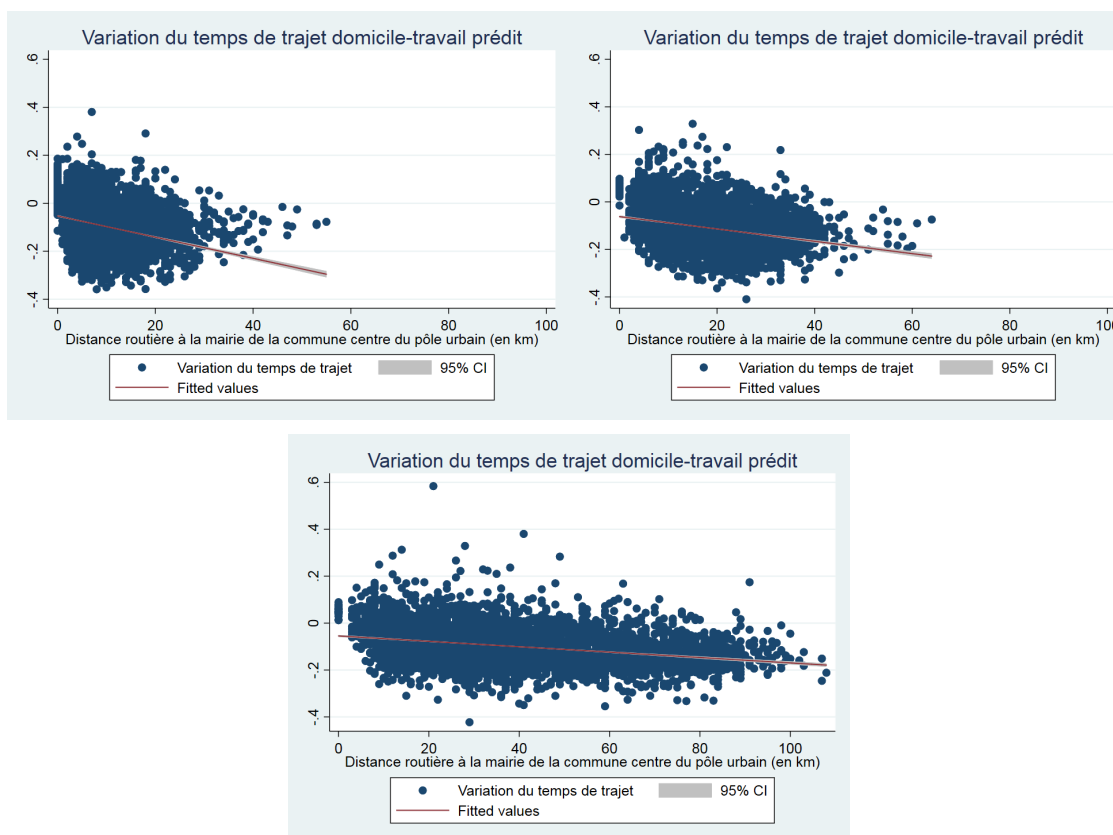


Figure 4: Variation des temps de trajet moyen domicile-travail prédits en fonction de la distance des communes au centre du pôle urbain par classes d'aires urbaines (Autres aires urbaines en haut à gauche, grandes aires urbaines en haut à droite et aires métropolitaines incluant Paris en bas).

Ces résultats montrent qu'en moyenne, le temps de trajet prédit domicile-travail diminuerait de 10%. Afin de mesurer l'ampleur de cette politique de relocalisation des emplois et des populations aboutissant à une répartition homogène, il nous faut réfléchir à trois implications. Dans un premier temps, il nous faut évaluer ce que représente cette diminution de temps de trajet domicile-travail. En 2014, près de 22 millions d'actifs ont un emploi et se déplacent pour s'y rendre au sein de nos aires urbaines conservées pour l'analyse. Le temps de trajet domicile-travail moyen en heure de pointe est de 27 minutes par commune pour un aller-retour. Nous faisons l'hypothèse qu'en moyenne 80% des actifs utilisent une voiture pour ce type de trajet au niveau national (CGDD, 2010). Par conséquent, sur l'année 2014, le temps total passé est de 475 millions de minutes par jour travaillé. En appliquant la diminution moyenne de 10%, on obtient 427,5 millions de minutes, ce qui représente une économie de 47,5 millions de minutes par jour travaillé. En se basant sur 1607 heures travaillées chaque année en France pour un temps de travail de 35h par semaine, on obtient 230 jours travaillés par an en France en 2014. En totalisant sur une année, l'économie réalisée est de 10,9 milliards de minutes. On peut mesurer ce gain par un nombre de jours travaillé et la productivité horaire moyenne. La répartition homogène des emplois et de la population

permet de gagner 10 heures par an par personne. En se basant sur le produit intérieur brut français par habitant de 32641 euros en 2015 selon l'INSEE, la productivité horaire moyenne est de 20,3 euros pour un temps de travail de 35h par semaine. Par conséquent, les 10 heures gagnées par habitant donnent un gain de 203 euros produits. Si ce temps était passé à travailler, la congestion urbaine représenterait donc une perte de 3,57 milliards d'euros de produits avec une répartition non homogène.

Nous refaisons une analyse contrefactuelle avec la même méthode mais en étudiant la variation des distances moyennes parcourues domicile-travail dans le cas où il y a une proportion égale entre le nombre d'emplois et la population active dans chaque commune par rapport à nos valeurs estimées variables. Le graphique incluant les autres aires urbaines nous montre

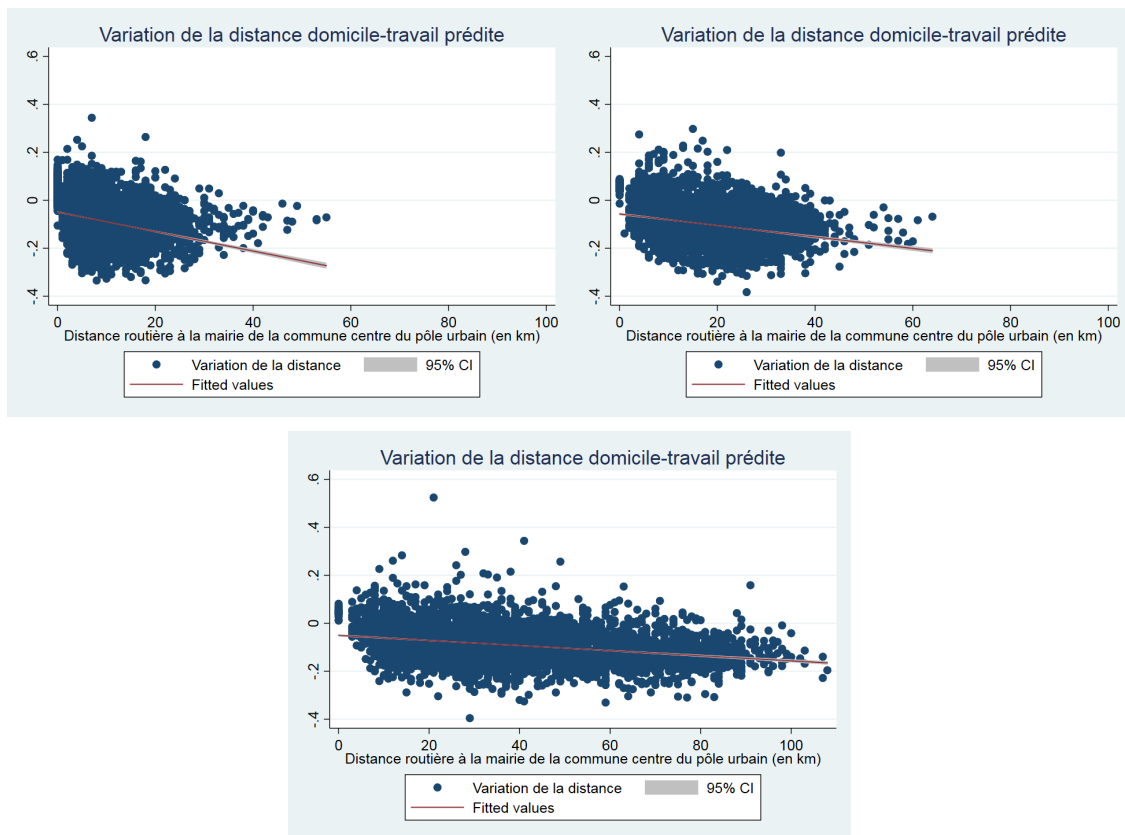


Figure 5: Variation des distances moyennes parcourues domicile-travail prédites en fonction de la distance des communes au centre du pôle urbain par classes d'aires urbaines (Autres aires urbaines en haut à gauche, Grandes aires urbaines en haut à droite et Aires métropolitaines incluant Paris en bas).

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  $0,07$ ). Pour 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, ce qui correspond à  $4899$  kilomètres parcourus en une année pour  $230$  jours travaillés. Au niveau agrégé, cela représente  $86$  milliards de kilomètres parcourus en moyenne par l'ensemble des actifs disposant d'un véhicule privé tout en faisant 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 et temps de trajet moyens domicile-travail prédits impliquant des gains de productivité significatifs. 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 parcourues domicile-travail, les temps de trajet moyens domicile-travail en heure de pointe et les temps de trajet au pôle urbain le plus près de chaque commune de résidence en période de pointe. 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. Nous avons étudié également les impacts de ces déterminants sur les temps de trajet en heure de pointe entre le lieu de résidence et le pôle urbain en 2014. 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 du temps du trajet, ni de la distance parcourue domicile-travail mais dépend surtout d'une bonne accessibilité de ces lieux d'emploi par les moyens de transport (Denant-Boemont *et al.*, 2018). De plus, la théorie selon laquelle les citoyens 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 et temps de trajet moyens 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 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. 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 instrumen-

tales corrélées à chacune de nos variables explicatives et non corrélée au terme d'erreurs<sup>13</sup>. Appliquer la méthode quasi-expérimentale de Duranton et Turner (2017) nous permettrait de traiter l'endogénéité de nos variables explicatives et mesurer leurs effets causaux. Utiliser des données géologiques ou des données historiques de la productivité des sols pourrait être une solution afin de prédire la répartition des emplois et de la population dans les zones urbaines. Pour prédire la concentration des emplois dans les aires urbaines, il serait intéressant d'instrumenter par les valeurs ajoutées au kilomètre carré d'entreprises historiques.

L'ensemble de nos résultats nous amènent à penser que les politiques publiques en lien avec l'amélioration des conditions de circulation, la diminution des temps de trajet domicile-travail et la réduction des émissions de  $CO_2$  (Stratégie nationale bas carbone du Ministère de la Transition Ecologique et Solidaire<sup>14</sup>) doivent s'attacher en priorité aux trois variables clés suivantes: (i) la répartition des lieux d'emploi, (ii) l'accessibilité aux zones d'emploi et (iii) la densité des emplois. 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. Muñoz et Galindo (2005), Veneri (2010) et Aguilera (2005) s'accordent sur le fait que les formes urbaines ont un impact considérable sur les distances et temps de trajet 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; Muñoz 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.

---

<sup>13</sup>Dans la littérature, il existe des instrumentations 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 localisation des populations urbaines actuelles tout en étant non corrélés aux phénomènes d'agglomération de la population et des emplois actuels (Duranton et Turner, 2017).

<sup>14</sup><https://www.ecologique-solidaire.gouv.fr/suivi-strategie-nationale-bas-carbone> (consulté le 27/09/2018)

## Références

- 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.
- 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.

- Durant 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](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<sub>2</sub> que la moyenne pour se rendre à son lieu de travail ou d’études. *Insee Première*. numéro 1357, juin.
- Louf, R., et Barthélemy, 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 CO<sub>2</sub> emissions: Evidence from fifty Japanese cities. *Urban Climate*. 2: 55–67.
- Mirabel François, Raymond 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.
- 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. Les aires urbaines françaises de 2010.

Les aires d'influence des villes - Le zonage en aires urbaines 2010

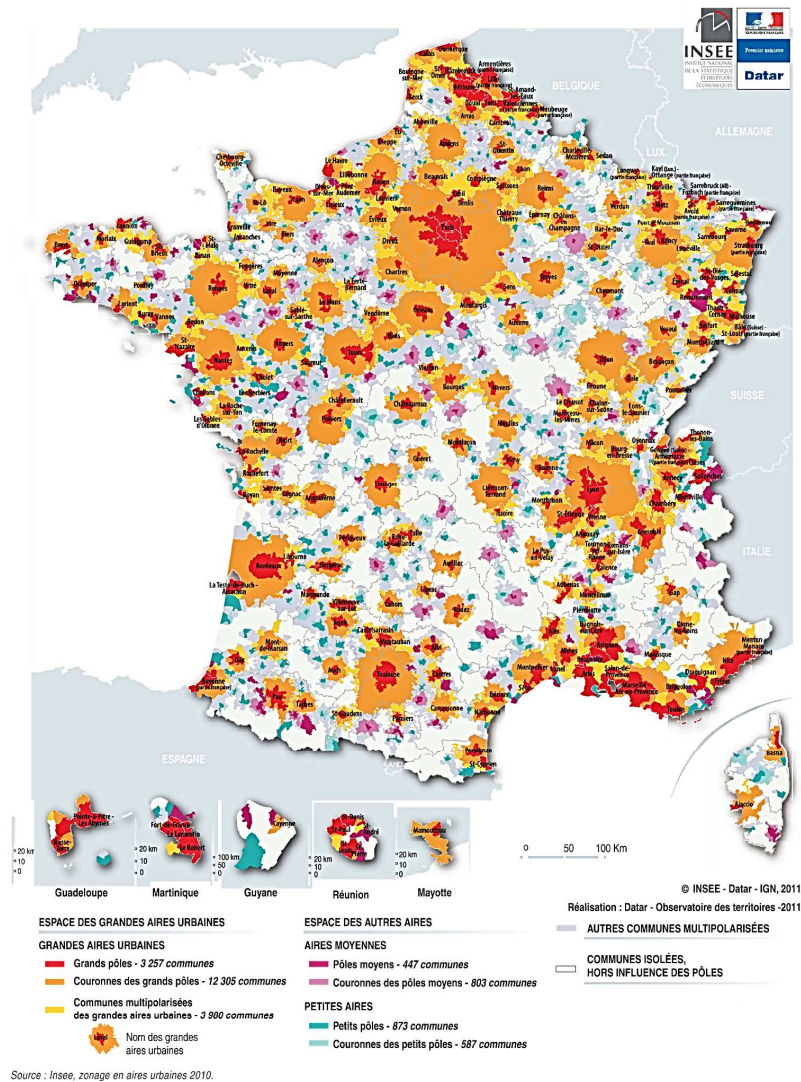
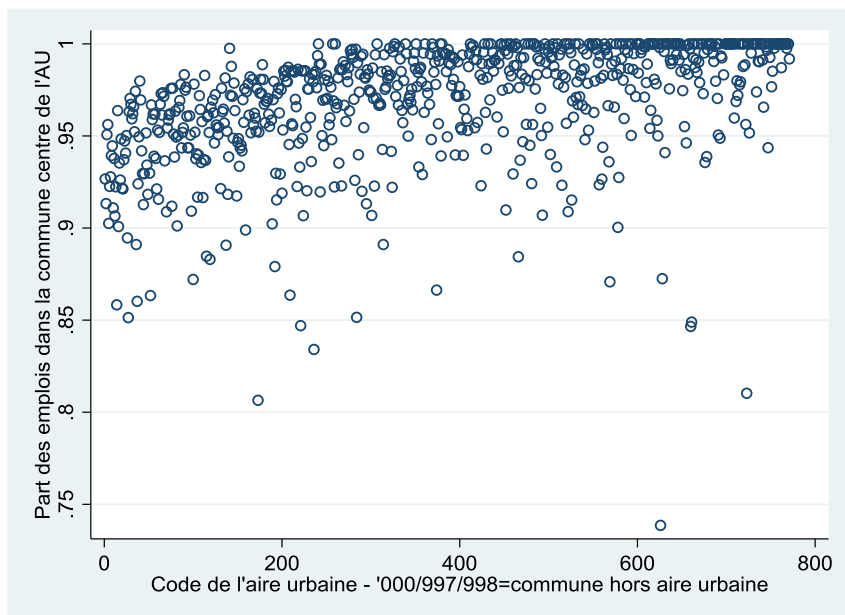
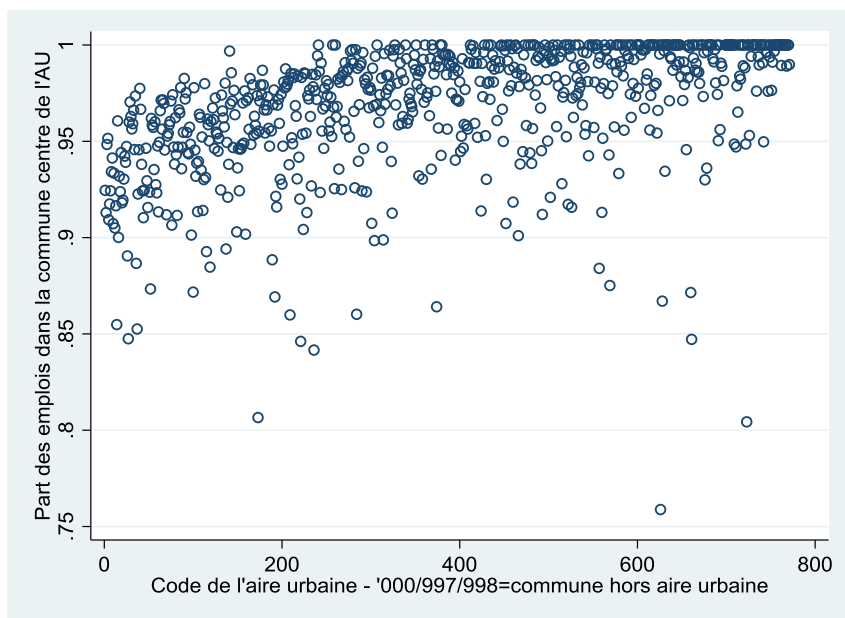


Figure 6: Délimitation et localisation des Aires Urbaines françaises en 2010.

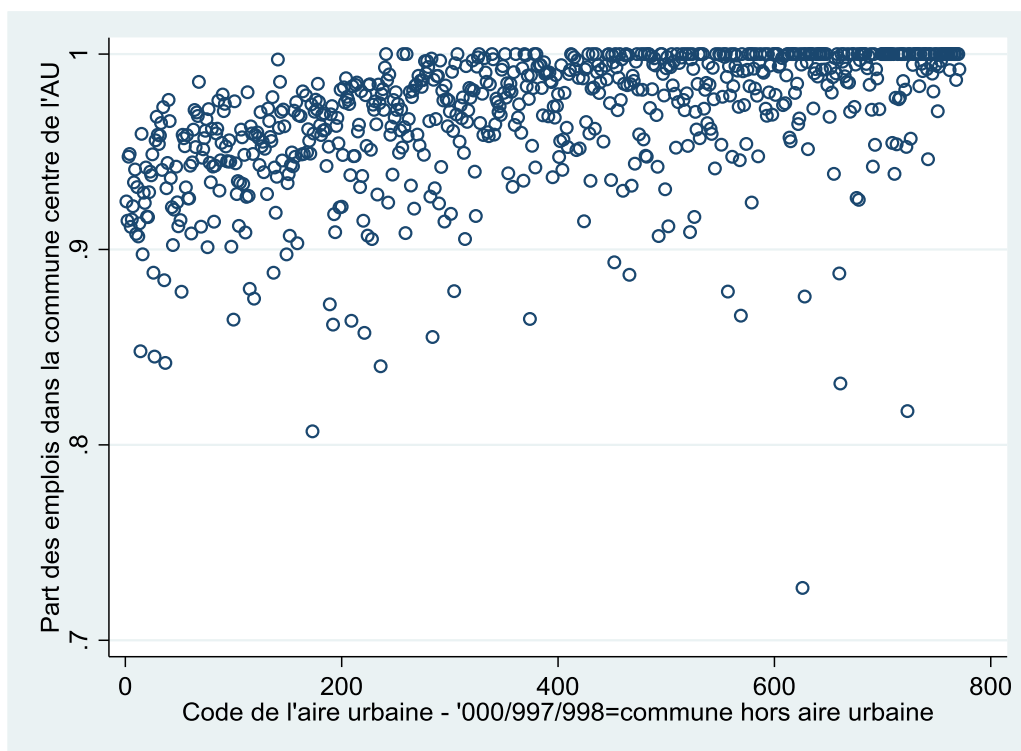
**B. Statistiques descriptives de la part des emplois dans les communes centres des aires urbaines sur deux périodes.**



**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.**



Table 13: Impact des formes urbaines sur les distances routières moyennes domicile-travail: Estimations MCO, Référence: Nombre de communes variable entre 2007 et 2014 par aire urbaine.

Variable dépendante	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Log (distance moyenne domicile-travail)					
Log (superficie)	-0.07 (0.17)	-0.06 (0.17)	-0.06 (0.18)	-0.10 (0.18)	-0.10 (0.17)
Log (population)	-0.50*** (0.17)	-0.50*** (0.17)	-0.50*** (0.17)	-0.46*** (0.17)	-0.43** (0.17)
Log (âge moyen des actifs)	-0.61 (0.45)	-0.62 (0.45)	-0.62 (0.45)	-0.77* (0.45)	-0.73* (0.45)
Log (part des femmes actives)	-0.25 (0.28)	-0.25 (0.28)	-0.25 (0.28)	-0.27 (0.28)	-0.25 (0.28)
Log (nombre de communes)	-0.17 (0.18)	-0.17 (0.19)	-0.17 (0.19)	-0.16 (0.18)	-0.20 (0.18)
Log (part des flux de transport collectif $t-x$ )	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.02 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (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*** (0.03)	0.14*** (0.03)	0.14*** (0.03)	0.14*** (0.03)	0.14*** (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 (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.

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

Table 14: Impact des formes urbaines sur les distances routières moyennes domicile-travail: Estimations MCO, Référence: Nombre de communes variable entre 2007 et 2014.

Variable dépendante	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Log (distance moyenne domicile-travail)					
Log (superficie)	-0.07 (0.19)	-0.07 (0.19)	-0.06 (0.20)	-0.10 (0.20)	-0.11 (0.20)
Log (population)	-0.51*** (0.17)	-0.51*** (0.17)	-0.50*** (0.17)	-0.47*** (0.18)	-0.45** (0.18)
Log (âge moyen des actifs)	-0.63 (0.55)	-0.63 (0.55)	-0.64 (0.55)	-0.80 (0.55)	-0.76 (0.54)
Log (part des femmes actives)	-0.36 (0.28)	-0.37 (0.28)	-0.37 (0.28)	-0.38 (0.27)	-0.35 (0.27)
Log (nombre de communes)	-0.20 (0.20)	-0.20 (0.20)	-0.19 (0.20)	-0.19 (0.20)	-0.22 (0.20)
Log (Part des flux de transport collectif)	0.06** (0.02)	0.06** (0.02)	0.06** (0.02)	0.06** (0.02)	0.06** (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*** (0.03)	0.14*** (0.03)	0.14*** (0.03)	0.15*** (0.02)	0.14*** (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.

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