

LES EFFETS DU RÉSEAU ROUTIER NATIONAL SUR LE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUE DÉPARTEMENTAL EN FRANCE : UNE APPROCHE MODÉLISÉE

Bernard FRITSCH
CESTAN/UMR 6590
Université de Nantes

Résumé

Cet article emprunte une approche modélisée, visant à évaluer dans quelle mesure l'hypothèse selon laquelle le réseau national est un facteur du développement économique départemental s'avère empiriquement recevable, et à mesurer ses effets économiques. Il s'appuie sur l'estimation, par analyses de régression multiple, des coefficients de modèles mathématiques du type fonction de production agrégée, sur la base d'observations départementales. Les résultats montrent que le PIB marchand et la productivité des activités marchandes dépendent significativement du niveau d'équipement en routes et autoroutes ; que les disparités des niveaux de développement économique s'expliquent bien par les dotations routières départementales ; et que toutes choses égales par ailleurs un accroissement de ces dotations se traduit par un surcroît d'activité. Ces effets du réseau national apparaissent plus prononcés dans les départements aux densités de peuplement et d'activités réduites ou moyennes.

Abstract

This paper aims at presenting the results of a research dealing with the contribution of the french national road network to economic development. It uses production function models, whose coefficients are estimated, at the scale of provincial french departements, by means of multiple regression. The author argue that a major interest of this kind of modeled approach is that it allows to take simultaneously into consideration many explanatory variables, and also to identify their specific effects. The results shows that gross product and productivity are significantly influenced by the density of roads and highways and present an elasticity of 0,08 to these dotations. This impact of the national road network probably differs among the departements. It seems to be more pronounced in the ones that shows low or medium densities than in the most urbanized ones.

Mots-Clés

Développement économique, infrastructure, Modèle, régression multiple, réseau routier, France

Keywords

Economic development, infrastructure, Model, multiple regression, road network, France.

La question de la contribution des infrastructures routières et autoroutières au développement économique régional et local en France, et celle de leur rentabilité, font depuis longtemps l'objet de recherches. Mais la plupart des analyses traditionnelles de l'impact des infrastructures ne permettent pas de dire si, en général, les infrastructures routières contribuent à la croissance économique, ni quelle est l'importance de cette contribution.

Les études empiriques de suivi des autoroutes, par exemple, s'efforcent d'identifier différents effets directs et indirects liés à l'ouverture des nouvelles liaisons [12]. Mais, ces études du type "avant-après", portant sur des projets précis, des aires restreintes, ne peuvent évaluer que partiellement ces effets. Elles peinent par ailleurs à démêler rôle des infrastructures et intervention d'autres facteurs d'explication dans les

évolutions observées après la mise en service de nouvelles liaisons. Leurs conclusions sont alors, en règle générale, prudentes, mesurées, de type qualitatif; les infrastructures routières seraient un facteur nécessaire mais non suffisant du développement; leur impact économique serait très variable, fonction des caractéristiques des ouvrages et des potentialités locales; elles joueraient un rôle d'amplificateur des tendances préexistantes.

D'autres approches, modélisées, permettant de raisonner toutes choses égales par ailleurs, semblent mieux se prêter à l'exercice. Ces travaux, s'ils sont nombreux dans le monde anglo-saxon sont encore rares en France [5,10,8,3,4,1,2]. Cet article se propose donc de présenter une recherche de ce type, sur la contribution du réseau routier national au développement économique dans les départements français, empruntant une approche par fonction de production. Il s'ouvre par un rapide exposé des objectifs et de la démarche de la recherche (paragraphe 1). Suivent les présentations des hypothèses envisagées et modèles employés (paragraphe 2) et des données utilisées (paragraphe 3). Les résultats auxquels on est parvenu font l'objet du paragraphe 4. La conclusion récapitule les principaux résultats.

1. Objectifs et méthode

Cette recherche, conduite pour le Service d'Etudes Techniques des Routes et Autoroutes (SETRA) du Ministère de l'Équipement, vise cinq objectifs principaux :

- estimer dans quelle mesure les disparités des dotations en routes nationales et autoroutes expliquent, toutes choses égales par ailleurs, les disparités interdépartementales de niveau de développement économique;
- évaluer ainsi la contribution du réseau national, *ceteris paribus*, au développement économique départemental à travers l'estimation de ses effets sur les niveaux de production marchande;
- identifier les mécanismes par lesquels s'exerce l'impact du réseau national;
- estimer la rentabilité économique des travaux routiers et autoroutiers.
- identifier d'éventuels effets de seuil et disparités géographiques dans la relation entre infrastructures routières et développement.

La démarche adoptée, de type hypothético-déductif, comprend trois étapes. La première consiste en la formulation d'hypothèses, théoriquement fondées, sur le rôle économique du réseau national et la construction de modèles mathématiques, explicatifs des niveaux de développement, intégrant le réseau national mais aussi d'autres facteurs d'explication, les "potentialités locales" en somme.

Dans un deuxième temps, ces hypothèses et modèles sont "confrontés à la réalité", c'est-à-dire que l'on estime les paramètres numériques des modèles retenus par analyses de régression multiple puis que l'on juge de leur significativité statistique, ou en termes simples de leur recevabilité empirique.

Les estimations de ces paramètres permettent alors d'avancer des mesures des effets du réseau, des effets intrinsèques à celui-ci en somme, effets qui, parfois masqués par l'intervention d'autres déterminants de l'activité économique, ne sont pas forcément identifiables lorsque, comme dans le cas des études de suivi, l'on cherche à établir une relation directe entre la réalisation d'une infrastructure et les dynamiques économiques territoriales.

2. Hypothèses et modèles

2.1. Mesure de l'effet du réseau national sur les niveaux départementaux d'activité

Notre première hypothèse est que le réseau national constitue un facteur de production qui contribue à la fois directement, mais aussi indirectement, par externalités diraient les économistes, au développement économique des départements français.

Cette hypothèse s'appuie sur les analyses de nombreux économistes, anglo-saxons en particulier (les travaux de Meade sur ce thème remontent aux débuts des années cinquante; les nouvelles théories de la croissance endogène accordent une importance croissante aux infrastructures et investissements publics considérées comme facteurs déterminants de la croissance économique), mais aussi français [10]. Elle apparaît d'autant plus recevable sur le plan théorique, que contrairement aux Etats-Unis, en France, la question de la "poule et de l'œuf" ne se pose guère. Le sens de la causalité, si celle-ci peut être statistiquement établie, est clairement orienté du réseau national vers les niveaux de développement économique.

Elle amène ainsi à considérer que les niveaux de production marchande départementaux, sont fonction, d'une part des dotations départementales en facteurs de production "privés" (capital productif des secteurs marchands et emploi), d'autre part du réseau national; et qu'à dotations égales en facteurs privés de production, deux départements présentant des différences dans leur équipement routier auront des niveaux d'activité dissemblables. Ce niveau d'activité marchande départemental peut, de façon très classique, être modélisé sous forme d'une fonction de production agrégée, du type :

$$Y = f(K, L, Rn)$$

avec Y = PIB marchand départemental,
 K = capital productif de secteurs marchands,
 L = emploi dans les secteurs marchands,
 Rn = dotations départementales en routes nationales et autoroutes.

Ce modèle peut être mathématiquement formulé selon la méthode de Cobb-Douglas, sous forme log-linéaire :

$$\ln(Y) = a_0 + a_1 \cdot \ln(K) + a_2 \cdot \ln(L) + a_3 \cdot \ln(Rn).$$

Connaissant pour l'ensemble des départements métropolitains les valeurs de Y (variable expliquée), K , L et Rn (variables explicatives), on peut estimer les valeurs des coefficients a_0 , a_1 , a_2 et a_3 par régression multiple et juger de la significativité statistique des variables explicatives K , L et Rn . Les estimations sont réalisées en coupe sur des observations relatives à l'année 1988 et à l'année 1991, pour lesquelles des données sur les PIB départementaux étaient disponibles, ainsi qu'en "panel" sur des observations relatives aux deux années.

Les coefficients a_1 , a_2 et a_3 sont les élasticités du PIB marchand aux différents facteurs de production. Elles mesurent la variation relative du PIB consécutive à une variation de 1 % du volume d'un de ces facteurs et permettent de calculer une productivité marginale, assimilable à un taux de rentabilité économique implicite de ces derniers. Par exemple, ce taux de rentabilité est, pour les infrastructures routières, égal à :

$$a_3 \cdot Y/Rn.$$

2.2. Prise en compte des modalités de cet effet

Ce premier modèle s'il permet de mesurer l'effet du réseau national sur les niveaux départementaux d'activité est peu explicite quant aux modalités de cet impact qui peut faire l'objet de deux autres hypothèses. Une première est que la contribution du réseau national au développement économique départemental peut s'expliquer par un impact positif sur la productivité des facteurs privés de production; que les productivités du travail et du capital peuvent donc être modélisées, en reformulant le modèle précédent, sous la forme :

$$Y/L = g(K, L, Rn) \text{ et } Y/K = h(L, K, Rn),$$

$$\text{soit } \ln(Y/L) = b_0 + b_1 \cdot \ln(K) + b_2 \cdot \ln(L) + b_3 \cdot \ln(Rn)$$

$$\text{et } \ln(Y/K) = c_0 + c_1 \cdot \ln(K) + c_2 \cdot \ln(L) + c_3 \cdot \ln(Rn),$$

où Y/L et Y/K sont respectivement les productivités apparentes du travail et du capital.

Une seconde hypothèse est que l'impact du réseau national peut tenir à ses effets sur la variation du volume des facteurs de production, sur les créations et transferts d'établissements et qu'en particulier le réseau routier exerce des effets d'attraction, de localisation; que l'on peut considérer que la variation du stock de capital productif départemental peut être modélisée sous la forme :

$$\Delta K = f'(Y/K_0, Rn_0, \Delta Rn)$$

où ΔK est la variation du stock de capital productif entre deux dates,
 Y/K_0 représente la productivité du capital en début de période,
 Rn_0 figure le niveau d'équipement départemental en début de période
 ΔRn la variation du niveau d'équipement routier entre les deux dates.

Une quatrième hypothèse envisagée dans cette étude est que, comme le laisse entendre Hansen [6], la relation entre infrastructures routières et développement diffère selon les milieux dans lesquels s'inscrit le réseau national, en fonction de la densité et de la structure des activités, des caractères de l'armature urbaine; qu'interviennent peut-être des effets spécifiques à certaines des unités spatiales observées et des effets de seuil.

Cette hypothèse peut être testée de plusieurs manières: d'abord par l'application d'un test d'hétéroscédasticité aux résidus des régressions précédentes (test de Goldfeld-Quandt ou test de Gleisjer); en reconduisant les analyses sur des sous-populations départementales et en appliquant des tests de changement de structure (test de Chow) en cas de déviation sensible des estimations. D'un point de vue statistique, ces tests permettent d'identifier un éventuel biais lié à l'hétérogénéité des individus observés, biais qui peut être paré en introduisant dans le modèle des variables muettes ("dummies" codées 0 ou 1) explicitement spatiales ou en exprimant les variables expliquées et explicatives en écart à la moyenne (modèle "within").

Enfin, une dernière hypothèse avancée est que les effets du réseau national tiennent non seulement au niveau d'équipement départemental, aux caractères de la desserte interne en somme, mais aussi à ceux des liaisons interdépartementales qui influent sur la qualité de la situation et donc le potentiel économique-spatial des départements. Afin de tester cette hypothèse, on a intégré dans les modèles précédents, en variable explicative supplémentaire, un indicateur d'accessibilité générale, mesurant le potentiel économique joignable au départ de chaque département. Deux indicateurs ont en fait été retenus, de type gravitationnel et exponentiel :

$$\text{Access}_i = \sum_{j=1}^n \text{PIB}_j / (d_{ij})^2$$

$$\text{Access}_i = \sum_{j=1}^n \text{PIB}_j * e^{(-0,47 * d_{ij})}$$

avec d_{ij} = distance temps entre les départements i et j .

3. Les données utilisées

Une faible partie seulement des données statistiques nécessaires à ce travail est disponible dans les publications de l'INSEE. Les analyses de science régionale et de géographie économique conduites à une échelle infra-nationale se heurtent souvent au manque de données immédiatement mobilisables. Il faut alors constituer ses propres bases de données en recourant à de multiples sources et en employant des clefs de répartition interrégionale ou interdépartementale de données mesurées uniquement à l'échelle nationale.

3.1. Population, emplois, activités de départements

Ainsi, on peut se procurer directement dans les recueils de la série *INSEE Résultats*, les informations sur le nombre d'emplois (L), les catégories socio-professionnelles (ce qui permet de pondérer le nombre d'emplois et de l'exprimer en "équivalents-cadres" (Lcad) et le PIB départemental global (marchand et non-

marchand). Mais il nous a fallu évaluer par nous-même les PIB marchands départementaux, en défalquant du PIB départemental évalué par l'INSEE, notre propre estimation du PIB non-marchand. Celle-ci a été obtenue en ventilant le PIB non-marchand national entre les départements au prorata de la masse salariale des agents de l'Etat et des personnels enseignants des établissements d'enseignement privé conventionné (sous contrat).

Les stocks départementaux de capital productif des secteurs marchands (K) ont également été estimés, faute de données disponibles à cette échelle. Ils ont été calculés en répartissant le stock national de capital productif (non agricole et hors logement), tel qu'évalué par les services de l'INSEE dans les *Comptes de Patrimoine*, au prorata de la composante capital des bases de taxe professionnelle recensées par la Direction Générale des Impôts. Certes, les estimations des services fiscaux ne constituent probablement pas une juste mesure de la valeur du stock effectif de capital productif, mais elles peuvent être employées comme clef de répartition [7,11].

3.2. Equipement routier des départements

La mesure des niveaux d'équipement départemental en routes nationales et autoroutes (Rn) soulève davantage de questions. Comment prendre en considération les différences dans la qualité de service offerte par les différents types de voies? Comment mesurer les dotations départementales, en tenant compte à la fois de la densité du réseau, de sa configuration spatiale, du fait qu'il dessert à la fois l'espace départemental, la population, les actifs occupés et les entreprises? On a choisi ici de retenir des indicateurs de densité routière construits en deux temps.

D'abord en exprimant la longueur des différents types de voies en une unité de mesure permettant de tenir compte de la qualité de service ("équivalent kilomètre de chaussée de 7 m de large"). Cette conversion a été réalisée en pondérant la longueur effective de chaque type de voies par l'écart à la vitesse moyenne autorisée par une chaussée de 7 m de large, en considérant par exemple qu'un kilomètre d'autoroute 2*2 voies était équivalent à 1,5 kilomètre de chaussée de 7 m de large. La table de conversion nécessaire à cette opération a été fournie par le SETRA, mais il a fallu auparavant évaluer la longueur de chaque type de voies, en exploitant des documents cartographiques au millionième et au 200 000^e. Ce travail a par ailleurs permis de produire une estimation de la valeur à neuf du réseau routier national en appliquant à chaque type de voie son coût de construction moyen, en site moyen, durant les années quatre-vingt, utilisée pour calculer les taux de rentabilité des travaux routiers.

Puis on a successivement rapporté cette longueur pondérée à la surface départementale (Rn/S), à la population desservie (Rn/P), aux facteurs de production desservis (Rn/L et Rn/K) et à des combinaisons de l'espace et de la population desservie (Rn/P+aS, etc).

La matrice de temps de parcours employée pour construire des indicateurs d'accessibilité interdépartementale a été fournie par le SETRA.

3.3. Typologie des départements

Afin de tester l'hypothèse que l'impact du réseau national diffère selon les "potentialités locales", on a procédé à plusieurs partitions. Les départements ont été classés selon leur poids économique (leur PIBm), en fonction de leur densité de population, puis en fonction de la densité du tissu économique, mesurée par trois indicateurs: la densité du capital marchand, celle de l'emploi des secteurs marchands et celle du PIB marchand. Une quatrième typologie a été obtenue par classification ascendante hiérarchique en fonction de la structure sectorielle de l'emploi. Cinq catégories de départements ont ainsi été identifiées: à dominante industrielle, à dominante agricole, à dominante industrielle et agricole, à dominante tertiaire et agricole, à profil diversifié.

4. Résultats

4.1. Le réseau routier national est un facteur déterminant du PIB marchand départemental.

Les résultats des régressions reliant le PIB marchand départemental aux facteurs "privés" de production et au réseau national sont très largement significatifs comme le montre le tableau 1 qui figure ceux obtenus sur données de "panel" en appliquant différentes méthodes d'estimation.

Variable expliquée Type d'estimation	Variables explicatives			Constante	R ²
	K	Lm	Rn		
PIBm	0,15	0,883	0,083	-1,696	0,993
MI	(7,33)	(37,271)	(4,856)	-(19,366)	
PIBm	0,158	0,874	0,084	-1,689	0,991
MCO	(7,268)	(34,824)	(4,639)	-(18,059)	
PIBm	0,279	0,742	0,14	-	0,563
"Within"	(8,047)	(7,639)	(3,949)	-	
PIBm	0,206	0,811	0,099	-1,656	0,999
QMCG	(7,352)	(24,411)	(3,91)	-(15,522)	

Tableau 1 - PIB marchand départemental et réseau national, analyses de régressions sur données individuelles-temporelles (1988, 1991).

N.B. : les t de Student sont figurés entre parenthèses et les coefficients significatifs au seuil de 5 % figurés en gras ; PIBm = PIB marchand ; K = stock de capital productif des secteurs marchands hors agriculture ; Lm = emploi dans les mêmes secteurs ; Rn = réseau national ; MI = estimation en moyennes individuelles ; MCO = estimation par les moindres carrés ordinaires ; "Within" = estimation en écarts à la moyenne individuelle ; QMCG = estimation par les quasi-moindres carrés généralisés.

Les modèles apparaissent correctement ajustés (les coefficients de détermination (R²) très élevés s'expliquant en partie par des effets de taille) ; les variables explicatives sont significatives au seuil de 5 % voire de 1 %, les résidus sont normalement distribués et homoscédastiques.

Lorsque l'on considère l'ensemble des départements métropolitains hors Corse et Ile-de-France, le réseau routier national apparaît donc être un facteur déterminant, toutes choses égales par ailleurs, des disparités des niveaux de production des secteurs marchands. Le réseau routier national contribue ainsi significativement à la croissance du PIB marchand : plus les dotations routières et autoroutières sont importantes, plus le PIB marchand est élevé.

Le PIB marchand présente une élasticité d'environ 0,08-0,09 aux dotations départementales en routes nationales et autoroutes et ces résultats sont convergents, que l'on rapporte le réseau à la population, à la superficie départementale, au nombre d'emplois ou encore au stock de capital productif. Un accroissement de 10 % de ces dotations se traduit par une augmentation de PIB de l'ordre de 0,8 %.

Les investissements routiers présentent alors une rentabilité économique élevée. Si l'effet relatif du réseau national sur les niveaux de production reste modeste par rapport à celui des facteurs "privés" de production, en revanche les taux de rentabilité que l'on peut déduire de ces estimations sont élevés, de l'ordre de 35-40 % pour les travaux de type autoroutier (transformation de routes à chaussée unique en voie express ou extension du réseau autoroutier). Ces taux de rentabilité sont comparables à ceux avancés par les analyses coûts-avantages (par exemple Rennes-Avranches : 25 %, mise aux normes autoroutières du Plan routier breton : 30 %). De même, ceux obtenus suivant la même méthode pour le capital privé semblent tout à fait recevables, compris entre 12 % et 16 % selon les modèles retenus.

4.2. Le réseau national est un déterminant de la productivité des facteurs de production

Cet impact du réseau national s'explique par sa contribution positive à la productivité. Le réseau national engendre de la croissance en accroissant la productivité des facteurs de production en place. Les productivités apparentes du travail et du capital sont en effet significativement élastiques aux dotations départementales en routes et autoroutes, comme le montrent les résultats figurés dans le tableau 2.

Variable expliquée	Variables explicatives					Constante	R ²
	K	Lcad	Rn	Rn/S	Rn/P		
PIBm/Lcad	0,193 (6,079)	-0,187 (-5,13)	0,092 (3,376)			-1,054 (-8,156)	0,559
PIBm/Lcad	0,188 (5,894)	-0,18 (-4,936)		0,0925 (3,504)		-0,813 (-10,124)	0,563
PIBm/Lcad	0,203 (6,365)	-0,118 (-2,738)			0,073 (2,684)	-0,813 (-10,045)	0,538
PIBm/K	-0,807 (-25,35)	0,812 (22,284)	0,092 (3,376)			12,761 (98,742)	0,894
PIBm/K	-0,812 (-25,43)	0,819 (22,642)		0,0926 (3,504)		12,916 (146,199)	0,895
PIBm/K	-0,796 (-24,89)	0,882 (20,417)			0,074 (2,684)	13,002 (160,66)	0,889

Tableau 2 - Productivité apparente du travail et du capital, et réseau national, analyses de régressions (1988).

N.B.: les coefficients significatifs au delà du seuil de 5 % sont figurés en gras; PIBm/Lcad = productivité du travail par équivalent-cadre dans les secteurs marchands; PIBm/K = productivité du capital dans les secteurs marchands; K = stock de capital productif des secteurs marchands; Lcad = emploi dans les secteurs marchands pondéré par la qualification; Rn = réseau national; Rn/S = densité du réseau; Rn/P = dotation par habitant.

4.3. Il est difficile de confirmer ou d'infirmer empiriquement l'hypothèse que le réseau national exerce des effets de localisation interdépartementaux.

Si le réseau national participe à la croissance économique par son effet stimulant sur la productivité des facteurs privés de production, il ne semble pas exercer d'effet d'attraction sur l'investissement. Cela laisse entendre qu'à l'échelle départementale routes et autoroutes produisent véritablement de la croissance mais ne la déplacent pas, que l'augmentation d'activité liée à l'extension du réseau dans un département donné, n'intervient pas au détriment, par glissement d'activité, des départements voisins.

Les résultats des régressions reliant l'accroissement du stock de capital privé entre 1988 et 1991, libellé en volume (ΔK) ou en taux de croissance ($\Delta K/K$) à la productivité apparente du capital en 1988 (Y_m/K), aux dotations départementales en routes et autoroutes à cette date, et à l'accroissement de ces dotations enregistré en cours de période, n'ont pas été concluants.

Les équations estimées sont en effet mal ajustées: moins de la moitié de la variance de l'accroissement du stock de capital et moins de 5 % de la variance du taux d'évolution de ce stock. Les résultats sont trop fragiles pour être retenus, d'autant que les équations estimées le sont à une échelle géographique relativement petite (interdépartementale), que la période d'observation est très courte (3 ans), et qu'elles restent probablement trop simples pour expliquer correctement la dynamique spatiale des investissements privés.

4.4. Une accessibilité générale non discriminante ?

L'introduction dans les modèles estimés des indicateurs d'accessibilité générale n'a pas donné de résultats significatifs. Quel que soit l'indicateur retenu, et la manière de l'intégrer dans la fonction de production, les coefficients sont presque nuls et non significatifs : l'accessibilité ne semble pas exercer d'effet particulier sur le PIB marchand départemental. En outre, cette introduction n'a guère modifié les coefficients des autres variables explicatives.

Ainsi, l'accessibilité n'apparaît pas pénalisante, même si le signe de certains coefficients appliqués aux indicateurs d'accessibilité est parfois négatif. Cela signifie qu'il n'y a pas lieu de craindre que l'accroissement de concurrence auquel doit faire face, comme le rapportent les enquêtes des études de suivi des grandes liaisons autoroutières, une partie des entreprises des départements dans lesquels intervient une extension du réseau routier, déstabilise le tissu économique local. On rejoint là les résultats d'autres études conduites sur les effets socio-économiques des grandes infrastructures de transport (autoroutes et ligne TGV Paris-Lyon, par exemple). Mais elle n'apparaît pas davantage stimulante... Une bonne accessibilité n'est pas un gage de développement.

Ces résultats sont néanmoins à considérer avec prudence. Ils tiennent peut-être à la nature des indicateurs retenus et à l'échelle géographique de l'étude. En particulier, les indicateurs de type exponentiel ont été mis au point par référence aux déplacements professionnels, qui interviennent en majorité à l'échelle intra-départementale. Ils ne sont alors peut-être pas vraiment pertinents pour mesurer une accessibilité interdépartementale.

4.5. Les disparités des effets du réseau national selon les départements

Si les tests appliqués précédemment permettaient d'accepter sur l'ensemble de l'échantillon l'hypothèse d'homoscédasticité des résidus, les résultats des régressions conduites sur des sous-groupes de départements laissent, eux, penser que la relation connaît une inflexion dans certains d'entre eux.

4.5.1. L'impact du réseau national semble différer selon le poids économique des départements.

Le tableau 3 présente les résultats des régressions conduites sur trois ensembles de départements classés en fonction de leur PIB marchand en appliquant une discrétisation standard. Elle met en évidence un effet fortement discriminant du réseau national au sein des départements de faible poids économique (70 départements provinciaux), et laisse entendre que la relation est brouillée pour les départements les plus puissants, ce que confirme un test de Chow : la relation estimée diffère significativement entre les deux ensembles de départements. On rejoint là, les résultats de Munnell [9] sur le rôle de l'ensemble du capital public aux Etats-Unis, et ceux de Williams et Mullen [13] sur les effets du réseau autoroutier américain.

Estimation MI Variable expliquée	Variables Explicatives			Constante	R ²
	K	Lm	Rn		
PIBm groupe A	0,145 (3,693)	0,861 (17,333)	0,122 (3,632)	-1,81 -(9,763)	0,982
PIBm groupe B	0,103 (2,049)	0,859 (14,288)	0,122 (3,007)	-1,614 -(5,734)	0,936
PIBm groupe C	0,257 (2,863)	0,855 (8,197)	-0,102 (1,653)	-0,89 -(1,994)	0,974

Tableau 3 - Niveau d'activité économique et contribution du réseau national au PIB marchand, analyses de régressions (1988, 1991)

N.B. : PIBm = PIB marchand ; K = stock de capital productif des secteurs marchands hors agriculture ; Lm = emploi dans les mêmes secteurs ; Rn = réseau national ; MI = estimation en moyenne individuelle.

La relation entre infrastructures, notamment routières, et croissance économique semble procéder par étapes, varier selon les niveaux de développement. Le réseau national paraît ainsi contribuer au développement régional jusqu'à un certain seuil, en favorisant la transformation des structures d'activité régionales. Ce résultat doit néanmoins être considéré avec prudence compte tenu du faible nombre d'observations sur le groupe C.

4.5.2. Un réseau national plus discriminant dans les zones de faibles densité ?

Le tableau 4 présente les résultats des régressions conduites sur trois ensembles de départements (a, b, c) classés, en retenant les mêmes seuils que précédemment, en fonction de la densité de peuplement. Cette classification (comme celle conduite en fonction de la densité du tissu économique d'ailleurs) se rapproche fortement de celle dressée précédemment en fonction du poids économique des départements et les résultats exposés vont dans le même sens.

Estimation MI Variable expliquée	Variables explicatives			Constante	R ²
	K	Lm	Rn		
PIBm groupe a	0,151 (3,895)	0,839 (16,277)	0,144 (4,352)	-1,869 (9,887)	0,986
PIBm groupe b	0,12 (2,552)	0,865 (16,005)	0,106 (2,681)	-1,622 -(7,451)	0,973
PIBm groupe c	0,212 (2,755)	0,881 (9,064)	-0,09 -(1,734)	-0,85* -(2,046)	0,984
PIBm groupe a+b	0,136 (4,488)	0,877 (25,283)	0,121 (4,705)	-1,842 -(14,024)	0,99

Tableau 4 - Densité de peuplement et contribution du réseau national au PIB marchand, analyses de régressions (1988, 1991).

N.B. : PIBm = PIB marchand ; K = stock de capital productif des secteurs marchands hors agriculture ; Lm = emploi dans les mêmes secteurs ; Rn = réseau national ; MI = estimation en moyenne individuelle.

L'élasticité du PIB marchand au réseau national apparaît nettement plus élevée qu'en moyenne dans les départements de densités faibles et moyennes (groupes a et b). Elle semble même à première vue d'autant plus élevée que la densité de population est faible. Mais un test de Chow conduit à ne pas rejeter l'hypothèse d'une similitude des coefficients et à préférer une estimation globale sur les deux groupes (a+b). L'élasticité du PIB marchand au réseau national est alors de 0,12. Dans les départements aux densités les plus élevées (groupe c), la relation est à nouveau brouillée, le réseau national n'apparaissant pas significatif.

En bref, l'impact relatif du réseau national semble plus important dans les zones où les densités sont les plus faibles ; les dotations autoroutières, par exemple, n'expliquent pas les différences de PIB entre les départements densément peuplés du Nord et du Nord-Est (Nord, Meurthe et Moselle, Bas-Rhin...) ou entre les départements dotés d'une grande agglomération (Ille-et-Vilaine, Loire-Atlantique, Gironde...) ; elles expliquent en revanche les disparités de PIB observées entre des départements moins urbanisés et très inégalement équipés (Sarthe, Orne, Eure-et-Loir...).

4.5.3. Un impact différent selon la structure d'activité des départements ?

Les régressions ont aussi été conduites sur des ensembles de départements regroupés par classification ascendante hiérarchique, selon leur structure d'activité : départements à dominante industrielle (groupe 1), à activités tertiaires et industrielles diversifiées (groupe 2), à dominante agro-industrielle (groupe 3) et à dominante agricole (groupe 4). Leurs résultats, présentés dans le tableau 5 sont fragiles, le nombre d'observations dans chacun des groupes étant restreint.

Estimation MI Variable expliquée	Variables explicatives			Constante	R ²
	K	Lm	Rn		
PIBm	0,177	0,826	0,058	-1,377	0,989
groupe 1	(2,433)	(9,257)	(1,136)	-(5,346)	
PIBm	0,218	0,856	-0,014	-1,246	0,989
groupe 2	(3,181)	(10,966)	-(0,264)	-(3,733)	
PIBm	0,042	0,935	0,127	-1,833	0,986
groupe 3	(0,619)	(13,53)	(2,338)	-(6,83)	
PIBm	0,263	0,73	0,061	-1,513	0,988
groupe 4	(2,301)	(8,263)	(0,977)	-(4,731)	

Tableau 5 - Structure d'activité départementale et contribution du réseau national au PIB marchand, analyses de régressions (1988, 1991).

N.B. : PIBm = PIB marchand; K = stock de capital productif des secteurs marchands hors agriculture; Lm = emploi dans les mêmes secteurs; Rn = réseau national; MI = estimation en moyenne individuelle.

C'est dans les départements à dominante agro-industrielle que l'impact relatif du réseau national apparaît le plus prononcé (élasticité de 0,12) mais au vu de l'improbable coefficient attribué au stock de capital privé le modèle n'apparaît pas recevable. Les effets du réseau sont moins importants dans les départements à dominante industrielle (élasticité d'environ 0,06-0,07 pour le groupe 1). Ils sont mal établis pour les départements à dominante agricole (groupe 4). Enfin, le réseau national n'exerce pas d'effet sur le PIB marchand dans les départements les plus densément peuplés, à dominante d'activités industrielles et tertiaires (groupe 2).

4.5.4. Un impact différent selon les niveaux d'équipement routier ?

Les départements ont aussi été classés en fonction du niveau relatif d'équipement routier mesuré en rapportant le réseau national au stock de capital productif départemental (Rn/K). Les résultats des estimations (tab. 6) laissent entendre que l'impact des extensions du réseau routier varie suivant les niveaux d'équipement départementaux déjà atteints, mais ils s'avèrent encore fragiles.

Estimation MI Variable expliquée	Variables explicatives			Constante	R ²
	K	Lm	Rn		
PIBm	0,213	0,743	0,143	-1,652	0,989
groupe A	(2,272)	(7,121)	(2,262)	-(4,205)	
PIBm	0,097	0,874	0,158	-1,896	0,989
groupe B	(2,347)	(23,47)	(3,623)	-(11,997)	
PIBm	0,163	0,936	-0,012	-1,465	0,986
groupe C	(1,889)*	(10,931)	-(0,183)	-(5,035)	

Tableau 6 - Niveau relatif d'équipement routier et contribution du réseau national au PIB marchand, analyses de régressions (1988, 1991).

N.B. : PIBm = PIB marchand; K = stock de capital productif des secteurs marchands hors agriculture; Lm = emploi dans les mêmes secteurs; Rn = réseau national; MI = estimation en moyenne individuelle.

Comme précédemment, le réseau national ne semble pas exercer d'impact dans les départements où le ratio R_n/K est le plus faible (groupe C), c'est-à-dire dans les départements les plus actifs, au tissu économique le plus dense: les coefficients attribués au réseau ne sont pas significatifs. En revanche l'impact relatif du réseau national apparaît beaucoup plus marqué dans les autres départements. L'estimation de l'élasticité du PIB marchand au réseau national est d'environ 0,14 dans les départements où le tissu économique est le moins dense (groupe A). La rentabilité des réalisations de type autoroutier que l'on peut déduire de cette élasticité est de l'ordre de 30 %. Les résultats des régressions conduites pour les départements du groupe intermédiaire (groupe B) laissent entendre que c'est dans ces départements que l'impact du réseau national est le plus marqué. Mais ils doivent être considérés avec réserve, au vu des coefficients très improbables affectés au stock de capital productif ou au nombre de travailleurs.

A l'issue de cette étude sur les effets macro-économiques du réseau national à l'échelle départementale, il ressort sept points principaux :

- Lorsque l'on considère l'ensemble des départements métropolitains (hors Corse et Ile de France), le réseau routier national apparaît être un facteur déterminant des disparités de production et de productivité des secteurs marchands.
- Le réseau national contribue, en règle générale, significativement à la croissance du PIB marchand: toutes choses égales par ailleurs, plus les dotations routières et autoroutières sont importantes, plus le PIB marchand est élevé.
- Cet impact du réseau national s'explique par sa contribution positive à la productivité des facteurs privés de production marchande. Les productivités du travail et du capital sont significativement élastiques aux dotations départementales en routes nationales et autoroutes.
- Nous n'avons pu mettre clairement en évidence d'effet de localisation ou d'éviction du réseau national sur l'investissement privé, sur la mobilité interdépartementale du capital. Ce résultat, s'il était confirmé par d'autres études, signifierait que le réseau national crée bien de la croissance, qu'il ne la déplace pas, que les effets observés autour des grandes infrastructures routières sont véritablement des effets sur le développement économique.
- Si l'effet relatif du réseau national sur les niveaux de production et de productivité reste modeste (élasticité de l'ordre de 0,08-0,09) par rapport à ceux des facteurs privés de production, en revanche les taux de rentabilité implicite que l'on peut déduire de ces élasticités sont élevés: selon nos estimations ils avoisinent, en moyenne, les 40 % pour les travaux de type autoroutier.
- La contribution des infrastructures routières et autoroutières à la croissance diffère selon la densité de la population et du tissu économique départemental, suivant les niveaux de développement départementaux. L'impact relatif du réseau apparaît plus fort qu'en moyenne dans les départements où les densités et les niveaux de production sont faibles ou intermédiaires. En revanche, le réseau national ne semble pas exercer d'effet stimulant sur la croissance dans les départements les plus développés. C'est dans les départements en situation intermédiaire que la rentabilité implicite des réalisations de type autoroutier semble maximale.
- Ces résultats sur les disparités interdépartementales de l'impact du réseau et sur les rôles respectifs des routes et autoroutes laissent entendre que les relations entre infrastructures routières et croissance ne sont pas linéaires mais procèdent par seuils ou par crans. Néanmoins, encore fragiles, ils appellent des recherches supplémentaires.

Bibliographie

- [1] CHARLOT S., 1998 : *Economie géographique et croissance régionale : le rôle des infrastructures*, thèse de doctorat, Dijon, Université de Bourgogne, polyg., 248p.
- [2] CHARLOT S., 1996 : *Les effets des dépenses publiques sur la croissance : un modèle d'équilibre régional*, communication au colloque de l'ASRLF, Berlin, 02/04 septembre polyg., 23p.
- [3] FRITSCH B., 1997 : *La contribution du réseau routier national au développement économique départemental en France*, IUP/Université de Paris XII-Val-de-Marne, papier n° 97-14, polyg., 31p.
- [4] FRITSCH B., 1995 : *La contribution des infrastructures au développement économique des régions françaises*, thèse de doctorat, Institut d'Urbanisme de Paris/Université de Paris XII-Val-de-Marne, polyg., 257p.
- [5] GASSER B. & F. NAVARRE, 1991 : *Recherches sur l'impact des investissements en infrastructures de transport sur la croissance : études et modélisations régionales*, Paris, Ministère de l'Équipement, du Logement et des Transports, OEST 49p.
- [6] HANSEN N., 1965 : Unbalanced Growth and Regional development, *Western Economic Journal*, 4, pp.3-14.
- [7] HUBER J., 1994 : *Bases de taxe professionnelle et capital productif*, mémoire de DEA, Créteil, Institut d'Urbanisme de Paris, Université de Paris XII-Val de Marne, polyg., 80p.
- [8] LAGARRIGUE F. 1994 : *Infrastructures de transport et croissance endogène*, Paris, Ministère de l'Équipement, du Logement, des Transports et du Tourisme, OEST, 30p.
- [9] MUNELL A. 1993 : Les investissements en infrastructures : évaluation de leurs tendances actuelles et de leurs effets économiques, in *Politiques d'infrastructure pour les années 90*, Paris, OCDE, pp. 23-60.
- [10] PRUD'HOMME R. 1993 : *Assessing the Role of Infrastructure in France by Means of Regionally Estimated Production Function*, IUP/Université de Paris XII-Val-de-Marne, polyg., 13p.
- [11] ROUSSEAU M-P. 1995 : *Les bénéfices de la concentration urbaine*, thèse de doctorat, Institut d'Urbanisme de Paris/Université de Paris XII-Val-de-Marne, polyg., 261p.
- [12] VARLET J. (dir.) 1997 : *Autoroutes, économie et territoires*, actes du colloque de Clermont-Ferrand, mai 1995, Université Blaise Pascal, 423p.
- [13] WILLIAMS M. & J. MULLEN, 1992 : The Contribution of Highway Infrastructure to State's Economies, *International Journal of Transport Economics*, vol. XIX, n° 2, pp. 149-163.