

# **La Contribution du Capital Public à la Productivité des Facteurs Privés : une Estimation sur Panel Sectoriel pour Dix Pays de l'OCDE.**

Christophe Hurlin \*

Mai 1999

## **Introduction**

Les économistes ont proposé diverses explications au ralentissement de la croissance observé aux Etats Unis et dans la plupart des grands pays industrialisés depuis le début des années soixante-dix. Cependant c'est sans doute celle qui impute ce déclin à la diminution des efforts publics d'investissements, notamment en matière d'infrastructures, qui a suscité la plus abondante littérature ces dernières années, certains auteurs comme (Gramlich, 1994) n'hésitant pas à parler à ce propos de véritable *bulle spéculative*.

L'intuition économique est très simple et consiste à penser que certains aménagements publics d'infrastructures génèrent des externalités qui améliorent la productivité des facteurs privés, les exemples les plus fréquemment cités étant ceux des réseaux routiers et autoroutiers, des réseaux de d'approvisionnement et de traitement des eaux etc..

De ce fait, l'analyse des liens entre la croissance et le capital public a connu un vif regain d'intérêt notamment avec les travaux théoriques de (Barro, 1990) qui montrent que les dépenses publiques productives assimilées au capital public d'infrastructure peuvent jouer un rôle moteur dans un processus de croissance auto-entretenu.

Mais si l'intégration au niveau théorique des effets productifs de l'investissement public pose aujourd'hui peu de problèmes, il n'en va pas de même quant à la validation empirique de tels effets.

---

\* MAD, Université de Paris I et stagiaire Magistère au Cepremap. Je remercie M. P.Y Hénin, F. Collard, les participants du colloque T2M de Louvain-La-Neuve (mai 1997), ainsi que deux rapporteurs anonymes de cette revue . Je demeure naturellement seul responsable des erreurs ou omissions qui pourraient subsister.

Les travaux d'(Aschauer, 1989) concluent à une forte contribution du capital public à la production et à la croissance. Les estimations de cet auteur menées sur séries chronologiques américaines conduisent à retenir une élasticité de la production privée par rapport au capital public de l'ordre de 39%, supérieure à celle du capital privé. Dès lors, le ralentissement de la productivité observé aux Etats Unis proviendrait principalement de la diminution des efforts publics d'investissement.

Ces résultats, en raison de leur portée et contrairement à ceux d'études antérieures comme celle de (Ratner, 1983), ont paru excessifs et ont de ce fait suscité diverses critiques principalement d'ordre méthodologique. (Tatom, 1991) ou (Sturm et de Haan, 1995) mettent ainsi en évidence le fait que la stationarisation des séries par différenciation conduit au rejet de l'hypothèse d'Aschauer sur données américaines, bien que les travaux comparatifs de (Ford et Poret, 1993) permettent de nuancer ce résultat. D'autres études ont en outre insisté sur l'existence d'un biais de simultanéité lié à l'endogénéité des stocks de capital privé et public, sur l'indétermination du sens de la relation de causalité entre les différents agrégats ainsi que sur le manque de flexibilité de la forme fonctionnelle retenue.

Parallèlement, une série de travaux menés sur données de panels internationaux ou inter-régionaux, se sont attachés à estimer une fonction de production élargie au capital public. On peut citer ici les travaux d'(Eberts, 1986), (Evans et Karras, 1993 et 1994), (Garcia-Milà et McGuire, 1992), (Garcia-Milà, McGuire et Porter, 1996), (Munnell, 1990), (Holtz-Eakin, 1994)...

En effet, le recours à des panels régionaux ou internationaux, permet de répondre à certains des problèmes soulevés par l'approche d'Aschauer. Par ailleurs, les estimations de l'élasticité du capital public sont alors généralement plus raisonnables et permettent d'obtenir des taux de rendement des investissements publics variant entre zéro et le taux de rendement implicite du capital privé.

L'utilisation de données de panel permet notamment d'introduire des effets spécifiques fixes ou aléatoires propres aux pays ou aux régions suivant les cas, et par là même de ne pas imputer de manière fallacieuse les différences de productivité inobservables aux variations du stock de capital public. (Garcia-Milà, McGuire et Porter, 1996), tout comme (Evans et Karras, 1994) et (Holtz-Eakin, 1994), soulignent le fait que ces effets spécifiques sont déterminants dans l'estimation de l'élasticité de la production par rapport au capital public.

Ainsi, à partir de données régionales américaines Evans et Karras ou Holtz-Eakin montrent que l'introduction d'effets individuels dans une spécification en niveau de la fonction de production conduit à des estimations négatives ou non significatives de cette élasticité. Les principales conclusions de ces études indiquent clairement que les

estimations du rendement du capital public sont extrêmement sensibles à la spécification du modèle économétrique.

A ce niveau, se pose en particulier le problème de la spécification de ces effets individuels (fixes ou aléatoires). En effet, ce choix influence les résultats et il peut exister deux principales sources de corrélations génératrices de biais dans les estimations. La première apparaît lorsque les niveaux des stocks de capital privé et de capital public sont déterminés conditionnellement aux valeurs des effets spécifiques individuels. Dans ce cas l'estimateur à effets aléatoires est inefficace et seul l'estimateur à effets fixes est convergent mais ce dernier présente l'inconvénient de n'exploiter que la dimension temporelle des données. L'autre source de corrélation provient quant à elle de la détermination simultanée des quantités observées de capital, de travail et de produit. En présence d'un tel biais de simultanéité, l'estimateur à effets fixes est alors biaisé et inefficace. Dès lors, il apparaît nécessaire d'introduire des effets spécifiques, tout en arbitrant entre les différentes spécifications et en corrigeant au mieux ces deux sources potentielles de corrélation.

La présente étude étend les travaux précédents en retenant le cadre d'un panel sectoriel international pour estimer la contribution du capital public à la productivité. Dans une première section, nous rappellerons les problèmes de définition et de mesure du capital public et du capital d'infrastructure, ainsi que les évolutions historiques de ces grandeurs. Dans une seconde section, nous mènerons nos estimations à partir d'un panel sectoriel composé de dix pays de l'OCDE sur la période 1970-1990.

L'avantage des données sectorielles, utilisées la plupart du temps dans le cadre d'une approche duale, réside d'une part dans le fait que l'on peut supposer que le biais de simultanéité est négligeable puisque la productivité d'un secteur ne peut à elle seule déterminer le stock de capital public national, et d'autre part dans la possibilité de comparer les effets productifs de l'investissement public entre les différents secteurs de l'économie. En outre, il est alors possible d'obtenir et de comparer des taux de rendements implicites moyens et agrégés.

Après avoir testé la présence de racines unitaires dans les données de notre panel, nous retiendrons une spécification en différences premières comparable à celle utilisée dans les études menées sur séries chronologiques. Nous testerons alors la présence et la spécification d'éventuels effets individuels. Les résultats de nos estimations sont présentés pour différentes hypothèses sur la nature des rendements d'échelle.

## **1. Capital public et processus de production**

L'article de (Barro, 1990) a ouvert la voie à une série de contributions théoriques visant à établir l'effet des infrastructures publiques sur la productivité et la croissance de long terme dans une perspective de croissance endogène. Mais s'il existe aujourd'hui un relatif

consensus parmi les économistes quant à la pertinence de l'introduction du stock de capital public dans le processus de production, il n'en va pas de même quant à la validation empirique de ces effets.

Dans ce domaine, le premier problème réside dans la définition précise de la notion de capital public et de capital d'infrastructure. Mais nous verrons que d'après nos données quel que soit le critère retenu, le ralentissement des efforts publics d'investissement depuis la fin des années soixante-dix apparaît comme un fait stylisé que l'on retrouve dans tous les pays de notre échantillon. Le problème consiste alors à évaluer les effets productifs du stock de capital public afin de savoir si le recul des années quatre-vingt doit être poursuivi ou compensé.

### 1.1. Capital public et croissance de long terme : l'approche théorique

Concernant l'analyse théorique des liens entre capital public et croissance, le modèle de (Barro, 1990) constitue aujourd'hui un cadre de référence. La spécificité de ce modèle consiste à faire apparaître les dépenses publiques d'investissement dans le processus de production, et par conséquent à mettre en évidence un lien explicite entre la politique gouvernementale et la croissance économique de long terme dans un cadre de croissance endogène. L'auteur considère une économie fermée composée d'agents à durée de vie infinie, dont les préférences intertemporelles sont représentées par la fonction  $U$  définie par :

$$U = \int_{t=0}^{\infty} u(c_t) e^{-\rho t} dt$$

où  $\rho$  désigne un facteur d'escompte psychologique et où l'utilité instantanée, notée  $u(c_t)$ , est de la forme *C.R.R.A* (*Constant Relative Risk Aversion*).

$$u(c_t) = \frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \quad \sigma > 0$$

On suppose que la population active est constante. La production de la firme  $i$  est représentée par une fonction de type Cobb Douglas définie par :

$$Y_i = A L_i^{1-e_k} K_i^{e_k} G^{e_g}$$

Les termes  $L_i$  et  $K_i$  désignent respectivement le niveau de l'emploi et le stock de capital privé de la firme  $i$  à la date  $t$ . Les paramètres  $e_k$  et  $e_g$  correspondent respectivement aux élasticités de la production par rapport au stock de capital privé et aux investissements publics. On suppose ici que les dépenses gouvernementales agrégées, notée  $G$ , correspondent à la définition de (Samuelson, 1954) et satisfont les hypothèses de non rivalité et de non exclusion. Lorsque l'on suppose que les rendements sont constants par rapport aux facteurs  $K$  et  $G$  ( $e_g = 1 - e_k$ ), on aboutit à une situation de croissance

endogène. Soit  $Y$  la production de la firme représentative. Les dépenses publiques sont financées par un impôt proportionnel sur la production à taux constant :

$$G = \tau Y$$

Si l'on note  $\delta$  le taux de dépréciation du capital privé et  $L$  la population active totale, le taux de croissance équilibrée de l'économie, noté  $\gamma$ , est défini par :

$$\gamma = \frac{1}{\sigma} \left[ A(1-\tau) e_k \frac{G_t}{K_t} - \delta - \rho \right]$$

En utilisant la contrainte budgétaire du gouvernement, ce taux de croissance peut se réécrire sous la forme :

$$\gamma = \frac{1}{\sigma} \left[ A^{\frac{1}{e_k}} e_k (1-\tau) \tau^{\frac{1-e_k}{e_k}} L^{\frac{1-e_k}{e_k}} - \delta - \rho \right]$$

Cette relation nous permet d'observer les deux effets opposés du taux d'imposition sur le taux de croissance de long terme. L'augmentation des dépenses publiques conduit d'une part à une augmentation de la productivité des facteurs et favorise ainsi l'accumulation du capital privé, mais d'autre part elle induit une hausse des ponctions sur les ressources des agents et donc une éviction des investissements privés. La croissance de long terme sera ainsi le résultat de l'interaction de ces deux forces opposées.

En particulier, pour un niveau sous optimal de dépense publique, on peut montrer que toute dépense additionnelle engendre une amélioration de la croissance de long terme, en effet :

$$\frac{\delta \gamma}{\delta \tau} = \frac{1}{\sigma} e_k A^{\frac{1}{e_k}} \tau^{\frac{1-e_k}{e_k}} \left[ \frac{(1-e_k) - \tau}{e_k \tau} \right] > 0 \quad \text{ssi} \quad \tau < 1 - e_k$$

L'effet net de l'intervention publique dépend de la différence entre le taux marginal de prélèvement public  $\tau$  et l'élasticité du produit par rapport aux dépenses publiques  $1 - e_k$ . Dès lors si le gouvernement adopte la maximisation de la croissance pour objectif de sa politique fiscale, il choisira un taux d'imposition égal à l'élasticité des dépenses publiques, ou au taux d'investissement public.

$$\tau^* = 1 - \alpha = \frac{g^*}{y^*}$$

L'hypothèse d'une influence des dépenses publiques d'infrastructure sur le taux de croissance du sentier stationnaire de l'économie, peut paraître extrêmement fragile dans la mesure où elle requiert une configuration très particulière des paramètres et notamment des rendements d'échelle par rapport aux stocks de capital privé et public.

Cependant, (Hénin et Hurlin, 1997) montrent que la règle d'investissement décrite par l'équation (7) demeure valable dans une configuration de croissance exogène lorsque l'on

substitue un critère normatif au critère de maximisation de la croissance. En effet, dans une perspective similaire à la règle d'or, le taux d'imposition qui maximise la consommation par tête en régime permanent doit dans ce cas être égal à l'élasticité de la production par rapport aux dépenses publiques et au taux d'investissement public.

Ainsi suivant l'origine de la croissance, la maximisation du facteur de croissance de long terme ou du niveau de la consommation par tête en régime permanent, conduit dans ces modèles à l'égalisation du taux d'investissement public et de l'élasticité de la production par rapport à ces dépenses.

Mais une des principales limites du modèle de (Barro, 1990) réside dans le fait qu'il n'intègre pas de dimension de stock de capital public. Or, il est raisonnable de penser que les effets productifs des infrastructures publiques sont sans doute plus liés à l'ensemble des équipements mis en place qu'au seul flux contemporain de dépenses d'investissements.

Dans un contexte de croissance endogène, (Futagami, Morita et Shibata, 1993) ou (Glomm et Ravikumar, 1994) montrent que lorsque l'on intègre explicitement une dimension de stock, le résultat (7) reste valable lorsque l'on envisage la maximisation du facteur de croissance de long terme. Cependant en raison de la présence d'une dynamique de transition ou tout simplement d'un décalage temporel entre les phases d'accumulation et de production, la maximisation de l'utilité conduit à retenir un taux d'investissement public légèrement inférieur à celui qui maximise la croissance(**note 1**).

### *1.2. Définition et caractérisation :*

Si l'intuition économique sous-jacente à ce débat économique est très simple, en revanche se pose de manière cruciale le problème de la définition statistique du capital d'infrastructure. (Gramlich, 1995) constate que la plupart des études économétriques retiennent une définition fondée sur la propriété, le capital d'infrastructure étant la plupart du temps défini comme le capital détenu par le secteur public, d'où la confusion des notions de capital d'infrastructure et de capital public(**note 2**).

Cette acception présente cependant certains inconvénients, puisqu'il est évident qu'une partie des investissements d'infrastructure est assurée par le secteur privé et échappe par là même à la définition comptable retenue, mais il apparaît très délicat de mesurer les infrastructures privées et de les distinguer des autres catégories de capital privé.

A l'inverse, le critère de la propriété étatique conduit à agréger en une même entité hétéroclite, non seulement les infrastructures publiques et les stocks productifs des entreprises publiques, mais aussi les équipements et bâtiments n'ayant que peu ou pas d'impact sur l'activité économique.

On peut citer ici l'exemple des dépenses militaires, qui si elles ne présentent pas un caractère spécifique (casernes, voitures de fonction etc..) ne sont pas retirées de la notion

d'infrastructures retenue par le SECN. S'agissant des matériels strictement militaires, les règles comptables internationales préconisent de les exclure mais on ne peut être assuré que les pratiques comptables nationales se conforment à ce principe. Aussi généralement, les infrastructures militaires sont considérées comme non spécifiques et donc intégrées dans la mesure du capital public. Il est alors possible d'objecter que le fait détendre la définition du capital public au-delà du simple coeur d'infrastructures, conduit *ceteris paribus* à minimiser les effets productifs des investissements publics.

C'est pourquoi dans cette étude nous considérerons parallèlement deux définitions. D'une part, nous retiendrons les données fournies par (Ford et Poret, 1993) qui correspondent à une définition étroite du capital public. Ces données sont issues de la base "*Flux et Stocks de Capital Fixe*" de l'OCDE(**note 3**) et couvre le stock d'équipements des producteurs de services fournis par les administrations publiques. Cette définition exclut notamment les structures de transports, de télécommunication, les équipements militaires ainsi que les structures des services d'électricité, gaz et eau.

D'autre part, nous considérerons une définition large construite à partir des séries d'investissements publics de la base "*Perspectives Economiques*" de l'OCDE, afin de comparer l'influence de la définition comptable du capital public retenue sur les résultats économétriques. Cette dernière définition couvre entre autres les services publics généraux, l'éducation, la défense, la sécurité et l'ordre public, la santé, les aménagements collectifs, les équipements de transports et communication, et diverses autres activités économiques.

### *1.3. Capital public et tendance de la productivité : les faits stylisés*

Quoi qu'il en soit, que ce soit pour la définition étroite ou pour la définition large (non représentée), on peut observer depuis le milieu des années soixante-dix dans les grands pays industrialisés de l'OCDE, un ralentissement de la croissance des investissements publics, comme le montrent les graphiques 1 et 2.

#### **Graphiques 1 et 2 : Taux de Croissance du Capital Public (Définition Etroite).**

*(graph1.xls et graph2.xls)*

Ce ralentissement provient certes de la diminution de la croissance des rentrées fiscales mais aussi d'une réallocation des dépenses publiques réalisée au détriment de l'investissement. Sur notre échantillon, on peut ainsi constater que la part de l'investissement public défini au sens large dans le total des dépenses publiques (investissement et consommations) est passée en moyenne pour nos dix pays de 18% pour les années soixante-dix à 15,6% pour les années quatre-vingt.

En période de restrictions budgétaires, il est en effet beaucoup plus aisé sur le plan social ou politique, d'abandonner ou de reporter la réalisation de certains projets d'investissements que de s'attacher à la réduction d'autres postes de dépenses budgétaires

(salaires, transferts etc..). On peut citer l'exemple de plusieurs grands projets d'aménagement dont la réalisation a été reportée ou purement annulée en raison de difficultés d'ordre budgétaire. Les dépenses d'investissements sont ainsi beaucoup plus volatiles que les dépenses de consommations publiques. Le rapport de l'écart type du taux de croissance de l'investissement sur celui de la consommation publique est dans tous les pays très largement supérieur à un, et cela quelle que soit la période considérée comme le montre tableau (1).

**Tableau 1 : Rapport de l'Ecart Type du Taux de Croissance de l'Investissement Public (Définition Large) sur celui de la Consommation (tab1.xls)**

Mais quelle que soit la raison de cette diminution de l'effort public en matière d'investissement, le problème consiste à évaluer les effets du capital public sur la productivité du secteur privé pour savoir si le recul observé depuis la fin des années soixante-dix doit être poursuivi ou s'il a d'ores et déjà atteint ou dépassé l'ampleur souhaitable.

S'il apparaît que les effets des infrastructures sur la productivité et la croissance sont très supérieurs au coût de leur financement il reste justifié de promouvoir une politique volontariste en matière d'investissements publics, comme le préconisent notamment Aschauer ou Munnell. Mais s'il paraît probable que dans le secteur des transports par exemple, les infrastructures routières et autoroutières génèrent des externalités de production qui améliorent sensiblement la productivité des entreprises en place et qui suscitent l'installation de nouvelles activités, en revanche il n'est pas évident a priori qu'au niveau macroéconomique on retrouve des effets aussi forts et facilement identifiables.

**Graphiques 3-12 : Comparaison des Taux de Croissance de la Productivité Moyenne du Capital Privé Purgée de l'Effet Taux d'Utilisation des Capacités de Production et du Taux de Croissance du Stock de Capital Public.**

*(graph3\_12.xls)*

Comme le montrent les graphiques 3 à 12, on peut en effet observer sur la période 1971-1988 une tendance à la baisse à la fois des taux de croissance de la productivité du capital privé et des dotations en capital public (définition étroite). De plus, si les évolutions de court terme des deux séries sont relativement différentes pour les Etats Unis, l'Australie, le Canada ou la Finlande, il semble cependant exister, pour au moins deux pays (France et Allemagne), un certain parallélisme.

Quoi qu'il en soit, la tendance à la baisse des taux de croissance de la productivité privée et du stock de capital public ne peut permettre à elle seule de prouver l'existence d'une relation causale entre ces grandeurs. Comme l'ont souligné certains auteurs, s'il existe une corrélation significative et positive, il se peut que ce soit en raison de l'impact de chocs

technologiques favorables ou d'autres phénomènes inobservés qui permettent une hausse de l'activité et des rentrées fiscales, et par là même des investissements publics.

C'est pourquoi, dans un tel cadre, l'utilisation de modèles en panel se justifie par la possibilité d'introduire des effets spécifiques et de contrôler ainsi au moins en partie les spécificités intrinsèques aux processus de production nationaux qu'il convient de ne pas imputer de manière fallacieuse aux variations du stock de capital public.

Dans cette étude nous utiliserons un panel sectoriel de périodicité annuelle composé de dix pays de l'OCDE sur la période 1970-1990 construit à partir de la base *ISDB (International Sectoral DataBase)*. Les pays considérés sont l'Allemagne, la France, le Royaume-Uni, la Belgique, la Suède, la Finlande, les Etats-Unis, le Canada, le Japon et l'Australie. Afin d'obtenir un panel cylindré, nous excluons la Suède de notre échantillon dans le cas de la définition étroite du capital public. De la même façon, dans le cas de la définition large, les données d'investissement public aux Etats Unis n'étant pas disponibles dans la base *Perspectives Economiques*, nous excluons ce pays de notre panel.

Nous retiendrons les sept secteurs(**note 4**) du premier niveau de la nomenclature de cette base qui correspond à celle de l'*ISIC (International Standard Industrial Classification)* actuellement utilisée dans les publications des comptes nationaux de l'OCDE (*ANA*).

## **2. Estimations en panel de la contribution du capital public à la croissance :**

On constate, de manière générale, que les estimations obtenues à partir de données de panel régionaux ou internationaux sont beaucoup plus faibles et peuvent être considérées comme plus raisonnables que ceux obtenus sur séries chronologiques par la méthode d'Aschauer. Ainsi les études de (Munnell 1990) et de (Eisner, 1991) conduisent à retenir des élasticités de l'ordre de 15% pour les Etats Unis, bien inférieures aux estimations d'(Aschauer, 1989).

Certains auteurs comme (Evans et Karras, 1994) ou (Holtz Eakin, 1994) trouvent même que le capital public ne possède un impact significatif et positif sur la productivité des facteurs privés que si l'on omet les effets pays ou les effets temps spécifiques. L'intégration de ces effets (fixes ou aléatoires) semble remettre en cause les résultats de (Munnell, 1990) et de (Eisner, 1991).

### *2.1. Données, spécifications et méthodes :*

Dans cette section, nous allons présenter les estimations de l'impact du capital public sur la productivité des facteurs privés à partir du panel sectoriel composé de dix pays de l'O.C.D.E. (1970-1990) présenté précédemment. Le fait de raisonner à un niveau

international nous permet d'ignorer la critique de (Gramlich, 1994) selon laquelle les estimations en coupe ou en panel conduisent à une sous estimation de l'impact du capital public en raison de la négligence des externalités extra régionales. On peut en effet raisonnablement penser que les externalités internationales sont relativement faibles, voir négligeables.

L'utilisation d'une dimension sectorielle permet en outre de limiter l'éventuel biais de simultanéité qui pourrait affecter les estimations agrégées, puisque l'on peut supposer que la productivité d'un secteur particulier n'apporte pas de contribution déterminante à l'évolution du stock de capital public national.

Le choix d'un panel international suppose que les paramètres des fonctions de production soient identiques dans chaque pays. Or, dans leur étude comparative sur données agrégées, (Ford et Poret, 1993) concluent à l'existence "[...] de structures de production différentes selon les pays". Cependant l'hypothèse d'une fonction de production commune peut être mieux défendable si elle est postulée à un niveau désagrégé. On peut en effet supposer qu'au niveau sectoriel les structures de production de pays relativement comparables sont sensiblement plus proches que celles mises en évidence au niveau agrégé en raison notamment de processus de convergence sectorielle. Ainsi plusieurs études fondées sur une approche duale et utilisant des données régionales en panel, sont proposées à un niveau sectoriel. On peut citer notamment celle de (Keeler et Ying, 1988) pour le secteur des transports aux Etats-Unis et celle de (Morrisson et Schwartz, 1996) pour le secteur manufacturier dans 6 Etats de la Nouvelle Angleterre.

Considérons une fonction de production élargie de type Cobb-Douglas exprimée en logarithme dans laquelle la liste des facteurs de production a été élargie au stock de capital public :

$$y_{ist} = e_n n_{ist} + e_k k_{ist} + e_g kg_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{ist} \quad \forall s = 1, \dots, S$$

Les indices  $i$ ,  $s$  et  $t$  désignent respectivement les dimensions pays, sectorielle et la date (connue) d'observation.

La variable  $kg_{i,t}$ , qui désigne ici le stock de capital public national, n'a pas de dimension sectorielle. Ce choix se justifie tout d'abord par l'impossibilité de définir sur le plan comptable la notion d'infrastructure publique sectorielle. Mais plus généralement, la spécification (8) signifie que les mêmes équipements publics (infrastructures de transport par exemple) peuvent affecter la productivité de tous les secteurs de l'économie, mais à des degrés divers (les élasticités étant conditionnelles au secteur  $s$ ). Cependant il convient de remarquer que cette hypothèse peut conduire à sous-estimer l'effet estimé du capital public sur la rentabilité d'un secteur particulier.

Dans une étude fondée sur un panel d'Etats américains, (Evans et Karras, 1994) préconisent d'utiliser le nombre d'heures travaillées, en particulier dans le but de contrôler les effets liés à l'hétérogénéité de la durée légale du travail. Cependant en l'absence de telles données au niveau sectoriel, nous retiendrons dans la spécification (8) l'effectif total du secteur  $s$  du pays  $i$  pour définir la variable  $n_{is}$ . Si cette définition peut éventuellement conduire à un biais d'erreur de mesure, il est en revanche peu probable que ce biais affecte de manière significative la mesure de l'élasticité du capital public qui est le paramètre clé de notre étude.

Les paramètres  $e_n$ ,  $e_k$  et  $e_g$  désignent respectivement les élasticités de la production par rapport à l'emploi, au stock de capital privé et au stock de capital public mesurées dans le secteur  $s$ . Le paramètre  $\mu_i$  correspond à un effet spécifique individuel et capture toutes les caractéristiques atemporelles de la productivité globale des facteurs. Le paramètre  $\gamma_i$  correspond quant à lui à un effet temps spécifique qui permet de contrôler les chocs communs à tous les pays à chaque période.  $\varepsilon_{ist}$  représente alors un terme d'erreur *i.i.d.* orthogonal aux effets nationaux et temporels.

Avant de spécifier la forme adéquate de l'équation de régression, il convient de s'assurer de la stationnarité des séries considérées. Dans le cas de données de panel, les distributions des statistiques de test de l'hypothèse nulle de racine unitaire ont été proposées en particulier par (Levin et Lin, 1992). Contrairement au cas des séries temporelles, ces distributions sont asymptotiquement normales. Cependant, étant donnée la faible dimension temporelle de notre panel, nous utiliserons les seuils simulés par ces auteurs (Cf. Annexe A1).

Les tests menés sur notre échantillon concluent à la non stationnarité des différentes séries de productivité et d'intensité capitaliste privée ou publique. Si l'on suppose qu'il n'existe pas de relation de cointégration au niveau de production, il apparaît alors nécessaire de les stationnariser par différenciation. Cette hypothèse revient à considérer comme non stationnaire la composante du résidu de Solow purgée des effets imputables aux infrastructures publiques. Une telle hypothèse a de nombreuses fois été retenue dans des études menées à partir de séries temporelles, puisque plusieurs auteurs comme (Tatom, 1991), (Hulten et Schwab, 1991) ou (Sturm et De Haan, 1995) ont été conduits sur la base de tests de l'hypothèse de cointégration à retenir une spécification en différences premières.

A cette spécification, nous ajoutons le taux d'utilisation des capacités de production ( $tuc$ ) afin de capturer les inflexions conjoncturelles. L'équation (8) est normalisée par l'emploi et exprimée de telle sorte à faire apparaître un coefficient associé au terme  $\Delta k_{ist}$ . Le test de la nullité de ce coefficient nous permettra par la suite de tester l'hypothèse de rendements globalement constants.

$$\Delta(y_{ist} - k_{ist}) = e_n \Delta(n_{ist} - k_{ist}) + e_g \Delta(kg_{it} - k_{ist}) + (e_n + e_k + e_g - 1) \Delta k_{ist} + \beta tuc_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{ist}$$

Nous supposons qu'il n'existe pas d'effets temps, la dimension conjoncturelle étant totalement appréhendée par le taux d'utilisation des capacités de production.

Soit  $\Phi$  le vecteur défini par les paramètres  $(e_n, e_k, e_g, \beta)$ . On vérifie tout d'abord que les tests de Fischer ne permettent pas de rejeter l'hypothèse d'une fonction de production sectorielle commune pour les différents pays de notre panel. Dans l'annexe 2, sont présentées les *p-values* associées au test de Fischer de l'hypothèse nulle  $(\alpha_i, \Phi) = (\alpha_i, \Phi_i)$  pour différentes spécifications de la fonction de production obtenues à partir de (9) dans le cas de la définition étroite du capital public. A l'exception du secteur de la Construction, les tests ne permettent pas de rejeter au seuil de 5% l'hypothèse d'élasticités sectorielles communes lorsque l'on inclut des effets individuels.

La question se pose alors de la pertinence de l'introduction de tels effets individuels dans une spécification en différences comme l'équation (9). Contrairement à (Holtz Eakin, 1994) qui utilise la différenciation afin d'éliminer les effets pays spécifiques, la différenciation se justifie ici par le comportement non stationnaire des séries de notre panel. Dès lors, il n'existe pas de raison de supposer *a-priori* que les effets individuels soient nuls.

Dans une étude régionale sur données américaines, (Evans et Karras, 1994) excluent la possibilité d'une spécification en différence première avec effets individuels. Leur argument théorique étant que la présence de tels effets, entraînant des différences permanentes de la croissance des productivités régionales, devrait nécessairement impliquer des réallocations de facteurs vers les Etats les plus performants. Cependant dans le cadre de notre étude, il semble peu plausible que de tels mécanismes de réallocations puissent apparaître au niveau international, notamment si l'on s'en réfère à la faible mobilité de travailleurs ne serait-ce uniquement qu'au niveau européen.

L'hypothèse de la présence d'effets individuels dans la spécification en différence est en outre confirmée par les tests de Fischer de l'hypothèse nulle  $(\alpha_i, \Phi) = (\alpha, \Phi)$  menés pour différentes spécifications, dont les résultats sont présentés dans le second tableau de l'annexe 2. Dans le cas de la définition étroite du capital public, au seuil de 10%, l'hypothèse d'une constante commune est rejetée pour tous les secteurs, à l'exception de celui de la Construction et de l'Agriculture. Ainsi, cette spécification permet d'introduire une composante hétérogène au niveau sectoriel dans la structure commune de production puisque les taux de croissance de la productivité moyenne du capital privé peuvent être affectés par des effets atemporelles et inobservables propres au pays (climat, stabilité politique). Ces résultats confirment l'existence d'effets individuels dans la spécification en différences (9).

Comme nous l'avions évoqué précédemment, un des facteurs déterminants des estimations sur données de panel réside dans le choix de la spécification de ces effets spécifiques. Le problème réside ici dans l'existence éventuelle d'une corrélation entre ces effets et les variables explicatives. Dans une telle configuration, l'estimateur à effets aléatoires s'avère biaisé et non convergent, tandis que l'estimateur à effets fixes n'est pas affecté par ce défaut d'orthogonalité.

Or, il peut paraître logique sur le plan économique que les niveaux de stock de capital public et privé, ainsi que le niveau de l'emploi, soient déterminés conditionnellement aux spécificités intrinsèques et inobservables du pays étudié. Sur données régionales américaines, (Holtz-Eakin, 1994) et (Garcia-Milà et *alii.*, 1996) trouvent ainsi que les niveaux moyens des taux de croissance des stocks de capital public sont corrélés aux effets individuels.

Afin de tester la présence de corrélation entre les effets spécifiques et les variables explicatives, nous utiliserons le test de (Hausman, 1978). Ce test admettant pour hypothèse nulle l'absence de corrélation, est fondé sur l'étude de l'écart entre les estimateurs à effets fixes et à effets aléatoires (Cf. encadré).

Quelle que soit l'hypothèse considérée sur la nature des rendements, les tests de Hausman indiquent que pour tous les secteurs étudiés, l'hypothèse d'effets aléatoires ne peut pas être rejetée au seuil de 5% au profit de l'hypothèse d'effets fixes. On peut d'ailleurs vérifier que les estimations menées en présence d'effets fixes sont relativement proches de celles menées sous l'hypothèse d'effets aléatoires, ce qui prouve que le biais lié à une éventuelle corrélation semble relativement faible. On obtient ainsi finalement une spécification identique à celle retenue par (Garcia-Milà et *alii.*, 1996) dans une étude sur données régionales américaines.

## *2.2. Les résultats de l'étude empirique :*

Dans les tableaux (2) et (3), sont présentés les résultats de nos estimations menées sous l'hypothèse de rendements libres correspondant à la spécification (9), ainsi que les *p-values* associées au test de Hausman.

**Tableau 2 : Rendements Libres : Effets Aléatoires et Définition Etroite** (*tab2.xls*)

**Tableau 3 : Rendements Libres : Effets Aléatoires et Définition Large** (*tab3.xls*)

Concernant la définition étroite, l'élasticité estimée du capital public pour le secteur agrégé marchand est de l'ordre de 2.1% ce qui est beaucoup plus faible que ce qu'avait obtenu (Aschauer, 1989) et après lui une majorité d'études spécifiées en niveau sur données

chronologiques américaines ou comparatives. En revanche, ces résultats s'inscrivent dans la moyenne de ceux obtenus par les auteurs travaillant en panel.

Les élasticités estimées sont positives et significatives dans quatre secteurs sur sept, comprises entre 1% et 3%. C'est dans les secteurs Electricité, Gaz, Eau et Transports et Télécommunications que les contributions générées par les infrastructures publiques sont les plus importantes (respectivement 2.5% et 2.8%). On peut observer que dans le secteur Autres Services (Commerce et Finance) l'élasticité estimée est négative, ce qui peut s'expliquer par l'absence de facteurs spécifiques. Pour les secteurs Agricole et Manufacturier, les élasticités sont non significatives. Cependant, concernant le secteur Manufacturier, ce résultat est sans doute imputable à une mauvaise spécification de rendements. Avec une élasticité du capital privé égale à 0.74, au seuil de 5%, il n'est pas possible en effet de rejeter l'hypothèse de rendements constants par rapport aux facteurs privés.

Enfin, on observe que pour tous les secteurs, l'hypothèse de rendements globalement constants est rejetée, le paramètre associé au terme  $\Delta k_{ist}$  étant toujours significativement non nul. Ainsi, ces estimations conduisent à retenir l'hypothèse de rendements légèrement croissants.

Lorsque l'on considère la définition large (tableau 3), les effets productifs du capital public sont alors légèrement plus importants, avec une élasticité estimée de l'ordre de 5.6% dans le secteur agrégé. Contrairement au cas précédent, l'élasticité estimée dans le secteur Manufacturier est significative et positive (4.2%) et l'hypothèse de rendements constants par rapport aux facteurs privés est rejetée. En outre, l'adoption d'une définition large du capital public conduit à une élasticité non significative dans le secteur Electricité, Gaz et Eau. Dans les autres cas, la structure technologique sectorielle demeure cependant inchangée par rapport au cas de la définition étroite, l'hypothèse de rendements globalement constants étant rejetée pour tous les secteurs.

Ainsi, contrairement aux résultats d'(Evans et Karras, 1994) ou de (Holtz Eakin, 1994), que ce soit pour la définition étroite ou pour la définition large du capital public, pour certains secteurs l'introduction d'effets spécifiques pays ne semble pas remettre en cause l'impact du capital public sur l'efficacité des facteurs privés, même si cet impact s'avère être relativement modeste. A l'exception des secteurs Agricoles et Autres Services, pour lesquels la contribution des infrastructures publiques semblent difficile à mettre en évidence, dans tous les autres secteurs l'élasticité estimée du capital public est positive et significative.

Ces conclusions apparaissent robustes quelle que soit l'hypothèse formulée sur les rendements d'échelle, comme le montrent en particulier les estimations menées sous l'hypothèse alternative de rendements constants par rapport aux seuls facteurs privés.

$$\Delta(y_{ist} - k_{ist}) = e_n \Delta(n_{ist} - k_{ist}) + e_g \Delta kg_{it} + \beta tuc_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \varepsilon_{ist}$$

Les résultats sont présentés dans les tableaux (4) et (5). Pour tous les secteurs, quelle que soit la définition retenue, le test de Hausman ne permet pas de rejeter l'hypothèse d'effets aléatoires.

**Tableau 4 : Hypothèse de Rendements Constants dans les Seuls Facteurs Privés : Effets Aléatoires et Définition Etroite (*tab4.xls*)**

**Tableau 5 : Hypothèse de Rendements Constants dans les Seuls Facteurs Privés : Effets Aléatoires et Définition Large (*tab5.xls*)**

Concernant le cas de la définition étroite, l'élasticité estimée du capital public reste dans la plupart des cas positive et significative, variant entre 3.0% et 9.4%, l'élasticité dans le secteur agrégé étant égale à 4.2%. Encore une fois, seuls les secteurs Agriculture et Autres Services ne permettent pas de mettre en exergue une quelconque influence positive des infrastructures publiques. Il semble que, pour ces secteurs, l'élargissement de la liste des facteurs de production au stock de capital public induise un biais de spécification se traduisant par des élasticités estimées négatives. Par ailleurs, on retrouve le fait que l'impact le plus important des investissements publics sur la productivité des facteurs privés intervient dans le secteur Transports et Télécommunications et dans le secteur Electricité, Gaz et Eau. Enfin, on observe que la contrainte sur les paramètres issue de l'hypothèse de rendements constants dans les facteurs privés, conduit à retenir une élasticité positive et significative (3.0%) pour le secteur Manufacturier.

Les conclusions sont qualitativement identiques lorsque l'on retient une définition large du capital public. On note simplement que les élasticités estimées du capital public sont toutes supérieures au cas de la définition étroite et varient entre 9% et 28%, l'élasticité pour le secteur agrégé étant alors égale à 8.9%.

Mais, si l'adoption d'une dimension sectorielle nous permet de supposer que le stock de capital public est exogène, il peut en revanche subsister un biais d'endogénéité provenant d'une éventuelle corrélation entre la productivité totale des facteurs et les inputs privés. De plus, les tests présentés précédemment peuvent être affectés par l'existence possible d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité des résidus. Une des manières possibles de contourner ces problèmes consiste à estimer la fonction de production par la méthode des GMM.

Dans le tableau (6), sont présentés les résultats des estimations obtenues par cette méthode pour le secteur agrégé. Afin d'obtenir l'équivalence avec un modèle avec effets

individuels, toutes les variables ont été centrées sur leurs moyennes individuelles. Les variables instrumentales retenues dans la définition des conditions identifiantes correspondent aux valeurs retardées des taux de croissance des facteurs privés et public de production.

### Tableau 6 : Estimations GMM (*tab6.xls*)

On peut ainsi observer que l'élasticité estimée du capital public est positive et significative aux seuils standard sous les spécifications de rendements constants par rapport aux facteurs privés et de rendements globalement constants (RC). Les valeurs estimées du paramètre  $e_g$  sont de plus relativement proches de celles obtenues précédemment. En revanche, dans le cas des rendements libres, l'élasticité estimée est dans ce cas non significative. Mais dans le même temps, l'hypothèse de rendements globalement ne peut plus être rejetée au seuil de 10%, le coefficient associé à la variable  $\Delta k_{ist}$  n'étant pas significatif.

Ces résultats semblent donc dans l'ensemble confirmer l'existence d'une contribution productive relativement faible des infrastructures publiques et cela pour diverses spécifications des rendements. Même si l'on retient la spécification la plus défavorable, à savoir celle de rendements libres, les conclusions normatives que l'on peut tirer de cette étude demeurent inchangées.

En effet, compte tenu des résultats théoriques cités précédemment, selon lesquels la maximisation de la croissance ou de la consommation par tête nécessite l'égalisation de l'élasticité de la production par rapport au capital public et de la part de l'investissement brut dans le produit, il est intéressant de comparer les estimations obtenues précédemment à la part historique des investissements publics dans le PIB.

Or comme le montrent les graphiques 13 et 14, on constate que pour tous les pays de notre panel, la part de l'investissement public brut dans la production est comprise entre 1 et 4% ou entre 3 et 10% suivant que l'on adopte la définition étroite ou la définition large du capital public, soit un ordre de grandeur compatible avec nos estimations.

En effet, étant donnée la dimension sectorielle de notre étude, on peut alors rapprocher cette part observée soit de l'élasticité estimée sur le secteur agrégé, notée  $e_g^*$  (sous l'hypothèse de rendements libres 2.1% ou 5.6% suivant les définitions), soit de l'élasticité moyenne calculée sur l'ensemble des sept secteurs, notée  $e_g^m$ .

Si l'on  $Y_i$  note la production agrégée moyenne du pays  $i$ , et si l'on suppose que la technologie des différents secteurs est décrite par une fonction de type Cobb Douglas, il vient :

$$\frac{\delta Y_i}{\delta KG_i} = \sum_{s=1}^S \frac{\delta Y_{is}}{\delta KG_i} = \sum_{s=1}^S e_{g,s} \frac{Y_{is}}{KG_i}$$

avec  $S=7$ . L'élasticité moyenne est alors définie comme la moyenne des élasticités sectorielles pondérées par les poids respectifs moyens des différents secteurs dans la production totale :

$$e_g^m = \frac{\delta Y_i}{\delta KG_i} \frac{KG_i}{Y_i} = \sum_{s=1}^S e_{g,s} \frac{Y_{i,s}}{Y_i}$$

Les élasticités moyennes estimées sous l'hypothèse de rendements libres à partir des sept secteurs du premier niveau de la nomenclature de la base ISDB, sont représentées dans le tableau (7). Dans ce tableau figurent en outre les élasticités estimées pour le secteur agrégé  $e_g^*$ , ainsi que les intervalles de confiance au seuil de 5% calculés sous l'hypothèse de normalité des résidus (**note 5**).

**Tableau 7 : Elasticités du Capital Public** (*tab7.xls*)

Quelle que soit l'hypothèse sur la nature des rendements, l'élasticité moyenne est toujours inférieure à l'élasticité estimée pour le secteur agrégé, mais souvent plus imprécise si l'on s'en réfère à l'amplitude des intervalles de confiance. Dans le cas de la définition étroite du capital public, la valeur de l'élasticité moyenne est même négative.

Comme nous l'avons évoqué précédemment, il convient de rapprocher ces différents résultats des taux d'investissement public observés depuis les années soixante-dix. Ainsi sur les graphiques 13 et 14, sont représentées les parts de l'investissement public brut dans la production pour les différents pays, les élasticités moyennes et agrégées (hypothèse de rendements libres).

On peut observer que pour tous les pays du panel, quelle que soit la définition du capital public adoptée, l'écart entre la part de l'investissement et l'élasticité du capital public ne dépasse jamais les 6%.

Dans le cas de la définition étroite, si l'on considère l'élasticité agrégée on observe que les taux d'investissement public sont relativement proches de leur valeur optimale. Ainsi, malgré la tendance à la baisse de l'effort relatif d'investissement public en matière d'infrastructures, il n'existe pas de situation sous optimale caractérisée pour les pays de notre échantillon. Cette conclusion demeure valide lorsque l'on considère l'intervalle de confiance associé à l'élasticité moyenne  $e_g^m$ .

Parallèlement, dans le cas de la définition large et quelle que soit l'élasticité retenue, on peut observer qu'avant 1975 l'investissement public dans la plupart des pays se situait au voisinage de son niveau optimal (voir au-dessus dans le cas du Japon et du Royaume Uni). Depuis la fin des années soixante-dix, si certains pays, comme la France ou la Suède, maintiennent leur niveau d'investissement, le profil général des parts de l'investissement dans la production semble sensiblement s'éloigner de son niveau optimal. Cependant, la

prise en compte des intervalles de confiance associés aux élasticités moyennes et agrégées ne permet pas de mettre en évidence une quelconque sous optimalité des dotations en infrastructures pour ces différents pays.

**Graphiques 13 : Rapport Investissement Public Brut sur Production (Définition  
Étroite)**

*(graph13.xls)*

**Graphiques 14 : Rapport Investissement Public Brut sur Production (Définition  
Large)**

*(graph14.xls)*

De plus, on peut constater que les taux de rendements implicites annuels moyens du capital public déduits des estimations précédentes sont beaucoup plus raisonnables que ceux, de l'ordre de 60%, qu'avaient obtenus (Aschauer, 1989) ou (Munnell, 1990). Pour un secteur  $s$  donné, ces taux correspondent à la moyenne de la productivité marginale du facteur public définie par

$$\frac{\delta Y_i}{\delta KG_i} = \sum_{s=1}^S e_{g,s} \frac{Y_{is}}{KG_i}$$

Quel que soit le secteur étudié pour la définition étroite ou pour la définition large, on observe que les taux de rendements implicites du capital public sur tous les pays de l'échantillon, sont de l'ordre de 0.5 à 2% (exception faite du secteur Agriculture et du secteur Autre Services regroupant le commerce et les établissements financiers, où les taux de rendements sont généralement négatifs) comme le montre le tableau (8). Ces taux sont certes relativement faibles, mais il est à noter qu'ils n'incluent que la contribution productive du capital public.

**Tableau 8 : Taux de Rendements Annuels Implicites du Capital Public** *(tab8.xls)*

Au niveau agrégé, les taux de rendements implicites sont de l'ordre de 3.8% à 7.5% pour la définition étroite et de 4.1% à 6.5% pour la définition large, suivant les hypothèses retenues concernant la nature des rendements d'échelle.

On obtient ainsi un encadrement des taux de rendements entre une définition large très peu restrictive qui tend à sous estimer la contribution du capital public et une définition étroite sans doute plus proche du coeur d'infrastructure comme le supposent en particulier (Ford et Poret, 1993).

Ces estimations sont donc dans l'ensemble beaucoup plus réalistes que celles fournies par les études antérieures menées sur données chronologiques et qui se situaient aux environs de 60% sur données américaines.

De plus, ces taux de rendements implicites apparaissent très proches des taux d'actualisation publics généralement retenus dans les différents pays de l'OCDE. Ainsi, en France, la circulaire issue des travaux réalisés en 1985 pour la préparation du IX plan, préconise l'utilisation d'un taux d'actualisation fixé à 8% en termes réels dans les procédures d'évaluation des projets d'investissements publics.

De même, aux Etats Unis, les règles préconisées en la matière par le *GAO (General Accounting Office)* et l'*OMB (Office of Management and Budget)*, fondées principalement sur la prise en compte des taux d'intérêts réels des titres de la dette publique présentant la même maturité que le projet évalué, conduisent à retenir des taux d'actualisation de l'ordre de 7%.

## **Conclusion :**

Il ressort de cette étude menée sur un panel sectoriel de dix pays de l'OCDE, que d'une part l'introduction d'effets spécifiques pays ne permet pas (sous plusieurs spécifications des rendements) de rejeter l'hypothèse de l'existence d'effets productifs significatifs du capital public, mais que d'autre part ces effets sont relativement modestes comparés à ceux qui avaient été obtenus à partir d'une spécification en niveau et sur données agrégées chronologiques. Ainsi on n'observe pas d'écarts manifestes ou systématiques entre les élasticités estimées du capital public et les parts de l'investissement public dans la production. Sur le plan normatif, de telles observations ne permettent pas d'établir de manière significative le caractère sous optimal des dotations en infrastructures pour les pays considérés.

Ces résultats conduisent en outre à des taux de rendements implicites sensiblement équivalents aux taux d'actualisation publics généralement adoptés par les pays de l'OCDE, dans l'évaluation des projets d'investissements.

Aussi, au vu des résultats de cette étude, il semble peu plausible d'imputer au seul ralentissement des efforts publics en matière d'investissement en infrastructures, le ralentissement de la croissance de la productivité des facteurs privés observé dans les pays de l'OCDE depuis le milieu des années soixante-dix.