

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2008 / 03

**Économies d'agglomération et productivité
des entreprises : estimation sur données
individuelles françaises**

**Yoann BARBESOL
Anthony BRIANT**

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

G 2008 / 03

Économies d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises

Yoann BARBESOL *
Anthony BRIANT **

MAI 2008

Nous tenons à remercier P.-P. Combes, L. Gobillon, ainsi que S. Roux pour leurs commentaires. Nous remercions également l'ensemble des participants au séminaire D3E du 10 décembre 2007 pour leurs remarques et commentaires, et plus particulièrement Miren Lafourcade pour avoir accepté de discuter une première version de cet article.

* Département des Études Économiques d'Ensemble - Division « Marchés et Stratégies d'Ensemble »
Timbre G230 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

** École d'Économie de Paris / Paris-Jourdan Sciences Économiques (UMR 8545 CNRS-EHESS-ENPC-ENS), 48
Boulevard Jourdan, 75014 Paris

Économies d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises

Résumé

La concentration spatiale persistante de certains secteurs d'activité s'explique difficilement sans admettre l'existence d'économies d'agglomération. Objet d'étude délicat, l'estimation quantitative de l'ampleur de ces économies d'agglomération a récemment connu un regain d'intérêt du fait de la disponibilité croissante de données fines au niveau des entreprises. Nous mesurons dans cet article l'impact sur la productivité globale des facteurs des entreprises françaises des externalités d'urbanisation, à savoir celles liées à la taille globale, à l'accessibilité et à la diversité industrielle de la zone d'implantation, et des externalités de localisation, qui se rapportent au niveau de spécialisation d'une zone d'activité. Notre étude souligne tout d'abord la prégnance des premières; la densité des activités économiques d'une zone, de même que son potentiel de marché, tirent la productivité des entreprises locales. Nous ne trouvons cependant pas d'impact significatif de la diversité locale des activités sur la productivité moyenne des entreprises. En ce qui concerne les externalités de localisation, nous trouvons que la spécialisation locale dans un type d'activité bénéficie aux entreprises du même secteur. Nos résultats soulignent enfin que plus la main d'œuvre locale est qualifiée, plus la productivité des firmes est forte, suggérant ainsi l'idée que les travailleurs les plus qualifiés sont les plus à même de générer et de bénéficier des externalités d'agglomération.

Mots-clés : productivité des entreprises, agglomération, externalités d'urbanisation, externalités de localisation

Agglomeration economies and firm productivity: evidence from French individual data

Abstract

Geographical concentration of some industries over time is hard to explain without assuming the existence of agglomeration economies. The increasing availability of accurate individual firm data has renewed interest in the quantitative evaluation of the extent of these economies. Using three administrative files on French firms' accountancy and employment, we assess the impact on firm TFP of both urbanization economies, resulting from the size of the local market, its industrial diversity and its market potential, and of localization economies, resulting from the concentration of the same or similar activities. We find strong evidence for the former: higher density of economic activities or greater market potential in a given area increase significantly the productivity of the firms located in that area. However we do not find that industrial diversity does as well. We also find evidence of localization economies, as we observe that the more concentrated in a given area an economic activity is, the more productive the firms of this industry are. Finally we show that the more qualified the local labor force is, the more productive are the firms located in that area, suggesting that skilled workers are more prone to generate and benefit from agglomeration economies.

Keywords: firm productivity, agglomeration, urbanization externalities, localization externalities

Classification JEL : D24, R10, R12

Table des matières

1	Introduction	4
2	Revue de la littérature	7
3	Stratégie d'estimation et biais potentiels	10
4	Données	16
4.1	Sources des données	16
4.2	Sélection et corrections sur les données	17
5	L'ampleur des externalités d'agglomération	19
5.1	Nos mesures de la productivité sectorielle locale	19
5.2	Sources des externalités d'urbanisation	20
5.3	Sources des externalités de localisation	23
6	Productivité sectorielle locale et externalités d'urbanisation	26
6.1	Résultats sur les productivités locales, tous secteurs confondus	26
6.2	Résultats sur les productivités sectorielles locales	28
7	Productivité sectorielle locale et externalités de localisation	30
7.1	Spécialisation	31
7.2	Répartition spatiale des qualifications	31
7.3	Distribution de l'emploi entre établissements du cluster	32
7.4	Effets différenciés des externalités d'agglomération par industrie	32
8	Tests de robustesse	35
9	Conclusion	37
A	Tableaux complémentaires	42

1 Introduction

La concentration spatiale des activités économiques, et plus particulièrement de certains secteurs d'activité, est un phénomène observé de longue date et dans de nombreux pays (voir Maurel et Sédillot (1999) pour la France et Ellison et Glaeser (1997) pour les Etats-Unis par exemple). Si certaines activités sont contraintes dans leur lieu de production par des facteurs naturels, ces derniers ne sauraient expliquer l'ensemble des choix de localisation des entreprises. L'existence de cette agglomération spatiale peut paraître d'autant plus surprenante qu'elle génère des surcoûts pour l'entreprise en termes de loyers ou de salaires plus élevés. La permanence de zones, pour la plupart urbaines, où l'activité économique est fortement concentrée nécessite donc l'existence de bénéfices à l'agglomération, d'"économies d'agglomération". Comme l'a montré Starrett (1978), dans un espace homogène et avec des coûts à l'échange positifs, ces économies d'agglomération reposent sur l'existence d'une forme ou d'une autre d'*indivisibilités*, donc de rendements croissants. Depuis les travaux d'Alfred Marshall (1890), les économistes se sont attachés à trouver des fondements micro-économiques à ces formes d'indivisibilités. Dans les différentes modélisations proposées par l'économie urbaine et l'économie géographique, l'agglomération influence la profitabilité des entreprises soit via le prix des produits et le coût des facteurs de production (*externalités pécuniaires*), soit via leur productivité (*externalités pures de production*).

Fondements théoriques de l'agglomération

Les fondements micro-économiques de l'agglomération des entreprises et des travailleurs sont multiples (Duranton et Puga (2004)).

Dans un marché local plus large, il est possible pour une entreprise de se procurer une plus grande variété de consommations intermédiaires, générant des gains de productivité par une plus grande désintégration verticale et une plus grande spécialisation. La disponibilité d'une plus grande variété de biens de consommation attire également les consommateurs. Face à des rendements croissants, les entreprises profitent de la présence d'un nombre plus important de consommateurs facilement accessibles.

Dans un bassin d'emploi plus large, les travailleurs ont tendance à être plus spécialisés et donc plus productifs. En effet, face à un plus grand nombre de possibilités d'embauche, les travailleurs n'hésitent pas à se spécialiser. Par voie de conséquence, une entreprise a plus de facilité à trouver de bons candidats pour ces postes vacants. L'appariement entre les offres et demandes d'emploi est donc plus simple et souvent de meilleure qualité.

Enfin, tout échange d'information entre les entreprises, concernant les caractéristiques de la demande ou bien les technologies de production, est plus aisé lorsque la densité des acteurs économiques est plus élevée. Ainsi, la création, l'accumulation et la diffusion des connaissances

se trouvent facilitées dans les zones les plus densément peuplées. Pour toutes ces raisons, les entreprises ont tendance à s'agglomérer.

A l'inverse, cette agglomération peut être la source de surcoûts. D'une part, le coût des facteurs de production, du travail, du capital ou bien du terrain, est plus élevé dans les zones où l'activité économique est concentrée. D'autre part, des externalités négatives de production, telles que la congestion des réseaux de transport ou toute forme de pollution, sont susceptibles de réduire la productivité des entreprises. Enfin, dans les zones de forte concentration d'un secteur, il est possible que la concurrence soit plus âpre.

De la théorie économique à l'estimation empirique

Si l'existence de bénéfices à l'agglomération des activités économiques est bien établie sur le plan théorique, la mesure empirique de leur ampleur est plus délicate. Tout d'abord, ce travail empirique se heurte à un problème d'identification. Les différents mécanismes évoqués précédemment influencent de manière (quasi-)identique le coût des facteurs de production ainsi que les prix et la productivité des entreprises, ce que Duranton et Puga (2004) appellent l'« équivalence observationnelle des externalités marshalliennes ». Ceci rend difficile l'estimation séparée de chacun de ces mécanismes : *"These mechanisms generate final outcomes that are observationally equivalent in most (but not all) respects. [...] But this equivalence is also partly bad news because empirically identifying and separating these mechanisms becomes very difficult"*.¹

Face à cette difficulté, l'ambition des travaux empiriques a donc été plus modeste. Les auteurs ont cherché à évaluer l'environnement économique le plus profitable à l'entreprise, en distinguant les *externalités d'urbanisation* des *externalités de localisation*, sans chercher à isoler un mécanisme en particulier (Rosenthal et Strange (2004)). La question est alors de savoir si la productivité d'une entreprise est plus grande lorsqu'elle se localise à proximité d'autres entreprises du même secteur d'activité (*externalités de localisation ou de Marshall-Arrow-Romer*) ou bien, au contraire, d'entreprises de secteurs d'activité différents et variés (*externalités d'urbanisation ou de Jacobs*). Dans le premier cas, les externalités ne sont supposées jouer qu'à l'intérieur d'un secteur, on parle donc d'externalités intra-sectorielles. Les entreprises profitent alors d'une plus grande spécialisation de leur zone d'implantation, conforme à leur activité. Au contraire, suivant les tenants de la thèse opposée, les gains de productivité proviennent des phénomènes de fertilisation croisée entre entreprises de secteurs différents (externalités inter-sectorielles). Ces dernières profitent alors d'un marché local plus large, présentant une plus grande diversité des activités économiques. Soulignons que ces deux catégories ne sont pas exclusives l'une de l'autre, même si leurs effets sont étudiés séparément, et souvent mis en comparaison. Dans les deux cas,

¹Certaines études récentes tentent d'évaluer les fondements microéconomiques de l'agglomération. Andersson, Burgess et Lane (2007) montrent ainsi que l'appariement employé-employeur est meilleur dans les zones les plus denses. Faberman (2007) montrent que les villes qui croissent le plus vite aux Etats-Unis sont celles dans lesquelles les établissements sont les plus jeunes, et qui connaissent des entrées et sorties d'établissements les plus importantes.

les effets mesurés sont des effets nets, où externalités positives et négatives se compensent partiellement. Ainsi, si la spécialisation sectorielle d'une zone peut permettre le partage des gains liés à une plus grande variété de consommations intermédiaires, elle est aussi susceptible de se traduire par une plus grande concurrence sur le marché du bien final. Notre estimation ne mesure, en tout état de cause, que la résultante de ces deux effets contradictoires.

Objectif de l'étude et synthèse des résultats

Notre article s'inscrit dans le prolongement de cette littérature empirique, encore peu fournie. En effet, si l'étude des externalités remonte à l'essor des sociétés industrielles et s'est enrichie depuis de nouveaux apports théoriques qui ont permis d'irriguer la réflexion sur l'organisation et la concentration des activités sur le territoire, la validation quantitative de ces idées a longtemps souffert de l'absence de données au niveau individuel. Faute de mieux, cette dernière a d'abord reposé sur l'analyse de données agrégées.

Cet obstacle à une analyse quantitative fine a été levé il y a peu. A partir de données américaines individuelles désormais accessibles, des économistes (Henderson (2003), Moretti (2004)) ont mené de nouvelles études quantitatives, jetant un éclairage neuf sur la thématique des externalités d'agglomération. Les données administratives françaises, pourtant plus riches par certains égards que les bases américaines, ont encore été peu exploitées dans ce cadre. Nous inspirant notamment de l'exemple de Combes, Duranton, Gobillon et Roux (2007), nous avons tenté de les mettre à profit².

Ainsi, à partir de données individuelles françaises, obtenues par la fusion de trois fichiers administratifs disponibles à l'Insee, nous reprenons la problématique de comparaison des externalités d'urbanisation et de localisation. Nous cherchons donc à expliquer, pour un secteur donné, les disparités de productivité moyenne entre des entreprises situées dans des zones d'emploi différentes. La méthodologie adoptée consiste à estimer dans un premier temps, au moyen de méthodes économétriques classiques et d'autres plus récentes, la productivité de chaque firme, qui sert ensuite à calculer la productivité moyenne d'une entreprise par zone d'emploi et par secteur d'activité. On régresse finalement cette valeur moyenne sur les caractéristiques du tissu industriel local, lesquelles se répartissent en deux groupes, l'un renvoyant aux externalités d'urbanisation (densité des activités économiques, diversité sectorielle, accessibilité, dotations particulières), l'autre aux externalités de localisation (spécialisation, qualité de la main d'oeuvre, distribution de l'emploi).

Notre étude souligne tout d'abord la prégnance des externalités d'urbanisation ; nous montrons en effet que les entreprises, indépendamment de leur secteur d'activité, sont en moyenne

²Dans une perspective différente de la nôtre, Duranton, Martin, Mayer et Mayneris (2008) proposent quelques résultats sur l'impact des politiques de *clusters* (du type des pôles de compétitivité) sur la productivité des entreprises les constituant. Leurs données sont celles des Enquêtes Annuelles d'Entreprises pour les années 1996 à 2004. Martin, Mayer et Mayneris (2007) étendent ces résultats sur les mêmes données.

plus productives dans les zones d'emploi avec une plus forte densité d'activités économiques et jouissant d'une meilleure accessibilité au reste du marché national. A titre d'exemple, à potentiel de marché donné, un accroissement à la hauteur d'un écart-type de la densité en emploi se traduit par une augmentation de 3% de la productivité moyenne des entreprises, résultat proche de celui de Combes, Duranton, Gobillon et Roux (2007). L'étude différenciée par secteur d'activité corrobore ces conclusions. Nous montrons en revanche qu'à densité et accessibilité données, la diversité des activités économiques dans la zone ne semble pas avoir d'impact significatif sur la productivité moyenne des entreprises.

Concernant d'autre part les externalités de localisation, nous montrons que les entreprises sont en moyenne plus productives dans les zones plus spécialisées dans leur secteur d'activité, de même que là où la main d'oeuvre est de meilleure qualité, suggérant ainsi l'idée que les travailleurs les plus qualifiés sont les plus à même de générer et de bénéficier des externalités d'agglomération.

Nous trouvons enfin que, à spécialisation et qualité de la main d'oeuvre données, les entreprises apparaissent plus productives dans les zones où la taille des entreprises, mesurée en terme d'emploi, est relativement homogène.

Nous ne sommes au demeurant pas en mesure d'identifier par lesquels des mécanismes évoqués plus haut (marché de l'emploi plus large et travailleurs plus spécialisés, plus grande variété de consommations intermédiaires ou spillovers de connaissance) ces externalités d'urbanisation et de localisation transitent.

L'article est construit comme suit. Nous présentons, dans une première partie, les résultats de la littérature empirique sur l'estimation des externalités d'agglomération. Les deux suivantes sont consacrées à la description de notre stratégie d'estimation et des données utilisées. Nous décrivons ensuite les variables d'agglomération avant de rassembler, dans les deux dernières parties, les principaux résultats de l'étude.

2 Revue de la littérature

Comme le soulignent Rosenthal et Strange (2004), si des externalités de production existent, elles accroissent la production des entreprises, à ratio capital/travail inchangé (sous une hypothèse de neutralité hicksienne) : "*External economies are by definition shifters of an establishment's production function*".

Cependant, le manque de données individuelles au niveau des entreprises a, dans un premier temps, contraint les chercheurs à mettre en évidence les externalités d'agglomération sur données agrégées, ainsi qu'il a été souligné dans la partie précédente. Les premières études se sont ainsi intéressées à la croissance de l'emploi sectoriel local, sous l'hypothèse (discutable) qu'un accroissement de la productivité des entreprises devaient se traduire par un accroissement

de l'emploi. Glaeser, Kallal, Scheinkman et Schleifer (1992) et Henderson, Kuncoro et Turner (1995) cherchent à expliquer les différentiels observés de taux de croissance de l'emploi sectoriel dans les villes américaines par leurs différences en terme de spécialisation, ou au contraire de diversité des activités économiques, en contrôlant des possibles effets de concurrence. Combes (2000) et Combes, Magnac et Robin (2004) proposent une analyse détaillée de la croissance de l'emploi sectoriel dans les zones d'emploi françaises sur la période 1986-1993.

Henderson (2003) est le premier à étudier l'impact des externalités d'agglomération sur la productivité des entreprises. Il estime des fonctions de production au niveau de l'établissement en y introduisant des indicateurs d'agglomération (nombre de firmes du même secteur dans la ville, indice de diversité sectorielle dans la ville, etc.). Il utilise des données individuelles américaines de capital, travail et production pour un sous-échantillon d'établissements dont les activités se répartissent entre 5 industries manufacturières traditionnelles et 3 industries high-tech. Il constitue deux échantillons : un premier constitué d'entreprises mono-établissement suivies par période de 5 ans au cours d'enquêtes annuelles d'entreprises³, et un second échantillon d'établissements de firmes pluri-établissements issus des recensements quinquennaux d'entreprises. Contrôlant pour un certain nombre de biais sur lesquels nous reviendrons, il montre que la présence d'un nombre important d'établissements du même secteur dans la ville accroît significativement la productivité des établissements des secteurs high-tech, mais pas celle des établissements des secteurs traditionnels. Il montre également que ces externalités profitent plus aux entreprises mono-établissement qu'aux établissements d'entreprises pluri-établissements. Notons que du fait de l'introduction d'un effet fixe individuel, l'interprétation de ces résultats doit être faite en terme de croissance. L'élasticité de la production au nombre d'établissements du même secteur dans la ville est d'environ 0,1 pour les établissements d'entreprises pluri-établissements, et de l'ordre de 0,13 pour les entreprises mono-établissements. Il conclut donc à l'existence dans les secteurs high-tech d'importants spillovers de connaissance. Cette interprétation doit être prise néanmoins avec précaution. Si ce résultat soutient l'existence d'externalités de localisation, il reste difficile de préciser quelles sont leurs voies de transmission : marché du travail, spillovers technologiques, etc. Par ailleurs, l'auteur ne trouve pas d'effets significatifs des externalités d'urbanisation.

Moretti (2004) utilise une méthodologie proche de celle d'Henderson (2003), mais introduit dans une fonction de production au niveau de l'établissement, non pas le nombre de firmes du même secteur dans la ville, mais la part des travailleurs qui possèdent un diplôme universitaire (*college degree*). Son objectif est de mesurer l'ampleur des externalités de capital humain. Celles-ci peuvent intervenir si la présence de travailleurs qualifiés dans une zone rend les autres travailleurs plus productifs. L'auteur utilise également des données d'établissements aux Etats-

³D'une période d'enquête à l'autre, l'échantillon est largement modifié ce qui ne permet pas à Henderson de disposer d'un suivi longitudinal des firmes supérieur à 5 années. De plus, voulant garder le maximum de variations temporelles, il ne conserve que la première et la dernière année d'enquête de chaque vague. Il ne dispose donc pour chaque établissement de cet échantillon que de deux points dans le temps.

Unis pour les années 1982 et 1992. Il montre qu'entre ces deux dates les établissements situés dans les villes où la proportion de travailleurs éduqués a le plus augmenté sont ceux qui enregistrent la plus grande croissance de leur production. Dans son estimation la plus robuste (i.e. en contrôlant pour l'hétérogénéité inobservée individuelle et des chocs locaux), une augmentation de 1% de la part des travailleurs avec un diplôme universitaire accroît de 0,5-0,6 point la production des établissements dans la ville.

La disponibilité croissante de données individuelles entreprises a permis à l'étude d'Henderson (2003) d'être reproduite sur d'autres pays pour d'autres périodes temporelles⁴. Ainsi Cingano et Schivardi (2004) proposent une étude à partir de données d'entreprises italiennes. Leur méthode est légèrement différente de celle employée par Henderson (2003) et plus proche de ce que nous retenons par la suite. Ils utilisent une stratégie en deux étapes. Dans une première, ils estiment une fonction de production par entreprise. Ils calculent ensuite un taux de croissance moyen sur la période 1986-1998 de la productivité moyenne dans un secteur et une zone donnés.⁵ Ils expliquent ensuite la croissance entre 1986 et 1998 de cette productivité sectorielle locale par des indicateurs d'agglomération calculés pour l'année initiale.

Finalement, Combes, Duranton, Gobillon et Roux (2007) s'interrogent sur le sens de la causalité entre productivité et densité des activités économiques. Les entreprises sont-elles effectivement plus productives dans les villes les plus denses ou bien les villes les plus productives deviennent-elles plus grandes? Ces auteurs utilisent également une stratégie d'estimation en deux étapes, qu'ils déclinent suivant deux variantes. Dans une première, ils estiment la productivité individuelle de chaque firme, puis calculent la productivité moyenne d'une firme dans une zone d'emploi donnée. Dans la seconde variante, les auteurs introduisent un effet fixe spécifique à la zone de localisation et au secteur d'activité de la firme dans la fonction de production de première étape. Cette moyenne (ou cet effet fixe) est régressée en deuxième étape sur la densité en emploi et sur une mesure de l'accessibilité de la zone (*market potential*). Pour corriger le potentiel biais de causalité inverse, ils utilisent deux jeux d'instruments : l'un historique constitué des variables de densité et de *market potential* retardées de 150 ans ; l'autre géologique constitué de différentes caractéristiques du sol dans les zones d'emploi françaises. Ces variables sont de bons instruments dans la mesure où ils déterminent partiellement la densité et le potentiel de marché actuels mais pas la part de la productivité liée à des chocs récents. Suivant la mesure de productivité locale retenue et les instruments choisis, l'élasticité de la productivité à la densité varie entre 0,014 et 0,038.⁶ Les auteurs notent cependant que le biais de sélection spatiale (selon

⁴L'estimation de l'ampleur des externalités d'agglomération à partir de la productivité individuelle des entreprises a également été menée : sur données françaises par Martin, Mayer et Mayneris (2007), sur données marocaines par Fafchamps et Hamine (2007), et d'autres.

⁵Ils considèrent des zones équivalentes à nos zones d'emploi. Notons que ces auteurs calculent une productivité moyenne zone-secteur-temps comme somme pondérée des productivités individuelles, les poids étant la part de l'emploi de l'entreprise dans le cluster. Ceci leur permet de calculer des taux de croissance annuelle de cette productivité, taux qu'ils moyennent sur la période 1986-1998.

⁶Les estimations de Combes, Duranton, Gobillon et Roux (2007) et Henderson (2003) sont difficilement com-

lequel les firmes les plus productives choisissent toutes la même localisation ou bien seules les plus productives survivent dans une zone donnée) ne peut être corrigé avec cette méthode.

Dans la partie suivante, nous présentons plus en détail notre stratégie d'estimation, et mettons en évidence les difficultés économétriques liées à l'identification des externalités d'agglomération.

3 Stratégie d'estimation et biais potentiels

La littérature propose deux stratégies d'estimation des externalités d'agglomération à partir de données individuelles d'entreprises. La première stratégie, en une étape, consiste à introduire directement les indicateurs d'agglomération dans la fonction de production. La stratégie alternative vise à construire un indicateur de la productivité sectorielle locale à partir de l'estimation de la productivité individuelle de chaque firme, avant de le régresser sur des variables d'agglomération.

Dans le cadre de cette étude, nous retenons cette stratégie en deux étapes. Nous la présentons plus en détails dans cette partie et discutons des biais potentiels dans l'estimation des externalités d'agglomération.

Première étape : Nous estimons dans une première étape une fonction de production au niveau de l'entreprise de la forme :

$$va_{it} = \theta_{st} + \alpha_s l_{it} + \sum_{q \in \{2,3\}} \gamma_s^q sh_{iqt} + \beta_s k_{it} + u_{it} \quad (1)$$

La date est repérée par t . La firme est indiquée par i , son secteur d'activité par s et sa zone d'implantation par z . La zone géographique que nous étudions est la zone d'emploi⁷. Les secteurs considérés dans cette étude sont ceux de la Nomenclature d'Activité Française à 3 chiffres (224 groupes pour la NAF 2003), dite NAF220.⁸ Dans ce qui suit, nous considérerons des *clusters* ;

parables pour plusieurs raisons. Tout d'abord, elles ne portent pas sur le même pays, ni sur la même période temporelle. Ensuite, la méthode économétrique diffère. Combes, Duranton, Gobillon et Roux (2007) utilisent les variations en coupe des données, alors que Henderson (2003) identifie les effets d'agglomération sur les variations temporelles (par période de 5 ans). Néanmoins, si l'on considère une élasticité de 2% par an sur cinq ans, l'effet cumulé est de l'ordre de 10%, soit la valeur trouvée par Henderson (2003). Les deux résultats restent donc bien du même ordre de grandeur.

⁷Les zones d'emploi ont été définies par l'INSEE en 1983 (révisées en 1994 et 1999). Il s'agit de zones géographiques à l'intérieur desquelles la plupart des actifs travaillent et résident. Leur pourtour a donc été déterminé de manière à réduire les migrations domicile-travail trans-frontalières. La taille moyenne d'une zone d'emploi est de 1570 km². La plus petite zone d'emploi (Vitry-sur-Seine, 45 km²) est environ 140 fois plus petite que la plus grande zone d'emploi (Toulouse, 6208 km²).

⁸Le système statistique publique dispose de deux nomenclatures d'activité différentes : la Nomenclature d'Activité Française (NAF) et la Nomenclature d'Economie de Synthèse (NES). Cette dernière vise à refléter, autant que possible, le comportement d'agents confrontés à leur marché, alors que la NAF fait intervenir d'autres critères

ils correspondent à un secteur en NAF220 (s), dans une zone d'emploi (z), une année t donnée. Un cluster est donc défini et indicé par un triplet zst .

La productivité de l'entreprise est alors mesurée par le résidu estimé \hat{u}_{it} de l'équation précédente. Les observables individuelles considérées dans la fonction de production sont les suivantes : a/l_{it} l'emploi mesuré par le logarithme du nombre d'heures travaillées, b/sh_{igt} (pour $q = 2, 3$) la part des heures travaillées par les employés de type q afin de contrôler de la qualité de la main d'oeuvre employée par la firme⁹, c/k_{it} correspond au logarithme du stock de capital.¹⁰ Les coefficients technologiques, i.e. l'élasticité de la valeur ajoutée au travail et au capital, sont supposés être spécifiques au secteur d'activité de la firme en NAF220.

θ_{st} est un effet fixe secteur-temps. Il nous permet de contrôler pour tous les chocs macroéconomiques sectoriels et non locaux. Cet effet fixe élimine donc de notre mesure de productivité tous les déterminants spécifiques au secteur d'activité.

L'estimation d'une telle fonction de production est soumise à un certain nombre de biais (voir Griliches et Mairesse (1995) ou Akerberg, Benkard, Berry et Pakes (2006)). Le principal est le biais de simultanéité dans le choix des inputs.¹¹ Celui-ci est présent s'il existe des déterminants inobservables de la productivité de l'entreprise qui influencent le choix des facteurs de production (par exemple l'âge de la firme, sa structure financière, son appartenance à un groupe, les capacités d'encadrement de sa direction, etc.) ou bien si la firme subit un choc de productivité, partiellement anticipé par l'entrepreneur qui influence le choix du niveau d'emploi et de capital. Ce choc n'étant pas observable pour l'économètre, l'erreur est alors mécaniquement corrélée aux explicatives individuelles.

La littérature a proposé différentes solutions pour corriger ces différents biais (voir encadré 1). Nous retenons dans ce qui suit trois méthodes d'estimation : les moindres carrés ordinaires (*MCO*), la méthode d'Olley et Pakes (1996) (*OP*) et celle de Levinsohn et Petrin (2003) (*LP*). Les MCO ne corrigent bien évidemment d'aucun des biais évoqués précédemment. Par contre, les deux méthodes, OP et LP, corrigent du biais de simultanéité. L'idée de ces méthodes est

tels que les spécificités techniques de production ou l'organisation en filière de production. Il nous semble que la NAF est donc mieux adaptée à l'estimation d'une fonction de production.

⁹Ces catégories sont définies au moyen de la Nomenclature des Professions et Catégories Socioprofessionnelles (CSP). Suivant Burnod et Chenu (2001), les CSP permettent de regrouper (partiellement) les travailleurs en fonction de leur niveau de qualification. On définit ainsi trois catégories de travailleurs : (q3) renvoient aux travailleurs très qualifiés (chefs d'entreprises, cadres et professions intellectuelles intermédiaires et supérieures, correspondant aux catégories 20, 30 and 40 de la CSP), (q2) aux travailleurs qualifiés (employés et ouvriers qualifiés, correspondant aux catégories 52, 54 d'une part, et 62 à 65 de l'autre, de la CSP), enfin (q1) rassemble les travailleurs non-qualifiés, les travailleurs à temps partiel et les stagiaires, renvoyant à tous les autres codes de la CSP. Cette dernière catégorie est la catégorie de référence dans notre estimation.

¹⁰Dans notre base de données, cette mesure est la somme des actifs tangibles et intangibles mesurés au coût historique, actifs financiers exclus.

¹¹Notons également que trois autres sources de biais sont généralement évoquées par la littérature : les erreurs de mesure sur les variables dépendantes ou explicatives, un biais de spécification, et un biais de sélection. Nous ne corrigeons pas de ces biais dans la suite.

de trouver des indicateurs pour la partie anticipée du choc de productivité, qui sont introduits dans la fonction de production. Dans le cas d'OP, cet indicateur est une fonction non-linéaire du capital et de l'investissement de l'entreprise. Levinsohn et Petrin (2003) construisent, quant à eux, un indicateur à partir du capital et des consommations intermédiaires, qu'ils préfèrent à l'investissement.

Nous disposons donc au final de trois mesures individuelles de productivité, chacune renvoyant à une méthode d'estimation particulière (MCO, OP, LP). Nous calculons ensuite, à partir de chacune de ces trois mesures, une productivité moyenne par cluster zone-secteur-temps (TFP_{zst}). Celle-ci est égale à la moyenne pondérée des productivités individuelles :

$$TFP_{zst} = \sum_{i \in (z,s,t)} \frac{L_{it}}{L_{zst}} \hat{u}_{it} \quad (2)$$

Nous serons également amenés à utiliser la moyenne de productivité locale (TFP_{zt}), tous secteurs confondus, calculée comme moyenne pondérée des mesures précédentes.

$$TFP_{zt} = \sum_{s \in (z,t)} \frac{L_{zst}}{L_{zt}} \sum_{i \in (z,s,t)} \frac{L_{it}}{L_{zst}} \hat{u}_{it} \quad (3)$$

Au-delà des effets spécifiques à l'estimation des fonctions de production, il est possible que des inobservables sectorielles et locales influencent à la fois le choix des facteurs de production des entreprises localisées dans le cluster et leur productivité. Les méthodes précédentes ne permettent pas forcément de corriger du biais résultant de l'omission de ces variables. Pour cette raison, nous introduisons ensuite dans notre spécification un effet fixe zone-secteur-temps (f_{zst}) contrôlant de l'ensemble des inobservables (sectorielles) locales. Dans ce cas, les méthodes d'estimation proposées par Olley et Pakes (1996) et Levinsohn et Petrin (2003) étant difficiles à manipuler avec autant d'effets fixes, nous estimons la fonction de production par MCO. Cet effet fixe constitue donc un quatrième indicateur de productivité sectorielle locale. Nous en dérivons également une moyenne de la productivité locale (TFP_{zt}), tous secteurs confondus :

$$TFP_{zt} = \sum_{s \in (z,t)} \frac{L_{zst}}{L_{zt}} f_{zst} \quad (4)$$

Au final, nous disposons de quatre mesures de productivité sectorielle locale (TFP_{zst}), ainsi que de quatre mesures de productivité locale, tous secteurs confondus (TFP_{zt}). Sachant qu'aucune des méthodes économétriques utilisées dans l'estimation de la fonction de production n'est satisfaisante, nous faisons donc le choix d'en retenir plusieurs de manière à tester la sensibilité de nos résultats aux différents biais.

Deuxième étape : En deuxième étape, nous expliquons les différences de productivité moyenne entre clusters par nos variables d’agglomération :

$$TFP_{zst} = \theta_{st} + X_{zt} \cdot \beta + X_{zst} \cdot \gamma + v_{zst} \quad (5)$$

où θ_{st} est un jeu d’effets fixes secteur-temps. Rappelons que nous avons introduit en première étape des effets fixes secteur-temps, contrôlant ainsi de tous les déterminants sectoriels et non locaux de la productivité. Cependant, nous supprimons pour le calcul des moyennes de productivité sectorielle locale les entreprises pour lesquelles la valeur (en niveau et en croissance) de la productivité est considérée comme une valeur extrême, i.e. supérieure à plus de 5 fois la distance interquartile à la médiane (par secteur et par année). Cette sélection peut modifier à la marge les moyennes sectorielles de productivité, raison de l’introduction de ce jeu d’effets fixes en deuxième étape. Leur pouvoir explicatif reste donc très limité dans cette seconde étape.

X_{zt} représente l’ensemble des caractéristiques de la zone d’emploi, non spécifiques à un secteur donné, susceptibles d’influencer les performances de l’entreprise. Celles-ci peuvent être liées aux externalités d’urbanisation que nous cherchons à estimer, ou bien à des caractéristiques propres à la zone et fixes dans le temps (climat, environnement naturel, dotations en infrastructures, contexte institutionnel, etc.).

X_{zst} correspond à l’ensemble des caractéristiques du cluster (externalités de localisation). Nous détaillons ces variables dans la suite. Dans cette spécification, les caractéristiques sectorielles locales (X_{zst}) sont celles du secteur en NAF220 de l’entreprise. Les élasticités β et γ ne sont initialement spécifiques à aucun secteur. Selon cette hypothèse, les externalités d’agglomération jouent avec la même force dans tous les secteurs. Cette hypothèse est levée dans la suite.

Nous estimons cette deuxième étape par moindres carrés pondérés, les poids étant le nombre d’entreprises par cluster dans l’échantillon. Cela permet de donner plus de poids dans l’estimation aux zones d’emploi pour lesquelles la moyenne de productivité est calculée sur un plus grand nombre d’individus¹². Enfin, nous ne retenons que les clusters dans lesquels plus de 3 entreprises de notre échantillon sont présentes. En effet, nous voulons éviter le cas où la moyenne de productivité dans le cluster est calculée sur une ou deux entreprises uniquement.

Cette seconde étape souffre également de deux biais potentiels : l’un de sélection spatiale des entreprises, l’autre de variables omises (ou de causalité inverse).

Il peut exister des inobservables individuelles, déterminant la productivité des entreprises et non contrôlées en première étape, corrélées avec nos déterminants sectoriels locaux. Autrement dit, ces inobservables individuelles peuvent se distribuer dans l’espace de manière non aléatoire.

¹²Nous avons essayé cette régression sans poids, ou avec des poids différents (par exemple la part de l’emploi des entreprises de l’échantillon dans l’emploi total de la zone d’emploi). Cela ne change pas les résultats.

Il s'agit alors d'une forme de sélection spatiale des firmes susceptible de biaiser les résultats de deuxième étape. A titre d'exemple, il est possible que les entrepreneurs les plus talentueux se regroupent spatialement pour des raisons sans rapport avec les externalités d'agglomération (qualité de vie, offre culturelle locale, etc). Dans ce cas, les entreprises les plus productives seront agglomérées sans que cela ne soit la conséquence d'externalités positives d'agglomération. Nous ne traitons pas ce problème de sélection spatiale dans ce étude. L'une des pistes envisageables est d'introduire en première étape un effet fixe individuel. Ce dernier présente deux avantages. Il supprime le biais de variables omises individuelles (et en partie le biais de simultanéité) et permet de contrôler de l'hétérogénéité individuelle inobservée, source du biais de sélection spatial évoqué plus haut. Cependant, introduire un effet fixe individuel contraint l'identification à reposer sur les variations inter-temporelles des données, notamment celles des variables d'agglomération. Or ces dernières, de même que les données de capital, présentent peu de variabilité temporelle. Une identification crédible des effets d'agglomération n'est alors envisageable que sur différences longues. Or du fait des problèmes de suivi temporel des entreprises, cela introduit un biais de sélection dans l'échantillon. Nous avons donc préféré ne pas retenir cette solution.

Indépendamment des problèmes de sélection spatiale, la seconde étape de notre stratégie peut être biaisée pour des raisons classiques de biais de variables omises ou de causalité inverse. Notre capacité à construire des indicateurs d'agglomération repose sur les données d'emploi, qui sont les seules données géographiquement localisées (cf infra). On peut imaginer que d'autres formes d'hétérogénéité (sectorielle) locale absentes de nos estimations, sont à la fois corrélées aux observables (sectorielles) locales et influencent la productivité des entreprises. Dans nos estimations, nous introduisons un ensemble de variables propres à chaque zone d'emploi et fixe dans le temps, ce qui permet de contrôler d'une part de l'hétérogénéité spatiale inobservée. Un second problème concerne un potentiel biais de causalité inverse. Ce point est celui soulevé par Combes, Duranton, Gobillon et Roux (2007). Il se peut que les firmes localisées dans une zone soient plus productives du fait d'une caractéristique particulière de cette zone, telle que sa dotation en infrastructure publique ou sa géographie. Cela attire en retour un plus grand nombre de firmes dans la zone. La productivité plus élevée est alors responsable de la densité plus élevée et non l'inverse. Combes, Duranton, Gobillon et Roux (2007) traitent ce problème en utilisant des instruments historiques et géologiques. Nous ne disposons pas de tels instruments. Nous pourrions utiliser comme instruments les variables retardées de plusieurs périodes. Cependant, du fait d'une durée d'observation limitée (11 ans), on ne peut pas considérer que les variables retardées soient des instruments valides.

Finalement, notre stratégie en deux étapes permet de corriger des biais de variables omises et de simultanéité en première étape, mais reste agnostique quant à l'existence en deuxième étape de biais liés à la sélection spatiale ou à la causalité inverse. Nos résultats, bien que non

instrumentés, restent proches de ceux de Combes, Duranton, Gobillon et Roux (2007), suggérant que si ces biais existent, ils sont d'ampleur limitée.

Encadré : Estimation de fonction de production

La littérature sur les fonctions de production (voir Akerberg, Benkard, Berry et Pakes (2006) pour une revue de littérature) s'organise autour de trois grandes familles d'estimateurs :

- *les méthodes à variables instrumentales* : il s'agit de trouver des variables corrélées aux choix des facteurs mais ne déterminant pas la productivité de la firme. La première intuition concerne les salaires et le coût du capital. Cependant, la variable de coût du capital est rarement disponible. De plus, ces variables ne sont de bons instruments que si les marchés des facteurs (emploi et capital) sont concurrentiels. Si tel n'est pas le cas, les choix de facteur de l'entreprise (donc sa productivité) détermine en partie leur coût, il y a donc une causalité inverse entre productivité et coûts des facteurs.
 - *les méthodes à effets fixes* : il s'agit d'introduire un effet fixe individuel dans la fonction de production, censé capter l'ensemble des inobservables corrélées aux choix des facteurs. Cela revient également à supposer que le choc anticipé de productivité est fixe dans le temps. L'estimation d'un modèle à effet fixe repose alors sur l'estimateur intra, l'estimateur en première différence ou en différence longue suivant les hypothèses faites sur le choc idiosyncratique. Henderson (2003) et Moretti (2004) utilisent cette méthode. Néanmoins, du fait d'un ajustement lent du stock de capital, le coefficient relatif à cette variable est généralement très faible¹³. Pour relâcher l'hypothèse de fixité, Blundell et Bond (2000) propose d'ajouter un processus AR(1). Ils estiment alors un modèle dynamique de panel. Les variables retardées de capital et de travail sont utilisées comme instruments, ce qui est valide sous certaines hypothèses sur la corrélation temporelle des termes idiosyncratiques,.
 - *les méthodes à indicateurs* : Olley et Pakes (1996) et Levinsohn et Petrin (2003) proposent de trouver des indicateurs (*proxies*) au choc anticipé de productivité. Olley et Pakes (1996) supposent que ce choc anticipé de productivité suit un processus de Markov et qu'à capital donné, il détermine de façon unique le niveau des investissements. Levinsohn et Petrin (2003) font l'hypothèse qu'à capital donné, ce choc détermine uniquement le niveau des consommations intermédiaires. Dans les deux cas, les auteurs utilisent ces relations entre productivité et investissement (ou consommations intermédiaires) pour approximer le choc anticipé.
-

¹³A titre d'exemple, Henderson (2003) trouve un coefficient entre 0.02 et 0.1, Moretti (2004) travaillant sur longue différence (1982-1992) trouve des coefficients plus élevés, mais son échantillon souffre d'un plus grand biais de sélection.

4 Données

4.1 Sources des données

Dans cette étude, nous utilisons la même base de données que Combes, Duranton, Gobillon et Roux (2007), qui résulte, pour chaque année de 1994 à 2004, de la fusion de trois fichiers administratifs.

Les fichiers RSI (*Régime Simplifié d'Imposition*) et BRN (*Bénéfices Régime réel Normal*) contiennent les déclarations annuelles de comptes d'entreprise à l'administration fiscale. L'information concernant la production et le capital des entreprises est issue de ces fichiers fiscaux. Nous restreignons cette étude aux entreprises déclarant des impôts aux titres des bénéfiques industriels et commerciaux (BIC). Sont donc exclues les entreprises avec des revenus agricoles (RA) ou des bénéfiques non commerciaux (BNC). Seules celles remplissant les formulaires du Régime Normal (BRN) ou du Régime Simplifié (RSI) sont présentes. Les plus petites structures payant des impôts sous le régime allégé sont écartées. Cet ensemble représente près de 98% du chiffre d'affaire des entreprises françaises et environ 65% du total des entreprises (données 2003). Les fichiers fiscaux nous permettent de reconstruire le chiffre d'affaire, la valeur ajoutée, le capital ainsi que l'investissement des entreprises. Rappelons encore que ces données ne sont disponibles qu'au niveau de l'entreprise et non pas au niveau de l'établissement.

Les fichiers SIREN (*Système d'Identification du Répertoire des ENtreprises*) contiennent les identifiants des firmes et des établissements (respectivement les codes SIREN et NIC), des informations sur leur classification économique (activité principale (APE) dans la catégorie NAF), ainsi que des informations sur la localisation géographique (code géographique). Le champ du Répertoire utilisé pour cette étude est le champ ICS (Industrie, Commerce et Services). En sont exclues les activités agricoles, les activités financières et l'administration.

Les fichiers DADS (*Déclarations Annuelles de Données Sociales*) permettent de reconstituer toutes les informations sur l'emploi de chaque établissement employant au moins un salarié. Les employeurs sont en effet tenus, annuellement et pour chaque salarié, de fournir un certain nombre d'informations : le nombre de jours travaillés, le nombre d'heures travaillées, sa rémunération et d'autres caractéristiques personnelles (sexe, âge, catégorie socioprofessionnelle). Ce fichier a été réorganisé afin de disposer d'informations sur l'emploi au niveau de l'établissement (nombre d'heures travaillées, masse salariale).

Le fichier SIREN contient près de 3 millions d'établissements chaque année, tandis que le fichier DADS regroupe en moyenne 1,6 million d'établissements tous les ans. L'appariement des deux conduit à l'élimination des établissements sans salariés qui sont en effet absents des fichiers DADS, ainsi que des établissements engagés dans les activités financières ou immobilières, absents eux des fichiers SIREN. Le panel qui en résulte est ensuite fusionné aux données fiscales

RSI/BRN, qui contiennent eux entre 1,6 et 2 millions d'observations (firmes) par an. Dans la base de données issue de ce nouvel appariement ont disparu les firmes non soumises à l'impôt sur les sociétés (coopératives, associations, etc) qui ne figurent pas dans les fichiers fiscaux.¹⁴.

Nous utilisons également les inventaires communaux pour l'année 1998 qui nous fournissent un certain nombre d'informations sur les caractéristiques géographiques, ainsi que sur les dotations, des communes françaises.

4.2 Sélection et corrections sur les données

Un certain nombre d'opérations de sélection et de correction ont été menées afin d'extraire du fichier brut issu de l'appariement SIREN-BRN/RSI-DADS, une base de données propre à l'estimation.

Tout d'abord, les observations présentant des valeurs aberrantes pour une des variables clés (valeur ajoutée, capital, emploi) ont été supprimées.

Ensuite, le suivi longitudinal des entreprises est particulièrement difficile. Il se peut que des firmes entrent et sortent du panel, sans que cela corresponde à une véritable création ou destruction d'entreprise (fusions et acquisitions, changement de localisation géographique, etc.). Lorsqu'une firme est observée de manière discontinue, nous conservons les deux périodes d'observation séparément. L'identifiant d'une entreprise devient donc son identifiant SIREN couplé à l'année de début de la période d'observation. Ce problème dans le suivi longitudinal des entreprises est la raison pour laquelle nous n'avons pas retenu de méthode d'estimation de la fonction de production par effets fixes. En effet, une estimation crédible des externalités d'agglomération dans le cas où la variabilité étudiée est une variabilité temporelle nécessite de retenir des différences longues, comme le font Henderson (2003) (période de 5 ans) et Moretti (2004) (période de 10 ans). Cependant, cela introduit un biais de sélection dans l'échantillon.

Ensuite, au cours d'une période d'observation, il se peut qu'une entreprise change de secteur d'activité principale. Pour chacune de ces périodes, nous affectons donc chaque firme dans le secteur où elle est présente le plus longtemps. Il est difficile d'avoir des explications toujours très pertinentes sur ces changements de secteurs d'activité. Il est certain qu'une firme est rarement mono-activité. Les variations dans l'activité déclarée ne sont certainement pas toujours dues à un changement drastique dans l'activité des entreprises, mais plus à un rééquilibrage dans les différentes activités exercées. Nous atteignons là une des limites de la classification des entreprises par secteur d'activité, limites qu'il nous semble difficile de dépasser. Nous disposons alors d'un panel de 1 762 565 entreprises, correspondant à 2 441 428 établissements.

¹⁴Nous avons profité du travail de Sébastien Roux et de Simon Quantin pour la construction de cette base de données appariée. Nous les remercions pour nous avoir aidé à comprendre la construction des variables de cette base.

Comme nous ne nous intéressons pas aux entrées ou sorties de firmes d'un marché, nous ne gardons dans notre panel que les périodes d'observation supérieures ou égales à 2 ans consécutifs. De plus, les estimations de productivité à la Olley et Pakes (1996) et Levinsohn et Petrin (2003) nécessitent d'avoir des données retardées d'investissement ou de consommations intermédiaires non disponibles pour les entreprises présentes une année seulement.

Les entreprises employant strictement moins de cinq salariés¹⁵ ont ensuite été retirées du panel. Ce choix est conséquent, puisqu'il conduit à la réduction de plus de moitié de la taille de notre échantillon. Néanmoins, ces entreprises représentent moins de 10% de l'emploi total et de la valeur ajoutée chaque année. Ce processus de tri ne vise à éliminer que des données susceptibles de bruyter nos estimations. En outre, c'est un choix de sélection assez classique dans la littérature (voir Aubert et Crépon (2003) ou Combes, Duranton, Gobillon et Roux (2007)). Il est nécessaire de préciser que nos indices d'agglomération ont été établis à partir du panel complet (entreprises de moins de 5 salariés comprises).

Nous ne conservons ensuite dans notre panel que les entreprises qui restent mono-établissement au cours de la période d'observation. En terme économique, cette sélection est plus dommageable que la sélection précédente. Si les entreprises mono-établissement représentent environ 90% du total des entreprises présentes dans l'échantillon, elles ne comptent que pour 50 à 60% de l'emploi total et environ 50% de la valeur ajoutée chaque année. Cette sélection est néanmoins justifiée pour les raisons suivantes. Les données issues des BRN-RSI ne permettent pas de calculer une productivité au niveau de l'établissement, dont seules les données d'emploi sont connues. Les données de production, de capital et de consommations intermédiaires ne sont disponibles qu'au niveau de l'entreprise. Or une même entreprise peut posséder plusieurs établissements, il est alors impossible de localiser de manière satisfaisante sa production et son capital. Quel est alors l'environnement industriel de la firme à considérer ? Celui de son siège, de son établissement le plus grand ? ou bien une moyenne des environnements auxquels font face chacun de ces établissements ?¹⁶

Une solution envisageable serait de calculer la productivité de chaque entreprise, puis de la redistribuer à chacun de ces établissements suivant une clé de répartition judicieuse. Or cette clé de répartition ne peut être construite qu'au moyen d'une information elle-même localisée, c'est-à-dire en l'espèce au moyen de l'information sur l'emploi seulement. Expliquer les différences de

¹⁵Nous disposons de deux données d'emploi : l'une issue des BRN, l'effectif salarié directeur, l'autre des DADS, le nombre d'heures totales travaillées dans l'entreprise. La première mesure est peu satisfaisante, et parfois sans lien avec les données d'heures travaillées. Nous calculons donc un effectif salarié en équivalent temps plein en divisant le nombre d'heures travaillées par 1650. Cette valeur correspond à la moyenne de la durée annuelle de travail des salariés à temps complet (hors enseignants) calculée à partir des enquêtes emploi 2003 et 2004 (INSEE (2006)).

¹⁶Wallace et Walls (2004) retiennent cette solution et construisent un indicateur moyen d'agglomération au niveau de l'entreprise comme somme pondérée des indicateurs d'agglomération prévalant pour chacun des établissements de l'entreprise, les poids correspondant à la part de l'emploi de l'établissement dans l'emploi total de la firme.

productivité entre établissements d’une même firme à cette aune, et à cette aune seulement, est certainement très restrictif, et assurément non sans conséquences sur l’estimation.

De plus, la sélection des entreprises mono-établissement évite un écueil dans les données : celui du dégroupage-regroupage. Pour des soucis de simplicité de déclaration, certaines entreprises pluri-établissements sont autorisées à ne déclarer l’emploi que dans un seul établissement. Dans ce cas, la localisation géographique de l’emploi des établissements est impossible.¹⁷ C’est donc pour cette raison que nous faisons le choix de restreindre notre échantillon aux entreprises mono-établissement uniquement. Plus précisément, nous nous restreignons aux entreprises qui restent mono-établissements tout au long de leur période d’observation. Désormais la localisation des facteurs et de la productivité ne pose plus de difficultés particulières.

Nous éliminons enfin 13 secteurs d’activités (en NAF220) qui correspondent, pour une année donnée, à l’activité principale de moins de 100 firmes. Ces firmes ne sont présentes que dans un petit nombre de clusters. Au total, notre base de données contient 464 998 firmes, renvoyant à 3 236 260 observations entreprise-année. Ces firmes sont des firmes mono-établissement, présentes dans la base au moins deux ans consécutivement, ayant un effectif (en équivalent temps plein) supérieur à 5 salariés.

5 L’ampleur des externalités d’agglomération

Nous présentons dans cette partie quelques statistiques descriptives sur nos mesures de productivité sectorielle locale ainsi que les différentes variables d’agglomération que nous utiliserons dans cette étude.

5.1 Nos mesures de la productivité sectorielle locale

Dans ce qui suit, nous utiliserons les quatre mesures de la productivité sectorielle locale présentées précédemment. Les trois premières correspondent à la fonction de production successivement estimée par les moindres carrés ordinaires ($MCO - TFP_{zst}$), par la méthode de Olley et Pakes (1996) ($OP - TFP_{zst}$) et par la méthode de Levinsohn et Petrin (2003) ($LP - TFP_{zst}$). La productivité sectorielle locale est alors calculée comme somme pondérée des productivités individuelles. La quatrième mesure utilisée correspond à l’estimation par MCO d’un effet fixe zone-secteur-temps introduit en première étape ($EF - TFP_{zst}$). Rappelons que l’utilisation de ces quatre mesures différentes permet de tester la sensibilité de nos résultats aux différents biais d’endogénéité évoqués plus haut.

Le tableau 1 présente les corrélations entre nos quatre mesures de productivité sectorielle

¹⁷Ce problème est également susceptible d’influencer le calcul de nos indicateurs d’agglomération. Tant que ce problème de dégroupage-regroupage est aléatoire dans l’espace, il ne biaise pas nos résultats.

TAB. 1 – Corrélation entre mesures de productivité sectorielle locale

	MCO-TFP _{zst}	OP-TFP _{zst}	LP-TFP _{zst}	EF-TFP _{zst}
MCO-TFP _{zst}	1			
OP-TFP _{zst}	0,79	1		
LP-TFP _{zst}	0,81	0,71	1	
EF-TFP _{zst}	0,82	0,69	0,68	1

(i) Le nombre d'observations utilisées est de 211 761.

(ii) Toutes les corrélations sont significatives au seuil de 1%.

locale. Elles apparaissent fortement corrélées, bien qu'elles ne corrigent pas toutes des mêmes biais. Le tableau 2 fournit quelques statistiques descriptives sur chacune de nos mesures de productivité. Les distributions de productivité sectorielle locale sont très semblables.

TAB. 2 – Statistiques descriptives sur les productivités sectorielles locales

	Moyenne	Ecart-type	Min	Q1	Médiane	Q3	Max
MCO-TFP _{zst}	-0,01	0,25	-2,11	-0,13	-0,01	0,12	2,09
OP-TFP _{zst}	-0,01	0,29	-2,22	-0,16	-0,01	0,14	2,16
LP-TFP _{zst}	0,01	0,31	-2,24	-0,14	0,01	0,16	2,16
EF-TFP _{zst}	0,02	0,25	-2,17	-0,10	0,01	0,14	2,03

Lorsque l'on s'intéresse aux quatre mesures de productivité locale (TFP_{zt}), tous secteurs confondus, celles-ci apparaissent encore plus corrélées. La productivité calculée par MCO a un coefficient de corrélation de 0,85 avec celle calculée par Olley et Pakes (1996), de 0,82 avec l'estimation Levinsohn et Petrin (2003) et de 0,87 avec celle par effet fixe. Les estimations OP et LP présentent un coefficient de corrélation de 0,83, et ont toutes deux une corrélation supérieure à 0,7 avec l'estimation EF.

5.2 Sources des externalités d'urbanisation

La densité en emploi et la superficie

La première question est de savoir si la productivité des entreprises est plus forte là où les activités économiques sont davantage concentrées. En effet, les externalités d'urbanisation dépendent en premier lieu de la taille de l'économie locale. Les études séminales introduisent la taille absolue en terme d'emploi du marché local. Cependant, Ciccone et Hall (1996) lui préfèrent la densité en emploi. Contrairement à toute autre mesure de la taille du marché local, la densité en emploi est moins sensible aux différences de zonage. En effet, bien que construites à partir d'un critère uniforme, les zones d'emploi sont de superficie assez variable. Aussi, à densité donnée, l'étendue globale du marché local peut tout de même être important. C'est la

raison pour laquelle, suivant Combes, Duranton et Gobillon (2008), il est également nécessaire d'introduire la superficie de la zone d'emploi.

Le logarithme de la densité en emploi est défini pour une zone d'emploi donnée z à la date t par :

$$dens_{zt} = \frac{emp_{zt}}{surf_z} \quad (6)$$

où emp_{zt} est le niveau en emploi mesuré par le nombre de salariés équivalent temps-plein (ETP) dans la zone z à la date t . $surf_z$ renvoie à la surface de cette zone en km^2 . Le tableau 3 renseigne sur la distribution de chacune des variables explicatives utilisées ci-après pour l'année 2004. La moyenne de la densité en emploi s'établit à 64 salariés ETP par km^2 , ce qui semble une mesure cohérente avec la densité de population en France, environ 112 habitants par km^2 . En revanche, l'emploi est très inégalement réparti sur le territoire, cette densité passant de moins de 1 salariés ETP par km^2 pour la zone d'emploi de Mont-de-Marsan (7281) à plus de 7100 salariés ETP par km^2 pour la zone d'emploi de Paris (1131). Le ratio $P90/P10$, mesurant le ratio de la valeur du dernier centile sur celle du premier, s'établit à 14,7. La même remarque prévaut pour le nombre d'établissements (tous secteurs confondus) qui passe de 238 dans la zone d'emploi de Gannat (Ariège) (8325) à plus de 73 000 à Paris, le ratio $P90/P10$ s'établissant à 11,2.

Le potentiel de marché

Les zones d'emploi ne sont pas des territoires isolés ; elles sont au contraire fortement liées les unes aux autres par des flux migratoires et/ou des flux de commerce. Ces interactions entre zones sont au cœur des modèles d'économie géographique. Leur estimation empirique a montré que ces interactions pouvaient largement influencer le salaire des travailleurs ou la rentabilité des entreprises (Head et Mayer (2004), Head et Mayer (2006)). En effet, les firmes bénéficient certes d'externalités marshalliennes au sein de leur zone d'implantation, mais peuvent également tirer parti des marchés installés dans des zones voisines. Un indicateur classique de ces *externalités entre zones* est le potentiel de marché (ou potentiel marchand), traditionnellement représenté comme la somme pondérée de la densité en emploi des zones voisines, les poids étant les inverses des distances géographiques entre barycentres des zones d'emploi. La moyenne du potentiel de marché s'établit à 130 mais cette variable est, comme la densité, très inégalement répartie sur le territoire. Elle varie entre 37 pour la zone d'emploi de Oloron-Mauléon (7212) située dans les Pyrénées-Atlantiques¹⁸ à 2 115 pour Paris ($P90/P10 = 4,6$).

¹⁸Notons que notre mesure du potentiel de marché considère la France comme un territoire isolé du reste du monde. Il se peut que certaines zones d'emploi des régions frontalières françaises jouissent d'une meilleure accessibilité au reste de l'Europe, ce qui n'est pas pris en compte par cette variable.

TAB. 3 – Statistiques descriptives sur les indicateurs d’agglomération

Statistiques	Moyenne	Ecart-type	Min	Q1	Médiane	Q3	Max
Externalités d’urbanisation							
Densité _{zt}	64	416	1	7	13	25	7140
Superficie _{zt}	1569,75	986,68	44,93	837,51	1420,86	2066,54	6207,74
Emploi _{zt}	33752	61850	1945	9411	17471	34814	752562
Nb. Etablissements _{zt}	3108	5298	238	1057	1734	3129	73282
Pot. de Marché _{zt}	129,92	209,56	36,72	57,92	73,29	112,58	2115,27
Part des qualifiés _{zt}	0,26	0,07	0,13	0,22	0,24	0,28	0,60
Diversité _{zt} (NAF220)	31,20	9,36	3,83	25,63	31,81	37,62	55,40
Diversité _{zt} (NAF60)	12,81	2,57	3,53	11,33	13,03	14,48	19,17
Externalités de localisation (NAF220)							
Emploi _{zst}	283	1050	1	12	54	213	61910
Spécialisation _{zst}	0,01	0,02	0,00	0,00	0,00	0,01	0,50
Part des qualifiés _{zst}	0,32	0,24	0,00	0,14	0,26	0,45	1,00
Nb. Etablissements _{zst}	26	109	1	2	5	16	8062
Concurrence _{zst}	8,14	21,03	1,00	1,17	2,54	6,56	1100,52
Externalités de localisation (NAF60)							
Emploi _{zkt}	864	3189	1	42	187	693	177236
Spécialisation _{zkt}	0,03	0,04	0,00	0,00	0,01	0,03	0,50
Part des qualifiés _{zkt}	0,32	0,21	0,00	0,17	0,26	0,42	1,00
Nb. Etablissements _{zkt}	80	307	1	4	12	51	14178
Concurrence _{zkt}	16,02	37,58	1,00	1,95	4,42	13,21	1050,91

$$MP_{zt} = \sum_{z' \neq z} \frac{dens_{z't}}{dist_{zz'}} \quad (7)$$

où $dist_{zz'}$ représente la distance à vol d'oiseau entre les barycentres des zones d'emploi z et z' .

Diversité du tissu industriel

Si la densité des activités économiques prend déjà partiellement en compte la présence d'externalités d'urbanisation, la répartition de l'emploi au sein des différents secteurs présents dans la zone peut, à densité de l'emploi donnée, être fort différente. Il est donc usuel d'introduire un indice de diversité, supposé capter la relative homogénéité de la distribution locale des emplois entre les différents secteurs d'activité. Selon Jacobs (1969), la diversité sectorielle d'une zone peut être la source d'externalités si les idées et les technologies circulent d'un secteur à un autre et s'enrichissent de cette interpénétration. En outre, il est possible pour les firmes profitent d'une plus grande variété de biens et services intermédiaires. Notre indicateur de diversité est défini comme l'inverse d'un indicateur d'Herfindhal :

$$div_{zt} = \frac{1}{\sum_{k \in S_{zt}} \left(\frac{emp_{zkt}}{emp_{zt}} \right)^2} \quad (8)$$

où S_{zt} renvoie à l'ensemble des secteurs économiques présents dans la zone d'emploi z à la date t . Si l'emploi local est concentré dans un seul secteur alors notre indicateur vaut 1. Si, au contraire, l'emploi est équi-réparti entre les secteurs en nombre M_{zt} , alors $div_{zt} = M_{zt}$.

Le nombre de secteurs différents (en NAF220) dans une zone d'emploi varie dans un rapport de 1 à 3, de 61 secteurs différents à 188. Notre variable de diversité s'établit, quant à elle, en moyenne à 31, oscillant entre 3,83 et 55,4. Les variations sont naturellement moins heurtées lorsque la différenciation sectorielle s'effectue au niveau NAF60.

5.3 Sources des externalités de localisation

Spécialisation

En accord avec l'hypothèse de Marshall-Arrow-Romer, l'agglomération d'entreprises d'un même secteur d'activité dans une zone géographique est susceptible de générer, à leur profit, des effets externes positifs. Ces effets transitent soit par l'échange d'idées et de technologies, soit par le partage des gains liés à un marché plus large pour les facteurs de production, notamment le facteur travail, ou pour les consommations intermédiaires. On mesure généralement la spécialisation relative d'une zone z dans l'activité s par la part du secteur s dans l'emploi local :

$$spec_{zst} = \frac{emp_{zst}}{emp_{zt}} \quad (9)$$

Cet indicateur varie entre 0, si aucun établissement présent dans la zone z n'appartient au secteur économique s , et 1, dans la situation inverse où tout l'emploi de la zone est concentré dans ce secteur. Au niveau NAF220, il apparaît que les zones d'emploi sont relativement peu spécialisées. La moyenne s'établit à 0.01, et la valeur maximum à 0.5, cette dernière correspondant à l'emploi du secteur des transports aériens (621) dans la zone d'emploi de Roissy-en-France (1156). Cette variable de spécialisation est un peu plus hétérogène lorsqu'elle est mesurée au niveau NAF60.

Répartition spatiale de la main d'oeuvre qualifiée

Au sein d'un secteur donné, les qualifications sont inégalement réparties sur le territoire, comme l'ont montré Combes, Duranton et Gobillon (2008). De plus, Moretti (2004) montre, sur données américaines entre 1982 et 1992, qu'une fois que l'on contrôle de la qualification de leur emploi, les établissements qui enregistrent les plus grands gains de productivité sont ceux situés dans les villes où la part des qualifiés a le plus crû. Ceci suggère l'existence d'effets externes bénéfiques liés à l'accumulation de capital humain dans un secteur et une zone donnés (Rauch (1993)). Même si nous contrôlons la qualité de la main d'oeuvre employée par les entreprises dans nos régressions de première étape, il se peut que la productivité estimée pour un cluster soit positivement corrélée avec la proportion locale de travailleurs qualifiés, car ces derniers sont les plus à même de faire circuler les idées et l'information. Il est donc nécessaire d'introduire, dans nos régressions de deuxième étape, la part totale des employés qualifiés dans l'emploi sectoriel local.

$$H_{zst} = \frac{emp_{zst}^3}{emp_{zst}} \quad (10)$$

où emp_{zst}^3 est l'emploi qualifié (groupe Q3) dans le cluster zone-secteur-temps et emp_{zst} l'emploi total dans le cluster. Nous retrouvons le fait que les qualifications sont inégalement réparties sur le territoire. Au niveau de la zone d'emploi (tous secteurs confondus), la part des qualifiés dans le total de l'emploi s'élève à 26%, passant de 13% à 60%. Sectoriellement, les écarts sont encore plus marqués (variant de 0 à 1), la moyenne s'établit à 32%.

Distribution de l'emploi entre établissements du cluster

A un même niveau de spécialisation dans deux zones différentes pour un même secteur s , la naissance, l'accumulation et la transmission d'informations sont susceptibles de fluctuer tant selon le nombre d'établissements présents dans la zone, que suivant leurs tailles respectives. De plus, si le bien est vendu localement, la distribution de taille des firmes peut constituer une

mesure du degré de concurrence locale. Celle-ci peut très largement influencer le prix des produits des firmes. Aussi est-il courant d'introduire des variables caractérisant la distribution de l'emploi sectoriel local entre établissements du secteur dans la zone considérée. Suivant Fafchamps et Hamine (2007), nous appréhendons la distribution de l'emploi entre établissements d'un secteur par le nombre d'établissements dans la zone (N_{zst}) et l'inverse d'un indice de concentration de l'emploi de type Herfindhal (C_{zst}).

$$C_{zst} = \frac{1}{\sum_{j \in E_{zst}} \left(\frac{emp_{jt}}{emp_{zst}} \right)^2} \quad (11)$$

où E_{zst} est l'ensemble des établissements (indiqués par j) dans le cluster. Cette variable varie entre 1, lorsque le secteur n'est représenté que par 1 seul établissement dans le marché, à N_{zst} , le nombre total d'établissements du secteur dans la zone. La variable atteint cette borne supérieure quand l'emploi du secteur est équi-réparti entre les établissements dans la zone.

Le degré de concurrence sectoriel est également fortement hétérogène, variant de 1 (aucune concurrence) à plus de 1100, la moyenne s'établissant à 8,14.

Caractéristiques fixes dans le temps des zones d'emploi

L'existence de zones d'agglomération des entreprises, peut être justifiée par la présence d'attraits physiques ou politiques adaptés aux activités économiques. Des caractéristiques locales (telles que la présence de gisements de matières premières) peuvent en effet conduire les firmes à se concentrer dans une même zone et par la même occasion accroître leur productivité¹⁹. Dans cet exemple, le surcroît de productivité mesuré ne sera lié à aucune forme d'externalités de production.

Il est donc nécessaire de contrôler dans notre deuxième étape d'un ensemble de caractéristiques déterminant à la fois le choix de localisation des entreprises et leur productivité, dont l'omission est susceptible de biaiser l'estimation des coefficients de nos explicatives. Trouver de bonnes mesures de l'attractivité d'une zone pour les entreprises est une question délicate. Dans notre étude, nous utilisons des caractéristiques communales, fixes dans le temps, issues des inventaires communaux, pour l'année 1998. Nous calculons la moyenne de ces variables au niveau de la zone d'emploi, pondérée par la taille respective des communes. Il s'agit : de deux indicatrices indiquant si la commune est située respectivement en bord de mer ou dans un massif montagneux, deux autres encore signalant respectivement la présence ou non de monuments historiques ou culturels, et celle d'un point d'eau (plan d'eau, étang...). Enfin, nous introduisons également

¹⁹Des considérations fiscales peuvent également influencer les choix de localisation des entreprises (Rathelot et Sillard (2006) pour le France et Duranton, Gobillon et Overman (2007) pour le Royaume-Uni). Néanmoins, les différentiels de fiscalité locale n'influencent pas directement les différentiels de productivité.

une mesure de la distance moyenne de la zone d'emploi à la bretelle d'autoroute la plus proche. Hormis la dernière, ces variables sont celles utilisées par Combes, Duranton et Gobillon (2008).

Une autre approche aurait consisté à introduire un effet fixe zone (voire un effet fixe zone-secteur) dans l'équation de deuxième étape de manière à contrôler de l'ensemble des déterminants propres à une zone d'emploi (ou à un secteur dans une zone) susceptibles d'influencer à la fois les choix de localisation et la productivité des entreprises du cluster. Une telle stratégie contraint l'identification des externalités d'agglomération à reposer sur la variabilité intertemporelle. Or, nos indicateurs de productivité sectorielle locale, comme les variables explicatives, ont une faible variabilité temporelle, ce qui rend l'estimation difficile. De plus, cela complique l'interprétation des résultats. En effet, entre deux dates, par exemple 1994 et 2004, les entreprises constituant un cluster ont pu largement changer, comment comparer alors la productivité du cluster à ces deux dates ? Nous n'avons donc pas retenu cette stratégie avec effets fixes, mais avons introduit dans chacune de nos régressions les cinq variables de contrôle (*Contrôles zone*) présentées ci-dessus.

6 Productivité sectorielle locale et externalités d'urbanisation

Dans cette section, nous présentons les résultats liant la productivité des entreprises aux variables d'externalités d'urbanisation : densité, superficie, potentiel de marché et diversité. Nous étudions dans un premier les disparités spatiales de productivité tous secteurs confondus (TFP_{zt}), avant de réintroduire l'hétérogénéité sectorielle (TFP_{zst})

6.1 Résultats sur les productivités locales, tous secteurs confondus

A l'instar de Combes, Duranton, Gobillon et Roux (2007), nous mettons en avant l'importance de deux variables pour expliquer les disparités spatiales de productivité, la densité en emploi et le potentiel de marché. Si ces derniers régressent directement la productivité sur ces deux variables, nous étendons leur spécification en ajoutant deux variables explicatives supplémentaires : la superficie et la diversité. Cette spécification étendue est celle retenue par Combes, Duranton et Gobillon (2008) (tableau 6) dans leur analyse des déterminants locaux des disparités salariales. Nous contrôlons également par des indicatrices temporelles et les cinq caractéristiques des zones d'emploi présentées dans la partie précédente. Le tableau 4 présente les résultats de cette régression pour chacune de nos quatre variables de productivité locale.

L'élasticité par rapport à la densité évolue entre 0.024 pour l'estimation EF et 0.032 pour la régression LP. Ces résultats sont légèrement plus faibles, mais d'une intensité comparable, à ceux trouvés par Combes, Duranton, Gobillon et Roux (2007) ($[0, 02; 0, 046]$ pour les estimations non

TAB. 4 – Productivité locale et externalités d’urbanisation

Estimation	MCO-TFP _{zt}	OP-TFP _{zt}	LP-TFP _{zt}	EF-TFP _{zt}
Densité _{zt}	0,025*** (0,005)	0,027*** (0,004)	0,032*** (0,004)	0,024*** (0,004)
Superficie _z	0,016*** (0,006)	0,016*** (0,006)	0,023*** (0,006)	0,012** (0,005)
Potentiel de marché _{zt}	0,033*** (0,005)	0,026*** (0,004)	0,027*** (0,006)	0,042*** (0,005)
Diversité _{zt}	-0,005 (0,007)	-0,006 (0,007)	-0,016* (0,009)	-0,008 (0,007)
Obs.	3751	3410	3751	3751
R ² ajusté	0,76	0,66	0,66	0,82
Indicatrice par année	Oui	Oui	Oui	Oui
Contrôles zone	Oui	Oui	Oui	Oui

(i) Les contrôles ajoutés sont des effets fixes temporels et 5 caractéristiques fixes dans le temps des zones d’emploi.

(ii) Le nombre théorique de clusters est 3751 (=341*11). La méthode de Olley et Pakes (1996) ne permettant pas d’estimer la productivité pour 1994, le nombre de clusters est de 3410 pour cette régression.

(ii) La matrice de variance-covariance est supposée bloc-diagonale, chaque bloc correspondant à une zone d’emploi.

(iii) ***, **, * : Correspond à une significativité au niveau de 1%, 5% and 10% respectivement.

instrumentées, [0, 014; 0, 038] pour les régressions instrumentées)²⁰. Les écarts peuvent provenir de légères différences dans l’échantillon des entreprises retenues et dans la méthode de calcul de la productivité moyenne locale. Il semble donc que les différents biais dont souffre l’estimation MCO (notamment le biais de simultanéité) n’influencent que marginalement l’estimation des externalités d’agglomération : les valeurs pour les estimations OP, LP et EF sont très similaires. Nos résultats concernant le coefficient de la variable de potentiel de marché, compris entre 0, 026 et 0, 042, sont également proches de ceux de Combes, Duranton, Gobillon et Roux (2007).

La superficie a un impact positif et significatif sur la productivité des entreprises. L’introduction de cette variable permet de séparer les effets de densité des purs effets de taille. Les entreprises sont, tous secteurs confondus, plus productives dans les zones d’emploi les plus denses, mais également les plus grandes. La variable de diversité n’a, en revanche, pas d’impact significatif sur la productivité des entreprises.

Pour avoir une idée plus précise du pouvoir explicatif de chacune de nos variables, nous reprenons la décomposition de la variance proposée par Abowd, Kramarz et Margolis (1999).

Les résultats sont présentés dans le tableau 5. Pour construire ce tableau, nous multiplions, pour chaque observation, une variable explicative par son coefficient dans la régression d’intérêt

²⁰Le tableau 11 en annexe donne les résultats en restreignant les explicatives à la densité et au potentiel de marché, comme Combes, Duranton, Gobillon et Roux (2007). Les résultats ne changent pas drastiquement.

TAB. 5 – Décomposition de la variance

Effet de :	Ecart-type	Corrélation simple avec TFP _{zt}
TFP _{zt}	0,093	1,00
Var. d'urbanisation	0,085	0,89
Densité	0,049	0,86
Superficie	0,013	-0,73
Potentiel de Marché	0,052	0,84
Diversité	0,003	-0,16
Contrôles zone	0,018	0,01
Indicatrices année	0,003	0,05
Erreur	0,039	0,42

3751 observations utilisées (régression EF-TFP_{zt})

(nous choisissons EF-TFP_{zt}). Ensuite, nous calculons la variabilité (écart-type) de cette nouvelle variable dans notre échantillon, et calculons sa corrélation simple avec la dépendante. Une variable possède un fort pouvoir prédictif lorsqu'elle présente une forte variabilité dans l'échantillon et est fortement corrélée à la variable dépendante. Les variables d'externalités d'urbanisation prises dans leur ensemble (ligne *Var. d'urbanisation*) expliquent la plus grande part des différences spatiales de productivité. Elles sont corrélées à 0,89 avec la dépendante et ont un fort écart-type. En comparaison, les caractéristiques fixes de la zone d'emploi et les indicatrices temporelles ont un pouvoir explicatif bien moins important. Parmi ces variables d'urbanisation, la densité en emploi et le potentiel de marché sont les variables possédant les plus forts pouvoirs prédictifs.

Quelle est la signification économique d'un tel résultat ? Considérons un accroissement d'un écart-type du (logarithme de) la densité en emploi, soit de 1,21, à accessibilité donnée. Ceci correspond par exemple à une variation de densité de 64 employés par km² (moyenne pour 2004), équivalente à la densité en emploi de la zone d'emploi de Dunkerque (3112), à 214 employés par km², densité de la zone d'emploi de Marseille-Aubagne (9349). Cette augmentation de densité accroît la productivité locale de 3% ($1,21 * 0,025 = 0,03$) environ.

6.2 Résultats sur les productivités sectorielles locales

Considérons maintenant la productivité moyenne des entreprises par cluster zone-secteur-temps (TFP_{zst}). Le but de cette section (et des suivantes) est d'expliquer les différences de productivité moyenne entre des entreprises situées dans des zones d'emploi différentes mais appartenant au même secteur d'activité. Nous reprenons dans un premier temps la spécification du paragraphe précédent et introduisons comme explicatives les caractéristiques de la zone d'emploi d'implantation (externalités d'urbanisation). Dans la section suivante, les caractéristiques

propres au secteur dans la zone d'emploi (externalités de localisation) sont introduites dans l'estimation.

TAB. 6 – Productivité sectorielle locale et externalités d'urbanisation

Estimation	MCO-TFP _{zst}	OP-TFP _{zst}	LP-TFP _{zst}	EF-TFP _{zst}
Densité _{zt}	0,028*** (0,005)	0,036*** (0,004)	0,036*** (0,004)	0,021*** (0,005)
Superficie _z	0,02*** (0,005)	0,027*** (0,005)	0,028*** (0,005)	0,016*** (0,005)
Potentiel de Marché _{zt}	0,035*** (0,005)	0,034*** (0,005)	0,035*** (0,006)	0,037*** (0,005)
Diversité _{zt}	-0,001 (0,006)	-0,002 (0,006)	-0,005 (0,007)	-0,007 (0,006)
Obs.	160485	113950	122460	162755
R ² ajusté	0,25	0,28	0,28	0,3
Indicatrice Secteur*Année	Oui	Oui	Oui	Oui
Contrôles zone	Oui	Oui	Oui	Oui

(i) Les contrôles ajoutés sont des effets fixes temporels et 5 caractéristiques fixes dans le temps des zones d'emploi.

(ii) La matrice de variance-covariance est supposée bloc-diagonale, chaque bloc correspondant à une zone d'emploi.

(iii) ***, **, * : Correspond à une significativité au niveau de 1%, 5% and 10% respectivement.

Le tableau²¹ 6 montre que les élasticités de la densité et du potentiel de marché restent significativement positives pour chacune des quatre mesures de productivité. L'élasticité de la densité est renforcée dans les estimations OP et LP, ce qui peut provenir d'un biais de sélection, ces deux estimations étant menées sur un sous-échantillon restreint des clusters. En outre, comme nous l'avons détaillé dans la seconde partie, ces différentes méthodes ne corrigent pas des mêmes biais. La convergence des résultats obtenus à partir de ces différentes méthodes est encourageante.

Nous reprenons ci-après la tableau de décomposition de la variance précédente :

Si la densité et le potentiel de marché restent des déterminants significativement positifs des différentiels de productivité sectorielle locale, leur pouvoir explicatif est largement réduit (R² plus faible). Ce résultat était attendu du fait de la réintroduction de l'hétérogénéité sectorielle. Dans la partie suivante, nous étudions les déterminants sectoriels locaux des différences de productivité moyenne.

²¹Notons que, dans le tableau 6, le nombre de clusters étudiés varie d'une mesure à l'autre. En effet, l'échantillon des entreprises sur lesquelles la première étape est réalisée varie également d'une méthode à l'autre, du fait des restrictions imposées sur les données dans les méthodes LP et OP, ou bien des corrections apportées (suppression des valeurs de productivité aberrantes, suppression des clusters avec moins de deux entreprises). Par conséquent, le nombre de clusters pour lesquels il est possible de calculer une productivité moyenne diffère d'une estimation à l'autre.

TAB. 7 – Analyse de la variance

Effet de :	Ecart-type	Corrélation simple avec TFP _{zst}
TFP _{zst}	0,148	1,00
Var. d'urbanisation	0,07	0,46
Densité	0,042	0,45
Superficie	0,017	-0,37
Potentiel de Marché	0,046	0,43
Diversité	0,002	-0,08
Contrôles zone	0,018	0,01
Indicatrices secteur-année	0,038	0,29
Erreur	0,124	0,84

149824 observations utilisées (régression EF-TFP_{zt})

Deux remarques sont nécessaires. D'une part, l'impact de la densité sur la productivité moyenne des entreprises dans un cluster est ici un effet moyen, tous secteurs confondus. Il se peut cependant que l'intensité des externalités d'agglomération varie d'un secteur à l'autre comme le suggère le résultat d'Henderson (2003). Ce dernier montre en effet que les externalités de spécialisation ont un impact positif significatif sur les entreprises high-tech mais pas pour l'industrie traditionnelle. Nous étudions l'effet différencié des externalités d'agglomération par industrie (en NAF à 2 lettres (NAF36)) dans la partie suivante.

Ensuite, l'impact mesuré ici de la densité est un effet net, somme d'impacts positifs et négatifs, sur la productivité des entreprises, sur le prix des biens vendus, et sur le coûts de matières premières par exemple. Il est envisageable qu'au delà d'un certain seuil de concentration des activités économiques, les externalités négatives l'emportent sur les externalités positives, comme le suggère la théorie. Nous avons essayé d'estimer des relations non-linéaires entre la densité et la productivité moyenne. Lorsque l'on introduit par exemple le carré du logarithme de la densité dans la régression, cette variable ne sort pas significativement, suggérant que l'effet marginal de la densité ne décroît pas dans notre échantillon.

7 Productivité sectorielle locale et externalités de localisation

L'idée dans cette section est d'introduire des variables liées aux externalités de localisation, autrement dit aux caractéristiques du secteur dans la zone d'emploi. Ces externalités de localisation sont prises en compte à travers trois variables : la spécialisation de la zone d'emploi dans le secteur considéré, la part de la main d'oeuvre qualifiée dans le total de l'emploi du cluster, la distribution de l'emploi entre les établissements du cluster. Nous ne conservons dans cette partie qu'une seule mesure de la productivité sectorielle locale, celle donnée par la méthode à effets

fixes (EF-TFP_{zst}). Nous ne retenons ici que l'une de nos quatre mesures pour ne pas alourdir les résultats. Cependant, l'utilisation de l'une ou l'autre des mesures de productivité sectorielle locale ne change pas drastiquement les résultats.

7.1 Spécialisation

Dans la colonne (B) du tableau 8, nous introduisons, au côté des variables d'urbanisation, notre indicateur de spécialisation de la zone d'emploi. Selon l'intuition de Marshall-Arrow-Romer, la plus grande spécialisation d'un secteur dans une zone doit être la source de gains de productivité. Les raisons en sont multiples : plus grande variété de consommations intermédiaires, travailleurs plus spécialisés, partage de connaissance... Cette spécialisation est mesurée par la part de l'emploi sectoriel dans l'emploi total de la zone. Cette variable a un effet significativement positif sur notre dépendante, avec une élasticité de 0.02. A secteur donné, les entreprises localisées à proximité d'entreprises du même secteur enregistrent une productivité moyenne supérieure. L'introduction de cette variable n'a pas d'effet marqué sur les autres contrôles de la régression et accroît légèrement le pouvoir explicatif du modèle.

7.2 Répartition spatiale des qualifications

Nous avons contrôlé dans le calcul de la productivité individuelle des entreprises de la qualité de la main d'oeuvre, en introduisant la part des travailleurs qualifiés et peu qualifiés dans le nombre d'heures totales travaillées dans l'entreprise. Cependant, il est possible que les travailleurs les plus éduqués soient également ceux qui tirent le plus parti d'échanges informels, autrement dit qu'ils soient les agents par lesquels se diffusent le plus efficacement ces externalités d'agglomération dans l'économie locale. Combes et Duranton (2006) développent ainsi un modèle où la rotation de l'emploi qualifié d'une entreprise à une autre est le support des transferts d'innovation. Si de telles externalités de capital humain existent, alors les entreprises situées dans des zones où la main d'oeuvre est plus qualifiée devraient être plus productives.

La colonne (C) du tableau 8 présente les résultats lorsque nous introduisons, dans la spécification précédente, la part du nombre d'heures travaillées dans le cluster par les travailleurs les plus qualifiés (groupe Q3). A secteur donné, les entreprises situées dans les clusters où la part du travail qualifié est la plus élevée sont également celles qui enregistrent la productivité moyenne la plus forte. L'effet est relativement important, avec une semi-élasticité de 0.22. La valeur de cette semi-élasticité est stable dans les régressions suivantes, et est donc peu influencée par l'introduction de contrôles supplémentaires.

Notons que l'introduction de cette variable diminue de 5 points de pourcentage l'élasticité de la densité (0.016), mais laisse quasiment inchangée l'élasticité du potentiel de marché (0.035).

Ce résultat est conforme au résultat de Combes, Duranton et Gobillon (2008) qui montrent que les zones les plus denses en termes d'activités économiques sont aussi celles où le travail est le plus qualifié. Ne pas tenir compte de la qualité locale de la main d'oeuvre tend à surestimer l'effet de la densité dans les régressions précédentes du fait d'une corrélation forte entre ces deux variables (qui s'élève à 35% dans notre échantillon).

7.3 Distribution de l'emploi entre établissements du cluster

Nous introduisons pour finir, dans les colonnes (D) et (E), deux variables supplémentaires : le nombre d'établissements dans le cluster et un indicateur de la distribution de l'emploi entre établissements. Ces deux variables nous permettent de caractériser la structure industrielle du secteur, à spécialisation donnée. Rappelons que notre indicateur de distribution est l'inverse d'un indice d'Herfindhal, variant entre un lorsque l'emploi est concentré dans un seul établissement et N_{zst} le nombre d'établissements du cluster quand ceux-ci sont tous de même taille. La variable mesure donc l'homogénéité de la distribution de l'emploi.

A spécialisation donnée, la productivité moyenne des entreprises est d'autant moins grande que le nombre de concurrents dans la zone est importante. Cependant, à nombre d'établissements donné, la productivité moyenne des entreprises est plus grande si ceux-ci sont tous de taille comparable. Une structure industrielle avec un faible nombre d'établissements, de taille comparable, semble préférable, en terme de productivité, à un grand nombre d'établissements de taille hétérogène.

Quel niveau d'agrégation sectorielle retenir pour évaluer les externalités de localisation ?

Nous avons jusqu'ici supposé que les externalités de localisation se produisent au sein d'un secteur en NAF220. Cependant, il est possible que des mécanismes, tels que les partages de biens intermédiaires, ou bien d'une main d'oeuvre spécialisée, s'établissent entre firmes qui n'appartiennent pas uniquement au même secteur en NAF220, mais également à un niveau plus agrégé. Le tableau 12 en annexe est une reproduction du tableau 8 où les variables d'agglomération ont été calculées au niveau NAF60 (au lieu de NAF220). Les résultats ne changent pas drastiquement.

7.4 Effets différenciés des externalités d'agglomération par industrie

Pour avoir une idée de l'ampleur des externalités d'agglomération par industrie, nous reproduisons l'estimation précédente par groupe de secteurs en NAF36. Les résultats sont assez variables selon les secteurs et pas toujours très précisément estimés. La part de la variance expliquée par nos variables d'agglomération est très variable ; s'élevant jusqu'à 63,7% pour le secteur de la

TAB. 8 – Déterminants sectoriels locaux

Estimation	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)
	Externalités d'urbanisation				
Densité _{zt}	0,021*** (0,005)	0,022*** (0,005)	0,016*** (0,005)	0,023*** (0,005)	0,03*** (0,005)
Superficie _z	0,016*** (0,005)	0,019*** (0,005)	0,016*** (0,005)	0,022*** (0,005)	0,029*** (0,006)
Potentiel de marché _{zt}	0,037*** (0,005)	0,037*** (0,005)	0,035*** (0,004)	0,035*** (0,004)	0,036*** (0,004)
Diversité _{zt}	-0,007 (0,006)	-0,008 (0,007)	-0,011* (0,006)	-0,011* (0,006)	-0,01* (0,006)
	Externalités de localisation				
Spécialisation _{zst}		0,022*** (0,002)	0,02*** (0,002)	0,025*** (0,003)	0,032*** (0,005)
Part du travail qualifié _{zst}			0,219*** (0,034)	0,216*** (0,033)	0,229*** (0,036)
Nombre d'établissements _{zst}				-0,007 (0,005)	-0,025** (0,01)
Distribution _{zst}					0,013*** (0,005)
Obs.	162755	162755	162755	162755	162755
R ² ajusté	0,295	0,303	0,31	0,311	0,312
Indicatrice Secteur*Année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Contrôles zone	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui

(i) Les contrôles ajoutés sont des effets fixes temporels et 5 caractéristiques fixes dans le temps des zones d'emploi.

(ii) La matrice de variance-covariance est supposée bloc-diagonale, chaque bloc correspondant à une zone d'emploi.

(iii) ***, **, * : Correspond à une significativité au niveau de 1%, 5% and 10% respectivement.

TAB. 9 – Productivité sectorielle locale et externalités d'urbanisation : Détails par industrie

	CA-CB	DA	DB	DC	DD	DE	DG	DH	DI	DJ	DK	DL
Densité _{zt}	-0,009 (0,032)	0,008 (0,005)	0,034*** (0,011)	-0,008 (0,024)	0,04*** (0,012)	0,023** (0,01)	0,035 (0,022)	0,033*** (0,01)	0,021 (0,015)	0,029*** (0,007)	0,025*** (0,006)	0,005 (0,01)
Superficie _z	0,034 (0,037)	0,005 (0,007)	0,021 (0,019)	0,075 (0,053)	0,003 (0,014)	0,027** (0,011)	-0,074** (0,029)	0,015 (0,012)	0,02 (0,019)	0,028*** (0,007)	0,014 (0,009)	-0,005 (0,013)
Pot. de Marché _{zt}	0,057 (0,042)	0,044*** (0,007)	0,015 (0,014)	0,106** (0,041)	-0,003 (0,018)	0,051*** (0,011)	0,064*** (0,023)	0,03** (0,012)	0,051*** (0,018)	0,042*** (0,006)	0,034*** (0,008)	0,041*** (0,009)
Diversité _{zt}	-0,129 (0,084)	-0,009 (0,009)	0,003 (0,031)	-0,077 (0,067)	0,001 (0,017)	0,012 (0,019)	-0,071 (0,06)	-0,025* (0,013)	0,003 (0,037)	-0,024** (0,01)	-0,007 (0,012)	0,015 (0,018)
Spécialisation _{zst}	-0,012 (0,025)	0,01** (0,005)	0,011** (0,006)	-0,042** (0,018)	0,007 (0,009)	0,018*** (0,006)	-0,021 (0,017)	0,011* (0,006)	-0,00004 (0,01)	0,021*** (0,004)	0,014*** (0,005)	0,008* (0,005)
Part Trav. qualifié _{zst}	0,221 (0,298)	0,099** (0,043)	0,162* (0,089)	0,444** (0,208)	0,217** (0,105)	0,161** (0,073)	0,021 (0,127)	0,005 (0,089)	0,145* (0,084)	0,085** (0,034)	-0,001 (0,045)	-0,00009 (0,036)
Obs.	891	8283	3100	575	4024	4547	1251	2581	2457	11395	6267	5983
R ² ajusté	0,109	0,187	0,291	0,277	0,126	0,556	0,238	0,163	0,125	0,21	0,156	0,196
	DM	DN	EA	FA	GA	HA	IA	KA	MA	NA	OA	
Densité _{zt}	0,046*** (0,016)	0,042*** (0,011)	-5,238* (2,910)	0,033*** (0,007)	0,007 (0,005)	0,027*** (0,007)	-0,002 (0,014)	0,019*** (0,007)	0,05*** (0,017)	0,012* (0,007)	0,011* (0,006)	
Superficie _z	0,002 (0,024)	0,044*** (0,014)	-9,270 (14,576)	0,021*** (0,006)	0,01* (0,005)	0,019** (0,008)	0,016* (0,009)	0,017** (0,007)	0,018 (0,028)	0,012 (0,009)	0,0005 (0,009)	
Pot. de Marché _{zt}	0,017 (0,022)	0,036*** (0,012)	1,389 (1,230)	0,047*** (0,007)	0,03*** (0,005)	0,031*** (0,009)	0,034*** (0,008)	0,048*** (0,006)	0,022 (0,019)	0,024*** (0,009)	0,006 (0,009)	
Diversité _{zt}	0,006 (0,033)	-0,008 (0,025)	4,533 (3,252)	-0,007 (0,008)	-0,014** (0,007)	-0,01 (0,011)	0,0008 (0,018)	-0,014 (0,012)	0,106*** (0,036)	-0,013 (0,015)	-0,029** (0,012)	
Spécialisation _{zst}	0,013 (0,009)	-0,006 (0,008)	-0,249 (0,237)	0,013 (0,009)	0,02** (0,008)	0,029*** (0,008)	0,021*** (0,007)	0,033*** (0,006)	0,128*** (0,024)	0,001 (0,008)	0,05*** (0,016)	
Part Trav. qualifié _{zst}	0,065 (0,086)	0,067 (0,089)	-2,630*** (0,846)	0,264*** (0,069)	0,322*** (0,076)	-0,087 (0,141)	0,028 (0,099)	0,056* (0,028)	-0,019 (0,133)	0,151** (0,06)	0,2** (0,094)	
Obs.	1757	4736	63	14397	42254	9954	6235	19256	1276	4542	6931	
R ² ajusté	0,198	0,215	0,455	0,637	0,227	0,359	0,198	0,355	0,423	0,18	0,37	

(i) Les contrôles ajoutés sont des effets fixes temporels et des variables d'agrèments de la zone d'emploi.

(ii) La matrice de variance-covariance est supposée bloc-diagonale, chaque bloc correspondant à une zone d'emploi.

(iii) ***, **, * : Correspond à une significativité au niveau de 1%, 5% and 10% respectivement.

(iv) La liste des industries se trouve en annexe.

construction, elle dépasse à peine les 10% pour les secteurs DD (Travail du bois et fabrication d'articles en bois), DI (Fabrication d'autres produits minéraux non métalliques), et CA-CB (Industries extractives). En moyenne, elle s'installe à 25%, ce qui demeure un niveau relativement satisfaisant. On retrouve la forte semi-élasticité (0,22%) de la productivité sectorielle locale à la part du travail qualifié dans le cluster, présentée dans la sous-partie "capital humain". Au regard des résultats de ces estimations sectorielles, il apparaît que la variable de diversité (externalités jacobiniennes) n'explique pas la productivité sectorielle locale ; nos résultats tendraient même, dans les quelques cas où le coefficient estimé est significatif, à soutenir qu'elle a un impact négatif sur la productivité. Les estimations des coefficients de la variable de superficie sont elles aussi dans l'ensemble non significatives, positives sinon, ce qui est conforme à l'intuition. Nous apportons par ailleurs des preuves d'un effet favorable et significatif de la spécialisation sur la productivité, pour les activités du commerce et des services, et pour quelques secteurs industriels (industrie du papier et du carton, métallurgie, fabrication de machines et d'équipement, industrie textile).

Les coefficients des variables d'agglomération, caractéristiques du marché local, à savoir la densité et le potentiel de marché, sont, pour presque toutes les activités économiques, significativement positifs. Ce sont ces deux variables qui expliquent le plus les disparités de productivités sectorielles locales observées. L'estimation de l'élasticité de cette productivité à la densité s'inscrit dans une fourchette étroite de 3% d'amplitude (2%-5%), tandis que celle de l'élasticité au potentiel de marché oscille dans un intervalle plus large (1%-6%).

8 Tests de robustesse

Dans cette partie, nous testons la robustesse de nos résultats²² autour de deux questions :

- la pertinence du calcul de la productivité moyenne sectorielle locale ;
- le calcul de la valeur ajoutée.

Pertinence de la mesure de productivité sectorielle locale

Comme nous l'évoquions plus haut, variables d'agglomération et productivité sectorielle locale ne sont pas calculées sur les mêmes échantillons. Aussi la productivité moyenne des entreprises dans un secteur est-elle estimée sur la base d'un sous-ensemble des entreprises effectivement présentes dans le cluster. Ces dernières peuvent parfois ne représenter qu'une faible part de l'emploi du cluster. Nous avons, dans ce qui précède, pondéré nos estimations par le nombre d'entreprises par cluster. Cependant, si cette méthode donne plus de poids aux clusters pour lesquels la productivité est la mieux estimée, elle ne garantit pas que cette productivité soit une bonne mesure de la productivité effective dans le cluster (qui résulterait du calcul sur l'ensemble

²²Nous ne fournissons pas les tableaux de résultats pour ne pas alourdir la présentation. Nous les tenons néanmoins à la disposition du lecteur.

des entreprises). Les tests menés montrent que nos résultats sont robustes lorsque nous limitons l'échantillon aux clusters où les entreprises permettant de calculer la productivité sectorielle locale représentent plus de la moitié de l'emploi total dans le cluster, avant sélection.

Calcul de la valeur ajoutée

Nous testons ensuite la robustesse de nos résultats à une mesure légèrement différente de la valeur ajoutée. Dans le calcul de la valeur ajoutée intervient la ligne "Autres achats et charges externes". Sous cette ligne, sont comptabilisés tous les achats facturés à l'entreprise, il peut notamment s'agir du coût des loyers, du coût de la main d'oeuvre intérimaire ou bien, plus généralement de tous les services externalisés par l'entreprise. Il est envisageable qu'à secteur donné, la propension des firmes à posséder leurs locaux, à recourir au travail intérimaire ou plus généralement à faire appel à des prestataires de service soit déterminée par le lieu de localisation. Dans ce cas, il est possible que la mesure de la valeur ajoutée, et donc de la productivité, soit spatialement différenciée pour des raisons tenant à la construction des variables et non pas du fait des mécanismes qui intéressent notre étude.

De plus, quand bien même toutes les entreprises d'un secteur seraient locataires de leurs locaux, ou bien auraient recours au travail intérimaire ou à des services externalisés, la ligne de compte "Autres achats et charges externes" peut présenter des disparités spatiales du fait des différences spatiales dans le coût de ces facteurs ou prestations. Ceci est susceptible d'induire des variations dans l'espace de la productivité moyenne mesurée, non liées à des externalités pures de production. Ciccone (2008) explique ainsi la difficulté empirique à différencier les pures externalités de production des mesures plus agrégées des rendements croissants à la densité des activités économiques.

En utilisant une mesure de la valeur ajoutée dans laquelle la ligne "Autres achats et charges externes" n'a pas été soustraite, on trouve que l'élasticité à la densité en emploi s'accroît de 2 points de pourcentage, passant de 3% à 5%. Il semble donc que le coût des loyers, ou des services externalisés, viennent plus gréver la valeur ajoutée des entreprises dans les zones les plus agglomérées. L'effet prix est ici manifeste et conforme à l'intuition. Notre mesure de la valeur ajoutée qui constitue une mesure du revenu net du coût des consommations intermédiaires (à entendre au sens large, charges de loyer des facteurs de production non possédés incluses) reste plus élevée dans les zones les plus denses en activités économiques. Cependant, dans ces zones, le revenu net est la différence entre un revenu brut plus élevé, du fait des externalités de production qui rendent la firme plus productive, et des coûts de consommations intermédiaires également plus élevés. Autrement dit, les bénéfices à l'agglomération sont en partie, mais pas complètement, dissipés dans le coût des consommations intermédiaires.

9 Conclusion

Si la présence ou non de ressources naturelles peut rendre compte au moins en partie la concentration de certains secteurs d'activité, cette explication ne saurait s'appliquer pour l'ensemble des secteurs, ni d'ailleurs suffire pour les autres. Il existe bien d'autres incitations pour les entreprises à se localiser les unes à proximité des autres, parfois au sein d'un même secteur d'activité.

Suite aux travaux d'Henderson (2003), un regain d'intérêt a récemment été porté à cette question du fait d'une disponibilité croissante de données individuelles au niveau de l'entreprise. En effet, l'accès à ces données individuelles permet d'analyser des liens entre les performances d'une entreprise et son environnement économique de façon plus fine. Dans ce cadre, nous mettons en oeuvre une stratégie d'identification en deux étapes, au moyen de données d'entreprises administratives très riches.

Suivant Combes, Duranton, Gobillon et Roux (2007), nous retrouvons un impact positif et significatif de la densité en emploi et du potentiel de marché sur la productivité moyenne des entreprises. Ces deux résultats suggèrent que les entreprises profitent d'être localisées dans une zone présentant à la fois une forte densité en activités économiques et jouissant d'une bonne accessibilité au reste du marché national. Nous étendons ensuite leur spécification en montrant que, à densité d'emploi donnée, les zones d'emploi les plus profitables aux entreprises sont celles de plus grande superficie. Une étude différenciée par industrie montre que densité en emploi et potentiel de marché conservent le plus fort pouvoir explicatif, quelle que soit l'industrie considérée.

Au delà des externalités d'urbanisation, nous dégageons un lien positif et significatif entre la spécialisation d'une zone dans un secteur donné et la productivité moyenne des firmes appartenant à ce même secteur, preuve de l'existence d'externalités de localisation. Néanmoins, ces externalités de localisation ne semblent pas avoir la même intensité d'une industrie à l'autre.

Enfin, une fois contrôlé de la qualité de leur main d'oeuvre, les firmes les plus productives demeurent celles qui évoluent dans un environnement où la main d'oeuvre locale est la plus qualifiée, suggérant que les employés qualifiés sont les plus à même de capter et de diffuser des externalités de production.

Prises ensemble, les variables d'urbanisation et de localisation expliquent environ 30% de la variabilité dans les données, avec des différences marquées d'une industrie à une autre. Une part importante de cette variabilité reste donc inexpliquée. Autrement dit, à secteur donné, les différences de productivité moyenne entre entreprises situées dans des zones d'emploi différentes ne peuvent être simplement expliquées par les variables d'urbanisation et de localisation classiques. Cela milite pour une extension de l'étude vers une caractérisation plus fine des canaux

par lesquels ces externalités d'agglomération sont susceptibles de transiter. On peut effectivement penser qu'une fois contrôlé des explicatives classiques, l'organisation locale du marché du travail est un déterminant de la productivité moyenne des entreprises. De même, la dynamique des échanges informationnels entre entreprises d'un même cluster peut être un déterminant important de leur productivité, conformément aux théories marshalliennes sur les spillovers technologiques. Au demeurant, l'identification plus précise de ces canaux se heurte à un problème de disponibilité de données individuelles localisées.

Références

- ABOWD, J. M., F. KRAMARZ et D. N. MARGOLIS (1999) : “High wage workers and high wage firms”, *Econometrica*, 67(2), 251–334.
- ACKERBERG, D., C. L. BENKARD, S. BERRY et A. PAKES (2006) : “Econometric Tools for analyzing market outcomes”, in *Handbook of Econometrics*, ed. by J. J. Heckman et E. Leamer, vol. 6A. Elsevier Science Publisher.
- ANDERSSON, F., S. BURGESS et J. I. LANE (2007) : “Cities, matching and the productivity gains of agglomeration”, *Journal of Urban Economics*, 61, 112–128.
- AUBERT, P. et B. CRÉPON (2003) : “La productivité des salariés : une tentative d’estimation”, *Economie et statistiques*, 368, 95–119.
- BLUNDELL, R. et S. BOND (2000) : “GMM Estimation with persistent panel data : an application to production functions”, *Econometric Reviews*, 19(3), 321–340.
- BURNOD, G. et A. CHENU (2001) : “Employés qualifiés et non-qualifiés : une proposition d’aménagement de nomenclature des catégories socio-professionnelles”, *Travail et Emploi*, 86, 87.
- CICCONE, A. (2008) : “Urban production externalities”, in *The New Palgrave Dictionary of Economics*, ed. by S. Durlauf et L. Blume. Palgrave MacMillan, second edn.
- CICCONE, A. et R. HALL (1996) : “Productivity and the Density of Economic Activity”, *American Economic Review*, 86(1), 54–70.
- CINGANO, F. et F. SCHIVARDI (2004) : “Identifying the Sources of Local Productivities Growth”, *Journal of European Economic Association*, 2(4), 720–742.
- COMBES, P.-P. (2000) : “Economic Structure and Local Growth : France, 1984-1993”, *Journal of Urban Economics*, 47, 329–355.
- COMBES, P.-P. et G. DURANTON (2006) : “Labour Pooling, Labour Poaching and Spatial Clustering”, *Regional Science and Urban Economics*, 36(1), 1–28.
- COMBES, P.-P., G. DURANTON et L. GOBILLON (2008) : “Spatial wage disparities : Sorting matters !”, *Journal of Urban Economics*, 63, 723–742.
- COMBES, P.-P., G. DURANTON, L. GOBILLON et S. ROUX (2007) : “Estimating agglomeration effects : does playing with different instruments give a consistent tune?”, mimeo.
- COMBES, P.-P., T. MAGNAC et J.-M. ROBIN (2004) : “The Dynamics of Local Employment in France”, *Journal of Urban Economics*, 56, 217–243.
- DURANTON, G., L. GOBILLON et H. OVERMAN (2007) : “Assessing the effects of local taxation using microgeographic data”, mimeo.
- DURANTON, G., P. MARTIN, T. MAYER et F. MAYNERIS (2008) : *Les pôles de compétitivité : que peut-on en attendre ?* Editions de l’Ecole Normale Supérieure.

- DURANTON, G. et D. PUGA (2004) : “Microfoundations of urban agglomeration economies”, in *Handbook of Urban and Regional Economics*, ed. by J. Henderson et J. Thisse, vol. 4. Elsevier Science Publisher.
- ELLISON, G. et E. L. GLAESER (1997) : “Geographic Concentration in U.S. Manufacturing Industries : A Dartboard Approach”, *Journal of Political Economy*, 105(5), 889–927.
- FABERMAN, J. R. (2007) : “The relationship between establishment age distribution and urban growth”, Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper 07-18.
- FAFCHAMPS, M. et S. E. HAMINE (2007) : “Firm Productivity, Wages and Agglomeration Externalities”, mimeo.
- GLAESER, E., H. KALLAL, J. SCHEINKMAN et A. SCHLEIFER (1992) : “Growth in Cities”, *The Journal of Political Economy*, 100(6), 1126–1152.
- GRILICHES, Z. et J. MAIRESSE (1995) : “The estimation of production function : the search for identification”, mimeo.
- HEAD, K. et T. MAYER (2004) : “The Empirics of Agglomeration and Trade”, in *Handbook of Urban and Regional Economics*, ed. by J. Henderson et J. Thisse, vol. 4. Elsevier Science Publisher.
- (2006) : “Regional wage and employment responses to market potential in the EU”, *Regional Science and Urban Economics*, 36, 573–594.
- HENDERSON, J. V. (2003) : “Marshall’s scale economies”, *Journal of Urban Economics*, 53, 1–28.
- HENDERSON, V., A. KUNCORO et M. TURNER (1995) : “Industrial Development in Cities”, *The Journal of Political Economy*, 103(5), 1067–1090.
- INSEE (2006) : “Les salariés à temps complet travaillent 1650 heures dans l’année”, *Insee Première*, 1066.
- JACOBS, J. (1969) : *The Economy of Cities*. Random House.
- LEVINSOHN, J. et A. PETRIN (2003) : “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables”, *Review of Economic Studies*, 70(2), 317–342.
- MARSHALL, A. (1890) : *Principles of Economics*. MacMillan and Co, 8 edn.
- MARTIN, P., T. MAYER et F. MAYNERIS (2007) : “Spatial concentration and Productivity : An Empirical Approach on French Individual Data (1996-2004)”, mimeo.
- MAUREL, F. et B. SÉDILLOT (1999) : “A measure of geographic concentration in French manufacturing industries”, *Regional Science and Urban Economics*, 29, 575–604.
- MORETTI, E. (2004) : “Workers’ education, spillovers and productivity : evidence from plant-level production functions”, *American Economic Review*, 93(4).

- OLLEY, G. S. et A. PAKES (1996) : “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry”, *Econometrica*, 64(6), 1263–98.
- RATHELOT, R. et P. SILLARD (2006) : “The importance of local corporate taxes on plants location decision”, Discussion paper, INSEE-D3E.
- RAUCH, J. E. (1993) : “Productivity Gains from Geographic Concentration of Human Capital : Evidence from the Cities”, *Journal of Urban Economics*, 34(3), 380–400.
- ROSENTHAL, S. et W. STRANGE (2004) : “Evidence on the Nature and the Sources of Agglomeration Economies”, in *Handbook of Urban and Regional Economics*, ed. by J. Henderson et J. F. Thisse, vol. 4. Elsevier Science Publisher.
- STARRETT, D. (1978) : “Market allocations of location choice in a model with free mobility”, *Journal of Economic Theory*, 17(1), 21–37.
- WALLACE, N. et D. WALLS (2004) : “Agglomeration Economies and the High-Tech Computer cluster”, mimeo.

A Tableaux complémentaires

TAB. 10 – Libellé des industries en NAF36

CA-CB	Activités d'Extraction
DA	Industries Agricoles et Alimentaires
DB	Industrie du Textile et de l'Habillement
DC	Industrie du Cuir et de la Chaussure
DD	Travail du bois et fabrication d'articles en bois
DE	Industrie du Papier et du Carton ; Edition et Imprimerie
DG	Industrie chimique
DH	Industrie du caoutchouc et du plastique
DI	Fabrication d'autres produits minéraux non métalliques
DJ	Métallurgie et travail des métaux
DK	Fabrication de machines et équipements
DL	Fabrication d'équipements électriques et électroniques
DM	Fabrication de matériel de transport
DN	Autres industries manufacturières
EA	Production et distribution d'électricité, gaz et eau
FA	Construction
GA	Commerce
HA	Hôtels et restaurants
IA	Transports et communications
KA	Immobilier, location et services aux entreprises
MA	Education
NA	Santé et action sociale
OA	Services collectifs, sociaux et personnels

TAB. 11 – Spécification à la Combes *et al.* (2007)

Estimation	MCO-TFP _{zt}	OP-TFP _{zt}	LP-TFP _{zt}	EF-TFP _{zt}
Densité _{zt}	0,024*** (0,005)	0,026*** (0,004)	0,03*** (0,004)	0,023*** (0,005)
Potentiel de marché _{zt}	0,027*** (0,006)	0,019*** (0,005)	0,019*** (0,006)	0,038*** (0,005)
Obs.	3751	3410	3751	3751
R ² ajusté	0,76	0,65	0,65	0,82
Indicatrice par année	Oui	Oui	Oui	Oui
Contrôles zone	Oui	Oui	Oui	Oui

(i) Les contrôles ajoutés sont des effets fixes temporels et 5 caractéristiques fixes dans le temps des zones d'emploi.

(ii) Le nombre théorique de clusters est 3751 (=341*11). La méthode de Olley et Pakes (1996) ne permettant pas d'estimer la productivité pour 1994, le nombre de clusters est de 3410 pour cette régression.

(ii) La matrice de variance-covariance est supposée bloc-diagonale, chaque bloc correspondant à une zone d'emploi.

(iii) ***, **, * : Correspond à une significativité au niveau de 1%, 5% and 10% respectivement.

Lecture : Ce tableau restreint l'estimation de second étape aux seules variables de densité et potentiel de marché, qui sont celles retenues par Combes, Duranton, Gobillon et Roux (2007). Nos résultats sont très proches des leurs.

TAB. 12 – Sensibilité des résultats à l’agrégation sectorielle

Estimation	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)
	Externalités d’urbanisation				
Densité _{zt}	0,023*** (0,005)	0,023*** (0,005)	0,015*** (0,004)	0,025*** (0,008)	0,033*** (0,008)
Superficie _{zt}	0,017*** (0,005)	0,018*** (0,005)	0,013*** (0,005)	0,022*** (0,007)	0,029*** (0,007)
Potentiel de marché _{zt}	0,039*** (0,005)	0,038*** (0,005)	0,036*** (0,005)	0,035*** (0,005)	0,036*** (0,005)
Diversité _{zt}	-0,024** (0,011)	-0,017* (0,01)	-0,023** (0,01)	-0,025** (0,01)	-0,026** (0,01)
	Externalités de localisation				
Spécialisation _{zkt}		0,029*** (0,003)	0,025*** (0,003)	0,031*** (0,006)	0,039*** (0,005)
Part du travail qualifié _{zkt}			0,251*** (0,027)	0,248*** (0,028)	0,26*** (0,028)
Nb. d’établissements _{zkt}				-0,01 (0,007)	-0,028*** (0,007)
Concurrence _{zkt}					0,012*** (0,004)
Obs.	162755	162755	162755	162755	162755
R ² ajusté	0,29	0,29	0,3	0,3	0,3
Indicatrice Secteur*Année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Contrôles zone	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui

((i) Les contrôles ajoutés sont des effets fixes temporels et 5 caractéristiques fixes dans le temps des zones d’emploi.

((ii) La matrice de variance-covariance est supposée bloc-diagonale, chaque bloc correspondant à une zone d’emploi.

((iii) ***, **, * : Correspond à une significativité au niveau de 1%, 5% and 10% respectivement.

Lecture : Dans ce tableau, les variables d’externalités de localisation sont calculées au niveau NAF60, au lieu de NAF220. L’ampleur des externalités d’agglomération ne change pas.

Liste des documents de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises				Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicollinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH			G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983			G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit			G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires			G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth
G 9101	Equipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale			G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade : empirical evidences for the major five industrialized countries
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles			G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation			G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation : an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international			G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies			G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques			G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène			G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989			G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées			G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS			G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques			G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé			G 9309	L. BLOCH - B. CŒURE Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique			G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimale du capital : quelques points de repère
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée				
G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE				

G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital		analyse économique des politiques française et allemande
G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9313	Equipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Métric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty : When is there a Value of Waiting ?
G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9505 Bis	D. GOUX - E. MAURIN Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9402	J. GAUTIÉ Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective <i>NON PARU - article sorti dans Economie et Prévision n° 122 (1996) - pages 95 à 113</i>
G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKS L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement	G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme
G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une		

- G 9608 N. GREENAN - D. GUELLEC
Technological innovation and employment reallocation
- G 9609 Ph. COUR - F. RUPPRECHT
L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation
- G 9610 S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT
Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail
- G 9611 X. BONNET - S. MAHFOUZ
The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU : the case of France
- G 9612 PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY
The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence ?
- G 9613 A. JACQUOT
Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?
- G 9614 ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing
Lexique macroéconomique Français-Chinois
- G 9701 J.L. SCHNEIDER
La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique
- G 9702 J.L. SCHNEIDER
Transition et stabilité politique d'un système redistributif
- G 9703 D. GOUX - E. MAURIN
Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?
- G 9704 P. GENIER
Deux contributions sur dépendance et équité
- G 9705 E. DUGUET - N. IUNG
R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level
- G 9706 M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD
Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles
- G 9707 M. HOUEBINE
Polarisation des activités et spécialisation des départements en France
- G 9708 E. DUGUET - N. GREENAN
Le biais technologique : une analyse sur données individuelles
- G 9709 J.L. BRILLET
Analyzing a small French ECM Model
- G 9710 J.L. BRILLET
Formalizing the transition process : scenarios for capital accumulation
- G 9711 G. FORGEOT - J. GAUTIÉ
Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement
- G 9712 E. DUBOIS
High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?
- G 9713 Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1996
- G 9714 F. LEQUILLER
Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?
- G 9715 X. BONNET
Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ?
Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE
- G 9716 N. IUNG - F. RUPPRECHT
Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français
- G 9717 E. DUGUET - I. KABLA
Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level
- G 9718 L.P. PELÉ - P. RALLE
Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général
- G 9719 ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing
Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français
- G 9720 M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER
Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises
- G 9721 A. MOUROUGANE
Crédibilité, indépendance et politique monétaire
Une revue de la littérature
- G 9722 P. AUGERAUD - L. BRIOT
Les données comptables d'entreprises
Le système intermédiaire d'entreprises
Passage des données individuelles aux données sectorielles
- G 9723 P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON
Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience
- G 9724 P. AUGERAUD
Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - *A paraître*
- G 9801 H. MICHAUDON - C. PRIGENT
Présentation du modèle AMADEUS
- G 9802 J. ACCARDO
Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996
- G 9803 X. BONNET - S. DUCHÊNE
Apports et limites de la modélisation
« Real Business Cycles »
- G 9804 C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL
The Commercial Success of Innovations
An econometric analysis at the firm level in French manufacturing
- G 9805 P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG
Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms
- G 9806 J. ACCARDO - M. JLASSI
La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996

G 9807	Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1997	Bis	Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9808	A. MOURougane Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy ?	G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française	G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data	G 9915	R. DUHAUTOIS Evolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique	G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique	G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?	G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires	G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Evolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 9901	S. DUCHÊNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale	G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie	G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 9903	Ch. COLIN Evolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation	G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances	G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques	G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France	G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement	G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998	G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Evaluation des effets d'une politique sociale	G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Equivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 9910	Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique	G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?
G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France	G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail	G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages

- G2000/13 B. CREPON - Th. HECKEL
- Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles
- Computerization in France: an evaluation based on individual company data
- G2001/01 F. LEQUILLER
- La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB
- The new economy and the measurement of GDP growth
- G2001/02 S. AUDRIC
La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?
- G2001/03 I. BRAUN-LEMAIRE
Evolution et répartition du surplus de productivité
- G2001/04 A. BEAUDU - Th. HECKEL
Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées
- G2001/05 C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL
Testing the augmented Solow growth model : An empirical reassessment using panel data
- G2001/06 R. MAHIEU - B. SÉDILLOT
Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude
- G2001/07 Bilan des activités de la DESE - 2000
- G2001/08 J. Ph. GAUDEMET
Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite
- G2001/09 B. CRÉPON - Ch. GIANELLA
Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles
- G2001/10 B. CRÉPON - R. DESPLATZ
Evaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires
- G2001/11 J.-Y. FOURNIER
Comparaison des salaires des secteurs public et privé
- G2001/12 J.-P. BERTHIER - C. JAULENT
R. CONVENEVOLE - S. PISANI
Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale
- G2001/13 P. BISCOURP - Ch. GIANELLA
Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry
- G2001/14 I. ROBERT-BOBÉE
Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility
- G2001/15 J.-P. ZOYEM
Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du «Panel européen des ménages »
- G2001/16 J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD
La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?
- G2001/17 C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER
Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?
- G2002/01 F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR
Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats
- G2002/02 Bilan des activités de la DESE - 2001
- G2002/03 B. SÉDILLOT - E. WALRAET
La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?
- G2002/04 G. BRILHAULT
- Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français
- Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets
- G2002/05 P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER
How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach
- G2002/06 C. AUDENIS - J. DERUYON - N. FOURCADE
L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique
- G2002/07 J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET
Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
- G2002/08 J.-P. BERTHIER
Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées
- G2002/09 F. HILD
Les soldes d'opinion résument-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?
- G2002/10 I. ROBERT-BOBÉE
Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999
- G2002/11 J.-P. ZOYEM
La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté
- G2002/12 F. HILD
Prévisions d'inflation pour la France
- G2002/13 M. LECLAIR
Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production
- G2002/14 E. WALRAET - A. VINCENT
- Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation
- Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach

G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBEE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?
G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DEROYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/14	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français	G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes	G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
		G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE
		G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises

	Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.	G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés
G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »	G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont-elles à la frontière technologique ?
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral	G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière	G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison	G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française	G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE	G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises	G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?	G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France	G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires	G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen
G2006/04	J.-F. OUVRARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?	G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVRARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types	G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France : a DSGE type approach
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data	G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie	G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans	G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984-2002	G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?
		G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin
		G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques

- G2008/02 P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ
The Effects of Retail Regulations on Prices
Evidence from the Loi Galland
- G2008/03 Y. BARBESOL - A. BRIANT
Économies d'agglomération et productivité des
entreprises : estimation sur données individuelles
françaises