HAL
open science

Dessertes ferroviaires à grande vitesse et dynamisme économique local : Une analyse économétrique exploratoire sur les unités urbaines françaises

Martin Koning, Corinne Blanquart, Marie Delaplace

To cite this version:

Martin Koning, Corinne Blanquart, Marie Delaplace. Dessertes ferroviaires à grande vitesse et dynamisme économique local : Une analyse économétrique exploratoire sur les unités urbaines françaises. ASRDLF 2013, 50ème colloque de l'Association des sciences régionales de langue française, Jul 2013, Belgique. 32p. hal-00962384

HAL Id: hal-00962384

https://hal.science/hal-00962384

Submitted on 8 Apr 2014

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Dessertes ferroviaires à grande vitesse et dynamisme économique local :

Une analyse économétrique exploratoire sur les unités urbaines françaises

Juin 2013 – Work in Progress (ne pas citer)[1]

Martin Koning

Université Paris-Est Marne la Vallée- Institut Français des Sciences et Technologies des Transports, de l'Aménagement et des Réseaux

Corinne Blanquart

Université Paris-Est Marne la Vallée- Institut Français des Sciences et Technologies des Transports, de l'Aménagement et des Réseaux

Marie Delaplace

Université Paris-Est Marne la Vallée-Institut Français d'Urbanisme, Lab'Urba

Résumé :

Alors même que la relation vertueuse entre infrastructures de transport et développement reste l'un des mythes les plus solidement ancrés dans l'esprit des acteurs, publics comme privés, les travaux empiriques relatifs aux effets des dessertes ferroviaires à grande vitesse aboutissent à un bilan plus mitigé. Cet article souhaite profiter de l'expérience française en matière d'infrastructures ferroviaires à grande vitesse pour estimer les retombées économiques dont auraient pu bénéficier les villes desservies par Trains à Grande Vitesse (TGV), en partie ou en totalité sur une Ligne à Grande Vitesse (LGV). L'échantillon se compose de 492 unités urbaines (UU) pour lesquelles nous suivons l'évolution des emplois, et notamment des cadres, entre 1982 et 2006. Notre stratégie empirique se veut exploratoire et accorde une attention particulière aux autres déterminants de la croissance locale des UU, propres à l'offre (taille initiale, spécialisation/diversité du tissu productif…) et à la demande (tourisme, richesse locale…). Dans la mesure où le choix des territoires desservis par LGV/TGV n'est *a priori* pas aléatoire, nous utilisons également un modèle de sélection visant à corriger les estimations d'un tel biais.

Nous montrons que les analyses empiriques des retombées locales des dessertes ferroviaires ne peuvent pas négliger le problème d'endogénéité entre infrastructures et développement. Ainsi, les résultats du modèle de sélection aboutissent à des effets des liaisons ferroviaires sur la croissance locale de signes opposés à ceux provenant d'une approche par les Moindres Carrés Ordinaires. Nos estimations soulignent surtout que les retombées économiques locales sont clairement différenciées

[1] Une partie de la base de données utilisée a été constituée lors d'un contrat PREDIT financé par l'ADEME mené en collaboration avec C. Beckerich et S. Bazin. Le travail de formatage sur la base a été réalisé par E. Gaubert. . Nous les en remercions. Les propos tenus dans cet article n'engagent que les auteurs.

selon que les UU sont desservies ou non sur LGV ou simplement par TGV. Même si les UU desservies par LGV ont connu une création d'emplois (postes de cadres) inférieure entre 1982 et 2006, les effets propres aux infrastructures sur le taux de croissance annuel, i.e. corrigés du biais de sélection, se chiffrent à +1,3% (+3,7%). Concernant les UU uniquement desservies par TGV, elles ont certes connu de meilleures performances en moyenne mais l'effet propre aux infrastructures est quant à lui négatif : -1,1% et -3,0% sur le taux de croissance annuel des emplois et postes de cadres respectivement. Si la taille des UU en 1975 explique unanimement leur connexion au réseau LGV et leur desserte par TGV, les autres déterminants (techniques, administratifs, géographiques) ont des effets ambivalents selon le type de liaisons. Finalement, nous mettons en évidence un certain nombre de facteurs influençant également la croissance locale (taille initiale des villes, spécialisation, structure mono-centrique des UU, aménités géographiques entre autres). L'effet croisé de certaines caractéristiques avec l'arrivée des dessertes TGV parfois sur LGV pourrait permettre d'apprécier l'hétérogénéité des retombées économiques locales des infrastructures ferroviaires à grande vitesse. Ces résultats qui devront être affinés pourraient être utiles pour compléter les évaluations socio-économiques traditionnelles des grands projets d'infrastructures.

Mots-clés : Trains à Grand Vitesse, Lignes à Grande Vitesse, croissance locale, unités urbaines, modèle de sélection, externalités urbaines, base économique

1. Introduction

Depuis l'inauguration de la première Ligne à Grande Vitesse (LGV) en France, entre Paris et Lyon en 1981, les décideurs publics ont fait de ces infrastructures de transport un maillon central des politiques d'aménagement du territoire et de promotion du transport durable. Avec plus de 1900 kilomètres de réseau sur lesquels peuvent aujourd'hui circuler les Trains à Grande Vitesse (TGV), et près de 4000 kilomètres additionnels projetés par le Schéma National des Infrastructures de Transports (SNIT) en 2011, les transports ferroviaires sont supposés offrir une alternative attractive et crédible, pour les déplacements à moyenne ou longue distances, aux modes polluants que sont les avions et les automobiles. Mais le SNIT assigne également aux TGV l'objectif de stimuler le dynamisme économique local.

D'un point de vue théorique, il est possible de dresser une typologie des mécanismes par lesquels les infrastructures de transport interviennent dans le processus de développement économique. Ce dernier peut tout d'abord être approché par l'intermédiaire d'une dotation factorielle (Aschauer, 1989, Munnel, 1992, Lafourcade et Mayer, 2009, Didier et Prud'homme 2007) : la construction d'une LGV augmenterait la dotation en capital public d'un pays ou d'une région, ce qui génèrerait des externalités positives dont bénéficie le capital privé au travers de gains de productivité. Une seconde approche s'inscrit dans une optique gravitaire et s'articule plutôt autour des flux induits. L'infrastructure n'est alors que le support des échanges entre deux aires d'activités économiques. Leurs effets ne sont alors plus directs, mais reposent sur les variations de coûts de transports et d'accessibilité que ces infrastructures permettent. Dans cette lignée, certains travaux ont récemment apprécié les effets territoriaux des infrastructures ferroviaires au prisme des enseignements de la Nouvelle Economie Géographique (Thisse et Lafourcade, 2011, Ahlfeldt et

Feddersen, 2010, Donaldson, 2009). Le dernier groupe d'approches repose sur les variations de surplus économique générées par les infrastructures de transport (Didier et Prud'homme 2007, Maurice et Crozet, 2007). Les modifications seront d'autant plus bénéfiques que les valeurs tutélaires (du temps et de la vie humaine essentiellement) utilisées lors des calculs sont suffisamment élevées. Le lien avec le développement économique passe alors par l'utilité collective et la « fonction objectif » que le planificateur social cherche à maximiser.

Alors même que ces relations vertueuses restent l'un des mythes les plus solidement ancrés dans l'esprit des acteurs, elles ont fait l'objet de vives critiques depuis 30 ans (Bonnafous et Plassard, 1974, Offner, 1993), le recensement des travaux empiriques relatifs aux effets des dessertes ferroviaires à grande vitesse aboutissant également à un bilan mitigé (Bazin et al., 2011, Mignerey, 2013). Qu'il s'agisse du sens de la relation causale et de la causalité elle-même entre infrastructures et développement, bien souvent éludé, de l'hétérogénéité des effets (dans leur nature, importance ou inscription spatiale) ou encore de l'appropriation des dessertes par les acteurs, la question de l'impact des LGV/TGV sur le développement économique local est loin d'être élucidée. Un tel constat pourrait sembler problématique. L'important coût financier des LGV nécessite en effet une évaluation fiable de leur rôle dans le dynamisme économique local afin, notamment, de hiérarchiser et d'échelonner dans le temps la mise en œuvre des projets concurrents (Maurice et Crozet, 2007). Les acteurs publics comme privés, de façon croissante appelés à participer au financement de ces infrastructures (Quinet, 2012), doivent également pourvoir justifier de la pertinence de leurs investissements, notamment en période de contrainte budgétaire marquée.

Ce sont notamment les effets indirects qui posent problème en matière d'évaluation, et notamment les effets sur l'emploi. Ils sont d'une part difficiles à quantifier. Les effets dynamiques sur l'emploi sont d'autre part délicats à intégrer dans le cadre statique de l'analyse coûts-avantages et les progrès accomplis dans ce domaine restent à ce jour assez minces (OCDE, 2008).

Dans ce contexte, cet article se propose d'identifier l'existence éventuelle de retombées économiques locales générées par les dessertes ferroviaires à grande vitesse. Notre analyse se veut exploratoire et porte sur 492 unités urbaines (UU[2]) françaises. La variable d'intérêt correspond à la l'évolution de l'emploi des UU[3], en faisant également un focus sur les postes de cadres des « fonctions métropolitaines supérieures » souvent considérés comme un indicateur de dynamisme local et cibles des programmes LGV. Les emplois de cadres des fonctions métropolitaines supérieures reflètent en effet selon la DATAR le potentiel de développement d'un territoire, du fait de leur rôle d'entraînement vis-à-vis d'autres fonctions productives. Si des retombées économiques des LGV/TGV venaient effectivement à être identifiées, nos résultats pourraient contribuer à compléter l'évaluation socio-économique usuelle des dessertes ferroviaires à grande vitesse à la fois *ex ante* et *ex post* (les bilans LOTI[4]), en intégrant notamment des variables relatives à l'emploi. Tandis que de

[2] Une unité urbaine (UU) correspond à « une commune (ou à un ensemble de communes) présentant une zone de bâti continu (pas de coupure de plus de 200 mètres entre deux constructions) qui compte au moins 2000 habitants » (INSEE). En 2010, la France comptabilisait 2293 UU.

[3] Il s'agit ici des effets indirects de la mise en service d'une desserte et pas des effets liés au chantier des lignes à grande vitesse.

[4] Dans le cadre des bilans LOTI, l'analyse se limite généralement à l'investissement initial, aux coûts/recettes opérationnelles de la nouvelle liaison ferroviaire et aux variations des coûts généralisés supportés par les usagers (temps et argent) ou à celles des coûts externes infligés à la société (pollutions atmosphériques, visuelles ou sonores).

récents calculs ont montré que le programme TGV dans son ensemble avait généré des gains de surplus économiques pour la société française (Rouchaud, 2009), l'évolution de la création d'emplois était absente de l'analyse.

Au-delà de l'intérêt de tester l'existence de retombées économiques locales des infrastructures ferroviaires à grande vitesse, cette analyse présente une triple originalité. L'étude économétrique des déterminants de l'évolution de l'emploi dans les UU nous amène ainsi à interroger le rôle de leur taille initiale, celui de leur spécialisation/diversité fonctionnelle ou encore l'influence d'aménités géographiques et historiques, mais également les effets conjoints de ces variables avec la présence des dessertes ferroviaires à grande vitesse. Par ailleurs, l'analyse empirique différencie l'observation dans le temps (avant ou après l'arrivée de la desserte) entre deux groupes d'UU, celles ayant reçu un « traitement » (disposer d'une desserte TGV sur LGV en partie ou en totalité) contrairement à d'autres. Dans la mesure où le traitement n'est *a priori* pas aléatoire, nous couplons l'estimation de l' « effet de traitement » sur la croissance locale avec celle d'une « équation de sélection » visant à expliquer le choix des UU bénéficiant de la politique publique (Cong et Drukker, 2000, Givord, 2010, Khandker et al., 2010). Enfin, cet article interroge la dimension historique, à la fois dans les facteurs d'apparition des effets, mais aussi en considérant la persistance temporelle des éventuelles retombées économiques locales. Si les bilans LOTI reposent dans le meilleur des cas sur deux dates (*ex ante* et *ex post*), nous suivons nos unités d'observation entre 1982 et 2006, exploitant les quatre Recensements Généraux de la Population (RGP) réalisés sur cette période ainsi que les données de l'INSEE sur les fonctions métropolitaines supérieures.

L'article s'organise de la manière suivante. Dans la section (2), nous revenons sur la littérature empirique ayant abordé les effets des infrastructures ferroviaires à grande vitesse sur la croissance des emplois. La section (3) présente ensuite la stratégie mobilisée afin de tester l'existence de retombées économiques des dessertes LGV/TGV en France. La section (4) détaille les données tandis que la section (5) discute les résultats des tests économétriques opérés. La section (6) conclut en présentant les perspectives de recherche.

2. Dessertes ferroviaires à grande vitesse et croissance des emplois : de rares observations empiriques

En raison de leur relative jeunesse, les dessertes ferroviaires à grande vitesse ont suscité un nombre plus restreint de recherches empiriques que les infrastructures routières (Duranton et Turner, 2012, Plassard, 1977, Didier et Prud'homme 2007). La littérature sur le sujet reste toutefois abondante (Bazin et al., 2011, Mignerey, 2013). Ceci s'explique notamment par la multitude des dimensions au travers desquelles les réseaux peuvent affecter la croissance économique locale (relocalisations de sièges d'entreprises, évolution du marché de l'immobilier, gains de temps et d'accessibilité, nouvelle offre de services…). Nous nous limitons ici au recensement, non exhaustif, d'études ayant abordé l'effet des liaisons ferroviaires à grande vitesse sur les dynamiques d'emplois, en France comme à l'étranger. En effet, bien que contestables, les indicateurs d'emplois constituent des indicateurs classiques de mesure des dynamiques socio-économiques, au même titre que la croissance de la population ou du PIB.

2.1. Les résultats des quelques études internationales

Pays ayant grandement participé au développement de la technologie ferroviaire à grande vitesse, le Japon a été le terrain de nombreuses études. Reprenant les résultats de Hirota (1985), Albalate et Bel (2012) indiquent ainsi que la croissance de l'emploi dans le commerce, l'industrie, la construction et le commerce de gros a été de 16 à 34% plus importante dans les villes desservies par la grande vitesse ferroviaire. De même, Haynes (1997) relate que la croissance des emplois a été plus forte de 26% dans les villes desservies. Enfin, dans sa revue de la littérature au début des années 1990, Sands (1993) note que le *Shinkansen* a eu d'importants effets positifs sur les taux de croissance de l'emploi[5]. Mais il souligne également que le sens de la causalité entre desserte ferroviaire à grande vitesse et créations d'activité n'est pas clair (Sands, 1993). De surcroît, la question de l'imputation des effets à la ligne n'est pas clairement démontrée. Les travaux de Givoni (2006) repris par Chen (2013) complètent les conclusions de Sands : les régions desservies par le Shinkansen ont observé des croissances de la population et de l'emploi plus importantes que celles non desservies. Mais Givoni tempère les résultats en disant que d'autres facteurs peuvent expliquer cette croissance. Par ailleurs la ligne à grande vitesse n'a peut être que renforcé des tendances préexistantes, le choix du tracé n'étant pas neutre et privilégiant les zones déjà dynamiques. Il distingue enfin les effets à l'échelle urbaine et à l'échelle de la gare ; à l'échelle urbaine, la corrélation de la desserte avec la croissance de la population et de l'emploi est claire, mais sans qu'on puisse dire si cette croissance est induite par la desserte ou si elle n'est que l'illustration d'effets redistributifs. Cervero et Bernick (1996) montrent ainsi que la mise en service du Shinkansen a réduit le rôle économique des villes intermédiaires. A l'échelle de la gare, la diversité des résultats ne permet par contre aucune généralisation.

Pour la Corée du Sud, Kim (2000) anticipe pour sa part que la ligne à grande vitesse aboutira à une concentration de la population à et autour de Séoul, mais à une dispersion des emplois.

Dans le cas américain, où le réseau s'est développé plus tardivement, Kantor (2008) avance pour la Californie que *« HSR will trigger internal job creation within the Central Valley, especially in the service, transportation, communications, and utilities, and finance, insurance, and real estate sectors »*. Il estime ainsi que sur la période 2005-2030 la desserte ferroviaire à grande vitesse devrait faire croître plus fortement l'emploi, mais de façon variable selon les territoires californiens (entre 1,0% à 4,7% supplémentaires). De possibles effets redistributifs sont également mis en avant. Murakami et Cervero (2010) annoncent ainsi que « *the economic development impacts of the California HSR project are likely to be more redistributive than generative*". Levinson (2011) note pour sa part que les effets sur l'emploi sont non seulement difficiles à quantifier, mais que les effets potentiellement positifs à l'échelle d'une juridiction ne peuvent être considérés à l'échelle d'une autre juridiction ou même à l'échelle nationale que comme des transferts ou des relocalisations d'activités. Il est ainsi plus évident d'identifier des effets aux échelles urbaines ou infra-régionales qu'à l'échelle régionale (Willigers and alii, 2005).

Pour les Pays-Bas, Rietveld et al. (2001) montrent quant à eux que lors des analyses coût-avantage réalisées sur trois lignes (HSL-South, HSL-East et Zuiderzee link (ZZL)), la croissance de l'emploi résultant de leur mise en service est soit quantifiée avec peu de précisions, soit relativement

[5] Ces plus forts taux de croissance sont associés à trois éléments, la présence d'industries qui échangent des informations telles que les services aux entreprises, bancaires et immobiliers, d'opportunités pour des emplois très qualifiés et une bonne accessibilité à la gare.

marginale. Surtout, cette évolution résulterait davantage d'effets redistributifs entre les régions que de création nette d'emplois.

Le modèle développé par Wang et Charles (2010) pour l'Australie montre lui aussi que les variations d'emploi dans une région peuvent être expliquées par l'amélioration de son accessibilité depuis la région voisine.

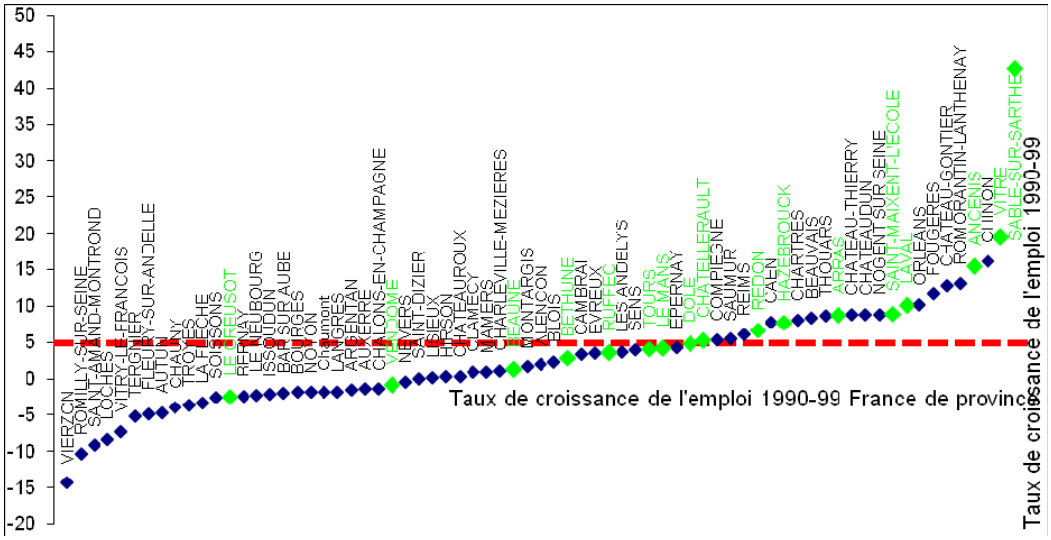
Stanke (2009) décrit quant à lui les effets d'augmentation des migrations alternantes qui bénéficient aux pôles d'emploi majeurs, en mobilisant des exemples français, suédois et espagnols. En ce qui concerne plus spécifiquement la ligne Madrid-Séville, les travaux de Martínez Sánchez-Mateos et Givoni (2009) montrent les effets sur l'emploi pour les nœuds du réseau, Alcazar perdant la position de nœud central qu'elle avait sur le réseau conventionnel au profit de Ciudad Real, nouveau lieu d'interconnexion du réseau LGV. Les effets sur l'emploi sont alors associés à la fréquence des dessertes ferroviaires. Hernandez (2010) a pour son part concentré son analyse sur les liens entre la construction du réseau à grande vitesse en Espagne et l'évolution de l'emploi. Le modèle économétrique qu'il développe montre que l'ampleur de l'impact se situe entre 3.5-1.8% sur la densité d'emploi pour les zones situées entre 10 et 20 kms de la gare, et en prenant en compte des variables instrumentales pour résoudre les problèmes d'endogénéïté. L'auteur conclut qu'il n'est pas possible de distinguer les effets redistributifs des effets nets, pas plus que ne le peut la littérature.

Mais il ressort de cette revue de littérature que peu de conclusions sont généralisables et qu'il demeure aussi des situations où la desserte à grande vitesse ne suffit pas à enrayer le déclin industriel ou les taux élevés de chômage (Nash, 1991;Vickerman, 1997).

2.2. Des études françaises limitées

Dans une analyse de 74 UU comparables (en termes de taille et de distance à Paris) à celles de Champagne-Ardenne, Bazin et al. (2006) mettent en évidence que les UU desservies par TGV figurent parmi celles connaissant les plus fortes croissances de l'emploi sur la période 1990-1999 (figure 1). Mais ils soulignent simultanément que de nombreuses UU non desservies présentent également un dynamisme marqué en termes d'emplois.

Figure 1 – Connexion au réseau TGV et croissance des emplois en France (1990-1999)



Source : Bazin et al. (2006)
Notes : UU desservies par TGV en vert clair, non desservies en bleu foncé

Le rôle des TGV en termes d'emplois est toutefois relativisé en France de longue date. Une note du service statistiques du Ministère de l'équipement de 1994 indique ainsi que « globalement, l'effet du TGV sur la création d'emplois reste limité ».

Par ailleurs, une grande part des attentes des acteurs se concentre autour des emplois qualifiés et du secteur tertiaire (Villes Européennes de la Grande vitesse, 2006). Il est ainsi généralement supposé que la desserte ferroviaire à grande vitesse favoriserait le développement des emplois de chefs d'entreprises ou des cadres des fonctions métropolitaines supérieures (cadres d'entreprises ou cadres de la fonction publique), notamment en améliorant l'accessibilité des UU connectées[6]. Force est cependant de constater qu'il n'existe pas d'études *ex post* et systématiques à ce sujet. Les analyses comparatives menées pour la région Champagne-Ardenne (Bazin et al., 2006), puis dans le cadre du contrat PREDIT « les enjeux et les opportunités des dessertes ferroviaires à grande vitesse en termes de développement économique local et de développement durable » (Bazin et al., 2013), montrent bien que les effets sont loin d'être automatiques, que ce soit pour les chefs d'entreprises ou pour les cadres des fonctions métropolitaines supérieures. De récents travaux de la DATAR aboutissent à des conclusions similaires (Mignerey, 2013), illustrant au travers de onze études de cas la diversité des effets économiques générés par les dessertes ferroviaires à grande vitesse.

Les analyses relatives aux effets en termes de croissance de l'emploi semblent donc partielles et relèvent le plus souvent d'études de cas localisées. Surtout, le lien entre la desserte et la croissance de l'emploi, s'il est parfois évoqué, n'est presque jamais formellement démontré. La question des effets des dessertes ferroviaires à grande vitesse sur l'emploi est donc toujours ouverte. Notre analyse exploratoire pourrait aider à la clarifier.

[6] Voir Bazin et al. (2006) pour une étude concernant les attentes des entreprises en Champagne-Ardenne à ce sujet.

3. La stratégie empirique retenue pour analyser les liens entre dessertes et croissance locale des emplois

Afin d'apprécier les effets des infrastructures de transport sur le dynamisme économique local, il pourrait être pertinent d'en étudier également les déterminants plus « standards ». Ainsi, nous supposons que la croissance économique d'une ville passe avant toutes choses par deux principaux canaux, l'un décrivant la qualité de l'offre locale, l'autre la demande. Dans ce cadre, les infrastructures ferroviaires à grande vitesse viennent essentiellement compléter et/ou amplifier ces deux forces motrices. Notre analyse empirique s'inspire des analyses en termes d'évaluation des politiques publiques, utilisées en économie du travail, en économie de la santé ou en économie du développement pour estimer l'effet d'un traitement administré à certains individus (Givord, 2010, Khandker et al., 2010). Notre population d'étude correspond à 492 UU françaises suivies entre 1982 et 2006. Le traitement consiste pour certaines UU à être desservies progressivement par TGV, en totalité ou en partie sur LGV[7]

3.1. Les déterminants de la croissance locale des emplois

Les retombées économiques des infrastructures et des dessertes ferroviaires à grande vitesse sont évaluées par la croissance des emplois dans l'UU i entre t et t-1, i.e. la variable $\Delta^{t}_{t-1} Emp_{it}$. La croissance de l'emploi est certes une mesure imparfaite de la croissance locale, en raison des variations de productivité non observées, mais fournit néanmoins une première approximation. Une seconde version du modèle considèrera l'évolution du nombre d'emplois de cadres des fonctions métropolitaines supérieures.

$$\Delta^{t}_{t-1} Emp_{it} = \alpha + \theta GVitesse_{it-1} + \sum_{k} \gamma_k Offre^{k}_{it-1} + \sum_{f} \delta_f Demande^{f}_{it-1} + \eta^{r}_{i} + u_T + \varepsilon_{it-1} \quad (1)$$

Indépendamment de l'éventuel effet des infrastructures ferroviaires à grande vitesse, la croissance économique locale est en partie poussée par les caractéristiques de l'offre des UU (le vecteur $Offre^{k}_{it-1}$). La structure et la répartition des emplois au sein d'une ville génèrent en effet diverses externalités, non neutres pour le tissu local. Dans une perspective de moyen terme, telle que la nôtre, la croissance des emplois entre t et t-1 pourrait ainsi dépendre de la taille de l'UU au début de la période d'observation (Glaeser et al., 1995). Les villes qui concentrent historiquement un grand nombre d'emplois sont en effet susceptibles de faire face à des coûts de congestion plus importants (dans les secteurs de l'immobilier ou des transports par exemple) ou à une concurrence accrue sur le marché du travail. En supposant une mobilité des facteurs entre les territoires, les entreprises doivent davantage rémunérer les salariés pour compenser le renchérissement lié à la vie urbaine. La « grande » ville pourrait alors peu à peu perdre en attractivité relative et se faire rejoindre par celles de tailles inférieures, à l'instar des travaux macroéconomiques sur la croissance de long terme (Glaeser et al., 1995).

[7] Précisons que cette analyse ne porte pas sur une forme structurelle de la relation entre croissance locale et infrastructure ferroviaire, i.e. résultant des conditions d'équilibre d'un processus de maximisation. Pour un tel travail, voir Glaeser et al. (1995) ou Duranton et Turner 2012) par exemple.

Mais inversement, les grandes villes présentent de nombreux avantages pour les firmes et les ménages. La dynamique économique locale peut ainsi être fonction de la spécialisation de l'UU en t-1 (Combes, 2000, Crozet et Lafourcade, 2009, Houdebine, 1999), argument en phase avec les « externalités de localisation » étudiées depuis A. Marshall. Le « turnover » des employés entre les firmes, les échanges d'idées ou de procédés, le partage du financement des infrastructures – divers gains liés à la concentration spatiale d'activités similaires - peuvent conduire à une croissance des emplois pour l'ensemble de l'UU. Nous testerons l'impact d'une spécialisation différenciée selon trois grandes fonctions d'activité, celles-ci représentant les sphères de la production « matérielle », de la production « immatérielle » et la sphère « présentielle », i.e. activités liées à la présence des individus sur un territoire (Terrier, 2009, cf. section (4) pour le détail de la classification). Depuis les travaux de J. Jacobs, de nombreux auteurs ont par ailleurs démontré que les gains à la concentration territoriale ne sont pas uniquement intra-sectoriels. Les « externalités d'urbanisation », i.e. issues de la diversité de l'offre, sont également bénéfiques pour la croissance économique locale (Combes, 2000, Crozet et Lafourcade, 2009, Houdebine, 1999). Lors de notre étude empirique, nous considérerons donc un indicateur de concentration (inverse de la diversité), également différencié selon trois fonctions d'activités. La dernière variable mobilisée dans le vecteur $Offre^{k}_{it-1}$ pour décrire la qualité de l'offre locale correspond au ratio des emplois dans la commune-centre en t-1 sur l'ensemble des emplois de l'UU. L'intuition provient ici des externalités « pécuniaires » ou « technologiques », qu'elles soient d'urbanisation ou de localisation, dont la diffusion serait d'autant plus intense (et vertueuse pour la croissance locale) que les emplois sont concentrés au centre de l'UU, i.e. avec une densité d'emplois vraisemblablement supérieure au centre[8].

Ces déterminants de la croissance locale ont en commun de jouer sur la productivité des facteurs travail et capital, généralement améliorée par les économies d'agglomération. Bien que les deux approches soient plus complémentaires qu'antagoniques, la croissance des emplois dépendrait plutôt, de l'évolution de la demande effective s'adressant à l'UU dans une perspective keynésienne, i.e. le vecteur $Demande^{f}_{it-1}$. Comme l'explique la théorie de la base économique (Tiebout, 1956, Krikelas, 1992, ou pour une version « renouvelée », Davezies, 2005 et 2008), la dynamique des unités territoriales de petite taille (telles que les villes) ne suit pas les mêmes règles que celle des grandes unités (les nations). Ce seraient essentiellement les revenus captés « hors » du territoire par les activités « basiques », i.e. évoluant sur des marchés mondialisés et concurrentiels, qui permettent de stimuler la demande locale et le niveau d'emplois, via l'existence d'un « effet multiplicateur ». Dans la mesure où les travaux empiriques approximent le plus souvent le poids des activités basiques par un indice de « localisation » (Krikelas, 1992), certains indicateurs de spécialisation présentés dans les variables d'offre pourraient décrire, en partie, l'importance de la base économique privée.

Toutefois, le revenu d'une UU ne dépend pas uniquement des performances de ses entreprises sur les marchés extérieurs. Les destinées des villes sont également conditionnées par une série de choix discrétionnaires. Les décideurs publics tout d'abord orientent, via la taxation et la redistribution, une partie des ressources nationales vers les villes de leurs souhaits (base publique, Davezies, 2008, Ades et Glaeser, 1994). Dans le vecteur $Demande^{f}_{it-1}$, nous considérons que la présence d'une

[8] Nous n'ayant pas eu accès à des données sur la superficie des UU, notre indicateur de densité est donc approximatif. Par ailleurs, ne disposant pas de données sur le nombre de firmes ainsi que sur leurs effectifs, nous ne pouvons pas regarder les effets pro-concurrentiels de la concentration territoriale sur la croissance locale (voir Combes, 2000).

préfecture ou d'un conseil régional dans l'UU pourrait y influencer la croissance des emplois, ces instances politiques nécessitant pour leur fonctionnement des contingents plus importants d'employés du service public (et donc des revenus locaux supérieurs). Les choix discrétionnaires peuvent également émaner de la part d'acteurs privés, notamment ceux portant sur leurs « temps de consommation » (Davezies, 2005, Viard, 2006). On peut ainsi supposer que les territoires dotés d'aménités naturelles ou historiques attirent plus de touristes dont les dépenses dynamisent la demande locale (base résidentielle ou présentielle, voir Davezies, 2005, Terrier, 2009, Blanc et al., 2007, Benhamou, 2012). Lors de notre test empirique, nous considérons un ensemble d'informations telles que les attributs géographiques (bord de mer, appartenance à une région ensoleillée) ou culturelles (existence de monuments inscrits au patrimoine mondial de l'Unesco en t-1) des UU. Nous intégrons également au vecteur $Demande^{l}_{it-1}$ une indicatrice de la présence d'une frontière jouxtant l'UU, même si cette caractéristique peut avoir un effet ambigu sur la croissance des emplois[9]. Finalement, nous prenons en compte le niveau de richesses des habitants. Dans la mesure où nous ne disposons pas de données de revenus, nous considérons la part des cadres dans les résidents de l'UU en t-1, cette population étant plus aisée.

Pour éviter d'avoir à traiter un double problème d'endogénéité (voir *infra*), nous avons pris le parti de ne pas faire dépendre le dynamisme économique des UU de l'évolution de leur population (Blanc et al., 2007). Par ailleurs, l'équation de croissance locale aurait pu être spécifiée dans sa dimension « panel » en insérant un effet individuel (propre à chaque UU) permettant de capter les variables omises du modèle. Celui-ci étant le plus souvent supposé « fixe » lors des estimations, une telle approche aurait eu pour défaut d' « absorber » toutes les informations invariantes dans le temps (taille initiale, aménités naturelles, instances politiques). Par conséquent, nous préférons insérer des variables dichotomiques η^{r} pour la région d'appartenance des UU (afin de capter les spécificités régionales qui influenceraient la croissance locale) ainsi que des indicatrices temporelles μ_{T} (prenant en compte les effets conjoncturels propres aux différentes périodes d'observation mais communs aux unités urbaines). Le résidu ε_{it-1} (supposé i.i.d.) mesure quant à lui les facteurs explicatifs individuels de la croissance locale entre t et t-1 non observés.

Nous nous sommes jusqu'ici principalement intéressés aux déterminants de la croissance des emplois dans les UU françaises. Bien qu'elle puisse être guidée par d'autres facteurs explicatifs, nous supposerons lors de nos tests empiriques que certaines des variables présentées ci-dessus permettent également de comprendre l'évolution des emplois de cadres des fonctions métropolitaines supérieures.

3.2. L'effet des infrastructures ferroviaires à grande vitesse

N'ayant pu accéder à des données désagrégées sur la fréquentation des liaisons ferroviaires, notre analyse porte essentiellement sur la qualité de l'offre d'infrastructures (l'existence ou non d'une desserte TGV d'une part, sur LGV d'autre part), et non sur la demande de mobilité. Dans l'équation

[9] En effet, il est possible qu'une forte part de travailleurs transfrontaliers augmente les opportunités d'emplois en France et stimule la demande locale. Inversement, il est possible que des règlementations du travail plus attractives de l'autre côté de la frontière soient un désavantage pour les UU françaises (effet d'aubaine). Ce dernier effet relève plus des caractéristiques de l'offre locale.

de croissance locale, la variable $GVitesse_{it-1}$ est ainsi égale à 1 lorsque l'UU dispose d'une desserte TGV, en partie ou en totalité sur LGV, en t-1 (0 sinon)[10]. La distinction opérée entre TGV et LGV est importante. En effet, seules les UU accédant directement au réseau LGV bénéficient pleinement des éventuels avantages (coûts) de la grande vitesse. Parmi les UU desservies par TGV, certaines peuvent l'être pour une part du voyage sur des lignes classiques. Dans ce cas, même si les usagers jouissent de gains de temps (absolus) entre deux destinations reliées par TGV, comparativement à la situation antérieure sans grande vitesse ferroviaire, les améliorations (relatives) des temps de parcours et d'accessibilité seront moindres que si les deux UU avaient été connectées directement sur le réseau LGV. La connexion au réseau LGV leur donne également la possibilité d'être directement en lien avec des destinations de province.

Toutes choses égales par ailleurs, i.e. en contrôlant pour l'effet des autres explicatives de la croissance locale, les retombées économiques pour l'UU i entre t et t-1 d'une connexion aux réseaux LGV/TGV en t-1 seront approximées par le paramètre θ :

$$E\left(\Delta^{t}_{t-1}\frac{Emp_i}{\square}GVitesse_{it-1} = 1\right) - E\left(\Delta^{t}_{t-1}\frac{Emp_i}{\square}GVitesse_{it-1} = 0\right) = \theta \quad (2)$$

Cette spécification de la croissance locale implique que les retombées économiques des dessertes ferroviaires à grande vitesse viennent s'additionner, d'une manière constante, aux autres sources des créations d'emplois. Il est toutefois possible que l'effet de traitement se diffuse en interagissant avec les fondamentaux inscrits dans les vecteurs $Offre^{k}_{it-1}$ et $Demande^{j}_{it-1}$. On peut ainsi supposer que les bénéfices/coûts des LGV/TGV dépendent de la taille de l'unité urbaine au début de la période d'observation. Il pourrait en être de même des spécificités géographiques, culturelles ou politiques des UU. Par exemple, les retombées économiques locales générées par l'inscription d'un monument au patrimoine de l'Unesco pourraient se combiner avec la présence d'une desserte ferroviaire à grande vitesse.

Si la variable X_{it-1} est croisée avec $GVitesse_{it-1}$, le vecteur Z^{j}_{it-1} représentant les autres variables explicatives, on peut écrire :

$$\Delta^{t}_{t-1}Emp_i = \alpha + \theta GVitesse_{it-1} + \omega X_{it-1} + \varphi X_{it-1}GVitesse_{it-1}\sum_{k}\sigma_j Z^{j}_{it-1} + \eta^{r}_{i} + \mu_T + \varepsilon_{it-1} \quad (3)$$

Avec cette nouvelle spécification, les gains liés à l'arrivée de la grande vitesse ferroviaire dépendent désormais de X_{it-1}, via le terme d'interaction φ :

$$E\left(\Delta^{t}_{t-1}\frac{Emp_i}{\square}GVitesse_{it-1} = 1\right) - E\left(\Delta^{t}_{t-1}\frac{Emp_i}{\square}GVitesse_{it-1} = 0\right) = \theta + \varphi X_{it-1} \quad (4)$$

[10] Précisons qu'une UU desservie sur LGV l'est nécessairement par TGV.

Cette seconde approche semble d'autant plus intéressante qu'elle permet de questionner les ressorts de l'apparition des bénéfices des infrastructures de transports ainsi que leur hétérogénéité. Nous pouvons également mobiliser l'équation (3) pour apprécier la persistance temporelle de ces effets (X_{it-1} représentant alors l'ancienneté de la desserte à grande vitesse en t-1), l'incidence pour une UU d'être le terminus d'une LGV ou encore les dynamiques propres aux différentes liaisons quadrillant la France (voir section (5)).

Les équations (2) et (4) conduisent à des estimations non biaisées des effets de traitement LGV/TGV par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) si le choix des UU traitées est exogène. Formellement, le modèle devrait satisfaire corr($\Delta GVitesse_i(it-1), \varepsilon_i(it-1)$) =0, c'est-à-dire qu'être connecté aux réseaux ferroviaires en t-1 est indépendant des facteurs individuels inobservables qui affectent la croissance des emplois entre t et t-1. **Il y a très peu de chances qu'une telle condition soit vérifiée.** Même si la décision de desservir l'UU par les réseaux LGV/TGV fut prise avant t-1, ce qui élude quelque peu le biais de causalité inverse[11], certaines caractéristiques des villes absentes de l'équation (1) mais expliquant la croissance locale pourraient également jouer sur la probabilité qu'elles soient connectées aux réseaux (capacité de mobilisation des acteurs et qualité des politiques publiques mises en œuvre par exemple). Contrairement aux études qui utilisent un protocole expérimental pour apprécier l'effet d'une mesure donnée, il est fort probable que le choix des UU bénéficiant du traitement soit ici endogène et non aléatoire. Il faut donc modifier le cadre d'analyse.

3.3. L'introduction d'un modèle de sélection

Nous modélisons maintenant la décision (discrète) de connecter l'UU i aux réseaux LGV/TGV en t-1 comme étant représentée par une variable latente $GVitesse^*_{it-1}$, fonction linéaire des informations comprises dans le vecteur W_{it-1} et d'un terme d'erreur u_{it-1} :

$$GVitesse^*_{it-1} = \pi W_{it-1} + u_{it-1} \quad (5)$$

On observera effectivement l'arrivée du réseau ferroviaire à grande vitesse dans l'UU i en t-1 ($GVitesse_{it-1} = 1$) si $GVitesse^*_{it-1} > 0$. Avec cette nouvelle approche, on estime tout d'abord l'équation de sélection (à l'aide d'un modèle Probit). On intègre ensuite la prédiction de recevoir le traitement, conditionnellement aux explicatives W_{it-1}, dans l'équation de croissance locale (estimée cette fois-ci par la méthode du Maximum de Vraisemblance, voir Cong et Drukker, 2000). Le différentiel de dynamisme économique local selon que les UU soient ou non connectées au réseau ferroviaire à grande vitesse est désormais approximé par :

[11] Cet argument est à nuancer selon le degré d'anticipation des décideurs publics (et surtout la qualité de ces anticipations).

$$E\left(\Lambda_{t-1}^{\tau}\frac{Emp_t}{\square}GVitesse_{it-1}=1\right)-E\left(\Lambda_{t-1}^{\tau}\frac{Emp_t}{\square}GVitesse_{it-1}=0\right)=\theta+\sigma\rho F \quad (6)$$

Où F combine la fonction de densité et la loi de distribution de u_{it-1}, σ représente la variance de ε_{it-1} et ρ la corrélation entre les deux termes d'erreur.

Le terme $\sigma\rho F$ dans l'équation (6) permet de mesurer l'importance du « biais de sélection » dans la mesure de l'effet de traitement (voir détails dans Cong et Drukker, 2000). Si l'équation de croissance locale est indépendante de l'équation de sélection, cela signifie en effet que $\rho = 0$ et on retrouve alors l'équation (2). Dans le cas contraire, une approche par les MCO revient à sous/sur estimer le paramètre θ, suivant le signe de ρ. Certains facteurs non observés par le modélisateur mais communs à la croissance locale et à la sélection pour le traitement sont responsables d'une partie des variations d'emplois constatées. On ne peut donc pas attribuer l'intégralité de l'effet de traitement aux infrastructures ferroviaires. Notons qu'une méthodologie similaire est opérationnelle pour les modèles faisant inter-réagir $GVitesse_{it-1}$ avec les variables d'offre ou celles de demande (Brown et Mergoupis, 2010).

Pour être en mesure d'estimer ρ, il faut trouver des variables à inclure dans W_{it-1} afin de modéliser pourquoi l'UU a reçu le traitement en t-1. Il serait possible de reprendre les mêmes variables que celles utilisées pour la croissance locale, sauf une additionnelle qui serait discriminante pour la sélection. Si ce n'est la taille initiale des UU ou certaines caractéristiques de la demande (voir *infra*), nous préférons toutefois mobiliser d'autres explications[12].

Les premières sont liées aux contraintes technologiques des infrastructures ferroviaires à grande vitesse. Ainsi, nous faisons l'hypothèse qu'une UU localisée en altitude aura, toutes choses égales par ailleurs, une probabilité moindre d'être desservie, surtout sur LGV. En effet, les (importants) coûts financiers du projet seront dans ce cas plus élevés en raison de la topographie des UU. D'une manière similaire, on peut questionner l'effet de la distance à Paris. D'une part, on peut supposer qu'un territoire éloigné de la capitale, qui est généralement le point de départ et/ou d'arrivée des différentes LGV[13], aura plus de chances de recevoir le traitement qu'un autre. Pour que l'infrastructure ferroviaire puisse atteindre la grande vitesse, il faut en effet que le tracé laisse une certaine distance entre les gares et ne multiplie pas les arrêts. D'un autre côté, une distance à Paris excessive pourrait être vue comme un frein car impliquant un investissement financier du projet plus conséquent.

[12] Le délai entre la décision de desservir une UU par TGV sur LGV en totalité ou en partie, la construction des infrastructures et l'inauguration de la liaison pourrait en effet rendre inopérante l'utilisation des variables datées de t-1.

[13] Le réseau est centré sur Paris et les connexions « depuis » et « vers » Paris sont les plus importantes (Delaplace et Perrin, 2012).

Outre ces variables, nous utilisons des informations « historiques », i.e. antérieures à 1982. La première est la plus évidente et se réfère à la taille de l'UU en 1975. C'est en effet à partir de cette date que le projet de LGV fut réellement développé en France[14]. Ainsi, nous allons décomposer les 492 UU en trois groupes selon l'importance de leur population à l'époque (cf. section (4)). Il est attendu que l'appartenance des UU aux groupes de grandes villes augmente la probabilité de recevoir le traitement entre 1982 et 2006, et encore plus pour la connexion au réseau LGV. Notons que cette variable sera également celle utilisée dans l'équation de croissance locale (1) pour décrire la taille initiale des UU et mesurer ainsi l'éventuel effet de rattrapage. La seconde information historique, variante dans le temps quant à elle, décrit le « timing » de l'arrivée du réseau ferroviaire dans les villes françaises au 19ème siècle, époque à laquelle d'importants investissements (privés) ont en effet été consentis afin de développer le réseau ferroviaire hexagonal (Pumain, 1982). Nous supposons donc qu'une ville rapidement dotée d'une liaison ferroviaire au 19ème siècle verra sa future UU plus rapidement connectée au réseau LGV ou TGV que les autres.

Afin de prendre en compte le dynamisme local, facteur *a priori* évident du choix des territoires traités, nous complétons ces variables avec la part de logements vacants au sein de l'UU en t-2 (le retard permettant d'intégrer le délai entre sélection pour le traitement et livraison de l'infrastructure) : plus le parc immobilier était inoccupé à la période précédente et plus faible devrait être la probabilité de connexion aux réseaux LGV/TGV. Finalement, nous insérons dans W_{it-1} des variables déjà mobilisées pour estimer l'équation de croissance locale. Concernant les facteurs administratifs, nous regardons l'influence que pourrait avoir la présence d'une préfecture ou d'un conseil régional dans une UU sur l'occurrence de recevoir le traitement. Nous faisons également l'hypothèse que les UU localisées en bord de mer ou comptant des monuments inscrits au patrimoine mondial de l'Unesco en t-1 ont une probabilité supérieure d'être reliées aux réseaux LGV/TGV.

4. Les données utilisées

La majeure partie des données ont été collectées par S. Bazin, C. Beckerich, C. Blanquart et M. Delaplace[15] dans le cadre d'un contrat labellisé par le PREDIT (Bazin et al., 2013). C'est notamment le cas des informations relatives au timing des arrivées des LGV/TGV au sein des différents territoires et des données INSEE. L'échantillon se compose de 492 UU comptant au moins 9000 habitants en 1999. L'UU de Paris fut délibérément écartée de l'analyse, car étant trop peu comparable avec les autres. Les données de population et de logements proviennent des RGP de l'INSEE, récoltés en 1975, 1982, 1990, 1999 et 2006[16]. Les informations sur le volume et la répartition des emplois sont également issues de l'INSEE et de la base sur les fonctions métropolitaines supérieures. A partir de 1982, ces données sont disponibles pour les mêmes dates. Nous disposons donc de 3 périodes d'observation pour estimer l'impact des dessertes ferroviaires à grande vitesse sur la croissance des emplois (1982-1990, 1990-1999, 1999-2006).

[14] D'un point de vue plus pragmatique, nous ne disposons pas de données de population plus anciennes.
[15] Avec des étudiants du master d'économie appliquée de l'URCA et notamment A. Rauly, et A. Jobé.
[16] Selon le découpage INSEE en géographie de 1999.

Les informations relatives à l'appartenance des UU à des régions ensoleillées ont été reprises des travaux de Blanc et al. (2007)[17] ; toutes les autres variables explicatives ont été construites par les auteurs. Les informations sur la connexion des villes-centres des UU au réseau ferroviaire durant le 19ème siècle ont ainsi été reconstituées à partir d'ouvrages sur l'histoire des chemins de fer et d'articles parus dans la vie du rail au milieu des années 19070. Dans la mesure où nous pouvons observer et estimer la présence des LGV/TGV pour 4 dates (1982, 1990, 1999, 2006), nous faisons le « matching » avec les années 1843, 1850, 1856 et 1860[18]. Concernant les monuments listés au patrimoine mondial de l'Unesco (et leurs dates d'inscription), nous n'avons gardé que ceux directement associés à une ville[19].

4.1. Croissance des emplois et connexion aux réseaux ferroviaires à grande vitesse

Les 492 UU ont été décomposées en trois groupes selon l'importance de leur population en 1975 : moins de 20000 habitants (« Petites » par la suite), entre 20000 et 50000 habitants (« Moyennes ») et plus de 50000 habitants (« Grandes »). Ces bornes ont été choisies afin d'obtenir des groupes de tailles raisonnables mais également de bien différencier l'importance des UU. Le premier groupe correspond à la majorité de l'échantillon (55%, soit 271 UU), le second à 24% (116) et le dernier à 21% (105). Pour des raisons de lisibilité, nous distinguons les statistiques descriptives ci-dessous selon ces trois catégories.

Comme l'illustre le tableau (1), le taux de croissance annuel des emplois fut en moyenne de 0,8% entre 1982 et 2006. Conformément à la transformation structurelle rencontrée par l'économie française depuis le début des années 80, la croissance moyenne des emplois de cadres est plus importante : elle atteint 1,1% par an sur la même période. En comparant le dynamisme local selon la taille des UU en 1975, on observe peu de différences, si ce n'est pour le taux de croissance annuel des emplois de cadres qui semble supérieur dans les grandes villes (1,3% contre 1,0% dans les petites), celles-ci concentrant les activités à hauts niveaux de qualification. Si on différencie l'observation entre les périodes, on retrouve bien les grandes évolutions conjoncturelles rencontrées à l'échelle nationale. Durant les années 90, la croissance des emplois fut ainsi plus faible qu'entre 1999 et 2006 (respectivement 0,6% et 1,2%).

Tableau 1 – Statistiques descriptives sur la croissance des emplois entre 1982 et 2006

	Ensemble (492 UU)	**Petites** (271 UU)	**Moyennes** (116 UU)	**Grandes** (105 UU)
Taux de croissance annuel des emplois (1982-2006)	0,8%	0,8%	0,7%	0,8%
Taux de croissance annuel des cadres (1982-2006)	1,1%	1,0 %	1,1%	1,3%
Taux de croissance annuel des emplois (1982-1990)	0,6%	0,6%	0,5%	0,6%
Taux de croissance annuel des cadres (1982-1990)	1,2%	1,1%	1,2%	1,5%
Taux de croissance annuel des emplois (1990-1999)	0,6%	0,6%	0,6%	0,6%
Taux de croissance annuel des cadres (1990-1999)	0,6%	0,5%	0,6%	0,9%

[17] Blanc et al. (2007) considèrent comme régions ensoleillées la Provence-Alpes-Côte d'Azur, la Corse, le Languedoc-Roussillon, le Midi-Pyrénées, l'Aquitaine, le Rhône-Alpes et le Poitou-Charente.

[18] Nous estimons la probabilité d'avoir le TGV/LGV en 2006, sans pour autant insérer cette information dans une équation de croissance locale.

[19] Dans certains cas, une inscription concerne simultanément plusieurs monuments (et donc plusieurs UU). C'est par exemple le cas des beffrois de France et de Belgique.

Taux de croissance annuel des emplois (1999-2006)	1,2%	1,2%	1,2%	1,3%
Taux de croissance annuel des cadres (1999-2006)	1,4%	1,4%	1,4%	1,6%

Sources : Données collectées par Bazin et al. (2013) à partir de l'INSEE et calculs des auteurs

En Introduction, nous avons daté à 1981 la première LGV en France, avec l'inauguration de la liaison ferroviaire à grande vitesse entre Paris et Lyon (LGV Sud-Est). A partir de cette date, le réseau s'est progressivement étendu et des liaisons « province–province » ont été mises en service. A la fin des années 80 fut inaugurée la seconde liaison LGV reliant Paris aux Pays de la Loire puis, en 1990, aux portes de la Bretagne (LGV Atlantique). Celle entre Paris et Lille fut quant à elle ouverte en 1993 (LGV Nord). En parallèle, le nombre de gares accueillant des TGV continua de s'accroître sur le territoire national mais également européen (avec l'ouverture des liaisons internationales Eurostar et Thalys notamment). Dans la mesure où la LGV Est-Européenne fut inaugurée en 2007, elle n'est pas prise en considération dans l'analyse ; la dernière extension des réseaux que nous observons dans nos données concerne la liaison entre Paris et Marseille, datant de 2001 (LGV Méditerranée). Nous retrouvons cet historique dans les statistiques descriptives du tableau (2). Ainsi, une infime fraction des UU étaient desservies par TGV ou connectées au réseau LGV en 1982 (2,6% et 0,1% respectivement). Un quart de siècle plus tard, le nombre d'UU bénéficiant des infrastructures ferroviaires à grande vitesse a considérablement augmenté, même si la part de celles directement connectées au réseau LGV reste très faible. En effet, seulement 3% de l'échantillon bénéficie d'un accès direct à ce réseau en 2006, tandis que 22% des UU suivies sont desservies par TGV. Comme attendu, le pourcentage de connexion diffère grandement selon la taille des UU en 1975. En 2006, 56% des grandes UU sont ainsi desservies par TGV (11,4% le sont sur LGV). Pour les petites, ces proportions s'élèvent à 8% et 0% respectivement (22% et 3% pour les moyennes)[20].

Tableau 2 –Connexions au réseau LGV et desserte TGV entre 1982 et 2006

	Ensemble (492 UU)	**Petites** (271 UU)	**Moyennes** (116 UU)	**Grandes** (105 UU)
Part des UU desservies par TGV en 1982 (%)	2,6%	0,1%	3,4%	6,7%
Part des UU connectées au réseau LGV en 1982 (%)	0,1%	0,0%	1,7%	1,9%
Part des UU desservies par TGV en 1990 (%)	13,8%	5,5%	14,7%	34,3%
Part des UU connectées au réseau LGV en 1990 (%)	1,4%	0,0%	2,6%	3,8%
Part des UU desservies par TGV en 1999 (%)	17,1%	7,4%	15,5%	43,8%
Part des UU connectées au réseau LGV en 1999 (%)	2,4%	0,0%	2,6%	7,6%
Part des UU desservies par TGV en 2006 (%)	21,7%	8,1%	22,4%	56,2%
Part des UU connectées au réseau LGV en 2006 (%)	3,3%	0,0%	2,6%	11,4%

Source : Données collectées par Bazin et al. (2013) à partir de l'INSEE et calculs des auteurs

4.2. Les variables d'offre

Outre la taille initiale des UU, approximée par leur groupe d'appartenance en 1975, nous mobilisons des indicateurs de spécialisation parmi les variables explicatives décrivant l'offre locale :

[20] Bien que nous n'utilisions pas d'information sur la demande de mobilité lors de nos tests empiriques, notons que le développement de l'offre ferroviaire à grande vitesse est allé de pair avec une utilisation croissante des infrastructures. Alors que 7,34 M de voyages avaient été réalisés avec les TGV entre 1981 et 1982, le cumul des passagers passe progressivement à 145,4 M en 1990, 615,7 M en 1999 pour atteindre finalement 1235 M de voyages en 2006. Nous étudions donc des infrastructures faisant face à une réelle demande.

$$Spec^{j}_{it-1} = \left(emp^{j}_{it-1} / emp_{it-1}\right) \Big/ \left(emp^{j}_{t-1} / emp_{t-1}\right) \quad (8)$$

La variable $Spec^{j}_{it-1}$ représente la spécialisation de l'UU i dans le secteur j en t-1, relativement à ce qui est observé à l'échelle nationale (emp^{j}_{t-1} représente l'ensemble des emplois dans le secteur j en t-1 et emp_{t-1} l'ensemble des emplois tous secteurs confondus). Un indicateur supérieur à l'unité signifie que l'UU i est relativement plus spécialisée dans le secteur j. Elle devrait donc bénéficier de plus fortes externalités de localisation. La base de l'INSEE sur les fonctions métropolitaines supérieures est décomposée en 15 activités (voir Van Puymbroeck et Reynard, 2010). Bien que les classifications puissent être discutées, nous avons reconstruit trois grandes fonctions à partir de la nomenclature initiale. Celle représentant la sphère productive matérielle comprend l'agriculture, le BTP et la fabrication. L'output de ces activités est essentiellement physique, ce qui justifierait cette appellation. La sphère productive immatérielle se compose quant à elle de la conception et recherche, de la gestion, des prestations intellectuelles supérieures, du commerce inter-entreprises, de la logistique et de l'entretien. Il s'agit plutôt de fonctions de services, dont l'output n'est pas toujours physiquement tangible[21]. Concernant la sphère présentielle, elle compte quant à elle la distribution, les services de proximité, la santé, l'éduction, les cultures et loisirs et, enfin, les administrations publiques. Les chiffres du tableau (3) illustrent que les UU sont en moyenne plus spécialisées dans la sphère productive matérielle et relativement moins dans les activités productives immatérielles. Les profils s'inversent entre petites et grandes UU, ces dernières étant fortement spécialisées dans la sphère immatérielle, et moins dans la sphère matérielle. On observe peu de différences pour la sphère présentielle.

Afin de mesurer le degré de diversité fonctionnelle, i.e. l'ampleur des externalités d'urbanisation, nous avons construit un indicateur de concentration de Hirschmann. En gardant les mêmes notations que précédemment, on le définit comme suit :

$$H_{it-1} = \sum_{j} \left(emp^{j}_{it-1} / emp_{it-1}\right)^{2} \quad (9)$$

Plus H_{it-1} est proche de 1, et plus les emplois de l'UU i sont concentrés dans un nombre restreint de fonctions, i.e. moindre est la diversité. Comme l'illustre le tableau (3), la diversité fonctionnelle diffère peu selon la taille initiale des UU. Si les grandes villes semblent présenter une concentration moindre, l'écart n'est pas très marqué. La dernière variable que nous utilisons pour décrire l'offre locale correspond au caractère plus ou moins mono-centrique des UU. En moyenne, 65% des emplois sont concentrés dans le cœur des UU entre 1982 et 1999. Néanmoins, cet indicateur est fonction décroissante de la taille initiale des villes. Pour les UU comptant moins de 50000 habitants en 1975, il se chiffre à 47% en moyenne. Pour celles de moins de 20000 habitants, l'indicateur atteint 75%.

Tableau 3 – Statistiques descriptives des variables d'offre (1982-1999)

[21] On pourrait considérer les sphères productives matérielle et immatérielle comme représentant les activités basiques, même si certains secteurs sont plutôt tournés vers le marché local.

	Ensemble (492 UU)	**Petites** (271 UU)	**Moyennes** (116 UU)	**Grandes** (105 UU)
Spécialisation « Présentielle »	0,99	0,97	1,02	1,01
Spécialisation « Matérielle »	1,21	1,31	1,14	1,01
Spécialisation « Immatérielle »	0,80	0,74	0,81	0,97
Hirschmann	0,27	0,27	0,26	0,25
Part des emplois au centre (%)	64,8%	74,6%	58,0%	47,0%

Sources : INSEE et calculs des auteurs

4.3. Les variables de demande

Parmi les variables utilisées pour décrire la demande s'adressant aux UU, certaines ont trait à la géographie. Dans le tableau (4), 18% des UU sont situées au bord de la mer, cette proportion étant supérieure pour les grandes villes, conformément aux travaux des historiens montrant que les centres urbains se sont fréquemment développés près de voies de communication et de commerce (Hall, 1998). Par ailleurs, seules 3% des UU sont localisées sur ou près d'une frontière. D'une manière similaire, cette proportion est supérieure pour les grandes UU (avec Lille et Strasbourg par exemple). Finalement, 37% des UU appartiennent à des régions ensoleillées, avec peu de différences selon la taille des villes.

Concernant la présence d'instances administratives, 18% et 4% des UU accueillent respectivement une préfecture et un conseil régional. Ces centres de décision sont logiquement surreprésentés dans les grandes UU. Précisons que si l'existence des conseils régionaux est récente (avec l'instauration des lois de décentralisation dans les années 80), celle des préfectures peut être vue comme un indicateur du dynamisme passé des villes (leur création datant du début du 19ème siècle)[22]. Un autre attribut fortement représenté dans les grandes villes concerne la présence de monuments inscrits au patrimoine mondial de l'Unesco. En 2006, 22% des grandes UU accueillaient ainsi un monument inscrit. A l'instar de la géographie, cette caractéristique des UU pourrait être bénéfique pour la croissance des emplois dans la mesure où elle pourrait permettre d'attirer des touristes (Benhamou, 2012). La dernière variable décrivant la demande locale concerne la part des cadres dans les résidents des UU, population dotée d'un revenu disponible supérieur. Entre 1982 et 1999, cette proportion se chiffre à 9,3% dans notre échantillon. Comme l'ont montré de nombreux travaux (DIACT, 2007, INSEE, 2010), on retrouve une relation croissante entre taille initiale des UU et part des cadres dans la population résidente.

Tableau 4 – Statistiques descriptives des variables de demande (1982-1999)

	Ensemble (492 UU)	**Petites** (271 UU)	**Moyennes** (116 UU)	**Grandes** (105 UU)
Bord de mer (%)	18,3%	19,6%	13,8%	20,0%
Frontière (%)	3,0%	0,7%	3,4%	8,6%
Région ensoleillée (%)	37,2%	36,9%	38,8%	36,2%
Préfecture (%)	17,5%	1,8%	18,1%	57,1%
Conseil Régional (%)	4,1%	0,0%	0,0%	19,0%
Monuments Unesco en 1982 (%)	0,1%	0,0%	1,7%	2,9%

[22] 18% des UU de taille moyenne sont aujourd'hui des préfectures.

Monuments Unesco en 2006 (%)	6,7%	1,8%	4,3%	21,9%
Part des cadres parmi les résidents (%)	9,3%	8,5%	9,4%	11,0%

Sources : données collectées par les auteurs et INSEE

4.4. Variables utilisées pour l'équation de sélection

Avant de présenter les résultats de nos estimations, il reste à détailler les variables incluses dans W_{it-1} pour modéliser le choix de connecter les UU au réseau à grande vitesse directement ou sur ligne classique. Afin de calculer l'altitude des UU, nous avons considéré la moyenne entre altitudes maximum et minimale des communes centres. Ces dernières sont 228 mètres au-dessus du niveau de la mer. Les grandes UU sont légèrement plus basses que les autres (178 mètres). La seconde contrainte technique concerne la distance à Paris. Ces informations sont imparfaites car seules les distances par le réseau routier (et non à « vol d'oiseaux ») furent récoltées. En moyenne, les UU sont à 421 kilomètres de Paris, avec peu de différences selon leur taille initiale.

Comme l'illustre le tableau (5), le nombre de villes connectées au réseau ferroviaire au 19ème siècle s'est largement accru entre 1843 et 1860. Sur cette courte période, la part des futures UU voyant arriver le chemin de fer est passé de 2% à 21%. Les UU qui comptaient plus de 50000 habitants en 1975 sont également celles qui ont bénéficié le plus rapidement d'une liaison ferroviaire au 19ème siècle, ces infrastructures ayant vraisemblablement (mais pas systématiquement) participé à leur développement ultérieur (Pumain, 1982). La dernière variable que nous présentons pour l'équation de sélection correspond à la part des logements vacants au sein des UU. Rappelons que pour estimer la probabilité d'être en connecté en t-1, nous regardons la valeur de cet indicateur du dynamisme local en t-2. Sur la période 1975-1999, environ 7% des logements des UU sont inoccupés, ratio qui diffère peu selon la taille des villes en 1975.

Tableau 5 – Statistiques descriptives des « instruments »

	Ensemble (492 UU)	**Petites** (271 UU)	**Moyennes** (116 UU)	**Grandes** (105 UU)
Altitude moyenne (m)	228 m	238 m	248 m	178 m
Distance à Paris par la route (km)	421 km	429 km	409 km	413 km
Connexion ferroviaire en 1843 (%)	1,8%	0,0%	0,1%	7,6%
Connexion ferroviaire en 1850 (%)	8,7%	0,0%	6,9%	32,4%
Connexion ferroviaire en 1856 (%)	12,2%	0,1%	11,2%	42,9%
Connexion ferroviaire en 1860 (%)	20,5%	2,2%	21,5%	66,7%
Part des logements vacants (%)	6,9%	6,8%	7,3%	6,8%

Sources : données collectées par les auteurs et INSEE

5. Les résultats économétriques

Nous estimons d'abord par les MCO le paramètre θ mesurant les retombées économiques des infrastructures ferroviaires à grande vitesse, suite à la connexion au réseau LGV ou à une desserte TGV. Nous regardons également quelles caractéristiques de l'offre et de la demande locales influencent la dynamique des emplois et des postes de cadres des fonctions métropolitaines supérieures. Les variables dépendantes sont exprimées par le différentiel, entre t et t-1, du logarithme du niveau d'emploi, procédé usuel dans la littérature empirique sur la croissance locale

(Glaeser et al. 1995, Combes, 2000, Blanc et al. 2007, Duranton et Turner, 2012). Nous comparons ensuite ces résultats avec ceux autorisant un éventuel biais de sélection sur le choix des UU traitées et permettant de distinguer l'effet propre des infrastructures dans l'effet de traitement estimé. Finalement, nous testons la pertinence d'effets interactifs entre présence de dessertes ferroviaires et caractéristiques des UU ou des différentes liaisons ferrées.

5.1. Les résultats des estimations MCO

Les premières estimations[23], présentées dans le tableau (6), laissent entrevoir un impact significativement négatif de la connexion des UU au réseau de LGV sur la croissance des emplois ($\theta < 0$). Les UU ayant disposé d'une LGV, entre 1982 et 1999, auraient ainsi connu une évolution d'emplois moins importante, entre 1982 et 2006, que celles non connectées. Le même phénomène est enregistré pour la croissance des postes de cadres des fonctions métropolitaines supérieures : un effet négatif des LGV, mais non significativement différent de zéro cette fois-ci. Précisons que le « manque à gagner » pour les villes LGV reste mesuré. Ainsi, on peut calculer que le taux de croissance annuel des emplois est seulement 0,4% inférieur comparativement à celui des UU non connectées[24]. Concernant les retombées économiques locales générées par l'existence d'une desserte TGV, le constat diffère radicalement. On trouve un impact positif sur l'évolution des emplois et des emplois de cadres ($\theta > 0$), mais jamais significativement différent de zéro. Bien qu'elles semblent négligeables d'après ces premiers calculs, les retombées économiques locales des dessertes ferroviaires à grande vitesse apparaissent contrastées selon qu'elles soient ou non sur LGV.

Tableau 6 – Déterminants de la croissance locale (1982-2006, par les MCO)

Variable dépendante :	$\Delta^{\xi}_{t-1} Emp_t$	$\Delta^{\xi}_{t-1} Emp_t$	$\Delta^{\xi}_{t-1} Cadres_t$	$\Delta^{\xi}_{t-1} Cadres_t$
Type de desserte :	LGV	TGV	LGV	TGV
$Offre^{k}_{it-1}$:				
$Taille_{i1978}$	-0,02*** (0,00)	-0,03*** (0,00)	-0,00 (0,01)	-0,01 (0,01)
$Spec^{Présentielle}_{it-1}$	0,09** (0,04)	0,09** (0,04)	-0,16* (0,09)	-0,16* (0,09)
$Spec^{Matérielle}_{it-1}$	0,01 (0,02)	0,01 (0,02)	-0,10* (0,05)	-0,10* (0,06)
$Spec^{Immatérielle}_{it-1}$	0,08** (0,03)	0,08** (0,03)	-0,10 (0,08)	-0,10 (0,08)
H_{it-1}	-0,25** (0,11)	-0,25** (0,11)	0,24 (0,29)	0,23 (0,29)
$Monocentrique_{it-1}$	0,09*** (0,02)	0,09*** (0,02)	0,13** (0,05)	0,13** (0,05)

[23] Les modèles portant sur l'évolution de tous les emplois expliquent une plus grande part de la variance observée des taux de croissance que ceux s'intéressant aux postes de cadres des fonctions métropolitaines supérieures. Par contre, il y a peu de différences entre TGV/LGV.

[24] Les variables dépendantes étant exprimées sous forme logarithmique, le coefficient θ s'interprète comme une semi-élasticité : de quel pourcentage le taux de croissance des emplois/postes de cadres est-il supérieur/inférieur pour les UU bénéficiant des dessertes ferroviaires à grande vitesse ? Dans la mesure où nos périodes d'observation durent 8 ans en moyenne, il faut appliquer une puissance (1/8) pour raisonner en taux de croissance annuel.

$Demande^k_{it-1}$:				
$Préfecture_i$	-0,01 (0,00)	-0,01 (0,01)	0,04** (0,02)	0,04** (0,02)
$Conseil\ Régional_i$	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	0,10*** (0,02)	0,09*** (0,02)
Mer_i	0,04*** (0,01)	0,04*** (0,01)	0,05** (0,02)	0,05** (0,02)
$Soleil_i$	0,07*** (0,02)	0,07*** (0,02)	0,02 (0,04)	0,02 (0,04)
$Frontière_i$	-0,04** (0,02)	-0,03** (0,02)	-0,01 (0,04)	-0,00 (0,04)
$Unesco_{it-1}$	0,00 (0,01)	-0,00 (0,01)	-0,00 (0,02)	-0,01 (0,02)
$Part\ cadres_{it-1}$	0,79** (0,36)	0,79** (0,36)	-0,43 (0,61)	-0,44 (0,62)
$GVitesse_{it-1}$	-0,03** (0,01)	0,01 (0,01)	-0,02 (0,03)	0,02 (0,02)
Constante	-0,16** (0,08)	-0,16** (0,08)	0,51*** (0,19)	0,52*** (0,19)
R^2	32,9	32,7	16,1	16,2
Nombre d'observations	1476	1476	1476	1476

Notes : * : significatif à 10%, ** : 5%, *** : 1% , écarts-types entre parenthèses.. Les estimations incluent des indicatrices pour les régions d'appartenance des UU et les périodes d'observation

Ces estimations permettent de préciser les autres déterminants de la croissance des emplois entre 1982 et 2006 dans les UU françaises. La plupart des paramètres estimés pour les variables d'offre ont le signe attendu et sont significativement différents de zéro. Toutes choses égales par ailleurs, on trouve bien un impact négatif de la taille initiale des UU (effet rattrapage[25]), un impact positif d'une spécialisation dans les sphères immatérielle et présentielle (externalités de localisation), un impact négatif de la concentration fonctionnelle (externalités d'urbanisation) et une influence positive d'une structure mono-centrique des UU. Concernant les variables de demande, un certain nombre d'entre elles influencent significativement la croissance des emplois. C'est le cas de la part des cadres dans la population totale de l'UU (base résidentielle), d'une localisation en bord de mer ou dans une région ensoleillée (tourisme), ces caractéristiques stimulant toutes la croissance des emplois. On observe par ailleurs que pour les UU sur une frontière, cette croissance est moins importante (effet d'aubaine, cf. *supra*).

Si on s'intéresse maintenant à la dynamique des emplois de cadres, la taille initiale des UU semble n'avoir aucune incidence. Ce résultat pourrait provenir des variables préfecture et conseil régional qui augmentent significativement les postes de cadres et qui sont surreprésentées dans les grandes villes. Par ailleurs, ces emplois ont connu une croissance supérieure dans les UU localisées en bord de mer. De plus, une spécialisation dans les sphères présentielle et matérielle semble néfaste pour la croissance des fonctions de cadres. Alors que la diversité n'a plus d'impact significatif, une structure plus mono-centrique des UU serait finalement favorable. Regardons à présent la robustesse de ces résultats à la prise en compte d'un éventuel biais de sélection.

[25] Afin de tester la robustesse de ce résultat, nous avons remplacé la variable décrivant la taille initiale des UU par le niveau d'emploi en 1982 (en log). On obtient les mêmes résultats, sans que le paramètre θ ne soit fondamentalement modifié.

5.2. Les résultats avec le modèle de sélection

La première conclusion de ces nouvelles estimations concerne la nature des « traitements LGV/TGV ». Dans tous les modèles testés (voir tableau (7)), le coefficient de corrélation des termes d'erreurs ρ est significativement différent de zéro au seuil de 1%. La connexion des UU aux réseaux ferroviaires à grande vitesse est donc bien endogène à la croissance des emplois et des postes de cadres et le choix des UU traitées n'est pas aléatoire. La prise en compte du biais de sélection modifie foncièrement l'estimation des retombées économiques propres aux infrastructures, mais de façon différente selon le type de liaison. En raison d'un coefficient de corrélation des termes d'erreurs négatif, les estimations MCO tendaient à sous-estimer θ dans le cas des dessertes LGV (voir équation (6)) : pour l'ensemble des activités, mais encore plus pour celles des cadres, l'arrivée d'une LGV dans une UU y a stimulé la croissance des emplois entre 1982 et 2006. Même si l'effet de traitement négatif ($E\left(\Delta_{t-1}^{t}\frac{Emp_t}{\square}GVtesse_{tt-1} = 1\right) - E\left(\Delta_{t-1}^{t}\frac{Emp_t}{\square}GVtesse_{tt-1} = 0\right)$) concorde avec les estimations MCO et suggère que les UU connectées ont fait face à de moins bonnes performances d'emplois que les autres, les « primes » sur les taux de croissance annuels propres aux LGV se chiffrent à +1,3% et +3,7% respectivement. Inversement, les déterminants inobservables de la croissance locale entre t et t-1 sont positivement corrélés avec ceux de la connexion au réseau TGV en t-1. Les estimations MCO conduisaient donc à surestimer l'influence de θ dans l'effet de traitement (légèrement positif). En corrigeant pour le biais de sélection, les retombées économiques locales d'une desserte TGV sont désormais négatives et d'une ampleur supérieure pour les postes de cadres (-1,1% et -3,0% respectivement).

Tableau 7 – Déterminants de la croissance locale (1982-2006, avec modèle de sélection)

Variable dépendante :	$\Delta_{t-1}^{t}Emp_t$	$\Delta_{t-1}^{t}Emp_t$	$\Delta_{t-1}^{t}Cadres_t$	$\Delta_{t-1}^{t}Cadres_t$
Type de desserte :	LGV	TGV	LGV	TGV
$Offre_{tt-1}^{k}$:				
$Taille_{t1978}$	-0,03*** (0,00)	-0,02*** (0,01)	-0,01 (0,01)	0,02 (0,01)
$Spec_{tt-1}^{Présentielle}$	0,10*** (0,04)	0,09** (0,04)	-0,15 (0,09)	-0,17* (0,09)
$Spec_{tt-1}^{Matérielle}$	0,02 (0,02)	0,01 (0,02)	-0,09 (0,06)	-0,09* (0,05)
$Spec_{tt-1}^{Immatérielle}$	0,08** (0,03)	0,08** (0,03)	-0,10 (0,08)	-0,10 (0,08)
H_{tt-1}	-0,26** (0,11)	-0,22** (0,11)	0,17 (0,29)	0,35 (0,28)
$Monocentrique_{tt-1}$	0,09*** (0,01)	0,09*** (0,02)	0,11** (0,05)	0,15** (0,05)
$Demande_{tt-1}^{k}$:				
$Préfecture_t$	-0,02** (0,00)	-0,01 (0,01)	0,02 (0,02)	0,05*** (0,02)
$Conseil\ Régional_t$	0,01 (0,01)	0,02** (0,01)	0,08*** (0,02)	0,14*** (0,03)
Mer_t	0,04*** (0,01)	0,04*** (0,01)	0,05** (0,02)	0,06*** (0,02)
$Soleil_t$	0,07***	0,07***	0,02	0,03

	(0,02)	(0,02)	(0,04)	(0,04)
$Frontière_t$	-0,04** (0,02)	-0,03* (0,02)	-0,01 (0,04)	-0,01 (0,03)
$Unesco_{t-1}$	-0,01 (0,01)	-0,00 (0,01)	-0,03 (0,03)	-0,01 (0,03)
$Part\ cadres_{t-1}$	0,75** (0,35)	0,79** (0,36)	-0,38 (0,61)	-0,46 (0,60)
$GVitesse_{t-1}$	0,11*** (0,02)	-0,09*** (0,02)	0,34*** (0,05)	-0,27*** (0,04)
Constante	-0,14* (0,09)	-0,14* (0,08)	0,55*** (0,19)	0,48** (0,19)
Corrélation erreurs (ρ)	-0,87*** (0,18)	0,55*** (0,15)	-0,85*** (0,19)	0,72*** (0,09)
Effet de traitement	-0,09 ((0,04)	0,02 (0,01)	-0,18 (0,11)	0,07 (0,04)
Modèle :	(1)	(2)	(3)	(4)

Notes : * : significatif à 10%, ** : 5%, *** : 1%, écarts-types entre parenthèses. Les estimations incluent des indicatrices pour les régions d'appartenance des UU et les périodes d'observation. L'effet de traitement correspond à $E\left(\Delta^t_{t-1}\frac{Emp_t}{\square}GVitesse_{t-1}=1\right)-E\left(\Delta^t_{t-1}\frac{Emp_t}{\square}GVitesse_{t-1}=0\right)=\theta+\sigma\rho F$.

Les résultats du modèle de sélection concluent donc que seule la « vraie » grande vitesse ferroviaire fut bénéfique pour la dynamique d'emplois des UU françaises, un accès indirect ayant même été pénalisant entre 1982 et 2006. Ceci appelle certains commentaires. S'il est tout d'abord probable que les performances contrastées des LGV/TGV trouvent leurs origines dans des gains d'accessibilité différenciés, notre étude ne peut qu'apporter un jugement qualitatif sur la question. Outre les gains de temps, il serait à ce niveau possible que les avantages des UU desservies sur r LGV proviennent en partie du nombre supérieur de destinations que cette desserte autorise (Delaplace, 2012). Ensuite, le signe opposé des coefficients de corrélation des termes d'erreur entre croissance locale et connexion aux réseaux LGV ou TGV pourrait interpeller. Alors que les déterminants inobservables du traitement LGV varient en sens inverse de ceux qui participent à la création d'emplois/postes de cadres, on observe une relation positive pour le traitement TGV. Afin de mieux cerner les sources de l'endogénéité entre infrastructures de transport et développement local, il conviendrait d'expliquer cette divergence en explorant, notamment, le rôle des caractéristiques politiques des UU[26].

Tableau 8 – Déterminants de la connexion aux réseaux LGV/TGV (1982-2006, Probit)

Modèle :	(1)	(2)	(3)	(4)
Variable dépendante :	LGV_{t-1}	TGV_{t-1}	LGV_{t-1}	TGV_{t-1}
$Altitude_t$	-0,00 (0,00)	0,00*** (0,00)	-0,00 (0,00)	0,00*** (0,00)
$Distance\ Paris_t$	-0,00*** (0,00)	0,00** (0,00)	-0,00*** (0,00)	0,00** (0,00)
$Train\ 19ème_{t-1}$	0,14 (0,17)	0,31** (0,12)	0,00 (0,14)	0,29*** (0,11)

[26] Une explication, à explorer par ailleurs, pourrait provenir des éventuelles activités de « lobbying » engagées par les UU afin de recevoir le traitement LGV, les ressources mobilisées n'étant alors plus disponibles pour promouvoir la croissance locale au travers d'autres canaux. Inversement, les UU uniquement desservies TGV auraient pu préférer orienter les ressources à leur disposition vers des mesures stimulant la création d'emplois.

$Préfecture_t$	0,65*** (0,23)	0,13 (0,13)	0,56*** (0,22)	0,13 (0,12)
$Conseil\ Régional_t$	-0,28 (0,24)	0,40** (0,19)	-0,21 (0,24)	0,35* (0,18)
Mer_t	-0,45 (0,32)	0,29** (0,13)	-0,44 (0,26)	0,25** (0,13)
$Unesco_{t-1}$	0,62*** (0,23)	-0,07 (0,23)	0,44* (0,24)	-0,01 (0,21)
$Logements\ vacants_{t-2}$	3,17 (4,86)	-5,44*** (2,05)	6,04* (3,44)	-5,34*** (1,94)
$Taille_{1975}$	0,58*** (0,18)	0,45*** (0,07)	0,70*** (0,14)	0,48*** (0,07)
Constante	-3,34*** (0,41)	-2,25*** (0,19)	-3,74*** (0,43)	-2,26*** (0,19)
Log-Pseudo	1288,9	944,7	-94,2	-427,3
Nombre d'observations	1476	1476	1476	1476

Notes : * : significatif à 10%, ** : 5%, *** : 1%

Si on s'intéresse ensuite aux équations de sélection et aux déterminants observables de la connexion aux dessertes ferroviaires (voir tableau (8)), on a la confirmation que la probabilité de recevoir les traitements LGV/TGV est significativement croissante avec la taille des UU en 1975 (influence supérieure pour la connexion au réseau LGV). Les autres variables censées expliquer le choix des UU connectées ne sont pas nécessairement cohérentes avec l'argumentaire de la section (3.3). Surtout, les résultats illustrent que les déterminants des connexions au réseau LGV diffèrent grandement de ceux des choix des UU TGV.

Ainsi, concernant les contraintes techniques, l'altitude moyenne des villes centres réduit l'occurrence de connexion au réseau LGV mais cet effet est statistiquement non significatif. Les UU desservies par TGV étant en moyenne plus élevées, on comprendrait par ailleurs le signe positif (et significatif) pour cette variable[27]. Alors que la distance à Paris réduit significativement la probabilité d'être connecté au réseau LGV[28], elle influence positivement la probabilité de devenir une ville TGV. Même constat pour l'inscription en t-1 de monuments au patrimoine mondial de l'Unesco : tandis que ces aménités augmentent la probabilité de recevoir le traitement LGV, elles diminuent celle d'être desservie par TGV. Concernant les instances administratives, la présence d'une préfecture accroît la probabilité d'être connecté au réseau LGV, un conseil régional influençant quant à lui le choix des UU desservies par TGV. Si la présence d'un bord de mer accroît l'occurrence d'être connecté à ce dernier type de desserte, elle n'a aucun effet sur le choix des villes LGV. Les deux dernières variables - développement historique du réseau ferroviaire et part de logements vacants dans les UU - permettent essentiellement d'expliquer la connexion au réseau TGV. Le timing de l'arrivée des chemins de fer dans les villes françaises au 19ème siècle semble ainsi plutôt bien concorder avec l'extension du réseau TGV au 20ème siècle. Par ailleurs, une UU disposant d'un parc immobilier « vide » a une probabilité moindre d'être desservie par TGV[29].

[27] L'importance des sports d'hiver dans les pratiques de loisirs de français, ainsi que des Jeux Olympiques d'Albertville en 1992, pourraient expliquer pourquoi les UU en altitude sont plus fréquemment reliées au réseau TGV.

[28] Ceci pourrait donc s'expliquer par les coûts financiers des projets LGV d'autant plus importants que les UU sont éloignées de Paris. On peut également voir là l'effet d'une concurrence modale accrue (liaisons aériennes).

[29] On trouve cependant un effet positif d'un parc vacant en t-2 sur la probabilité d'être connecté par LGV, mais seulement 1 fois sur 2 (et au seuil de 10%).

Il est notable que la prise en compte du biais de sélection modifie peu la significativité des autres déterminants de la croissance locale. La taille des UU en 1975, les indicateurs de spécialisation et de concentration fonctionnelles, la structure mono-centrique, la présence d'une population aisée ou encore les aménités naturelles gardent la même influence sur les dynamique d'emplois que précédemment. Seul l'effet du conseil régional sur la croissance des emplois/postes de cadres est questionné. Par ailleurs, la robustesse de ces conclusions a été testée au travers de trois types d'estimations. Tout d'abord, nous avons ajouté aux variables explicatives le différentiel (du logarithme) de la population des UU entre t et t-1. Tandis qu'une population supérieure influence positivement la création d'emplois et des postes de cadres, les coefficients représentant les retombées économiques locales des LGV/TGV gardent des signes et des amplitudes similaires. Dans la mesure où les UU connectées par LGV sont nécessairement TGV, nous avons également reproduit le modèle de sélection en excluant de l'échantillon les UU ayant étant sélectionnées entre 1982 et 2006 pour recevoir une LGV. Dans ce cas, la connexion au réseau TGV est toujours défavorable aux dynamiques d'emplois, les autres déterminants de la croissance locale restant valables. En fait, seules les estimations mobilisant la dimension panel de nos données questionnent la validité des résultats et appellent des recherches futures[30].

5.3. Les interactions entre grande vitesse ferroviaire et caractéristiques des UU

Plus de 50 modèles faisant inter-réagir (séparément) les variables dichotomiques LGV/TGV avec les autres explicatives de la croissance locale ont été testés. Rappelons que ce procédé permet de lever l'hypothèse d'homogénéité des retombées économiques locales des dessertes ferroviaires à grande vitesse (voir section (3)). Le tableau (9) présente uniquement les résultats des modèles pour lesquels le terme d'interaction φ est significatif.

Tableau 9 – Interactions entre LGV/TGV et caractéristiques des UU

Dépendante :	Desserte :	θ	Caractéristique :	φ
$\Delta^{\xi}_{t-1} Emp_t$	LGV	0,16***	$Préfecture_t$	-0,07*
$\Delta^{\xi}_{t-1} Emp_t$	-	0,32***	$Spec^{immatérielle}_{tt-1}$	-0,20**
$\Delta^{\xi}_{t-1} Emp_t$	TGV	-0,01^{ns}	$Spec^{immatérielle}_{tt-1}$	-0,08**
$\Delta^{\xi}_{t-1} Emp_t$	-	-0,21***	H_{tt-1}	0,48*
$\Delta^{\xi}_{t-1} Emp_t$	-	-0,02^{ns}	$Monocentrique_{tt-1}$	-0,14***
$\Delta^{\xi}_{t-1} Emp_t$	-	-0,07***	$Soleil_t$	-0,04**
$\Delta^{\xi}_{t-1} Emp_t$	-	-0,03^{ns}	$Part\ cadres_{tt-1}$	-0,53*
$\Delta^{\xi}_{t-1} Cadres_t$	LGV	1,22***	$Spec^{Présentielle}_{tt-1}$	-0,93**
$\Delta^{\xi}_{t-1} Cadres_t$	-	-0,10^{ns}	$Spec^{Matérielle}_{tt-1}$	0,44***
$\Delta^{\xi}_{t-1} Cadres_t$	-	0,40***	$Soleil_t$	-0,15*

[30] Alors que le paramètre représentant les retombées économiques des dessertes ferroviaires à grande vitesse est rarement significatif, notamment avec la méthode des « variables instrumentales » pour traiter le biais d'endogénéité entre infrastructures et développement, les statistiques de puissance montrent qu'un modèle par MCO est plus performant que celui avec effet individuel (à nombre constant d'explicatives). Finalement, les données révèlent une auto-corrélation sérielle modérée. Ainsi, les estimations MCO aboutissent à une corrélation des résidus en t et en t-1 de 0,20.

$\Delta^{\xi}_{t-1} Cadres_t$	-	0,47***	$Préfecture_t$	-0,17*
$\Delta^{\xi}_{t-1} Cadres_t$	TGV	-0,17***	$Monocentrique_{it-1}$	-0,21**
$\Delta^{\xi}_{t-1} Cadres_t$	-	-0,42***	$Taille_{i1978}$	0,06**

Notes : * : significatif à 10%, ** : 5%, *** : 1%, ns : non significatif

Bien qu'il perde en significativité statistique 4 fois sur 13, le paramètre θ garde constamment le même signe que précédemment : un effet positif des LGV sur la création d'emplois entre 1982 et 2006 (ou des postes de cadres des fonctions métropolitaines supérieures) et un effet négatif des TGV. Si on s'intéresse aux caractéristiques inscrites dans le vecteur $Demande^{j}_{it-1}$, leur impact croisé avec les TGV/LGV est constamment défavorable au dynamisme économique local. Ainsi, la présence conjointe d'une préfecture et d'une desserte LGV concorde avec une réduction du taux de croissance annuel des emplois et des postes de cadres (de -0,8% et -2,0% respectivement). Paradoxalement, on obtient un résultat similaire pour l'appartenance des UU à une région ensoleillée en considérant les modèles LGV/cadres (-1,8%) et TGV/emplois (-0,5%). Finalement, être doté d'une desserte TGV aura un effet d'autant plus négatif sur la croissance des emplois que les cadres représentent une part importante de la population résidente des UU[31]. L'hypothèse serait ici que les populations aisées profitent de la connexion au réseau TGV pour « déplacer » leurs choix de consommation durant leurs temps libres (ce qui réduit la demande locale et donc l'emploi).

Les modèles faisant interagir dessertes ferroviaires à grande vitesse et caractéristiques de l'offre locale ($Offre^{j}_{it-1}$) aboutissent quant à eux à des conclusions contrastées. Ainsi, l'effet croisé d'une spécialisation dans la sphère immatérielle et d'une connexion aux réseaux LGV/TGV est nuisible à la croissance des emplois[32]. L'interaction entre LGV et spécialisation des UU dans l'économie présentielle est également néfaste à la croissance des postes de cadres, contrairement à une spécialisation dans la sphère matérielle qui en améliore les performances. On observe par ailleurs que l'effet d'une desserte TGV sur la croissance des emplois est plus faible pour les UU présentant une diversité fonctionnelle moindre[33]. Il en va de même pour la structure mono-centrique des UU et les dessertes TGV : un terme d'interaction négatif, pour les emplois et les fonctions de cadres[34]. Alors que cette variable n'avait aucune incidence sur la dynamique des postes de cadre entre 1982 et 2006 (voir tableau (7)), on constate finalement que la taille initiale des UU influence positivement la création des postes de cadres lorsqu'elle est croisée avec une desserte TGV. L'effet négatif de la connexion au réseau TGV sur la croissance annuelle des emplois de cadres est ainsi moins marqué pour les grandes que pour les petites UU (-2,7% par an et -3,9% respectivement).

En raison de la multiplicité des effets observés, les résultats des modèles interactifs pourraient soulever plus de questionnements qu'ils n'apportent de réponses. Nous voyons cependant dans cette hétérogénéité des retombées économiques des dessertes ferroviaires un champ de recherches fécond à développer ultérieurement. Par ailleurs, nous avons souligné dans la section (3) qu'il était

[31] Pour une UU qui compterait 15% de cadres parmi sa population résidente, le taux de croissance des emplois serait ainsi 1,0% inférieur (contre -0,3% pour 5% de cadres résidents).

[32] En considérant un indicateur de spécialisation de 1,4 dans la sphère matérielle, les différentiels de taux de croissance annuels sont de +0,5% et -1,3% respectivement (contre +2,1% et -0,7% pour un indicateur de 0,7).

[33] Rappelons que la diversité sectorielle diminue lorsque H_{it-1} augmente.

[34] Une UU qui aurait 80% des emplois localisés au centre aurait ainsi un différentiel de taux de croissance des emplois de -1,3% si elle est connectée au TGV. Pour la dynamique des postes de cadres, on trouve une croissance moindre de 3,4% par an.

possible de mobiliser les modèles interactifs pour tester l'influence sur les performances d'emplois de certaines caractéristiques des dessertes ferroviaires à grande vitesse telles que la persistance temporelle des retombées économiques, l'influence pour une UU d'être le terminus d'une LGV[35] ou encore les dynamiques d'emplois propres aux différentes lignes. Sur ce dernier point, nous ne considérons ici que trois grandes LGV (Ouest, Nord et Sud[36]), l'une d'entre elles servant de « benchmark ». Parmi l'ensemble des modèles testés, seuls ceux intégrant simultanément l'ancienneté de la desserte LGV en t-1, les indicatrices terminus et celles décrivant les différentes lignes aboutissent à des termes d'interaction significatifs. Le tableau (10) présente ces résultats, en retenant la ligne Ouest comme référence.

Tableau 10 – Interactions entre LGV et caractéristiques des dessertes

Dépendante :	Desserte :	θ	Caractéristique :	φ
$\Delta^{\xi}_{t-1} Emp_t$	LGV	0,13***	$Ancienneté_{it-1}$	0,01*
$\Delta^{\xi}_{t-1} Emp_t$	-	-	$Terminus_{it-1}$	-0,04*
$\Delta^{\xi}_{t-1} Emp_t$	-	-	Sud_{it-1}	-0,08**
$\Delta^{\xi}_{t-1} Emp_t$	-	-	$Nord_{it-1}$	0,01^{ns}
$\Delta^{\xi}_{t-1} Cadres_t$	LGV	0,52***	$Ancienneté_{it-1}$	-0,00^{ns}
$\Delta^{\xi}_{t-1} Cadres_t$	-	-	$Terminus_{it-1}$	-0,10*
$\Delta^{\xi}_{t-1} Cadres_t$	-	-	Sud_{it-1}	-0,19***
$\Delta^{\xi}_{t-1} Cadres_t$	-	-	$Nord_{it-1}$	-0,20***

Notes : * : significatif à 10%, ** : 5%, *** : 1%, ^{ns} : non significatif

Alors que l'ancienneté des dessertes LGV n'influence pas la dynamique des fonctions de cadres, il semblerait que les bénéfices en termes de créations d'emplois sont d'autant plus importants que les infrastructures aient été inaugurées il y a longtemps[37]. Toujours en contrôlant pour les autres déterminants de la croissance locale, les UU accueillant le terminus d'une LGV auraient connu de moins bonnes performances, que ce soit pour l'ensemble des emplois mais encore plus pour les postes de cadres. Il est possible de voir dans ce résultat un effet de « drainage » par Paris (Mignerey, 2013), la capitale française pouvant profiter des dessertes ferroviaires à grande vitesse pour capter des emplois depuis les autres terminus. Comparativement aux UU reliées à la LGV Ouest, on remarque finalement que celles desservies par les LGV Sud et Nord ont rencontré des taux de croissance des postes de cadres inférieurs[38].

6. Conclusion

Les investissements opérés en France, depuis plus de 30 ans maintenant, dans le réseau ferroviaire à grande vitesse ont indéniablement modifié les conditions de voyage de millions d'usagers. A côté des gains de temps ou environnementaux, de nombreux acteurs estimaient que les infrastructures

[35] Les UU concernées dans notre échantillon sont celles de Lille, Marseille, Lyon, Le Mans et Tours, qui étaient les terminus des LGV lors de leur ouverture.
[36] Depuis 2001, les LGV Sud-Est et Méditerranée sont en partie sur le même tracé.
[37] Il est notable que nous ne trouvons aucune incidence de l'ancienneté des dessertes TGV sur les dynamiques d'emplois/cadres des fonctions métropolitaines supérieures.
[38] Concernant l'ensemble des emplois, ce constat n'est valable que pour les UU situées sur la LGV Sud.

génèrent également des retombées économiques pour le tissu local, sans pour autant être en mesure d'en chiffrer l'ampleur. En dépit de son caractère exploratoire, nous espérons que cet article aura permis, ne serait-ce qu'en partie, de répondre à cette dernière interrogation. Etant donnés la taille de l'échantillon suivi (492 UU) et son horizon temporel (1982-2006), les résultats auxquels nous aboutissons offrent un certain nombre de résultats.

Nos calculs illustrent tout d'abord que les analyses empiriques des retombées des dessertes ferroviaires à grande vitesse ne peuvent faire l'économie d'une prise en compte du problème d'endogénéité entre infrastructures et développement local. Ainsi, les résultats obtenus avec le modèle de sélection arrivent à des effets des liaisons ferroviaires sur la croissance des emplois de signes opposés à ceux qui mobilisent une simple approche par les MCO. Nos estimations soulignent ensuite que les retombées économiques locales doivent être clairement différenciées selon que les liaisons s'opèrent sur LGV ou seulement par TGV. Même si les UU desservies par LGV ont connu une création d'emplois (postes de cadres) inférieure entre 1982 et 2006, les effets propres aux infrastructures ferroviaires sur le taux de croissance annuel, i.e. corrigés du biais de sélection, se chiffrent à +1,3% (+3,7%). Concernant les UU uniquement desservies par TGV, elles ont certes connu de meilleures performances en moyenne mais l'effet propre aux infrastructures est quant à lui négatif : -1,1% et -3,0% sur le taux de croissance annuel des emplois et postes de cadres respectivement. Si la taille des UU en 1975 explique unanimement leur connexion aux réseaux LGV et TGV, les autres déterminants (techniques, administratifs, géographiques) ont des effets ambivalents selon le type de liaisons. Finalement, nous avons mis en évidence un certain nombre de facteurs influençant la croissance locale (taille des villes, spécialisation/diversité sectorielle, structure mono-centrique des UU, aménités géographiques). L'effet croisé de certaines de ces variables avec l'arrivée des dessertes LGV/TGV doit permettre de mieux apprécier l'hétérogénéité des retombées économiques locales des infrastructures ferroviaires à grande vitesse.

Il est évident que de nombreuses facettes de cette analyse pourraient être améliorées. Il nous faudrait tout d'abord préciser les sources de l'endogénéité entre dessertes ferroviaires et croissance urbaine, ainsi que l'hétérogénéité des retombées économiques locales. Pour cela, une première direction consisterait à compléter l'appareil statistique avec des données sur la coloration politique des UU. Une autre voie consisterait à utiliser des données relatives à la fréquentation des liaisons ferroviaires afin de relier les retombées économiques à la demande de mobilité, et pas uniquement à la qualité des dessertes. Suivant cette idée, il faudrait aussi récolter des informations sur l'évolution de l'offre des modes de transport concurrents (aéroports, réseaux routiers, autres réseaux ferrés) et appréhender ainsi les effets des dessertes LGV/TGV via les gains (relatifs) d'accessibilité. Enfin, l'analyse pourrait idéalement intégrer l'UU de Paris, exclue de cette étude, ou encore des phénomènes d'interdépendances spatiales entre les UU, que ce soit au niveau du dynamisme économique local ou bien des flux de voyageurs.

Nous espérons que des recherches futures mobiliseront ces résultats pour compléter les évaluations socio-économiques usuelles des grands projets d'infrastructures. Ainsi, il serait envisageable d'utiliser nos estimations des gains de croissance annuelle des emplois/postes de cadres pour les UU connectées aux réseaux LGV dans le cadre d'analyses « multicritères ». De telles informations, surtout si elles tiennent compte de l'hétérogénéité des territoires desservis par les nouvelles infrastructures (et donc de l'hétérogénéité des retombées économiques), pourraient s'avérer utiles pour éclairer qualitativement les choix d'ordonnancement des projets inscrits dans le cadre du SNIT.

Il pourrait s'agir là d'une nécessité croissante, dans un contexte social et politique marqué par une contrainte budgétaire de plus en plus pressante.

Bibliographie :

Ades, A.F. & Glaeser, E.L. 1994. Trade and Circuses: Explaining Urban Giants. *NBER Working Papers 4715*, National Bureau of Economic Research.

Code de champ modifié

Code de champ modifié

Ahlfeldt, G.M. et Feddersen, A. 2010. From Periphery to Core: Economic Adjustment to High Speed Rail. *London School Econmics Research Online*.

Albalate D., Bel G. 2012, High-Speed Rail: Lessons for Policy Makers from Experiences Abroad*, Public Administration Review*, May-June, pp. 336-349.

Aschauer, D.A. 1990. Is public infrastructure productive? Journal *of Monetary Economics*, vol. 23(2): 177-200.

Bazin S., Beckerich C., Delaplace M. 2006. *Analyse prospective des impacts de la Ligne Grande Vitesse Est-Européenne dans l'agglomération rémoise et en région Champagne-Ardenne*. Rapport final remis à la région Champagne-Ardenne, Février, 495 pages + annexes.

Bazin, S., Beckerich, C., Blanquart, C., Delaplace, M. et Vandenbossche, L. 2011. Grande vitesse ferroviaire et développement économique local : une revue de la littérature. *Recherche, Transports et Sécurité*, vol 27 (3) : 215-238.

Bazin S., Beckerich C., Blanquart C., Delaplace M. 2013. *Les enjeux et les opportunités des dessertes ferroviaires à grande vitesse en termes de développement économique local et de développement durable*. Contrat PREDIT, financement ADEME.

Benhamou, F. 2012. *Economie du patrimoine culturel*. La découverte, Repères, 124 p.

Blanc, M., Schmitt, B. et Ambiaud, E. 2007. Orientation économique et croissance locale de l'emploi dans les bassins de vie des bourgs et petites villes. *Economie et Statistique*, n°402 : 57-74.

Bonnafous, A. et Plassard, F. 1974. Les méthodologies usuelles de l'étude des effets structurants de l'offre de transport, *La Revue Economique*, vol. 25, n°2 : 208-232.

Brown, G. K. and Mergoupis, T. 2010. Treatment interaction with non-experimental data in Stata. *Working Paper*. Department of Economics, University of Bath, Bath, UK.

Cervero R, Bernick M. 1996. High Speed Rail and development of California's central valley: comparative lessons and public policies considerations. IURD working paper 675.

Chen X. 2013. Assessing the Impacts of High Speed Rail Development in China's Yangtze River Delta Megaregion, *Journal of Transportation Technologies*, 2013-3, 113-122

Combes, P.P. 2000. Economic Structure and Local Growth: France, 1984-1993. *Journal of Urban Economics*, vol. 47: 329-355.

Cong, R., and D. Drukker. 2000. Treatment effects model. *Stata Technical Bulletin*, 55: 25-33.

Crozet, M. et Lafourcade, M. 2009. *La nouvelle économie géographique*. Repères, La découverte, 125p.

Davezies L., 2005, *Vers une macroéconomie locale. Le développement local entre économie productive et présentielle ?* Contribution au rapport DATAR-Conseil d'Analyse Economique « Vieillissement et territoires ».

Davezies, L. 2008. *La république et ses territoires : la circulation invisible des richesses*. Editions du Seuil, La République des Idées.

Delaplace, M. 2012. Pourquoi les « effets » TGV sont-ils différents selon les territoires ? L'hétérogénéité au cœur du triptyque « Innovations, Territoires et Stratégies », *Recherche Transports et Sécurité*, N° 28 : 290-302

DIACT, 2007, *Les villes moyennes françaises*. Enjeux et perspectives.

Didier, M. et Prud'homme, R. 2007. *Infrastructures de transport, mobilité et croissance*. Rapport au Conseil d'Analyse Economique n°69, La Documentation Française.

Donaldson, D. 2009. Railroads of the Raj: estimating the impact of transportation infrastructure. *Mimeo London School of Economics*.

Duranton, G. et Turner, M. 2012. Urban Growth and Transportation. *The Review of Economic Studies*.

Givoni M., 2006. Development and Impact of the Modern High-speed Train: A Review. Transport Reviews Vol 26, N°5, september, 593-611. Givord, P. 2010. Méthodes économétriques pour l'évaluation des politiques publiques. *Document de travail de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques*, INSEE, G8/2010.

Glaeser, E. L. & Scheinkman, J. A. & Shleifer, A. 1995. Economic growth in a cross-section of cities. *Journal of Monetary Economics*, vol. 36(1), pages 117-14.

Code de champ modifié

Code de champ modifié

Hall, P.G. 1998. *Cities in Civilization*. Pantheon, 1184 p.

Haynes K.E., 1997, Labor Markets and Regional Transportation Improvements: The Case of High Speed Trains; An Introduction and Review, *The Annals of Regional Science*, Vol.31, N°1, pp. 57-76.

Hernández, A. 2010, Los Efectos Territoriales de las Infraestructuras: La Inversión en Redes de Alta Velocidad Ferroviaria. Colección Estudios Económicos 05-2011, FEDEA.

Houdebine, M. 1999. Concentration géographique des activités et spécialisation des départements français. *Economie et Statistique*, n°326-327 : 189-204.

Huart, Y. 1994. Les effets du TGV sur l'aménagement du territoire. Synthèse OEST, septembre. 4p.

INSEE, 2010, Répartition géographique des emplois, *INSEE Première*, N° 1278.

Kantor S., 2008, *The economic impact of the California high-speed rail in Sacramento/Central Valley Area.*

Khandker S.R., Koolwal, G.B. and Samad, H.A. 2010. *Handbook on Impact Valuation*. World Bank, 262p.

Krikelas, A.C. 1992. Why Regions Grow: a Review of Research on the Economic-Base Model. *Economic Review*, Federal reserve bank of Atlanta, pp. 16-29.

Lafourcade, M. et Mayer, T. 2009. Des routes pavées de bonnes intentions, *Références Economiques pour le Développement Durable*, n°9.

Mis en forme : Français (France)

Lafourcade M. and J.-F. Thisse, 2011. New Economic Geography: The Role of Transport Costs. In *Handbook Of Transport Economics*, A.de Palma, R.Lindsey, E.Quinet and R.Vickerman (dir.), Edward Elgar Publishing Ltd, Cheltenham

Levinson D., 2010. Economic Development Impacts of High-speed rail. http://ssrn.com/abstract=1736327

Maurice, J. et Crozet, Y. 2007. *Le calcul économique dans le processus de choix collectif des investissements de transport*. Economica, 454 p.

Mignerey, P. 2013. *Les effets territoriaux de la grande vitesse ferroviaire en France*. La Documentation Française, 96 p.

Munnel, A. H. 1992. Policy Watch: Infrastructure Investment and Economic Growth. *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 6, pp. 189-198.

Murakami J., Cervero R. 2010. California High Speed Rail and economic development. Station area market profiles and public policy responses. Symposium- December 2-3- Faculty Club-Berkeley. 33 p.

OCDE, Forum international des Transports, 2008. Bénéfices économiques élargis du secteur des transports : instruments de planification et d'évaluation macro, méso et micro-économiques, Document de référence n° 2008-6, 17p.

Offner, J.M. 1993. Les « effets structurants » du transport : mythe politique, mystification scientifique. *L'espace géographique*, n°3.

Plassard, F. 1977. *Les autoroutes et le développement régional – Economie publique de l'aménagement et des transports*, Economica, 341 p.

Pumain, D. 1982. Chemin de fer et croissance urbaine en France au 19ème siècle. *Annales de géographie*, n°507 : 529-550.

Quinet, A. 2012. Les partenariats public-privé dans le ferroviaire : Premiers enseignements pour le financement du développement durable. *Références économiques pour le développement durable*, Conseil Economique pour le Développement Durable, n°22.

Rietveld P., Bruinsma F. Van Delft H.T. and Ubbels B.. 2001, Economic impacts of high speed trains. Experiences in Japan and France: Expectations in The Netherlands, *Serie Research Memoranda* (Faculteit der Economische Wetenschappen en Bedrijfskunde), N° 20.

Rouchaud, D. 2009. Le bilan positif d'une évaluation du programme TGV. Commissariat Général du Développement Durable, *Le point sur*, n°34.

Sands, B.D. *The Development Effects of High-Speed Rail Stations and Implications for California*, Institute of Urban and Regional Development University of Berkeley, working paper, 1993, http://www.uctc.net/papers/115.pdf.

Stanke B. 2009. High Speed Rail's effect on population distribution in secondary urban areas. An analysis of the French urban areas and implication for the California central valley. Planning report to the faculty of the department of urban and regional planning.

Terrier C., 2009, Distinguer la population présente de la population résidente, *Courrier des statistiques*, n° 128.

Tiebout, C-M., 1956, Exports and Regional Economic Growth, The Journal of Political Economy, Vol. 64, No. 2, pp. 160-164

Van Puymbroeck, C. et Reynard, R. 2010. Répartition géographique des emplois. Les Grandes villes concentrent les fonctions intellectuelles, de gestion et de décision. *Insee Première*, n°1278.

Viard, J. 2006. *Eloge de la mobilité. Essai sur le capital temps libre et la valeur travail*. Editions de l'Aube.

Vie du rail Magasine, 1975-1976

Villes et régions européennes de la Grande Vitesse, Reims Métropole. 2006. *Grande Vitesse ferroviaire : quelles retombées pour les collectivités locales ?* Synthèse du colloque.

Wang J., Charles M. 2010. The potential impacts of high speed rail on regional economic development in Australia: towards a multiregional input-output approach. 7th world conference on high speed rail, China, 7-9 december, 16p.

Willigers J., Floor H., van Wee B., 2005. High Speed Rail's impact on the location of office employment within the Dutch Randstad Area. 45th ERSA Congress, August 23-27, 23p.

Code de champ modifié