

Infrastructures publiques et croissance des régions françaises

Sylvie CHARLOT, Bertrand SCHMITT
(UMR INRA-ENESAD)

RESUME

En nous appuyant sur les résultats théoriques des modèles de croissance endogène (Barro, 1990), nous cherchons à analyser le rôle des infrastructures publiques dans la croissance des régions françaises. Deux questions principales sont posées : i) les infrastructures publiques ont-elles un effet sur la croissance régionale ? ; ii) ces infrastructures sont-elles susceptibles de réduire les disparités interrégionales ? Mobilisant des séries régionalisées de capital public et privé et l'économétrie des données de panel, on estime, sur la période 1982-1993 et pour les 22 régions françaises, des fonctions de production régionale à trois facteurs (capital privé, emploi et capital public). L'utilisation d'une forme Cobb-Douglas permet de mettre en évidence le rôle positif du capital public sur la croissance régionale, même en contrôlant les effets liés à la nature des données et en tenant compte de la possible simultanéité de détermination de la production régionale et du capital public régional. L'introduction d'une forme trans-log permet de calculer des élasticités propres à chaque région et montre que l'effet positif du capital public est d'autant plus important que la région concernée est riche. Ainsi, si le capital public semble être en France (contrairement à ce qui est observé aux États-Unis) un élément stimulant la croissance régionale, il ne semble pouvoir jouer dans le sens d'une réduction des disparités interrégionales.

1. Introduction

Le débat sur l'aménagement du territoire et ses outils politiques amène à s'interroger, entre autres, sur les effets des investissements en capital public sur la croissance régionale. Une telle discussion s'est souvent concentrée sur le rôle des infrastructures de transport et leurs implications en termes de baisse des coûts de transport des biens et en termes d'accessibilité des lieux (Gasser et Navarre, 1991 ; Bonnafous, 1993 ; Fritsch, 1997). Or, on assiste actuellement à un renouveau de l'analyse des effets des dépenses publiques sur la croissance, en particulier grâce aux théories de la croissance endogène pour une synthèse, cf. Barro et Sala-I-Martin, 1995). Certains modèles de croissance endogène mettent en effet l'accent sur les externalités positives qu'engendrent certains services publics et donc certaines dépenses publiques (Barro, 1990). Il y a externalités dans la mesure où les services publics peuvent affecter la productivité des entreprises sans que celles-ci n'en supportent directement le coût. Il s'agit alors de services publics productifs au sens où, à stocks donnés de facteurs de production privés, ils réduisent les coûts de production des entreprises ou augmentent les volumes de production.

Parallèlement au débat théorique porté par les nouvelles théories de la croissance, s'est développée, au cours de la dernière décennie, une importante littérature empirique visant à examiner les effets des infrastructures publiques sur la croissance des nations mais aussi sur la croissance locale, en particulier à l'échelle des États américains. Les premières études nationales (Ashauer, 1989) et régionales (Munnell, 1990) ont mis en évidence un effet positif du capital public sur la production ou la productivité des entreprises, en estimant des fonctions de production à trois facteurs. Ces premiers résultats ont cependant donné lieu à une vive controverse quant à leur robustesse statistique (Eberts, 1990 ; Gramlich, 1994). Le débat a, d'une part, porté sur l'absence de mesure des effets d'éviction qu'engendrent les investissements publics et sur le sens de la relation observée statistiquement. Il a, d'autre part, porté sur les méthodes économétriques mises en œuvre, ces discussions méthodologiques débouchant sur une révision à la baisse des résultats des premiers travaux.

Concernant le sens de causalité de la relation, si les infrastructures publiques peuvent être productives, elles sont financées par les contribuables *via* l'impôt, la dotation en infrastructures va donc dépendre du revenu de ceux-ci et donc de la production. Il y a alors un effet en retour qu'il est nécessaire de prendre en

compte pour mesurer l'effet net du capital public sur la croissance. La correction d'un tel biais de simultanéité s'effectue classiquement en ayant recours à des systèmes d'équations simultanées (Duffy-Deno et Eberts, 1991 ; Tatom, 1993 ; Ford et Poret, 1991). Dans le cas des États-Unis, l'introduction d'un double sens de causalité dans la relation croissance – infrastructures publiques réduit largement, voire annule totalement l'effet positif du capital public sur la croissance.

La deuxième limite importante des premières études montrant un effet positif du capital public sur la croissance concerne le *trend* commun à ces variables, leur observation dans le temps. Selon Tatom (1993), la relation mise en évidence par Aschauer (1989) ou Munnell (1990) ne fait que refléter les tendances communes à la production et aux investissements publics, pendant les périodes analysées, c'est-à-dire la concomitance de leurs évolutions. Ces critiques remettent en cause la spécification du modèle testé et l'interprétation de résultats obtenus par les moindres carrés ordinaires (MCO). Pour prendre en compte la dimension temporelle des variables, il faut travailler sur leur stationnarité, sur l'évolution de leur distribution dans le temps. En appliquant des méthodes corrigeant ce biais, l'effet du capital public sur la croissance américaine est à nouveau nul (Tatom, 1991, 1993 ; Hulten et Schwab, 1991).

Enfin, dans le cas d'études sur les États, les aires urbaines ou les régions américaines, les variables utilisées sont observées à la fois dans le temps et l'espace. Holtz-Eakin (1994) remarque que l'utilisation des moindres carrés ordinaires, sur ce type de données, ignore, d'une part, les possibilités de *trend* commun aux variables observées et, d'autre part, le rôle des caractéristiques spécifiques des régions dans l'explication de la productivité (leur dotation en ressources naturelles, leur surface, leur localisation, leur climat, etc.). En mobilisant les méthodes de l'économétrie des données de panel qui prennent en considération cette double dimension, temporelle et individuelle (les individus observés étant ici des entités spatiales), les études menées aux USA, sur les États ou les aires urbaines, mettent en évidence un effet nul, voire, dans certains cas, négatif du capital public sur la croissance locale (Holtz-Eakin, 1994 ; Evans et Karras, 1994 ; Andrews et Swanson, 1995 ; Moomaw *et al.*, 1995).

Ainsi, lorsque la méthodologie statistique utilisée est plus appropriée à la nature des séries analysées, l'effet du capital public sur la croissance locale apparaît moindre, et ce dans le cas des espaces américains. Le débat ainsi lancé est riche d'enseignements quant aux limites des méthodes mobilisées pour tester

une telle relation. En Europe et en France, il n'existe que peu d'études concernant cette question au niveau local, en particulier en raison de la faible disponibilité des séries. Le capital public régional n'est, par exemple, répertorié dans aucune base de données officielle. Il faut toutefois mentionner les travaux pionniers de Fritsch (1995) qui a reconstitué de telles séries et qui, avec des spécifications particulières, met en évidence un effet positif du capital public sur la croissance régionale en France.

Étant donnée la place accordée, en France, aux objectifs d'aménagement du territoire, la problématique du rôle des infrastructures publiques dans la croissance régionale prend une double dimension et conduit à deux questions principales :

- Le capital public a-t-il un effet sur la croissance des régions ? Existe-t-il une externalité de capital public, comme le supposent les modèles de croissance endogène ?
- Les investissements en capital public permettent-ils de réduire les disparités régionales, ce qui peut être considéré comme un des objectifs des politiques d'aménagement du territoire ?

En vue de répondre à ces deux questions, le présent papier se déroule en trois étapes. Dans un premier temps, nous estimons une fonction de production régionale à trois facteurs de forme Cobb-Douglas, en mobilisant les techniques de données de panel et en cherchant à évaluer la présence d'externalités de capital public. Dans une seconde section, la même forme fonctionnelle de production est introduite dans un système d'équations simultanées, où la seconde équation explique le stock de capital public régional par la valeur ajoutée régionale et le taux d'imposition locale. Cette seconde série d'estimations permet de préciser le sens de causalité de la relation croissance régionale - infrastructures publiques. Enfin, dans une dernière étape, nous testons une forme fonctionnelle plus souple que la forme Cobb-Douglas, c'est-à-dire une forme translog. Cette dernière permet de distinguer les élasticités de la production au capital public par région et d'appréhender dans quelles mesures les investissements en capital public peuvent réduire les disparités régionales.

Outre les séries concernant les valeurs ajoutées régionales et l'emploi régional provenant de l'INSEE (1995), les analyses réalisées ici s'appuient sur des séries régionales de capital public et de capital privé que nous avons reconstituées à partir des données des Comptes de Patrimoine (INSEE, 1994), de la Direction

Générale des Impôts et de celle de la Comptabilité Publique. On trouvera en annexe le détail de la construction de ces séries. En raison des problèmes posés par l'absence de réropolation des PIB régionaux suite au changement de base de la comptabilité nationale (en 1980), l'analyse présentée ici porte sur la période 1982-1993.

2. Fonction de production régionale Cobb-Douglas à trois facteurs avec capital public

Les modèles de croissance endogène avec externalités de capital public (Barro, 1990) s'appuient le plus souvent sur des fonctions de production à trois facteurs de production dont deux sont des facteurs privés (travail et capital privé) et le troisième, les infrastructures, est à financement public. La forme fonctionnelle, la plus fréquemment usitée, est la forme Cobb-Douglas. Cette dernière permet une lecture directe des élasticités et des rendements d'échelle et une discussion aisée de la présence ou non d'externalités de capital public. Il y a en effet externalités engendrées par ce facteur si les rendements d'échelle sont décroissants ou constants en facteurs privés et croissants sur l'ensemble des facteurs, privés et public (Barro, 1990).

La fonction de production régionale à trois facteurs utilisée prend donc la forme :

$$Y = AK^{\alpha}L^{\beta}Kpu^{\gamma}\varepsilon \quad (1)$$

où Y est le vecteur des Y_{rt} , valeur ajoutée observée pour chaque région r à chaque période t ; K , L et Kpu représentent respectivement le stock de capital privé, l'emploi et le stock de capital public associés à chaque région r et à chaque période t ; ε est un terme d'erreur. Les valeurs ajoutées régionales correspondent aux valeurs ajoutées des seuls secteurs marchands ; l'emploi est approché par le nombre d'actifs ayant un emploi par région ; et, les stocks de capital privé et public sont ceux reconstitués par nos soins.

Après linéarisation par transformation logarithmique, le modèle prend la forme suivante, qui peut être estimée au moyen des techniques économétriques de modèles linéaires :

$$\log Y = \log A + \alpha \log K + \beta \log L + \gamma \log K_{pu} + \log \varepsilon \quad (2)$$

On cherche à tester le modèle de croissance endogène avec capital public qui, en raison de l'existence d'externalités de capital public, considère que les rendements d'échelle sont constants en facteurs de production privés ($\alpha + \beta = 1$) et croissants sur l'ensemble des facteurs privés et public ($\alpha + \beta + \gamma > 1$). C'est pourquoi la fonction de production a été estimée, d'une part, sans contrainte sur les paramètres, puis, d'autre part, en introduisant un contrainte de rendements d'échelle constants sur les facteurs privés. Les résultats des estimations obtenues sur les vingt-deux régions françaises et pour la période 1982-93 en mobilisant les outils de l'économétrie des données de panel sont présentés dans le tableau 1.

Les données de panel comportent une double dimension, une dimension individuelle, ici spatiale puisque les individus observés sont les régions, et une dimension temporelle. L'analyse de telles données permet de distinguer un "effet individuel" et un "effet temporel", dans les phénomènes économiques. Pour estimer une relation dans ce cadre, quatre estimateurs principaux peuvent être retenus (Dormont, 1989). Le premier est obtenu en effectuant une régression simple à l'aide des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) sur l'ensemble des variables. L'ensemble de la variance est alors utilisée. Un second estimateur est obtenu en effectuant une régression simple sur les moyennes calculées des variables expliquées et explicatives, calcul effectué sur l'ensemble de la période pour chaque individu. Il s'agit de l'estimateur *between* ou *inter*, que nous ne retiendrons pas ici en raison du faible nombre d'observations (22 régions). Une troisième méthode consiste à appliquer les MCO sur un modèle aux variables transformées par le calcul des écarts à la moyenne individuelle, ce qui permet de contrôler les caractéristiques propres à chaque individu et non introduites dans la relation estimée. Ce modèle est appelé *modèle à effets fixes* par opposition au *modèle à effets aléatoires*. Le modèle à effets aléatoires suppose qu'il existe des composantes individuelles qui suivent une distribution aléatoire. Contrairement au modèle à effets fixes, une estimation par les MCO n'est pas efficiente si les constantes individuelles sont corrélées avec la variable indépendante. Il est alors nécessaire de faire appel aux Moindres Carrés Généralisés (MCG). Un test d'Hausman construit

sur les deux estimateurs en effets fixes et en effets aléatoires permet de choisir entre eux.

Tableau 1
Fonction Cobb-Douglas à trois facteurs
(Ensemble des régions françaises, 1982-1993)

	Modèle non contraint			Modèle contraint ($\alpha + \beta = 1$)		
	MCO	Effets fixes	Effets Aléatoires	MCO	Effets Fixes	Effets Aléatoires
Nombre d'observations	264	264	264	264	264	264
Constante	1,401 ** (7,78)		0,657 * (2,406)	1,816 ** (13,31)		-0,795 ** (-4,08)
Capital privé	0,322 ** (15,59)	0,207 ** (6,44)	0,251 ** (8,83)	0,320 ** (15,19)	0,207 ** (6,43)	0,338 ** (13,04)
Emploi	0,592 ** (18,04)	0,918 ** (10,35)	0,565 ** (19,70)	0,680	0,793	0,662
Capital public	0,158 ** (5,96)	0,317 ** (15,021)	0,294 (15,24)	0,070 ** (9,78)	0,321 ** (15,27)	0,212 ** (13,52)
R ²	0,992	0,999	0,990	0,645	0,960	0,960
Test d'Hausman (valeur du χ^2 calculé)	-	23,731	-	-	72,638	-

Test de Student entre parenthèses.

** : valeur significative à 1 % ; * : valeur significative à 5 %.

Concernant les résultats du modèle sans contrainte, on peut tout d'abord constater que les coefficients de l'estimation du modèle de base à l'aide des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) sont assez conformes à ceux classiquement obtenus : l'élasticité de la production au capital privé est de l'ordre de 0,3, celle à l'emploi est légèrement inférieure à 0,6 et l'élasticité de la production au capital public de 0,16. Les rendements d'échelle apparaissent donc décroissants en facteurs privés et légèrement croissants sur les trois facteurs, la somme des élasticités étant égale à 1,072.

Lorsque le modèle est spécifié en effets fixes, l'élasticité de l'emploi est alors renforcée et celle du capital public devient très importante et même supérieure à celle du capital privé, phénomène surprenant qui sera discuté plus loin. L'élasticité de l'emploi se rapproche de celle obtenue avec les MCO, quand on considère un modèle à effets aléatoires, et celle du capital public se situe à mi-chemin de celles obtenues avec les spécifications précédentes. Le test d'Hausman conduit néanmoins à préférer une spécification du terme d'erreur

selon un modèle à effets fixes plutôt qu'une spécification selon un modèle à effets aléatoires. Il y aurait donc des effets spécifiques à chaque région et, lorsque ces effets spécifiques sont pris en considération, la quantité d'emploi et, dans une moindre mesure, le stock de capital public déterminent le niveau de la production régionale. Les rendements d'échelle sur l'ensemble des facteurs sont alors largement croissants, la somme des élasticités étant égale à 1,44.

L'introduction d'une contrainte de constance des rendements sur les facteurs privés ne modifie pas l'élasticité du capital privé lorsqu'elle est obtenue par estimation du modèle de base en MCO. En revanche, l'élasticité de l'emploi est, dans ce cas, plus importante que précédemment (approchant 0,7). La part du capital public dans la production régionale chute, même si elle reste significativement positive. La variance expliquée par le modèle contraint en MCO est beaucoup moins importante que celle expliquée par le modèle non contraint. Le modèle non contraint semble donc être ici la meilleure spécification, ce que confirme le test de Fischer effectué pour comparer les deux spécifications¹.

Les coefficients estimés en effets fixes sont très stables lorsque l'on passe d'un modèle non contraint à un modèle contraint, à l'exception de l'élasticité de l'emploi dont la valeur se rapproche de valeurs plus classiques mais reste néanmoins proche de 0,8. Le test d'Hausman conduit à privilégier les effets fixes aux effets aléatoires et celui de Fisher à privilégier le modèle contraint au modèle non contraint². Il est important de noter que, dans le type de spécification que les tests nous amènent à retenir, le capital public possède un impact très important et hautement significatif sur la production.

Finalement, la nature des données utilisées et les résultats des tests d'Hausman et de Fisher nous amène à retenir les résultats obtenus par le modèle à effets fixes et contrainte sur les rendements d'échelle des facteurs privés. Dans ce cas, l'élasticité de l'emploi est de l'ordre de 0,8 ; celle du capital privé de 0,2 ; et, celle du capital public de 0,3. Les rendements d'échelle sur l'ensemble des facteurs, privés et publics, sont alors fortement croissants.

¹ La probabilité de retenir le modèle non contraint alors que le modèle contraint est mieux spécifié, est inférieure à 1 %. En effet, le $F(1,261)$ calculé est de 11,9 alors que sa valeur critique est de 6,63 au seuil de 1 %.

² Le $F(1,239)$ calculé est de 2,3 pour une valeur critique de 2,71 au seuil de 10 %.

On peut être surpris par la valeur des élasticités que les tests nous amènent à privilégier. Ainsi, celle de l'emploi apparaît supérieure à ce que l'on trouve classiquement dans la littérature. Un tel résultat peut s'expliquer en partie par le mode de calcul des Valeurs Ajoutées régionales retenu par l'INSEE. En effet, la répartition régionale de la Valeur Ajoutée entre les différents établissements d'une même entreprise est effectuée "*au prorata des masses salariales qui y sont versées*" (Dejonghe et Vincenau, 1996, p. 22). Une telle façon de procéder a probablement tendance à surestimer le lien entre valeur ajoutée et emploi au niveau régional. Dans la mesure où on a retenu le modèle contraignant $\alpha + \beta = 1$, le mode de calcul des PIB régionaux peut également expliquer la faiblesse relative de l'élasticité du capital privé.

Cette dernière remarque permet d'atténuer les questions que pose le fait que la part du capital public est, dans notre estimation, plus élevée que celle du capital privé. Nos résultats sont néanmoins proches de ceux obtenus par Aschauer (1989) ou Munnell (1990) (qui, eux, n'utilisent pas la méthodologie des données de panel), résultats fortement critiqués par Gramlich (1994) ou Tatom (1993). En effet, si l'élasticité du capital public est supérieure à celle du capital privé, les agents ne devraient avoir aucune réticence au financement du capital public par le biais de l'impôt. Ce raisonnement n'est cependant valable que si les individus sont capables de mesurer les bénéfices qu'ils tirent des investissements en capital public. Or, si le stock de capital public a un effet sur la production, cet effet passe par une externalité, qui, par définition, n'est pas prise en considération par les agents. Ainsi, il ne s'agit pas d'un effet direct. Dans le cadre de la France, où l'intervention publique est importante, une forte élasticité de la production par rapport au capital public n'est pas incohérente.

Au-delà de ces différentes remarques, il n'en demeure pas moins que la valeur obtenue ici pour l'élasticité du capital public est importante (0,3), s'approchant des valeurs "*stratosphériques*" que Gramlich (1994) reproche à Ashauer (1989) et à Munnell (1990). Des investigations complémentaires, notamment sur des séries plus longues, seraient nécessaires pour confirmer la valeur de ce coefficient. On retiendra cependant que, dans le cas de la France, le capital public semble avoir un effet positif sur les niveaux de production des régions, sans que l'on puisse en connaître précisément l'importance.

3. Sens de causalité de la relation infrastructures publiques - croissance régionale

Dans l'analyse précédente, on a supposé que les facteurs de production, tant publics que privés, avaient un effet sur la valeur ajoutée, que ces variables expliquaient la production régionale. Une des critiques fondamentales adressées aux études concernant le rôle du capital public dans le développement régional concerne le sens de causalité de la relation. En effet, si une région est riche et productive, elle est en mesure de financer un stock de capital public important. C'est alors la richesse de la région qui détermine le stock de capital public et non l'inverse (Herrera, 1996). Les estimations de fonctions de production telles qu'elles ont été réalisées dans la section précédente ne peuvent, à elles seules, déterminer le sens de causalité de la relation entre valeur ajoutée régionale et capital public.

Suivant en cela Duffy-Deno et Eberts (1991), nous nous sommes alors attachés à déterminer le sens de causalité de la relation entre capital public et production en construisant un modèle à équations simultanées, c'est-à-dire un système dans lequel les variables expliquées sont interdépendantes. Pour cela, le taux d'imposition locale de chaque région est introduit pour expliquer la capacité de la région à investir en capital public. Le système d'équations simultanées estimé prend la forme :

$$\begin{cases} \log(Va_{rt}) = a_1 + a_2 \log(L_{rt}) + a_3 \log(K_{rt}) + a_4 \log(Kpu_{rt}) & (3) \\ \log(Kpu_{rt}) = b_1 + b_2 \log(Va_{rt}) + b_3 tximp_{rt} & (4) \end{cases}$$

où $\log(Va_{rt})$ est le logarithme de la valeur ajoutée de chaque région r à la période t ,

$\log(L_{rt})$ est le logarithme de l'emploi de chaque région r à la période t ,

$\log(K_{rt})$ est le logarithme du capital privé de chaque région r à la période t ,

$\log(Kpu_{rt})$ est le logarithme du capital public de chaque région r à la période t ,

$tximp_{rt}$ est le taux d'imposition locale moyen de chaque région r à la période t .

Ce modèle revient donc à estimer une fonction de production régionale de forme Cobb-Douglas à trois facteurs, dans laquelle le stock de capital public est expliqué par le niveau de richesse de la région et du taux d'imposition moyen

appliqué localement, afin de tenir compte du rôle de la fiscalité locale dans les investissements publics effectués dans une région donnée. Un tel modèle peut être estimé en ayant recours aux méthodes des variables instrumentales comme celle des triples moindres carrés (Maddala, 1992 ; Greene, 1997).

Préalablement aux estimations, nous avons réalisé un test d'exogénéité des variables endogènes. Celui-ci vise à tester l'existence ou l'absence d'une double causalité entre les variables endogènes du modèle. Le test mis en œuvre est un test d'exogénéité par régression augmentée basé sur le test de spécification d'Hausman (Gouriéroux et Monfort, 1989 ; Greene, 1997). Pour ce faire, on effectue l'estimation de la forme structurelle du modèle, en introduisant simultanément les valeurs obtenues par estimation de la forme réduite et les valeurs observées des variables testées. Si les coefficients des variables calculées sont significativement différents de zéro, on rejette alors l'hypothèse d'une exogénéité de ces variables.

Tableau 2
Test d'exogénéité de la valeur ajoutée et du capital public

	Modèle de base		Modèle à effets fixes	
	Valeur ajoutée	Capital public	Valeur ajoutée	Capital public
Test de Fischer (F)	10,14	3,264	0,015	2,143
Degrés de liberté	(1,259)	(1,260)	(1,259)	(1,260)

Dans notre cas, et lorsque les variables ne sont pas transformées en vue de tenir compte de la nature des données, les résultats de tels tests (tableau 2) conduisent à conclure à l'endogénéité de la valeur ajoutée (au seuil de 1 %) et à celle du capital public (au seuil de 10 %) ¹. Il est donc nécessaire de faire appel aux triples moindres carrés pour estimer ce système. Lorsque l'on transforme les variables pour obtenir un modèle à effets fixes, on montre qu'il y a absence d'endogénéité des variables expliquées. Il n'est donc pas nécessaire d'estimer le modèle en triples moindres carrés.

On a donc réalisé trois estimations dont les résultats sont présentés dans le tableau 3 : la première est réalisée en MCO sur variables non transformées ; la seconde estime le même modèle à l'aide des triples moindres carrés ; et, la

¹ Les valeurs critiques de F(1,259) et F(1,260) sont 6,63 au seuil de 1 %, 3,84 à 5 % et 2,71 à 10 %.

troisième s'appuie sur le modèle à effets fixes, estimé uniquement en MCO (l'estimation en triples moindres carrés étant ici inutile).

Tableau 3
Estimations du système d'équations simultanées
(Ensemble des régions françaises, 1982-1993)

	Modèle de base estimé en		Modèle à effets fixes	
	MCO	triples moindres carrés	estimé en MCO	
<i>Fonction de production à trois facteurs</i>				
Constante	1,40 ** (7,79)	2,06 ** (7,76)	0,92 ** (10,82)	
Travail	0,59 ** (18,04)	0,71 ** (15,52)	0,21 ** (6,73)	
Capital privé	0,32 ** (15,59)	0,31 ** (14,92)	0,32 ** (15,70)	
Capital public	0,16 ** (5,96)	0,04 (0,93)		
R ²	0,99	0,99	0,89	
Racine de l'erreur quadratique moyenne ¹	0,08	0,08	0,03	
<i>Équation du capital public</i>				
Constante	1,17 ** (5,47)	1,13 ** (5,28)	1,29 ** (18,35)	
Valeur ajoutée	0,86 ** (83,88)	0,86 ** (83,64)	0,03 ** (8,03)	
Taux d'imposition	0,04 ** (13,36)	0,04 ** (13,40)		
R ²	0,96	0,96	0,84	
Racine de l'erreur quadratique moyenne ¹	0,14	0,14	0,06	

Test de Student entre parenthèses

** : valeur significative à 1 % ; * : valeur significative à 5 %.

Les résultats de l'équation du capital public mettent en évidence que, quelle que soit la spécification du modèle et la méthode d'estimation, le stock de capital public régional est expliqué, en grande partie, par la valeur ajoutée régionale et le taux d'imposition, les R² étant relativement importants. On vérifie ici qu'il y a un lien de causalité entre niveau de capital public et valeur ajoutée régionale.

Les résultats concernant la fonction de production sont bien sûr identiques, lorsque les estimations sont effectuées en MCO, et, comme on l'a vu plus haut, le capital public a un effet positif sur la production régionale. En revanche, les estimations en triples moindres carrés effectuées sur variables non transformées modifient profondément les coefficients de la fonction de production :

l'élasticité du capital public n'est plus significativement différente de zéro et celle de l'emploi s'élève à 0,7. Le paramètre associé au capital privé est significatif et reste stable (0,3).

Ainsi, le rôle positif du capital public dans la croissance régionale semble disparaître lorsque l'on tient compte de l'effet de la richesse régionale sur le niveau de capital public. Néanmoins, un tel résultat est obtenu avec une spécification du modèle qui ne contrôle pas les effets spécifiques à chaque région. Compte tenu de la nature des données mobilisées, ceci constitue une limite importante. Quand on tient compte de cette limite, le recours à des méthodes de type triples moindres carrés, visant à corriger les biais de simultanéité, ne semble plus nécessaire et le résultat obtenu antérieurement d'un effet positif du capital public est maintenu.

4. Complémentarité et élasticités régionales des facteurs : la fonction translog

La forme fonctionnelle choisie dans les estimations précédentes, si elle correspond au modèle théorique de croissance, comporte un certain nombre de limites quant à sa flexibilité. Les facteurs y sont, en particulier, considérés comme substituables et l'élasticité de la production à chaque facteur est considérée comme identique pour toutes les régions et sur toute la période. La fonction de production de forme trans-logarithmique est, de ce point de vue, beaucoup plus souple que la fonction de type Cobb-Douglas. Elle lève en outre les hypothèses de substituabilité des facteurs et d'homogénéité de la production, par rapport à ces facteurs.

Une fonction de production trans-logarithmique prend la forme générale suivante (Christensen *et al.*, 1973) :

$$\log Y = a_0 + \sum_i a_i \log X_i + \sum_i \sum_{j \geq i} b_{ij} (\log X_i \log X_j) \quad (5)$$

L'élasticité de la production par rapport à chaque facteur correspond alors à :

¹ La racine de l'erreur quadratique moyenne donne, par comparaison à la moyenne de la variable expliquée, une indication de la qualité de l'estimation : plus elle est faible, plus l'estimation est de

$$\frac{d \log Y}{d \log X_i} = a_i + \sum_{j > i} b_{ij} (\log X_j) + 2b_{ij} (\log X_i) \quad (6)$$

Les élasticités ne sont donc plus fixées et identiques pour l'ensemble des régions et des périodes. L'élasticité d'un facteur va être non seulement fonction de la quantité disponible de ce facteur mais aussi des quantités des autres facteurs dont disposent chaque région, à chaque période.

La fonction translog à trois facteurs prend, dans notre cadre d'analyse, la forme suivante :

$$\begin{aligned} \log Y = & a_0 + a_1 \log L + a_2 \log K + a_3 \log Kpu + \\ & b_{11} (\log L^2) + b_{22} (\log K^2) + b_{33} (\log Kpu^2) + \\ & b_{12} (\log L \log K) + b_{13} (\log L \log Kpu) + b_{23} (\log K \log Kpu) \end{aligned} \quad (7)$$

Ce modèle a été estimé sans contrainte, pour l'ensemble des régions françaises, sur la période 1982-93. Les résultats sont présentés dans le tableau 4.

Le test d'Hausman permet de retenir une spécification en effets fixes. Il y aurait donc, comme dans le cas de la fonction Cobb-Douglas, des effets régionaux marqués. Dans le cas de l'estimateur en effets fixes, les termes des variables croisées sont toujours positifs et significatifs, les trois facteurs de production considérés seraient donc substituables entre eux ¹.

En ce sens, la fonction Cobb-Douglas ne serait donc pas totalement inappropriée à notre étude, même si, lorsque les estimations sont menées en MCO, le capital privé apparaît complémentaire tant au capital public qu'à l'emploi.

bonne qualité.

¹ Le paramètre b_{ij} avec $i \neq j$ donne une indication de la substitution entre les facteurs : si $b_{ij} > 0$, les facteurs i et j sont substituables ; si $b_{ij} < 0$, les facteurs i et j sont complémentaires.

Tableau 4
Fonction de production trans-log à trois facteurs
(Ensemble des régions françaises, 1982-1993)

	MCO		Effets Fixes		Effets Aléatoires	
Nombre d'observations	264		264		264	
Constante	-0,166	(-0,00)			8,296 **	(3,37)
K	4,507 **	(6,08)	2,294 **	(3,53)	0,690	(1,37)
L	-4,695 **	(-5,57)	-8,433 **	(-5,44)	-1,384 *	(-2,09)
K _{pu}	-0,705	(-0,71)	1,220 *	(2,27)	0,325	(0,69)
L ²	0,0055	(1,12)	0,031 *	(2,04)	0,033 **	(3,87)
K ²	0,112	(1,75)	-0,254 **	(-3,01)	0,014	(0,215)
K _{pu} ²	0,0244	(0,30)	-0,253 **	(-5,54)	-0,092 *	(-2,53)
K * K _{pu}	-0,359 **	(-3,75)	0,241 *	(2,35)	0,026	(0,30)
K _{pu} * L	0,449 **	(3,61)	0,269 *	(2,20)	0,206 *	(2,03)
K * L	-0,146	(-1,41)	0,226 *	(2,10)	-0,105	(-1,33)
R ²	0,995		0,999		0,991	
Test d'Hausman (valeur du χ^2 calculé)					57,296	

Test de Student entre parenthèses

** : valeur significative à 1 % ; * : valeur significative à 5 %.

Les élasticités de la production par rapport à chaque facteur ne sont pas observables directement, dans le cas des fonctions de production trans-log et nécessite un calcul complémentaire dont le principe a été rappelé ci-dessus (cf. équation 6). Nous avons calculé l'élasticité moyenne des facteurs, pour chaque région, dans le cas de l'estimateur des MCO et du modèle à effets fixes (tableau 5). Il faut néanmoins être prudent sur les interprétations des élasticités obtenues avec la forme trans-log. Ces dernières sont calculées à partir des moyennes régionales de la période. Elles sont donc très sensibles à la période d'observation et à l'unité de mesure des dotations factorielles¹.

¹ Fritsch (1995) trouve d'ailleurs des résultats très différents des nôtres sur la période 1978-1989 et avec des séries construites différemment.

Tableau 5
Élasticités régionales moyennes des trois facteurs de production (1982-1993)

Région	Élasticités en MCO			Élasticités en effets fixes		
	L	K	Kpu	L	K	Kpu
Île-de-France	1,18	-0,09	-0,25	2,41	-0,03	0,51
Champagne	0,52	0,50	-0,55	1,17	0,10	0,45
Picardie	0,58	0,45	-0,54	1,30	0,07	0,45
Haute Normandie	0,57	0,49	-0,64	1,40	-0,07	0,50
Centre	0,71	0,33	-0,45	1,48	0,11	0,43
Basse Normandie	0,54	0,47	-0,50	1,17	0,15	0,43
Bourgogne	0,62	0,40	-0,47	1,25	0,18	0,38
Nord-Pas-de-Calais	0,89	0,19	-0,46	1,78	0,05	0,37
Lorraine	0,72	0,35	-0,54	1,52	0,03	0,40
Alsace	0,57	0,47	-0,58	1,33	0,02	0,47
Franche-Comté	0,51	0,52	-0,59	1,09	0,12	0,38
Pays de Loire	0,87	0,18	-0,35	1,61	0,21	0,33
Bretagne	0,87	0,15	-0,29	1,51	0,32	0,27
Poitou	0,68	0,33	-0,41	1,21	0,31	0,28
Aquitaine	0,81	0,22	-0,35	1,52	0,23	0,35
Midi-Pyrénées	0,80	0,23	-0,35	1,46	0,26	0,31
Limousin	0,54	0,46	-0,45	0,81	0,44	0,17
Rhône-Alpes	1,00	0,08	-0,39	2,02	0,02	0,41
Auvergne	0,68	0,35	-0,44	1,17	0,31	0,24
Languedoc	0,80	0,23	-0,36	1,33	0,35	0,21
PACA	0,97	0,10	-0,36	1,81	0,15	0,31
Corse	0,19	0,77	-0,63	0,16	0,50	0,12
France	1,75	-0,59	-0,01	3,28	-0,01	0,40

La forme fonctionnelle trans-logarithmique met néanmoins en évidence des disparités régionales dans les élasticités de la production des différents facteurs. Les élasticités, calculées à partir des estimateurs MCO mais surtout en effets fixes, confirment un fort impact de l'emploi sur la production, dans l'ensemble des régions. L'élasticité de ce facteur peut varier, dans le cas des MCO, de 0,51 pour la Franche-Comté¹ à 1,2 pour l'Île-de-France soulignant la sur-productivité du travail dans cette région qui est, par ailleurs, la seule région à connaître une élasticité du capital privé légèrement négative². On constate

¹ En excluant la Corse où elle n'est que de 0,2.

² On retrouve ici des élasticités de l'emploi toujours très élevées ainsi que des élasticités du capital privé souvent faibles. Nous avons présenté plus haut certains arguments techniques visant à expliquer ce fait.

également une forte part de l'emploi et une faible part du capital privé dans l'explication de la production de certaines régions riches, comme les régions Rhône-Alpes et PACA. A l'inverse, l'élasticité du capital privé est relativement élevée en Champagne, Haute-Normandie et Basse-Normandie ainsi qu'en Alsace, Picardie et Limousin.

L'élasticité du capital public issue des estimations en MCO est, quant à elle, toujours négative, et ce contrairement aux résultats obtenus avec la même méthode sur une fonction de production Cobb-Douglas. En revanche, le modèle à effets fixes débouche sur des élasticités du capital public toujours positives et élevées, et ce quelle que soit la région considérée. Il existe néanmoins de fortes variations de cette élasticité entre les régions : il semble que plus les régions sont développées, plus le capital public a un impact important sur la production. La valeur de l'élasticité du capital public apparaît être une fonction croissante du niveau de richesse de la région : l'élasticité du capital public est de 0,51 en Île-de-France, alors que celle-ci n'est que de 0,17 dans la région Limousin¹. Notons enfin que l'élasticité du capital public est, en général, supérieure à celle du capital privé dans les régions les plus développées alors que le poids du capital privé l'emporte dans les régions les moins développées.

Si les estimations d'une forme trans-log permettent de confirmer le rôle positif joué par le capital public dans la croissance régionale (lorsque les caractéristiques spécifiques des régions sont contrôlées), ce rôle ne semble pas aller obligatoirement dans le sens d'une réduction des disparités interrégionales de production. La politique publique d'investissements en capital public semble plutôt favoriser le développement des régions déjà riches. Il est cependant important de noter qu'elle agit également de façon positive sur la croissance des régions moins aisées, même si son impact y est plus limité que dans les régions riches.

5. Conclusion

¹ Les élasticités régionales du capital public obtenues ici avec une forme fonctionnelle trans-log sont encore plus élevées que celle obtenue pour l'ensemble des régions avec la forme Cobb-Douglas. De telles valeurs deviennent difficilement interprétables et seules les différences peuvent alors faire l'objet d'analyse.

L'entrée retenue ici pour traiter de la question du rôle du capital public dans la croissance régionale est celle d'une fonction de production à trois facteurs, visant à mettre en évidence l'existence d'externalités de capital public à un niveau régional d'analyse. Mise en œuvre sur des séries régionales françaises portant sur la période 1982-1993, une telle démarche nécessitait de recourir à des méthodes d'estimation économétriques tenant compte de la double dimension (temporelle et spatiale) des données utilisées. Nous avons alors mobilisé les outils de l'économétrie des données de panel. Deux formes fonctionnelles ont été testées : la forme Cobb-Douglas, classiquement utilisée dans ce type d'approche ; la forme trans-logarithmique qui présente l'avantage d'une plus grande souplesse.

Nos résultats mettent tout d'abord en évidence le rôle non négligeable joué par le stock de capital public dans la croissance régionale, même si le recours à un système d'équations simultanées pour tenir compte d'un éventuel effet d'éviction peut, sous certaines réserves, en atténuer la portée. Comme le suggèrent les modèles de croissance endogène (Barro, 1990), le capital public serait donc bien à l'origine d'une externalité de production, dans l'ensemble des régions françaises et sur la période étudiée. On retrouve ici une conclusion proche de celle de Fritsch (1995), pour une période et des séries différentes, mais s'opposant aux résultats obtenus lorsque la même démarche est appliquée aux États américains : Holtz-Eakin (1994) ou Andrews et Swanson (1995) montrent que l'introduction d'effets fixes dans la relation entre croissance des États américains et capital public diminue ou annule l'impact de ce dernier. Cette divergence de résultats peut s'expliquer par des différences de structure du capital public entre les deux pays. Si le capital public américain est principalement constitué d'infrastructures routières, celui de la France semble être mieux réparti entre infrastructures éducatives et infrastructures de transport¹. Garcia-Mila et Mac Guire (1992) montrent d'ailleurs que l'éducation a un effet plus important sur la production des États américains que les

¹ Ainsi, aux États-Unis, les routes représentent, en 1991, près du tiers du capital public civil américain, alors que les structures éducatives en mobilisent moins de 15 % (Tatom, 1993 ; Gramlich, 1994). En France, la répartition par principaux "secteurs-programmes des investissements non militaires" de l'État, proposés par la Direction de la Comptabilité Publique, fait apparaître que, la même année, le secteur Enseignement-formation a bénéficié de 30 % des investissements de l'État contre 24 % pour les Transports et télécommunications (INSEE, 1995). Même si la comparaison terme à terme de ces données doit se faire avec prudence, les écarts sont tels qu'ils suggèrent l'importance que revêtent les réseaux de transport dans la politique d'investissements publics aux USA et leur moindre importance en France.

infrastructures de transport. Pour aller plus loin dans ce sens, il serait utile de procéder à la décomposition des stocks régionaux de capital public par fonction.

Même si leurs résultats sont à manier avec précaution, les estimations réalisées à l'aide d'une forme trans-log suggèrent un rôle modéré de ce capital public dans la réduction des disparités régionales. En effet, les régions développées, qui connaissent, en outre, un fort taux d'urbanisation, semblent bénéficier plus intensément des effets positifs des investissements publics. Les investissements en capital public apparaissent en mesure de favoriser la croissance de la nation, en renforçant le dynamisme des régions ayant atteint un niveau de développement élevé. Ils ne semblent cependant pas pouvoir aller à l'encontre des forces de concentration des activités et de la croissance régionale et peuvent même les consolider. Ainsi, nos résultats amènent à s'interroger sur l'impact de politiques d'aménagement du territoire qui chercheraient à rééquilibrer les dynamiques régionales par le biais d'investissements en capital public productif.

On a noté à plusieurs reprises le niveau surprenant des élasticités obtenues à partir des séries que nous avons mobilisées et des méthodes que nous avons mises en œuvre : élasticité importante pour l'emploi, faible pour le capital privé et très élevée pour le capital public. Des investigations complémentaires sont ici nécessaires pour consolider ces résultats. Certaines améliorations peuvent être obtenues en augmentant la longueur des séries utilisées. D'autres peuvent porter sur le mode de construction des séries, notamment en ce qui concerne celle, construite par l'INSEE, des Valeurs Ajoutées régionales. En outre, la décomposition du capital public selon la fonction du capital (infrastructures de transport, éducatives, etc.) ou selon le financeur (État ou collectivités territoriales) pourrait aider à mieux discuter les niveaux d'élasticité du capital public obtenus.

Enfin, la présence d'effets fixes, dans l'ensemble de nos estimations, souligne l'importance des caractéristiques des régions dans la relation qui lie la production au capital public. Ainsi, lorsque ces caractéristiques sont contrôlées, le poids du capital public dans l'explication de la valeur ajoutée régionale est renforcé. On peut ici faire l'hypothèse que de nombreux éléments explicatifs du niveau de la production régionale restent absents de la relation testée. Il y aurait alors lieu de s'interroger sur ces éléments, et notamment sur le rôle de la mobilité interrégionale des facteurs et des économies d'agglomération.

BIBLIOGRAPHIE

- Andrews K., Swanson J.** (1995) - Does public infrastructure affect regional performance?, *Growth and Change*, 26 (Spring), 204-216.
- Aschauer D.A.** (1989) - Is public expenditure productive ?, *Journal of Monetary Economics*, 23 (2), 177-200.
- Barro R.J., Sala-I-Martin X.** (1995) - *Economic growth*, Advanced Series in Economics, Mc Graw-Hill, New-York, London and Montreal.
- Barro R.J.** (1990) - Government spending in a simple model of endogeneous growth, *Journal of Political Economy*, 98 (5) Part 2, S103-S126.
- Bonafous A.** (1993) - Circuler en 2000-2010, in Bonafous A., Plassard F. et Vulin B., *Circuler Demain*, Datar, Editions de l'Aube, Paris, 9-27.
- Charlot S.** (1999) – *Economie géographique et croissance régionale : le rôle des infrastructures publiques*, Thèse de doctorat, Université de Bourgogne, Dijon.
- Christensen L.R., Jorgenson D.W., Lau L.J.** (1973) - Transcendental logarithmic production frontiers, *Review of Economics and Statistics*, 55 (1), 28-45.
- Dejonghe V., Vincenau M.** (1996) – Les Produits Intérieurs Bruts régionaux. Sources et méthodes. *INSEE Méthodes*, n° 55.
- Dormont B.** (1989) - *Introduction à l'économétrie des données de panel ; théorie et applications à des échantillons d'entreprises*, Monographie d'économétrie, CNRS, Paris.
- Duffy-Deno K.T., Eberts R.W.** (1991) - Public infrastructure and regional economic development : a simultaneous equations approach, *Journal of Urban Economics*, 30 (3), 329-343.
- Eberts R.W.** (1990) - Public infrastructure and regional economic development, *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Cleveland, quarter1, 15-27.
- Evans P., Karras G.** (1994) - Are government activities productive ? Evidence from a panel of U.S. states, *Review of Economics and Statistics*, 76 (1), 1-11.
- Ford R., Poret P.** (1991) - Infrastructure and private-sector productivity, *OECD department of economics and statistics working papers*, 91 (3).

- Fritsch B.** (1995) - *La contribution des infrastructures aux développement économique des régions françaises*, Thèse de doctorat, Université de Paris XII - Val de Marne.
- Fritsch B.** (1997) - *La contribution du réseau routier national au développement économique départemental en France*, Document de travail de l'OEIL, n°97-14, Institut d'Urbanisme, Université de Paris XII - Val de Marne.
- Garcia-Mila T., Mac Guire T.J.** (1992) - The contribution of publicly provided inputs to States economies, *Regional Science and Urban Economics*, vol 22, 229-241.
- Gasser B., Navarre F.** (1991) - *Recherches sur l'impact des investissements en infrastructures de transport sur la croissance ; études et modélisations régionales*, OEST Paris.
- Gouriéroux C., Monfort A.** (1989) - *Statistique et modèles économétriques*. Vol. 2 : Tests, régions de confiance, choix de modèles, Théorie asymptotique, rappels de probabilités et d'algèbre linéaire, Economica, Paris.
- Gramlich E.M.** (1994) - Infrastructure investment : a review essay, *Journal of Economic Literature*, 32 (Sept), 1176-1196.
- Greene W.H.** (1997) - *Econometric analysis*, 3th edition, Prentice-Hall Inc., Upper Saddle River, USA.
- Herrera R.** (1996) - *Dépenses publiques et croissance de long terme, approches théoriques et empiriques appliquées à l'économie du développement*, Thèse de Doctorat, Université de Paris I Panthéon-Sorbonne, Paris.
- Holtz-Eakin D.** (1994) - Public-sector capital and the productivity puzzle, *Review of Economics and Statistics*, 76 (1), 12-21.
- Hulten C., Schwab R.** (1991) - Public capital formation and the growth of regional manufacturing industries, *National Tax Journal*, 44 (4), 121-134.
- INSEE** (1994) – 25 ans de comptes de patrimoine (1969-1993), *INSEE Résultats*, n°348.
- INSEE** (1995) - Statistiques et indicateurs de régions françaises (SIRF), *INSEE Résultats*, n° 105-106.
- Maddala G.S.** (1992) - *Introduction to econometrics*, 2d edition, MacMillan Publishing Compagny, New-York.

Moomaw R.L., Mullen J.K., Williams M. (1995) - The interregional impact of infrastructure capital, *Southern Economic Journal*, 61 (3), 830-845.

Munnell A.H. (1990) - How does public infrastructure affect regional economic performance?, *New England Economic Review*, Sept-Oct, 11-32.

Tatom J.A. (1991) - Public capital and private sector performance, *Federal Reserve Bank of Saint-Louis Review*, 73 (3), 3-15.

Tatom J.A. (1993) - Is an infrastructure crisis lowering the nation's productivity ?, *Federal Reserve Bank of Saint-Louis Review*, 75 (6), 3-21.