



HAL
open science

Réseau routier national et développement économique régional : une approche par la fonction de production revisitée

Bernard Fritsch

► **To cite this version:**

Bernard Fritsch. Réseau routier national et développement économique régional : une approche par la fonction de production revisitée. Les Cahiers Scientifiques du Transport / Scientific Papers in Transportation, 2008, 53 | 2008, pp.3-28. 10.46298/cst.12065 . hal-04151532

HAL Id: hal-04151532

<https://hal.science/hal-04151532v1>

Submitted on 5 Jul 2023

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.



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial - ShareAlike 4.0 International License

les Cahiers Scientifiques du Transport

N° 53/2008 - Pages 3-28

Bernard Fritsch

*Réseau routier national et développement
économique régional : une approche
par fonction de production revisitée*

JEL : C25, R14, R31, R40

RÉSEAU ROUTIER NATIONAL ET DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUE RÉGIONAL : UNE APPROCHE PAR FONCTION DE PRODUCTION REVISITÉE

BERNARD FRITSCH
LACQ/CERP3E-UMR 6225
IGARUN

INTRODUCTION¹

Trente ans après l'ouvrage magistral de F. PLASSARD (1977), la question du rôle des infrastructures de transport dans le développement territorial, des infrastructures routières en particulier, prête encore à débat. Certes, les géographes adoptent à ce sujet une position prudente et font état, à propos des autoroutes par exemple, de deux thèses opposées, l'une considérant ces dernières comme un gage de développement, l'autre considérant que cette vision déterministe est totalement erronée (BARRÉ, 1997). Après s'être centrés sur l'identification de transformations dans la distribution spatiale des

¹ Une première version de ce texte a été présentée au XLII^e colloque de l'Association de Science Régionale De Langue Française, Sfax, 4-6 septembre 2006.

hommes et des activités liées à l'ouverture de nouvelles infrastructures autoroutières (VARLET, 1998 ; VARLET, 2002), ils axent aujourd'hui leurs recherches sur l'étude des processus et jeux d'acteurs qui relient modification de l'offre de transport et transformations territoriales (FAIVRE, 2003). Certes, à la question : l'accessibilité favorise-t-elle le développement économique régional ?, la nouvelle économie géographique apporte, comme l'économie spatiale classique d'ailleurs, une réponse très mitigée (JAYET, 2005). Mais en sciences politique et régionale, des auteurs adoptent des positions plus tranchées. Ainsi, les « effets structurants » des transports relèveraient du mythe et de la mystification (OFFNER, 1993). Plus largement, tenter d'approcher les relations entre infrastructures et dynamiques économiques territoriales en termes d'effets reviendrait à s'engouffrer dans une impasse conceptuelle. Les analyses d'économie des transports pécheraient par leur déterminisme (BURMEISTER, COLLETIS-WAHL, 1997) et l'idée que les infrastructures puissent constituer des leviers de développement serait invalidée par l'observation des faits et les démonstrations scientifiques (BÉRION et al., 2005). Le caractère systémique des dynamiques territoriales rendrait vaine la recherche de relations de causalité, et il serait temps d'abandonner les logiques mécanistes sous-jacentes au paradigme des effets territoriaux des transports.

Pourtant, la messe n'est toujours pas dite. DUPUY (2002) se réjouit ainsi d'une prise de recul des géographes et aménageurs vis-à-vis de cette remise en cause vigoureuse des effets structurants des transports, tandis que PLASSARD (2003) considère que la question est encore largement ouverte. Et le Conseil d'Analyse Économique (DIDIER, PRUD'HOMME, 2007) vient de remettre un rapport au Premier ministre sur la question des relations entre « infrastructures de transport, mobilité et croissance économique ».

Cette persistance du débat tient à deux facteurs principaux. Le premier est le flou relatif entourant les notions d'effet structurant ou d'effet économique induit par les infrastructures de transport, qui fait que les auteurs ne traitent pas forcément du même objet d'étude. Les analyses économiques cherchent ainsi à saisir des effets de localisation et des effets de développement (de génération d'activité) imputables aux nouvelles infrastructures, tandis que les analyses géographiques consistent fréquemment en des études des transformations spatiales de l'activité économique postérieures à la mise en service des nouveaux équipements. Le second de ces facteurs est le renouveau théorique et méthodologique des analyses du rôle économique des infrastructures, intervenu depuis une quinzaine d'années dans la littérature académique. Dans la lignée, et des travaux empiriques initiés aux États-Unis par ASCHAUER (1989) et MUNNEL (1990), et de la théorie de la croissance endogène, des études modélisées sur l'impact des dépenses publiques, des investissements publics et du capital public, dont font partie les infrastructures de transports, ont fleuri dans les revues de science régionale de

langue anglaise. Ce, au moment même où l'on commençait à disposer d'un recul suffisant pour tenter de tirer des enseignements des études de bilan de grandes infrastructures, de fait souvent peu concluantes, qu'il s'agisse du lien fixe transmanche, de nouvelles liaisons autoroutières, ou encore de lignes ferroviaires à grande vitesse, en France comme dans les autres pays d'Europe occidentale. On citera par exemple BRUINSMA et al. (1997), LINNEKER (1996), BRYAN et al. (1997), VICKERMAN (1997), JOIGNAUX, LANGUMIER (2004).

Cette nouvelle vague d'études, qui empruntait souvent une approche par fonction de production, a dans un premier temps, fréquemment conclu à de forts effets des infrastructures sur la croissance économique, à l'échelle nationale comme à l'échelle régionale. Et bien que ces conclusions aient été rapidement remises en question sur le plan méthodologique et théorique (GRAMLICH, 1994), certains auteurs tels ASCHAUER (2000) persistent et signent. C'est précisément une étude de ce type, appliquée au cas du rôle du réseau routier national français dans le développement économique départemental (FRITSCH, 2001), que nous nous proposons de revisiter en tenant compte des critiques apportées.

1. INFRASTRUCTURES ROUTIÈRES ET DÉVELOPPEMENT : APPLICATION, LIMITES ET DÉMARCHE CORRECTIVE D'UN ESSAI D'ESTIMATION PAR FONCTION DE PRODUCTION

PREMIÈRE APPROCHE

Reprenant une démarche empruntée par des travaux conduits à l'échelle internationale ou nationale pour étudier le rôle du capital public dans le développement économique, tels ceux de CANNING (1999) et dont on trouvera une revue très complète dans HENIN ET HURLIN (1999), cette étude cherchait à répondre à une double problématique, d'ordre économique (le réseau routier peut-il être considéré comme un facteur de croissance du niveau de productivité des activités marchandes départementales ?), et géographique (les disparités spatiales de niveau de productivité s'expliquent-elles par les différences d'équipement routier départemental ?). Pour ce faire, elle retenait une approche de type hypothético-déductif, marginaliste, par fonction de production départementale agrégée.

Sur le plan géographique, cette approche par fonction de production consiste à tester l'hypothèse que les disparités interdépartementales de niveau de PIB marchand départemental ou de productivité reflètent les différences de dotations en facteurs de production, parmi lesquels on peut, *a priori*, intégrer le réseau routier national, composé des routes nationales et autoroutes, en tant que ressource économique générique (BURMEISTER et al., 1997) ou spécifique (COLLETIS-WAHL, MEUNIER 2001). La confrontation de cette hypothèse à la réalité revient à estimer les coefficients d'un modèle de régression reliant le PIB ou la productivité aux facteurs de production envisagés (travail, capital et

réseau national), et à vérifier que celui de la variable relative aux dotations routières est significatif. Ce coefficient donne alors une indication de l'importance du rôle du réseau dans l'explication des disparités observées de PIB ou de productivité.

Sur le plan économique, cette étude s'inscrivait dans la lignée des analyses de la croissance endogène, en considérant que le réseau routier national était susceptible de jouer le rôle de tiers-facteur, introduisant par externalités des rendements croissants dans les économies territoriales. La forme fonctionnelle retenue conservait néanmoins une constante figurant la productivité globale des facteurs. Formulée à la COBB-DOUGLAS, elle permettait d'obtenir immédiatement des élasticités constantes et était estimée sous contrainte de rendements constants pour les facteurs marchands (somme des coefficients des variables capital et travail égale à 1).

Ainsi, cette approche par fonction de production visait à saisir non pas un effet, au sens strict du terme, mais un effet propre, une contribution économique, estimée toutes choses égales par ailleurs, c'est-à-dire en d'autres termes en prenant pleinement en considération le fait que les dynamiques économiques territoriales dépendent de bien d'autres déterminants que les seuls réseaux de transport.

Les données utilisées dans l'étude étaient relatives aux départements français métropolitains, à l'exception de ceux appartenant aux régions Corse et Île-de-France, pour des raisons de fiabilité ou de disponibilité des données, et à l'année 1991. Le PIB marchand départemental était calculé en défalquant du PIB global départemental produit par l'INSEE une estimation du PIB non marchand, calculée en répartissant entre les départements, au prorata de la masse salariale des agents de l'État, le PIB non marchand national. Les données sur l'emploi étaient issues des publications de l'INSEE. Le stock de capital était également calculé en utilisant comme clef de répartition d'une grandeur nationale (stock d'actifs reproductibles hors logement) la composante capital des bases départementales de taxe professionnelle. Les dotations départementales en routes nationales et autoroutes étaient quant à elles mesurées en unités physiques, en essayant de prendre en compte les différences de qualité de services offerts par les différents types de voies. Plusieurs indicateurs avaient été retenus : la longueur du réseau pondéré par les différences de vitesse moyenne de déplacement et exprimée en équivalents-kilomètres de chaussée de 7 mètres de large (Eqkm) et cette même longueur rapportée à la population ou à la superficie, puisque les réseaux routiers visent à la fois la desserte des agents économiques et la maîtrise des territoires. Le modèle estimé était alors du type :

$$\ln(\text{PIB}/L) = a_0 + a_1 * \ln(K/L) + a_2 * \ln(\text{Eqkm ou Eqkm/sup ou Eqkm/pop})$$

avec PIB/L = productivité du travail, K/L = stock de capital par travailleur et Eqkm = indicateur des dotations routières.

Les résultats faisaient apparaître une élasticité de la productivité du travail dans les secteurs marchands au réseau national de l'ordre de 0,1 (Tableau 1), convertible en productivité marginale et taux de rentabilité implicite élevés, de l'ordre de 30 % au point moyen de l'échantillon. Les résidus apparaissaient normalement distribués et homoscédastiques, le R-carré étant voisin de 0,59.

Tableau 1 : Réseau routier et productivité du travail : analyse de régression

	Constante	ln(K/L)	ln(Eqkm)
Coefficient	-1,607	0,164	0,104
T de Student	(-14,094)	(5,641)	(5,967)

Notes : K/L = stock de capital des secteurs marchands par emploi ;
Eqkm : longueur du réseau national pondérée par la qualité de service ;
PIB/L = productivité du travail dans les secteurs marchands.

Sources : INSEE, DGI, calculs de l'auteur

LIMITES ET DÉMARCHE CORRECTIVE

A première vue bien établis, les résultats présentés *supra*, prêtent flanc à plusieurs séries de critiques, sur le plan théorique et/ou méthodologique. Une première, d'ordre statistique, est qu'ils ne prennent pas en considération une possible autocorrélation spatiale des résidus de l'analyse de régression, susceptible de fausser les estimations. Et effectivement, les résidus apparaissent modérément, mais significativement et positivement auto-corrélés (le coefficient de MORAN est de l'ordre de 0,25). Dans une situation de ce type, l'économétrie spatiale recommande de modifier la spécification des modèles, pour prendre en compte explicitement l'autocorrélation spatiale, et l'emploi d'autres méthodes d'estimation, notamment par le maximum de vraisemblance (LE GALLO, 2000).

Plus largement, le modèle estimé ne respecte pas certains des principes de formulation des modèles économétriques spatiaux, énoncés il y a déjà près de trente ans par PAELINCK ET KLAASSEN (1979) et rappelés, entre autres, par JAYET (1993) ou plus récemment LE GALLO (2000 ; 2001). Il fait abstraction, en particulier, du principe d'interdépendance spatiale des faits observés et de celui d'allotopie, selon lequel les phénomènes économiques intervenant sur un territoire donné peuvent s'expliquer par des facteurs causaux intervenant sur d'autres. Cette seconde critique apparaît d'autant plus justifiée que l'étude vise à établir le rôle économique d'infrastructures de transport, qui sont par nature réticulaires et susceptibles d'avoir des effets de débordement sur les territoires voisins. Les routes ou autoroutes traversant un département sont bien sûr utilisées par les agents économiques résidents, mais aussi par ceux d'autres départements, contigus en particulier : on sait que l'essentiel du trafic induit par les infrastructures routières est un trafic sur courte distance,

de moins de 100 km ce qui correspond à peu près à l'éloignement moyen des préfectures. Leurs retombées économiques locales, en termes d'attraction de facteurs de production ou de productivité, peuvent avoir des effets positifs et/ou négatifs sur la situation de certains agents localisés dans des territoires voisins. Ainsi, l'extension des aires de marché potentiel des centres urbains, consécutive à l'amélioration des liaisons interdépartementales ou inter-régionales, s'accompagne en théorie d'un surcroît de concurrence territoriale, imparfaite, entre les centres urbains, concurrence qui tourne *a priori* à l'avantage des villes les plus importantes et les plus accessibles. L'existence de ces effets de débordement, qui relèvent pour partie des effets de « liaison », ou encore de « pôles », évoqués par PLASSARD (1977 ; 1990), a pour conséquence une possible sous-estimation des effets économiques des infrastructures dans le cadre d'analyses modélisées retenant une maille unique d'observation, puisque seules des grandeurs économiques internes aux unités territoriales considérées sont mises en relation avec leurs dotations en infrastructures. Et ce risque de sous-estimation semble d'autant plus grand que la maille géographique retenue dans l'analyse est fine, comme le laisse entendre la gradation en fonction de l'échelle d'analyse, des élasticités du PIB, de la valeur ajoutée ou de la productivité aux infrastructures dans leur ensemble, calculées dans des travaux empruntant une approche par fonction de production ou modèle de croissance (BUTTON, 1998).

Peu d'études ont jusqu'à présent cherché à saisir ces effets de débordement aux côtés des effets géographiquement immédiats des infrastructures de transport, et leur ordre de grandeur n'est pas établi. PEREIRA et al. (2006), considérant que cette omission explique peut-être les conclusions partagées de la littérature sur les effets économiques régionaux des infrastructures, le tentent à l'occasion de l'estimation d'un modèle de croissance sur des données relatives aux régions portugaises et portant sur la période 1980-1998. Celui-ci prend en compte non seulement les investissements locaux en infrastructures de transport, mais aussi ceux effectués dans les autres régions du pays. Les auteurs concluent que les effets de débordement représentent environ 1/3 des effets globaux des investissements en infrastructures de transport (élasticité de la variation de la production marchande aux investissements de transport de 0,27 à l'échelle nationale), avec toutefois une forte différenciation régionale. Dans les régions périphériques, les effets internes apparaissent en effet plus importants que les effets de débordement des projets réalisés dans les régions voisines, et inversement dans le cas des régions centrales. Ces conclusions apparaissent toutefois fragiles. EZCURRA et al. (2005) estiment, eux, une forme flexible de fonction de production sur des données relatives aux régions espagnoles et sur la période 1964-1991. Ils proposent de saisir les effets de débordement des infrastructures de transport par l'intermédiaire de deux variables, exprimant les dotations infrastructurelles des autres régions pondérées par leurs parts relatives dans l'ensemble

des circulations. La valeur ajoutée industrielle régionale apparaît alors dépendre du stock régional d'infrastructures (élasticité de 0,14) et des dotations infrastructurelles des autres régions (élasticité de 0,18-0,20). A nouveau, l'importance relative des effets de débordement semble voisine du tiers. Dans un autre registre thématique et à échelle géographique plus grande, HAUGHWOUT (1997) montre que les investissements en infrastructures opérés dans les villes-centres des métropoles des États-Unis exercent un effet positif sur les valeurs foncières dans les communes des banlieues.

Pour prendre en considération l'interdépendance spatiale des variables intégrées à la fonction de production -les coefficients d'autocorrélation de la productivité du travail, du stock de capital par actif, de la densité du PIB ou du réseau étant significatifs et compris entre 0,2 et 0,4- deux spécifications de la relation, autorisant une estimation par les moindres carrés ordinaires, et susceptibles de régler la question de l'autocorrélation résiduelle, peuvent être envisagées. On peut en premier lieu retenir un modèle dit régressif croisé, intégrant des variables exogènes spatialement décalées. La construction de ces variables s'effectue en multipliant les valeurs prises dans les différents départements par une matrice de poids explicitant la forme et l'intensité supposées des interactions spatiales. On a opté pour une matrice de contiguïté, standardisée, la procédure revenant alors très simplement à créer de nouvelles variables prenant dans un département donné une valeur égale à la moyenne des valeurs observées dans les départements limitrophes - $\ln(K/L)_{dec}$ et $\ln(Eqkm)_{dec}$. Une deuxième solution consiste à faire figurer parmi les variables explicatives la variable endogène, mais décalée et retardée. Cela s'effectue en construisant, de la même manière que précédemment, une variable spatialement décalée, mais sur la base d'observations antérieures de la variable endogène. On a retenu l'année 1988 pour laquelle une estimation des PIB départementaux était disponible : $\ln(PIB/L)_{dec}$.

Une troisième critique, à la fois théorique et méthodologique, peut être apportée aux études par fonction de production. Comme le pointe notamment GRAMLICH (1994), la relation de causalité entre investissement en infrastructures et développement régional est équivoque, les régions les plus développées disposant par exemple de davantage de ressources pour investir dans les infrastructures. Or les études par fonction de production postulent une causalité univoque. On pourrait bien sûr être tenté de considérer que ce n'est pas parce que la causalité supposée est équivoque que cela empêche d'estimer l'intensité de la relation allant des infrastructures vers le développement. Mais ce serait négliger deux possibles problèmes que sont la surestimation de leur impact économique effectif (net) et celui du risque de biais que fait porter sur les résultats des estimations économétriques l'intégration, parmi les variables dites explicatives, d'une variable qui est pour tout ou partie endogène. Une critique très sévère est en outre avancée par BURMEISTER et al.

(1997), qui considèrent que les approches par simple fonction de production rendent le transport « *exogène à l'économie* », et qui invitent à « *dépasser la causalité simple et à abandonner la logique mécaniste sous-jacente* ».

Dans le cas du réseau national français, le problème de l'endogénéité présente moins d'acuité que dans celui des réseaux routiers d'autres États, plus décentralisés, où les infrastructures sont largement financées par les ressources des collectivités territoriales. La question ne semble guère se poser, en effet, pour les dotations des départements en routes nationales. Si les collectivités territoriales participent à leur financement dans le cadre des contrats de plan Etat/Régions, le réseau est établi depuis fort longtemps et a pour vocation de desservir l'ensemble des localités principales, indépendamment de leur poids économique. Il a fait l'objet d'une campagne presque systématique de renforcement des chaussées dans les années 1970 et 1980. La question apparaît plus pertinente en ce qui concerne les dotations autoroutières et assimilées, même si, au cas par cas, elle prête à débat, car après avoir obéi à des préoccupations relevant strictement du transport, la politique autoroutière a été en partie guidée par des objectifs d'aménagement du territoire. On ne prétendra pas, en effet, que la réalisation de la ceinture de voies express du Plan Routier Breton, décidée à la fin des années 1960, peut être considérée comme une conséquence d'un développement régional déjà particulièrement soutenu. Elle a visé un objectif de désenclavement au service du développement régional. De même, ce n'est certainement pas le niveau de développement des départements situés aux confins bourguignons et champenois qui explique leur équipement autoroutier précoce et dense, mais leur position sur des corridors majeurs de circulation interrégionale. Mais en revanche, autoroutes et voies express peuvent en grande partie être considérées comme résultant du développement économique dans les départements comptant des grandes villes, pôles économiques émetteurs de forts trafics. Ceux-ci ont appelé des investissements pour remédier aux difficultés de circulation liées à la densité de certains flux générés par leur activité (autoroutes et voies express de dégagement) et pour anticiper sur des difficultés à venir, compte tenu des perspectives de croissance économique et donc des trafics (rocares autoroutières).

Pour tenir compte de ce double sens de la causalité, on se propose d'estimer la relation par l'intermédiaire des doubles et triples moindres carrés, sur la base de deux équations simultanées. La première correspond au modèle de fonction de production à variable endogène décalée et retardée. La seconde vise à expliquer les disparités des dotations routières départementales et relie le réseau national au niveau de développement (productivité du travail), mais aussi à la population résidente, à la superficie et aux dotations routières moyennes des départements limitrophes. Les instruments retenus sont le stock de capital par travailleur, la variable routière spatialement décalée, la

variable endogène décalée et retardée, la population et la superficie. Le système d'équation est alors de la forme :

$$\begin{aligned}\ln(\text{PIB}/L) &= f(\ln(K/L), \ln(Eqkm), \ln(\text{PIB}/L)_{\text{dec}}) \\ \ln(Eqkm) &= g(\ln(\text{PIB}/L), \ln(\text{pop}), \ln(\text{sup})).\end{aligned}$$

Une quatrième critique peut être avancée à l'encontre de notre première estimation : celle-ci ne fait pas cas d'une potentielle hétérogénéité spatiale dans la relation étudiée, et en particulier de possibles inflexions de l'effet propre du réseau routier selon les types de contextes départementaux dans lesquels il s'insère, ce qui revient sur le plan économétrique à une éventuelle hétéroscédasticité en blocs. Or, la littérature académique sur le rôle des infrastructures dans le développement, qu'elle soit théorique ou empirique en science régionale, économie du développement ou des transports, laisse clairement entendre, et depuis un bon nombre d'années, que leurs effets économiques varient selon les territoires, car la sensibilité des activités locales aux variations de l'accessibilité qu'entraîne la réalisation de nouvelles infrastructures est inégale.

PLASSARD (1977), par exemple, le dit indirectement à propos des autoroutes, en suggérant de raisonner en termes de potentialités territoriales pour tenter d'appréhender *ex ante* les dynamiques à venir. BURMEISTER et al. (1997) le reconnaissent de fait dans leur analyse, empreinte d'économie industrielle, des interactions production-transport-espace. Ils distinguent, en fonction des logiques de circulation des entreprises et du rôle que jouent les moyens de circulation dans la coordination de leur production, « quatre mondes de production », dans deux desquels seulement le transport de marchandises et donc l'offre d'infrastructure interviennent de manière déterminante. Toujours en science régionale, JOIGNAUX et al. (2004) considèrent que le statut des infrastructures dans les dynamiques territoriales dépend de leur appropriation par les agents locaux et insistent sur le rôle de la gouvernance territoriale. BÉRION et al. (2005) soulignent que les interactions entre infrastructures et territoire dépendent de l'organisation territoriale préalable et reflètent le fonctionnement du système économique et social.

Plus globalement, comme le rappelle REPHANN (1993), ce point est abordé dans les théories de la croissance et du développement régional (équilibré/déséquilibré) dès la fin des années 1950, dans le cadre en particulier de travaux anglo-saxons sur le rôle du capital infrastructurel, dit alors « *social overhead capital* ». HIRSCHMAN (1958), qui distingue deux types de régions (développées, sous-développées), estime ainsi que c'est dans les premières que les investissements en infrastructures peuvent contribuer le plus fortement à accroître le niveau de développement. HANSEN (1965), quant à lui, retient une typologie régionale en trois catégories, plus représentative de la situation des pays développés d'économie de marché, même si elle prête à critique : régions congestionnées, régions intermédiaires, régions en retard de

développement. Il considère que les investissements en infrastructures « économiques » (*economic overhead capital*), dont font partie les infrastructures autoroutières, ont une utilité maximale dans les régions intermédiaires, et que c'est dans les espaces urbanisés, faisant preuve d'un dynamisme antérieur et offrant des avantages d'agglomération, que les investissements en infrastructures devraient être concentrés.

Les études empiriques qui ont porté sur cette question aboutissent à des conclusions dissonantes pour les pays développés. Pour MUNNELL (1990), il y a bien des différences géographiques dans l'effet des investissements autoroutiers aux États-Unis : c'est dans les États du Sud, au niveau de productivité souvent inférieur à la moyenne, qu'ils auraient le plus fortement contribué à la croissance des années 1960 aux années 1980. DESTEFANIS et al. (2005) estiment que c'est dans le Mezzogiorno, en d'autres termes dans les régions italiennes les moins développées, que l'élasticité de la productivité globale des facteurs aux infrastructures « économiques » a été la plus élevée sur la période 1970-98. Mais BAJO-RUBIO et al. (2005) aboutissent à la conclusion inverse à propos des régions espagnoles : la productivité du travail aurait été plus fortement élastique au capital public dans les régions où elle était déjà la plus élevée que dans les régions où elle l'était le moins, et inélastique aux infrastructures dans les régions en position intermédiaire.

Afin alors de tester cette hypothèse de différenciation géographique de la relation entre réseau routier et productivité en fonction des caractéristiques territoriales, on propose d'estimer un modèle synthétique, distinguant trois groupes de départements en fonction de la densité du système de peuplement et du niveau de productivité, que reflète l'indicateur de la densité du PIB marchand : les départements où celle-ci est supérieure à la moyenne d'au moins un demi écart-type, ceux où elle est inférieure à la moyenne d'autant, et ceux où elle est comprise entre ces deux bornes. Deux séries de variables supplémentaires seront alors intégrées dans la fonction : des variables muettes d'appartenance à tel ou tel groupe et le produit de ces variables muettes avec les variables exogènes déjà considérées. Elles permettront d'estimer si différence intergroupe il y a, et si oui, si ces différences tiennent à une modulation des coefficients des variables explicatives (du réseau national en particulier) ou à un simple décalage portant sur la constante (le niveau de productivité globale).

2. NOUVELLES ESTIMATIONS

L'ÉLIMINATION DE L'AUTOCORRÉLATION SPATIALE NE MODIFIE GUÈRE L'ÉLASTICITÉ DU PIB AU RÉSEAU

Les résultats des deux estimations réalisées pour tenter d'éliminer l'autocorrélation spatiale résiduelle, avec intégration de variables exogènes

décalées - $\ln(K/L)_{dec}$ et $\ln(Eqkm)_{dec}$ - ou de la variable endogène retardée et décalée - $\ln(PIB/L)_{dec}$ -, figurent dans le Tableau 2.

Tableau 2 : Réseau routier et productivité du travail :
analyses de régression spatiales

Modèle à variables exogènes spatialement décalées ($R^2 : 0,587$)					
	Constante	$\ln(K/L)$	$\ln(Eqkm)$	$\ln(K/L)_{dec}$	$\ln(Eqkm)_{dec}$
Coefficient	-1,607	0,164	0,104	ns	ns
t de STUDENT	(-14,094)	(5,641)	(5,967)	-	-

Modèle à variable endogène spatialement décalée et retardée ($R^2 : 0,639$)				
	Constante	$\ln(K/L)$	$\ln(Eqkm)$	$\ln(PIB/L)_{dec}$
Coefficient	-1,14	0,114	0,094	0,391
t de STUDENT	(-6,616)	(3,652)	(5,886)	(3,466)

Notes : ns = non significatif ;

K/L = stock de capital des secteurs marchands par emploi ;

Eqkm : longueur du réseau national pondérée par la qualité de service ;

PIB/L = productivité du travail dans les secteurs marchands

Sources : INSEE, DGI, calculs de l'auteur

L'application de la première procédure ne change en rien les estimations obtenues auparavant. Les deux variables spatialement décalées ne sont pas significatives et leur introduction ne modifie pas le degré d'autocorrélation résiduelle. L'hypothèse d'effet de débordement direct des réseaux départementaux sur les départements voisins n'apparaît alors pas empiriquement recevable. Le réseau routier semble ici bénéficier aux seuls territoires équipés et exercer des effets de développement plus que des effets de liaison ou de pôles pour reprendre la terminologie de PLASSARD (1977, 1990). Il ne semble pas exercer, à l'échelle départementale, d'effet de dévitalisation, d'aspiration, au détriment des territoires voisins, que l'on pourrait comparer aux « effets tunnels » pouvant intervenir le long des grandes infrastructures à points d'accès limités.

Le recours à la seconde procédure statistique, en revanche, se traduit par une nette diminution du coefficient de MORAN, de 0,25 à 0,08, un test de significativité amenant à ne pas rejeter l'hypothèse d'absence d'autocorrélation. De la même manière, on ne peut rejeter celles d'homoscédasticité, ni de normalité, même si dans ce dernier cas c'est avec moins de netteté que précédemment. Cette élimination de l'autocorrélation résiduelle n'entraîne en tout cas pas de modification notable de l'estimation de l'élasticité du PIB marchand aux dotations routières, qui reste très voisine de 0,1. Ce chiffre est un peu plus faible que celui avancé par EZCURRA et al. (2005) et plus élevé que celui obtenu par PEREIRA et al. (2006) pour les investissements locaux en infrastructures de transport dans la majorité des régions portugaises.

Au vu de la significativité du coefficient de la variable endogène décalée et retardée, le niveau de développement départemental apparaît aussi dépendre de celui du voisinage (élasticité de l'ordre de 0,39 de la productivité départementale à la productivité moyenne des départements limitrophes). Cela laisse entendre qu'existent bien, sinon des effets de diffusion interdépartementale de la croissance économique par contiguïté, du moins des interdépendances. Ce point mérite d'être souligné quand les conséquences économiques de la métropolisation sur les territoires non métropolitains et notamment sur les réseaux urbains régionaux prêtent à un débat encore non éclairci (LACOUR, PUISSANT, 1999). D'autant plus que les instances en charge de la politique d'aménagement et de développement du territoire ne jurent qu'en termes de compétitivité –car, nous assure-t-on, tous les territoires sont en compétition- dans un jeu qui est implicitement considéré, au niveau local en tout cas, comme à somme nulle (ce que gagnent certains est pris à d'autres). Et alors que la littérature académique met souvent l'accent sur le jeu de forces de concentration aux conséquences quasi-irréversibles et insiste sur l'affaiblissement des relations économiques entre les régions métropolitaines et leur arrière-pays.

POUR EN FINIR AVEC LA QUESTION DU BIAIS DE CAUSALITÉ

Les résultats de l'estimation, par les doubles et triples moindres carrés du système d'équations simultanées présentés dans le Tableau 3, après élimination de la variable décalée relative au réseau national qui est apparue non significative, appellent quatre séries de commentaires.

Il apparaît clairement que la causalité entre réseau routier national et productivité, dans un pays aussi développé que la France et à la fin du XX^e siècle, est bien équivoque. Toutes choses égales par ailleurs, une différence d'un pour cent dans les niveaux de productivité départementaux se traduit par une différence d'environ 2 % sur le plan de l'équipement routier. Cela n'est pas surprenant compte tenu des logiques guidant l'extension du réseau autoroutier, évoquées *supra*. Mais le Tableau 3 montre aussi clairement qu'existe bien une relation allant des infrastructures vers le développement. De fait, comme dans le relevait MUNNELL (1993) dans son étude sur les effets du capital public, la prise en compte d'une causalité inverse n'influence guère le niveau des coefficients déjà estimés. La productivité du travail dans les secteurs marchands apparaît toujours dépendre significativement des dotations routières départementales. L'élasticité estimée est proche de 0,1. Les résidus sont, quant à eux, correctement distribués. Ils ne présentent pas d'auto-corrélation spatiale significative, le coefficient de MORAN étant voisin de 0,09 (Figure 1).

Les implications économiques et spatiales de cette élasticité constante, quel que soit le département considéré, sont relativement simples. La productivité

marginale du réseau national, déduite de l'élasticité calculée et des niveaux départementaux de productivité et de dotations routières, est fonction croissante des niveaux de développement et de la densité d'occupation. Elle apparaît en effet positivement et significativement corrélée avec la productivité du travail (coefficient de corrélation log-linéaire de 0,45), la densité du PIB marchand (0,84) et la densité du réseau existant (0,37). En matière d'équipement routier départemental en routes nationales et autoroutes ou voies assimilées, on serait alors plutôt en situation de rendements croissants. Si l'on souhaite conduire une politique d'offre routière primant l'efficacité économique, ce sont les départements économiquement les plus puissants qu'il convient logiquement de privilégier. On rejoint là les conclusions auxquelles conduirait une approche selon les principes guides du calcul économique.

Tableau 3 : Réseau routier national et productivité du travail : analyses de régression à causalité équivoque

Doubles moindres carrés. Instruments : $\ln(\text{pop})$, $\ln(\text{sup})$, $\ln(\text{K/L})$, $\ln(\text{PIB/L})_{\text{dec}}$
Variable expliquée : $\ln(\text{PIB/L})$, $R^2 = 0,628$

	Constante	$\ln(\text{K/L})$	$\ln(\text{Eqkm})$	$\ln(\text{PIB/L})_{\text{dec}}$
Coefficient	-1,23	0,106	0,106	0,38
t de STUDENT	(-6,341)	(3,310)	(5,336)	(3,349)

Triples moindres carrés. Instruments : $\ln(\text{K/L})$, $\ln(\text{pop})$, $\ln(\text{sup})$, $\ln(\text{PIB/L})_{\text{dec}}$
Variable expliquée : $\ln(\text{PIB/L})$, $R^2 = 0,636$

	Constante	$\ln(\text{K/L})$	$\ln(\text{Eqkm})$	$\ln(\text{PIB/L})_{\text{dec}}$
Coefficient	-1,24	0,105	0,106	0,38
t de STUDENT	(-6,755)	(4,007)	(5,553)	(4,073)

Variable expliquée : $\ln(\text{PIB/L})$, $R^2 = 0,714$

	Constante	$\ln(\text{pop})$	$\ln(\text{sup})$	$\ln(\text{PIB/L})$
Coefficient	5,576	0,343	0,305	2,135
t de STUDENT	(6,735)	(6,014)	(4,490)	(4,385)

Notes : pop = population ; sup = superficie ;

K/L = stock de capital des secteurs marchands par emploi ;

Eqkm : longueur du réseau national pondérée par la qualité de service ;

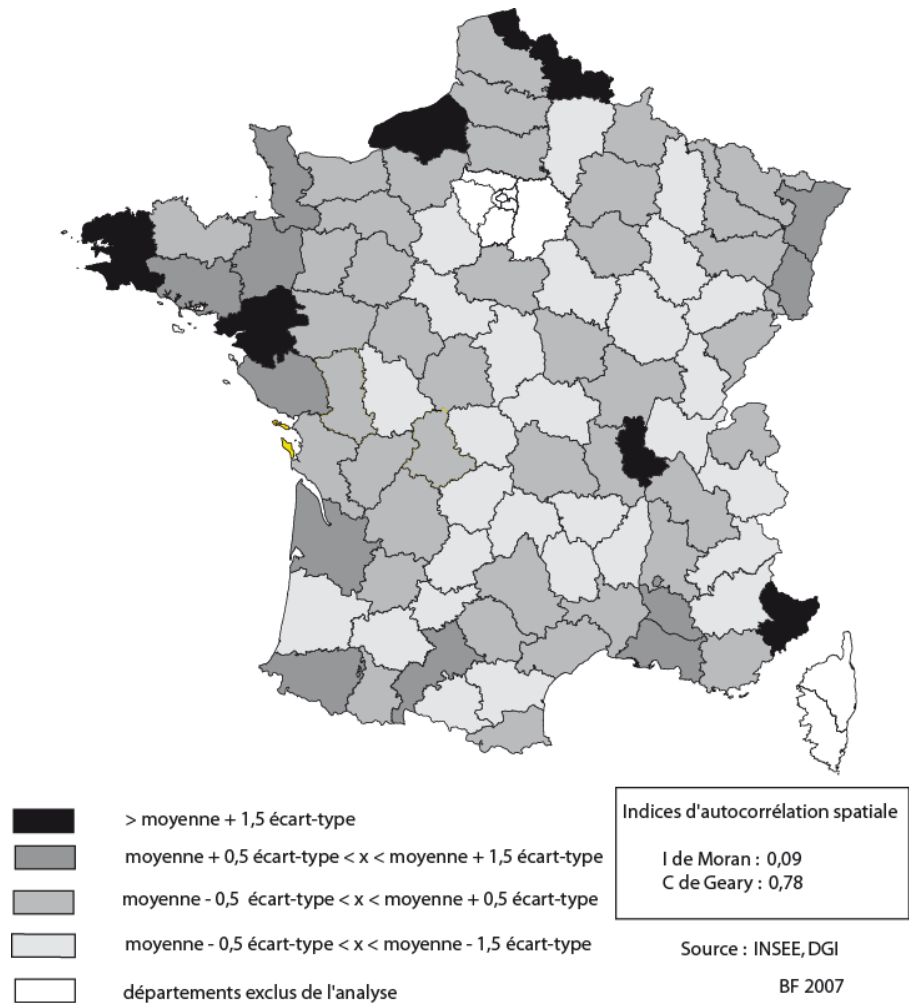
PIB/L = productivité du travail dans les secteurs marchands

Sources : INSEE, DGI, calculs de l'auteur

A cet effet propre du réseau national, on peut ajouter un effet de débordement indirect. Le surcroît de productivité engendré, *ceteris paribus*, par un accroissement du réseau national dans un département donné, a un effet positif, toujours toutes choses égales par ailleurs, sur la productivité dans les départements limitrophes puisque la productivité départementale apparaît élastique à celle des départements contigus. Schématiquement, en considérant

qu'un département est entouré de cinq autres de poids économique comparable, une augmentation de 0,1 % du PIB dans ce département a pour conséquence un accroissement de PIB dans les départements riverains qui est équivalent à environ 0,038 % du PIB moyen départemental. Ce second effet est un peu supérieur à un tiers de l'effet principal sur le département desservi. Cet ordre de grandeur d'effets de débordement, indirects, des infrastructures apparaît inférieur à celui que l'on peut déduire des résultats d'études par fonction de production des effets du capital public ou des réseaux autoroutiers sur la croissance aux États-Unis, en comparant les élasticités estimées à l'échelle fédérale (0,3-0,4) et à l'échelle des États fédérés (0,15-0,20). Il est moins éloigné de celui qu'avancent EZCURRA et al. (2005) et PEREIRA et al.(2006).

Figure 1 : Disparités de productivité marginale des travaux routiers



Si les niveaux d'équipement routier ou la structuration spatiale du réseau national dépendent, au début des années 1990, en premier lieu de facteurs économiques, ils dépendent aussi de facteurs spatiaux et démographiques. L'extension du réseau national dans les départements français est clairement et simultanément fonction du chiffre de population et de la superficie, indépendamment des niveaux de production et de productivité. Il s'agit là d'une évidence, mais qu'il faut malgré tout rappeler. Si la géographie des activités productives marchandes explique bien celle des infrastructures routières (et plus largement celle des équipements et services publics), son rôle mérite d'être relativisé. De même, demande à être nuancée l'idée selon laquelle les réseaux de transport et de communications entraînent inéluctablement une concentration spatiale croissante des populations et des activités puisque leur structuration spatiale reproduit celle des lignes de force du tissu économique existant.

DISPARITÉS TERRITORIALES DES EFFETS RELATIFS DU RÉSEAU NATIONAL

Le double sens de la causalité entre réseau routier et développement économique ne modifiant pas l'estimation de la relation simple allant des infrastructures vers la productivité, c'est sur cette seule équation que l'on a testé l'hypothèse de différenciation spatiale des effets du réseau national, en fonction du contexte géographique et plus précisément de la densité des activités économiques marchandes, mesurée par la densité du PIB marchand. Les résultats des estimations de modèles synthétiques, avec modulation des coefficients selon le sous-groupe d'appartenance des départements et dont les résidus présentent les qualités requises, figurent dans le Tableau 4. Cinq modèles ont été envisagés. Les trois premiers distinguent trois groupes d'individus et, les coefficients des variables muettes et des produits de variables muettes et de variables continues s'interprétant comme des écarts aux coefficients obtenus pour une catégorie de référence, chacun des groupes a successivement joué ce dernier rôle.

Les modèles A et B prennent respectivement pour référence les départements de densité intermédiaire (comprises entre la moyenne et la moyenne plus ou moins un demi écart-type) et ceux aux densités les moins élevées (inférieures de la moyenne moins un demi écart-type). On retiendra qu'ils donnent tous deux une élasticité de référence, pour la productivité du travail au réseau national, proche de 0,09 et qu'ils apportent un bémol (significatif au seuil de 10 %) à cette élasticité en ce qui concerne les départements aux densités les moins élevées (-0,06 et -0,05).

Tableau 4 : Productivité du travail et réseau routier : inflexions de la relation selon les types de départements (Variable expliquée : $\ln(\text{PIB/L})$)

Variables explicatives	Modèle A Réf: D2	Modèle B Réf: D1	Modèle C Réf: D3	Modèle D Réf: D3	Modèle E Réf: D12
Constante	-1,264 (-6,606)	-1,21 (-6,486)	-0,563 (-4,644)	-0,604 (-4,944)	-1,288 (-7,039)
$\ln(\text{PIB/L})_{\text{dec}}$	0,385 (2,500)	0,341 (3,169)	0,343 (3,813)	0,338 (3,075)	0,342 (3,139)
$\ln(\text{K/L})$	ns -	0,118 (3,959)	0,157 (4,449)	0,118 (3,976)	0,11 (3,681)
$\ln(\text{Eqkm})$	0,094 (4,326)	0,092 (4,315)	ns -	ns -	0,107 (5,406)
D1 (lâche)	ns -		-0,674 (-4,096)		
D1* $\ln(\text{K/L})$	0,126 (3,175)		ns -		
D1* $\ln(\text{Eqkm})$	0,019 (2,500)		0,106 (3,608)		
D2 (intermédiaire)		ns -	-0,665 (-3,153)		
D2* $\ln(\text{K/L})$		-0,02* (-1,684)	-0,106* (-1,996)		
D2* $\ln(\text{Eqkm})$		ns -	0,088 (2,731)		
D3 (dense)	0,574 (2,492)	0,376* (1,977)			0,437 (2,313)
D3* $\ln(\text{K/L})$	0,163 (2,814)	ns -			ns -
D3* $\ln(\text{Eqkm})$	-0,065* (-1,880)	-0,05* (-1,69)			-0,07 (-2,138)
D12				-0,67 (-5,745)	
D12* $\ln(\text{K/L})$				ns -	
D12* $\ln(\text{Eqkm})$				0,105 (4,944)	
R ²	0,694	0,69	0,696	0,669	0,687
I de MORAN	0,1	0,12	0,11	0,09	0,09
I centré réduit	1,59	1,96	1,78	1,56	1,55

Notes : les coeff. en gras sont significatifs au seuil de 5%, ceux suivis de * au seuil de 10 % ; ns = non signif. ; les t de STUDENT apparaissent entre parenthèses ; D1, variable muette pour les départements avec les plus faibles densités d'activité (PIB marchand/km²) ; D3, variable muette pour les départements avec les plus fortes densités d'activité ; D2, variable muette pour les départements de densité intermédiaire. Sources : INSEE, DGI et calculs de l'auteur

Cette minoration de l'impact des infrastructures routières dans les départements les plus denses apparaît encore plus affirmée dans le modèle C, qui prend pour référence les départements les plus densément occupés (groupe D3). La productivité du travail n'y semble plus, là, dépendre significativement du réseau national, alors qu'on obtient des coefficients très proches de ceux calculés par les modèles précédents pour les deux autres groupes.

Cette incertitude autour des coefficients des départements du groupe D3, la faible différence entre les coefficients estimés pour les deux premiers groupes, ainsi que le caractère tout juste significatif au seuil de 5 % d'un test de changement de régime (test de CHOW), amènent à modifier la partition de l'échantillon en regroupant les observations des deux premiers groupes de départements (D12).

Les modèles D et E prennent alors, respectivement, pour référence les départements les plus densément actifs puis les autres, un test de CHOW attestant clairement de l'existence d'une différence de régime entre ces deux ensembles. Dans la première estimation, la productivité du travail n'apparaît à nouveau pas significativement élastique au réseau national dans les départements les plus denses, tandis que pour les autres départements (groupe D12) l'élasticité estimée reste proche de 0,1. On retrouve à nouveau un bémol, significatif cette fois-ci, apporté à l'élasticité de la productivité au réseau dans les départements du groupe D3, lorsque l'on prend la majorité des départements pour population de référence. Ce sont les résultats de cette dernière estimation que l'on retiendra, car à nombre de variables équivalent le R-carré est un peu plus élevé, car l'effectif de la population de référence est plus important (62 observations), et car il semble douteux que la relation entre productivité et réseau, bien établie dans la majorité des départements puisse s'évanouir totalement dans les 24 départements les plus denses.

Ainsi, au final, les résultats sont convergents dans le sens d'une nette minoration de l'effet relatif, direct, des travaux routiers sur le plan productif dans les départements où la densité des activités et du peuplement est la plus élevée. Au point que cet effet y semble faible (élasticité de la productivité du travail au réseau national de l'ordre de 0,037), voire négligeable.

Cette conclusion, qui ne va pas dans le sens de celle que laisse attendre le *corpus* méthodologique retenu dans les évaluations *ex ante* des investissements en infrastructures de transport, pourra surprendre. Dans l'état actuel, les évaluations de projets reposent sur des analyses coûts-bénéfices (ACB) qui capturent essentiellement des avantages retirés par les usagers des nouvelles infrastructures en termes de vitesse de déplacement (les gains de temps sont convertis en allongement des distances parcourues et gains d'accessibilité à budget-temps constant). Ceux-ci sont fonction croissante des trafics existants et induits, eux-mêmes déterminés en grande partie par

l'importance de la population et des activités des zones desservies. C'est alors dans les zones les plus densément peuplées que l'utilité économique de nouveaux investissements apparaît la plus grande.

On soulignera alors que l'on ne peut directement comparer les résultats des analyses coûts-avantages de projets routiers précis avec ceux d'études par fonction de production, du fait de différences dans la nature des effets appréhendés (variation de surplus et retombées productives) et dans les échelles d'analyse. Et que deux éléments au moins laissent entendre que les résultats obtenus ici sont recevables, même si on peut discuter de la précision des estimations avancées. Un premier est que les départements où la densité du PIB marchand est la plus élevée sont aussi les départements les plus équipés. La densité du réseau national y est supérieure, voire très supérieure, à la moyenne, les principales agglomérations étant au début des années 1990 desservies par un réseau stellaire d'autoroutes et/ou voies express. Interviennent alors probablement des rendements décroissants, l'utilité marginale, sur le plan macro-économique, de nouvelles liaisons de type autoroutier (mode principal d'extension du réseau national) y étant relativement moindre que par le passé. Ensuite, d'autres traitements statistiques, non présentés ici, retenant des classifications départementales en fonction de la productivité, de la densité de la population, de la densité du réseau national, ou employant d'autres formes fonctionnelles (translog) aboutissent à des résultats du même type : effet correctif à la baisse, pour l'élasticité de la productivité du travail au réseau dans les départements les plus densément occupés.

L'interprétation de ces résultats et les implications que l'on peut en tirer sur le plan des politiques publiques doivent être conduites avec précaution, pour éviter d'éventuels faux-sens. Ils ne signifient pas en effet qu'il ne soit pas souhaitable d'investir dans les réseaux des régions les plus densément peuplées, c'est-à-dire essentiellement, à l'échelle de notre aire d'étude, les départements dotés de grandes agglomérations. Les interventions sur les réseaux existants contribuent à maintenir ou améliorer les conditions de déplacement et ont donc une utilité collective certaine. Ils ne signifient pas non plus que les transformations du réseau routier national s'accompagnent forcément d'un surcroît d'activité conforme aux élasticités que nous avons calculées. L'approche que nous avons retenue saisit un effet toutes choses égales par ailleurs, un effet propre, des investissements sur le réseau national, effet propre qui peut être masqué par le jeu d'autres facteurs du développement territorial... Ils ne signifient pas enfin que tous les investissements routiers ont un effet propre positif sur le développement des territoires traversés dans les régions intermédiaires, au peuplement plus lâche, mais seulement qu'en règle générale, les extensions du réseau réalisées selon des règles de décision qui ont prévalu jusqu'à présent, ont été, en tant que telles, économiquement bénéfiques. On rappellera enfin que le niveau des élasticités

ne renseigne qu'imparfaitement sur la productivité marginale et sur la rentabilité des investissements routiers, qui dépendent non seulement de cette élasticité mais aussi des niveaux et de la productivité et des dotations routières départementales.

DISPARITÉS DÉPARTEMENTALES DE PRODUCTIVITÉ MARGINALE DES INFRASTRUCTURES DU RÉSEAU NATIONAL

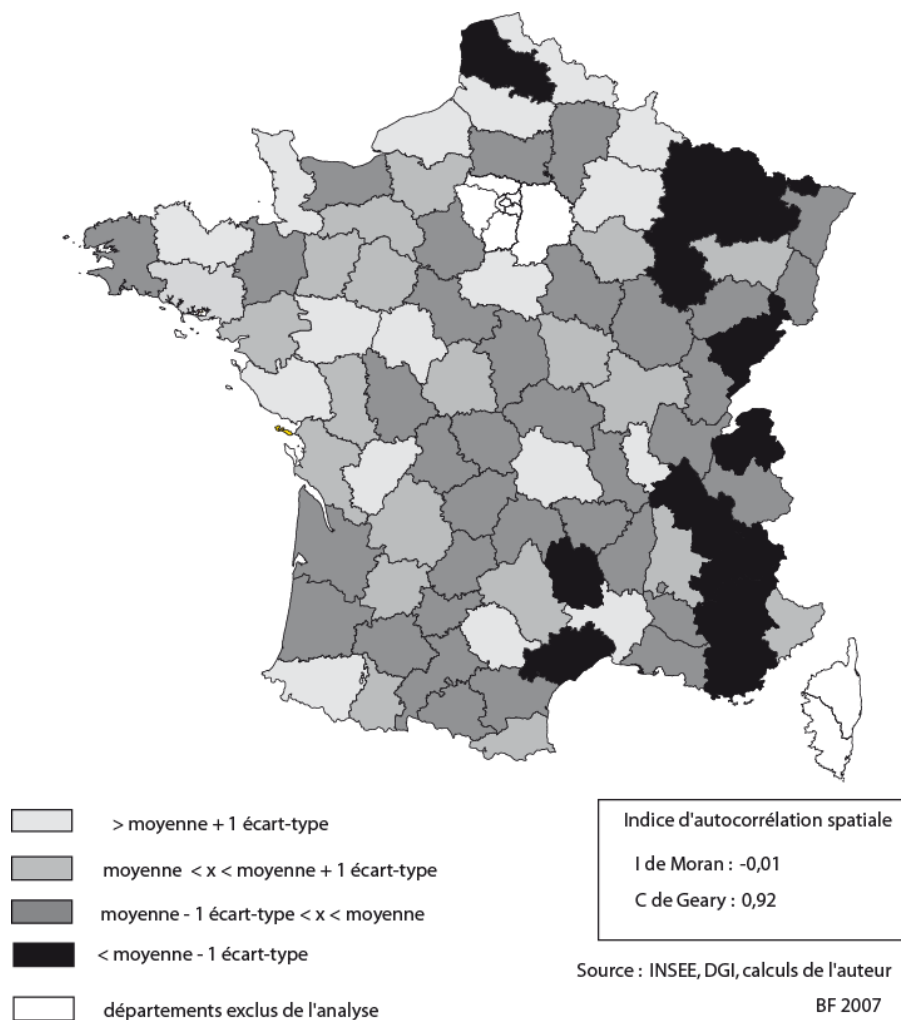
Des coefficients estimés, on peut déduire une productivité marginale des infrastructures routières en fonction de leur localisation départementale et un taux de rentabilité économique implicite. La Figure 2 représente ainsi les résultats des calculs ne prenant en compte que le seul effet interne aux départements des travaux routiers, déduit des élasticités directes de la productivité au réseau national (0,106 pour le groupe D12 et 0,037 pour le groupe D3). La productivité marginale des infrastructures apparaît en moyenne élevée. Elle est de l'ordre de 9,4 MF95 par équivalent km de chaussée de 7 m de large, ce qui donne une rentabilité moyenne de 27 % pour les investissements de type autoroutier qui constituent le mode principal d'extension du réseau national. Mais d'importantes différences départementales existent.

Les disparités spatiales que révèle la carte ne présentent pas d'ordonnement (gradient ou régions homogènes) vraiment remarquable. Certes, les départements lorrains se singularisent par une productivité marginale très inférieure à la moyenne, de même que ceux de l'axe alpin. Cette productivité marginale est aussi, le plus souvent, inférieure à la moyenne dans les départements dotés de grandes agglomérations (Bas-Rhin, Isère, Bouches-du-Rhône, Gironde, Haute-Garonne, Ille-et-Vilaine...), mais il y a d'importantes exceptions (Rhône, Nord, Alpes-Maritimes, Seine-Maritime). En bref, cette carte ressemble surtout à un patchwork et les coefficients d'autocorrélation spatiale de GEARY et MORAN ne sont pas significatifs. Ne le sont pas davantage les coefficients de corrélation entre productivité routière marginale et différents indicateurs de densité départementale, d'intensité capitalistique du tissu économique, de productivité départementale. Toutefois on note une faible corrélation négative avec la densité du réseau existant, laissant à nouveau entendre que l'on est en situation de rendements décroissants dans les départements les plus denses.

Ce dernier point et plus largement la constatation de ces disparités de productivité marginale des travaux routiers militent en faveur d'un enrichissement des méthodes d'évaluation des grands projets d'investissement en infrastructures de transport. Le calcul économique fait, comme le soulignent BONNAFOUS ET MASSON (2003), peu de cas des questions d'équité spatiale. Et comme variation de surplus et contribution à la croissance du PIB ne coïncident pas forcément, la première étant maximale sur les territoires les

plus denses où les trafics sont les plus élevés et la seconde présentant de fortes disparités spatiales, on peut aussi douter qu'il intègre correctement les retombées, sur le plan productif, des investissements réalisés. Ce biais géographique potentiel dans l'évaluation de l'utilité des investissements routiers est *a priori* d'autant plus élevé que l'échelle d'observation est fine.

Figure 2 : Distribution des départements en fonction de la productivité marginale des travaux routiers



CONCLUSIONS

En conclusion, quelques points principaux ressortent de cette rapide étude. Un premier est que l'on peut bien considérer le réseau routier national français comme un facteur du développement départemental. La prise en

considération, dans cette révision d'un travail antérieur, des critiques avancées à l'encontre des essais d'estimation des effets des infrastructures sur le développement économique au moyen de fonctions de productions, ne modifie en effet guère les résultats obtenus précédemment.

Même si les relations entre infrastructures routières et développement économique sont équivoques, les investissements sur le réseau national ont bien un effet propre sur le développement économique départemental. Au début des années 1990, le PIB marchand départemental apparaissait ainsi présenter, globalement à l'échelle des départements français, une élasticité au niveau d'équipement routier en routes nationales et autoroutes, élasticité qui était proche de 0,1. Cela signifie que les politiques d'équipement routier ont bien un impact sur l'organisation des territoires, à échelle méso-géographique et à l'échelle nationale, et n'en sont pas uniquement la résultante.

Si dans l'ensemble le réseau routier national apparaît jouer un rôle positif dans le développement économique départemental, et si la productivité marginale des investissements routiers apparaît en moyenne élevée (9,4 M F95/équivalent-km de chaussée de 7 m de large), cela n'est certes pas automatique. L'effet des investissements routiers varie en effet sensiblement selon le contexte territorial dans lequel ils s'insèrent. Il semble aussi présenter des rendements décroissants. Sans aller jusqu'à assimiler les départements les plus densément peuplés et équipés à des « *congested regions* », on notera que nos résultats s'inscrivent en partie dans le fil des analyses développées par HANSEN (1965). Les effets relatifs des investissements routiers apparaissent proportionnellement moins importants dans les départements les plus développés et les plus densément peuplés, où leur productivité marginale est souvent moins élevée qu'en moyenne, sans néanmoins que cela soit systématique. De nouvelles infrastructures routières ne sont pas forcément une condition *sine qua non* du développement économique et les niveaux d'équipement optimal en infrastructures varient selon les territoires.

On retiendra aussi l'intérêt de se référer, dans les analyses quantitatives de science régionale et de géographie économique, aux principes guides de l'économétrie spatiale. Quand la population observée est constituée d'unités territoriales et quand qui plus est on travaille sur une population exhaustive, l'hétérogénéité des individus et les interdépendances spatiales posent de complexes problèmes d'estimation. Mais on soulignera également la très grande difficulté pour le chercheur néophyte doté d'outils économétriques classiques, à respecter scrupuleusement les principes d'estimation proposés par les économètres spatiaux. Dans le domaine des analyses économiques territorialisées, il semble qu'existe plus encore aujourd'hui qu'il y a une dizaine d'années un profond décalage entre les compétences et outils dont disposent les géographes s'intéressant aux dynamiques et à l'organisation économiques des territoires et les avancées méthodologiques proposées par

des spécialistes dont les travaux sont encore insuffisamment accessibles.

Cette étude présente bien sûr des limites. Des limites méthodologiques d'abord, car la base de données mobilisée est imparfaite, deux variables (PIB marchand et stock de capital privé) étant notamment approximées en utilisant des clefs de répartition de grandeurs nationales. En outre, des contraintes matérielles et financières expliquent que trois types de procédures économétriques seulement ont été utilisés, alors que d'autres techniques pouvaient être envisagées. Cette étude laisse aussi nombre de questions en suspens et appelle donc des recherches complémentaires. L'analyse a porté sur les effets du seul réseau national, l'insuffisance des données statistiques disponibles n'ayant pas permis de prendre en considération les réseaux départementaux. Elle a considéré le réseau routier national dans son ensemble, sans faire de distinction entre routes à chaussée unique et voies express et autoroutes, dont les fonctionnalités diffèrent. Elle n'a pas non plus, faute de données disponibles, pris en compte les différences interdépartementales de structure sectorielle de l'appareil de production. La question du seuil d'apparition des rendements décroissants et plus largement celle des seuils en deçà ou au-delà desquels la relation « moyenne » présente des inflexions ne sont pas totalement éclaircies. Ne l'est pas non plus, sur le plan méthodologique, celle de la manière de regrouper des unités territoriales de manière à prendre au mieux en compte dans les estimations les modulations des niveaux des coefficients, ou en termes économétriques de la spécification d'une hétéroscédasticité en blocs.

Surtout, ce travail n'a pas vraiment de portée opératoire. Il fournit certes un ordre de grandeur de l'importance des effets économiques des extensions du réseau routier principal à l'échelle des départements concernés. Mais il ne peut véritablement servir de référence pour l'évaluation des retombées des grands projets d'infrastructures routières nouvelles. L'analyse repose en effet sur un raisonnement marginaliste alors que les grands projets autoroutiers ne constituent pas, à l'échelle de la majorité des départements français, des investissements marginaux. La productivité et la rentabilité des investissements calculées sont des estimations en quelque sorte « moyennes » et sur le moyen ou long terme, qui ne sont pas transposables directement à des petits projets, dont l'utilité dépend fortement d'un contexte territorial d'autant plus différencié que la maille territoriale est fine. C'est un effet propre, une contribution en d'autres termes, qui est estimée et non pas une variation nette d'activité après réalisation d'investissements particuliers.

On lui reconnaîtra malgré tout le mérite de contribuer au débat sur les effets structurants du transport et au développement de nouvelles approches des relations entre infrastructures et territoires souhaité par JOIGNAUX (1997) et PLASSARD (2003). Et on peut espérer que les évaluations de projet pourront, en s'appuyant sur des approches modélisées adaptées aux spécificités des projets

et territoires concernés ainsi qu'aux problématiques soulevées, parvenir à mieux prendre en compte la contribution des nouvelles infrastructures au développement local.

BIBLIOGRAPHIE

ASCHAUER D. A. (1989) Is Public Expenditure Productive ? **Journal of Monetary Economics**, Vol. 23, n° 2, pp. 177-200.

ASCHAUER D. A. (2000) Do states optimize? Public capital and economic growth. **The Annals of Regional Science**, Vol. 34, n° 3, pp. 343-363.

BAJO-RUBIO O., DIAZ-ROLDAN C. (2005) Optimal Endowments of Public Capital: An Empirical Analysis for the Spanish regions. **Regional Studies**, Vol. 39, n° 3, pp. 297-314.

BARRÉ A. (1997) Le réseau autoroutier français : un outil rapidement valorisé, des effets controversés. **Annales de Géographie**, n° 593-594, pp. 81-106.

BÉRION P., JOIGNAUX G., LANGUMIER J.-F. (2005) L'évaluation socio-économique des infrastructures de transport : enrichir les approches du développement territorial. **Revue d'Économie Régionale et Urbaine**, n° 4, pp. 651-676.

BONNAFOUS A., MASSON S. (2003) Évaluation des politiques de transports et équité spatiale. **Revue d'Économie Régionale et Urbaine**, n° 4, pp. 547-572.

BRUINSMAN F. R., RIENSTRA S. A., RIETVELD P. (1997) Economic Impacts of the Construction of a Transport Corridor: A Multi-level and Multi-approach Case Study for the Construction of the A1 Highway in the Netherlands. **Regional Studies**, Vol. 31, n° 4, pp. 391-402.

BRYAN J., HILL S., MUNDAY M., ROBERTS A. (1997) Road infrastructure and economic development in the periphery: the case of A55 improvements in North Wales. **Journal of Transport Geography**, Vol. 5, n° 4, pp. 227-237.

BURMEISTER A., COLLETIS-WAHL K. (1997) Les interactions production-transport-espace : quelle(s) logique(s) de proximité(s) ? **Revue d'Économie Régionale et Urbaine**, n° 3, pp. 363-386.

BUTTON K. (1998) Infrastructure investment, endogenous growth and economic convergence. **The Annals of Regional Science**, Vol. 32, n° 1, pp. 145-162.

CANNING D. (1999) Infrastructure Contribution to Aggregate Output. **World Bank Policy Research Working Paper**, n° 2246, 14 p.

- COLLETIS-WAHL K., MEUNIER C. (2001) Peut-on évaluer le lien infrastructure-développement ? Les risques d'une transposition aux pays en développement. In J. BROU, H. GÉRARDIN (dir.), **Infrastructure et développement**. Paris, L'Harmattan, pp. 71-86 (Coll. Emploi, Industrie, Territoire).
- DESTEFANIS S., SENA V. (2005) Public Capital and Total Factor Productivity : New Evidence from the Italian Regions 1970-98. **Regional Studies**, Vol. 39, n° 5, pp. 603-617.
- DIDIER M., PRUD'HOMME R. (2007) **Infrastructures de transports, mobilité et croissance économique**. Rapport du Conseil d'Analyse Économique, n° 68, La Documentation Française, Paris.
- DUPUY G. (2002) Point de vue sur une recherche en mouvement. **Géocarrefour - Revue de Géographie de Lyon**, Vol. 77, n° 1, pp. 105-107.
- EZCURRA R., GIL C., PASCUAL P., RAPUN M. (2005) Public capital, regional productivity and spatial spillovers. **The Annals of Regional Science**, Vol. 39, n° 3, pp. 471-494.
- FAIVRE E. (2003) Autoroutes, activités et territoires : résultats et propositions méthodologiques de recherche. **les Cahiers Scientifiques du Transport**, n° 43, pp. 59-89.
- GRAMLICH E. (1994) Infrastructure investment: a review essay. **Journal of Economic Literature**, vol. XXXIII, n° 3, pp. 1176-1196 (In R. STOUGH, R. VICKERMAN, K. BUTTON, P. NIJKAMP (ed.) **Transport Infrastructure**. Cheltenham UK/Northampton MA USA, Edward Elgar, coll. Classics in Transport Analysis, 2002).
- HANSEN N. M. (1965) Unbalanced growth and regional development. **Western Economic Journal**, n° 4, pp. 3-14.
- HENIN P.-Y., HURLIN C. (1999) **L'évaluation de la contribution productive des investissements publics**. Rapport pour le C.G.P., 47 p.
- HAUGHWOUT A. F. (1997) Central city infrastructure investment and suburban house values. **Regional Science and Urban Economics**, Vol. 27, n° 2, pp. 199-215.
- JAYET H. (1993) **Analyse spatiale quantitative - une introduction**. Paris. ASRDLF/Economica, 202 p. (Coll. Bibliothèque de science régionale).
- JAYET H. (2005) L'accessibilité favorise-t-elle le développement économique ? **Actes du colloque scientifique Les observatoires autoroutiers et d'infrastructures linéaires : incidences environnementales et socio-économiques à partir du cas de l'A39**. Paris, 17-18 mars, Autoroutes Paris-Rhin-Rhône, pp. 29-30.

JOIGNAUX G. (1997) L'approche des relations entre infrastructures et territoires : retours sur la théorie et la méthode. In A. BURMEISTER, G. JOIGNAUX (dir.) **Infrastructures de transport et territoires-Approches de quelques grands projets**. Paris, L'Harmattan, pp. 17-38 (Coll. Emploi, Industrie, territoire).

JOIGNAUX G., LANGUMIER J.-F. (2004) Les observatoires autoroutiers : l'expérience des autoroutes Paris-Rhin-Rhône et quelques enseignements. **Les Cahiers Scientifiques du Transport**, n° 46, pp. 3-24.

LACOUR C., PUISSANT S. (coord.) (1999) **La métropolisation-Croissance, diversité, fractures**. Paris, Anthropos/Economica, 190 p. (Coll. Villes).

LE GALLO J. (2000) Économétrie spatiale 1. Autocorrélation spatiale. **Document de travail du LATEC**, n° 2000-05, Université de Bourgogne, 45 p.

LE GALLO J. (2001) Économétrie spatiale 1. Hétérogénéité spatiale. **Document de travail du LATEC**, n° 2001-01, Université de Bourgogne, 36 p.

LINNEKER B. (1996) Road transport infrastructure and regional economic development - The regional development effect of the M25 London orbital motorway. **Journal of Transport Geography**, Vol. 4, n° 2, pp. 77-92.

MUNNELL A. (1990) How does public infrastructure affect regional economic performance. **New England Economic Review**, Federal Reserve Bank of Boston, september/october, pp. 11-33.

MUNNELL A. (1993) Les investissements d'infrastructure : évaluation de leurs tendances et de leurs effets économiques. In OCDE **Politiques d'infrastructure pour les années quatre-vingt-dix**. Paris, pp. 23-60.

OFFNER J.-M. (1993) Les « effets structurants » du transport : mythe politique, mystification scientifique. **L'Espace Géographique**, n° 3, pp. 233-242.

PAELINCK J.H.P., KLAASSEN L.H. (1979) **Spatial econometrics**. Farnborough, Saxon House.

PEREIRA A. M., ANDRAZ J. M. (2006) Public investment in transportation infrastructures and regional asymmetries in Portugal. **Annals of Regional Science**, Vol. 40, n° 4, pp. 803-817.

PLASSARD F. (1977) **Les autoroutes et le développement régional**. Paris/Lyon, Economica/Presses Universitaires de Lyon, 341 p. (Coll. Économie publique de l'aménagement et des transports).

PLASSARD F. (1990) Axes autoroutiers et développement des régions. **Les Cahiers Scientifiques du Transport**, n° 22, pp. 81-98.

PLASSARD F. (2003) **Transport et territoire**. Paris, PREDIT/La Documentation Française, 97 p. (Coll. Le point sur).

REPHANN T. J. (1993) Highway Investment and Regional Economic Development: Decision Methods and Empirical Findings. **Urban Studies**, Vol. 30, n° 2, pp. 437-450.

VARLET J. (1998) Autoroutes, économie et territoires : acquis et questionnements en 1995. **Actes du colloque Autoroutes, économie et territoires**, Clermont-Ferrand, pp. 397-420.

VARLET J. (2002) Autoroutes, acteurs et territoires : un objet de recherche toujours d'actualité. **Géocarrefour - Revue de Géographie de Lyon**, Vol. 77, n° 1, pp. 3-6.

VICKERMAN R. (1997) The emperor without clothes: regional impacts of the Channel tunnel and associated infrastructure in Kent. In A. BURMEISTER A., G. JOIGNAUX (dir.), **Infrastructures de transport et territoires-Approches de quelques grands projets**. Paris, L'Harmattan, 319 p. (Coll. Emploi, Industrie et Territoire).