

# L'Evaluation de la Contribution Productive des Investissements Publics\*

Pierre-Yves HENIN et Christophe HURLIN

(Version Révisée) Mai 1999

## Abstract

### INTRODUCTION

Paradoxalement, la prise de conscience par les économistes d'une dimension productive de l'investissement public est un phénomène récent, tant a été forte l'influence keynésienne qui réduisait cette variable à un "multiplicande", objet privilégié du jeu du multiplicateur et instrument par excellence de contrôle de la demande globale. Face à la nécessité aujourd'hui, dans un contexte international de "consolidation" budgétaire, de mieux mesurer le rendement social des différents types de dépenses publiques, c'est pourtant sur une évaluation de la contribution productive des dépenses d'investissement, et plus spécifiquement d'infrastructure, que doit s'appuyer le débat et se fonder les arbitrages incontournables.

Oxley et Martin (1991) montrent ainsi que l'on peut dégager certains traits communs au niveau des pays de l'OCDE, dans la façon dont se sont effectués dans les années 70-80 les ajustements visant à contrôler l'augmentation des dépenses publiques. Les auteurs observent que certaines dépenses comme les paiements d'intérêts au titre de la dette ou les transferts de Sécurité Sociale ont fortement augmenté sur la période. Mais dans le même temps, les dépenses d'investissement ont été fortement réduites.

*" Dans la plupart des cas, on a fait face à l'alourdissement de ces dépenses par une réduction de l'investissement public, en sachant bien qu'il est politiquement plus facile de réduire ou de différer les dépenses d'investissement que de couper dans les dépenses courantes. L'investissement public s'est contracté ou est resté stationnaire en proportion du PIB dans la quasi-totalité des pays. "*  
(Oxley et Martin 1991, page 176).

On comprend en effet aisément que les dépenses d'investissement public puissent constituer une variable privilégiée d'ajustement budgétaire, étant donnée d'une part la possibilité de reporter ou d'annuler la programmation budgétaire de certains projets d'équipements et d'autre part les rigidités portant sur les autres composantes de dépenses.

---

\*Rapport de contrat finalisé 1996 pour le C.G.P. - Classification JEL : D24, E62, H54, 047

Or, ce n'est que relativement récemment que les économistes se sont intéressés aux conséquences macroéconomiques d'une telle évolution de la composition des dépenses publiques et ce sont sans doute les travaux d'Aschauer (1989) qui ont constitué l'impulsion décisive au programme de recherche visant à évaluer la contribution productive des infrastructures publiques. Les résultats de ses études, attribuant à la réduction du rythme des investissements publics une part majeure du ralentissement de la productivité dans les années 70 et 80, ont en effet suscité une littérature abondante et multiforme, et en particulier une série de tests économétriques, aux méthodologies variées, progressivement étendues à des études comparatives.

Plusieurs voies de recherche empiriques ont été successivement explorées dans le but de valider l'idée<sup>1</sup> selon laquelle certaines infrastructures contribuent à améliorer l'efficacité du système productif et par là même augmentent la productivité des facteurs privés.

À l'instar de ce qu'avait obtenu Aschauer (1989), on constate que l'estimation sur données agrégées d'une fonction de production élargie au stock de capital public conduit généralement à mettre en évidence une forte contribution productive des infrastructures publiques, pouvant même être supérieure à celle du capital privé. Cependant, les niveaux particulièrement élevés des rendements annuels ainsi estimés suggèrent la présence possible de différents biais.

Plusieurs auteurs (Tatom 1991, Sturm et De Haan 1995) ont tout d'abord insisté sur les propriétés de non stationnarité stochastique des variables utilisées dans l'approche en termes de fonction de production. Se pose alors en particulier le problème de l'existence d'éventuelles relations de cointégration entre la production et les facteurs ou entre ces derniers. Lorsqu'il s'avère que la productivité totale des facteurs est non stationnaire, le recours à une spécification en différences premières de la fonction de production ne permet plus en général d'identifier une quelconque contribution productive du capital public. En revanche, lorsque les tests concluent à l'existence d'une relation de cointégration au niveau de la fonction de production, les élasticités estimées par les techniques appropriées demeurent relativement élevées.

EN COURS...

## 1 L'approche en termes de fonctions de production

La reconnaissance du rôle spécifique des infrastructures publiques passe par leur introduction dans la liste des facteurs de production. Il en résulte un élargissement du cadre des fonctions de production macroéconomiques, similaire à celui constitué dans les années 1970 par la prise en considération de l'énergie, afin de rendre compte des effets d'offre des chocs pétroliers. Ainsi, dès 1952, Meade<sup>2</sup> identifiait deux principales représentations susceptibles de rendre compte d'une éventuelle contribution productive du capital public. Dans la première, qualifiée de modèle "*d'atmosphère*", les services induits par les infrastructures publiques sont supposées augmenter la productivité d'un ou plusieurs facteurs privés à la façon d'un facteur "*environnemental*". Formellement, ceci revient à faire l'hypothèse que ces services peuvent être assimilés à une externalité productive au sens de Romer (1986). Dans le cas particulier où le capital public affecte de façon symétrique la

---

<sup>1</sup>Déjà présente dans Arrow et Kurz (1970).

<sup>2</sup>Cité dans Hulten et Schwab (1991b) et Berndt et Hansson (1992).

productivité de l'ensemble des facteurs privés, il peut être représenté comme une source de progrès technique neutre au sens de Hicks. En nous limitant à une production de valeur ajoutée, notée  $Y$ , la technologie de production peut alors être décrite par fonction définie des facteurs d'emploi  $N$ , de capital productif privé  $K$  et de capital public d'infrastructure dont la contribution sera notée  $\widehat{K}_g$ .

$$Y(t) = A \left[ \widehat{K}_g(t), t \right] h[N(t), K(t)] \quad (1)$$

où la fonction  $g(\cdot)$  est de classe  $C^2[\mathbb{R}^{2+}]$ , strictement croissante dans chacun de ses arguments, strictement quasi-concave et satisfait les conditions d'Inada. Dès lors, la productivité totale des facteurs privés (notée PTF par la suite) peut se décomposer en une composante autonome et une composante croissante de la contribution des infrastructures publiques.

La seconde représentation proposée par Meade (1952), qualifiée de modèle de "facteur *impayé*", consiste à supposer que les services des infrastructures mises à la disposition de l'entreprise privée représentative, constituent un facteur de production direct, mais non rémunéré. On a alors une fonction de production définie par :

$$Y(t) = A(t) f \left[ N(t), K(t), \widehat{K}_g(t) \right] \quad (2)$$

De plus, on peut envisager la possibilité que le capital public puisse affecter la production des deux manières, auquel cas la fonction de production s'écrit comme une combinaison des équations (1) et (2).

Dans l'approche de Meade (1952), les services productifs associés aux infrastructures mises à la disposition de l'entreprise privée représentative sont directement identifiés au stock de capital public. On raisonne ainsi sous l'hypothèse que ces équipements constituent un bien public pur au sens de Samuelson (1954), sans congestion ni éviction possible entre les utilisateurs, ce qui implique l'égalité  $\widehat{K}_g = K_g$ .

Cependant, si les infrastructures sont soumises à des effets de congestion, les services rendus à chaque utilisateur diminuent avec le nombre d'utilisateurs, ou, de manière équivalente, avec le volume des facteurs privés utilisés. Formellement, on pose alors que :

$$\widehat{K}_{g,t} = g(K_{g,t}, K_t, N_t) \quad (3)$$

où la fonction  $g(\cdot)$  de classe  $C^2[\mathbb{R}^+]$  est une fonction strictement concave<sup>3</sup> satisfaisant les conditions suivantes :

$$g_g = \frac{\partial g(\cdot)}{\partial K_{g,t}} > 0 \quad g_k = \frac{\partial g(\cdot)}{\partial K_t} \leq 0 \quad g_n = \frac{\partial g(\cdot)}{\partial N_t} \leq 0$$

et où  $g(\cdot)$  est homogène de degré 1 en  $K_g$ . Cette hypothèse est nécessaire à l'égalisation des services au stock de capital public dans le cas où il n'existe pas d'effet de congestion.

---

<sup>3</sup>L'hypothèse de stricte concavité de la fonction  $g(x_1, x_2)$  garantit la concavité stricte de la fonction  $h(\cdot) = f(x_1, g(x_1, x_2))$  dès lors que  $f(\cdot)$  est elle même strictement concave. Cependant, il aurait été possible de relâcher cette hypothèse et d'étendre l'ensemble des fonctions  $g(\cdot)$  aux fonctions faiblement convexes au sens où

$$0 < g_{11} < - \left( \frac{f_{11} + f_{21}g_1}{f_2} \right)$$

Comme nous le verrons par la suite, la plupart des études empiriques proposant une estimation de la contribution productive du capital public, adoptent une forme fonctionnelle de type Cobb Douglas. Dans ce cas, la distinction entre les modèles de facteur environnemental et de facteur impayé n'a plus lieu d'être étant donnée la forme multiplicative de la fonction de production. On pose

$$Y_t = A_t N_t^\alpha K_t^\beta \widehat{K}_{g,t}^\gamma \quad (4)$$

avec  $(\alpha, \beta, \gamma) \in ]0, 1]^3$ . Supposons que la fonction  $g(\cdot)$  soit elle-aussi de type Cobb Douglas, avec

$$\widehat{K}_{g,t} = \frac{K_{g,t}}{\left(N_t^\alpha K_t^\beta\right)^\phi} \quad (5)$$

et  $\phi \in \mathbb{R}^{3+}$  tel que  $\phi\gamma < 1$ . Pour  $\phi = 0$ , les effets de congestion sont nuls, les infrastructures publiques constituent un bien public pur. Dès lors, la fonction de production macroéconomique définie par rapport aux quantités observables de facteurs tant privé que public est la suivante :

$$Y_t = A_t N_t^{e_n} K_t^{e_k} K_{g,t}^{e_g} \quad (6)$$

où les élasticités de la production par rapport à l'emploi, au stock de capital privé et au stock de capital public sont respectivement définies par  $e_n = \alpha(1 - \phi\gamma)$ ,  $e_k = \beta(1 - \phi\gamma)$  et  $e_g = \gamma$ . Cependant il convient de noter que de façon générale, l'estimation directe de l'équation (6) dans une approche d'équilibre partiel ne permet pas d'identifier le paramètre  $\phi$ .

Tableau 1 : Valeurs Respectives des Rendements d'Échelle

Rendements d'échelle par rapport	(1) usage exclusif sans congestion	(2) KG bien public avec congestion	(3) KG bien public pur
..à tous les facteurs	$\alpha + \beta + \gamma$	$\alpha + \beta + \gamma [1 - \phi(\alpha + \beta)]$	$\alpha + \beta + \gamma$
..aux facteurs privés	$\alpha + \beta + \gamma$	$(\alpha + \beta)(1 - \phi\gamma)$	$\alpha + \beta$
..aux facteurs reproductibles	$\beta + \gamma$	$\beta(1 - \phi\gamma) + \gamma$	$\beta + \gamma$

Il est alors important de remarquer ce que devient, pour ces trois formulations, l'expression des rendements d'échelle, considérés en général, par rapport aux seuls facteurs privés, par rapport aux seuls facteurs accumulables ou reproductibles, ou encore par rapport à l'ensemble des facteurs (cf. tableau 1). Parmi les valeurs possibles des rendements d'échelle, trois cas particuliers sont souvent privilégiés dans les applications empiriques :

- $e_k + e_n = 1$ , le cas de rendements constants des facteurs privés (noté par la suite RCFP).

- $e_k + e_n + e_g = 1$  , le cas de rendements globalement constants (noté par la suite RC).
- $e_k + e_g = 1$  , le cas de rendements constants dans facteurs accumulables (noté par la suite RCFA).

Enfin, la considération de formes fonctionnelles plus générales que la Cobb-Douglas est nécessaire si l'on veut autoriser des élasticités de substitution différentes de l'unité et/ou différentes selon le couple des facteurs considérés. Une telle généralisation est également requise si l'on veut ouvrir la possibilité d'un progrès technique biaisé dans le sens de l'usage ou de l'économie de l'un des facteurs considérés. Une première solution consiste à utiliser une forme fonctionnelle à élasticité de substitution constante CES, éventuellement emboîtée dans une forme Cobb Douglas ou dans une autre CES. Dans le cadre des études empiriques une approximation linéaire dans les paramètres, comme l'approximation de Kmenta<sup>4</sup>, est alors généralement retenue. Cette dernière consiste en un développement de Taylor à l'ordre deux autour de l'élasticité de substitution unitaire d'une fonction CES.

Toutefois, pour de telles généralisations, on utilise plutôt une forme fonctionnelle flexible, comme en particulier la forme translog (pour transcendentale-logarithmique) qui constitue une approximation d'une forme quelconque par développement limité au second ordre. Bien que cette formulation s'applique aux fonctions de production, son application reste plus fréquente dans le cadre de l'approche duale.

## 1.1 Le modèle de base, estimations en niveau

L'estimation directe d'une fonction de production élargie admettant le stock de capital public pour facteur, est une première voie de recherche empirique qui présente l'avantage d'une grande simplicité. Appliquée sur séries agrégées à partir d'une spécification en niveau de la fonction de production, cette méthode tend généralement à établir l'existence d'une forte contribution productive des infrastructures publiques.

Depuis les travaux pionniers de Ratner (1983) et d'Aschauer (1989), de nombreuses études empiriques fondées sur une approche en termes de fonction de production ont été proposées. Dans la majorité des cas, d'une part la forme fonctionnelle retenue est simplement une Cobb Douglas à élasticité constante du produit par rapport à chacun des facteurs considérés et d'autre part, un taux d'utilisation du capital est introduit pour contrôler la contribution des effets purement conjoncturels.

Au delà des spécificités portant sur la définition statistique du capital public ou du capital d'infrastructure, les spécifications retenues diffèrent notamment sur deux principaux points : la spécification du progrès technique et la nature des rendements d'échelle. La tendance temporelle linéaire, généralement présente dans les estimations de la fonction de production, est parfois omise (Munnell 1990a, Eisner 1994) au motif que les infrastructures ont vocation à expliquer la composante de productivité autonome par rapport aux facteurs privés.

Concernant la nature des rendements d'échelle, plusieurs spécifications sont généralement proposées et testées. Les hypothèses les plus fréquemment retenues sont alors celles de rendements libres (RL), de rendements constants par rapport à l'ensemble des facteurs

---

<sup>4</sup>Kmenta J. (1971), "Elements of econometrics", *Mac Millan Company*.

privés et publics de production (RC) et de rendements constants dans les seuls facteurs privés (RCFP).

Historiquement, Ratner (1983) fut le premier<sup>5</sup> à proposer une estimation directe de la contribution productive du capital public. Sur données annuelles américaines d'après guerre (1949-73), il obtient une élasticité de 5.6% sous l'hypothèse de rendements globaux constants avec une tendance résiduelle du progrès technique de 1.9%. Ratner montre en outre que ce résultat est robuste à la correction de l'autocorrélation d'ordre un des résidus par la méthode de Cochrane-Orcutt (1949), puisque l'élasticité estimée (5.8%) demeure dans ce cas significativement différente de zéro.

Allongeant de 12 ans la période d'observation et ajoutant une variable de prix du pétrole, Ram et Ramsey (1989) obtiennent une élasticité plus forte (24%) avec un progrès technique résiduel plus faible (1.2%). Une décomposition du capital public leur permet en outre de montrer que la contribution des équipements appartenant aux collectivités locales ("*State and Local*", 19%) excède largement celle des investissements fédéraux (5%).

Mais ce fut sans aucun doute l'article d'Aschauer (1989) qui apporta l'impulsion décisive à ce programme de recherche visant à estimer la contribution productive des infrastructures publiques. Dans cette étude, l'auteur considère diverses variantes de spécifications très proches des précédentes. Sur les mêmes séries d'après guerre, il obtient en général des valeurs majorées de l'élasticité de la production au capital public (typiquement 39%) avec une nouvelle réduction du progrès technique tendanciel (0.8%), ceci sous l'hypothèse de rendements d'échelle constants. Ces résultats apparaissent en outre robustes à la prise en compte de spécifications alternatives en termes de productivité totale des facteurs et sont relativement stables sur l'ensemble de la période, les élasticités estimées sur différentes sous périodes<sup>6</sup> étant comprises entre 39% et 56%.

Une ventilation du stock de capital public entre équipements militaires et équipements civils lui permet de confirmer que seuls ces derniers affectent positivement la productivité des facteurs privés. Parallèlement, Aschauer identifie un coeur d'infrastructures incluant les routes et autoroutes, les aéroports, les équipements de production et de distribution du gaz et de l'électricité, les équipements de transports collectifs, ainsi que les réseaux de distribution et d'assainissement des eaux, pour lesquels la contribution productive est significativement positive (24%).

Ainsi, Aschauer conclut à l'existence d'une forte contribution productive des infrastructures publiques, cette dernière pouvant même être sous certaines spécifications supérieure à celle du capital privé. Dès lors, selon l'auteur, la diminution de l'effort public en matière d'investissement observée aux Etats Unis depuis le milieu des années 70 constituerait la principale explication de la décélération de la productivité observée sur la même période.

*"The results of this paper suggest the importance of considering public capital expenditures in attempting to explain the productivity decline. [...] Dramatically, the fall-off in productivity growth is matched, or shlightly preceded*

---

<sup>5</sup>Si, dans un tout autre contexte, certains auteurs comme Von Furstenberg (1980), Eisner (1980) ou Schultze (1981) avaient déjà émis l'hypothèse que le ralentissement apparent de la productivité américaine pourrait s'expliquer par la diminution de l'effort d'investissement public en matière d'infrastructure, Ratner fut cependant le premier à estimer la contribution productive du capital public.

<sup>6</sup>Voir tableau 2 page 186, Aschauer (1989).

by a precipitous decline in additions to the net stock of public nonmilitary structures and equipment.” (Aschauer 1989, page 195).

Plusieurs contributions ont par la suite confirmé ces premiers résultats, comme le montre le tableau 2. Sur données américaines, au moins quatre études furent publiées depuis les travaux d’Aschauer (1989).

Tableau 2 : Estimations en Niveau sur Séries Agrégées

Etude	Données	Sources	Méth.	Spéc.	$e_g$	$e_k$	$e_n$
<i>Etats-Unis</i>							
Ratner (1983)	USA (49-73)	Musgrave	AR(1)	CD / RC	0.06	0.22	0.72
Aschauer (1989)	USA (49-85)	B.E.A.	MCO	CD / RC	0.39	0.26	0.35
Ram et Ramsey (1989)	USA (49-85)	B.E.A.	MCO	CD / RC	0.24	0.25	0.51
Munnell (1990)	USA (49-87)	B.E.A.	MCO	CD / RL	0.31	0.64	-0.02
Eisner (1994)	USA (61-91)	B.E.A.	AR(1)	CD / RL	0.27	0.19	0.97
Sturm et De Haan (1995)	USA (49-85)	F.R.B. of	MCO	CD / RC	0.41	0.12	0.47
		St Louis	AR(1)	CD / RC	0.45	-0.03	0.58
Balmaseda (1997)	USA (49-83)	B.E.A.	MCO	CD / RL	0.35	0.27	0.28
	USA (49-83)	Christiano	MCO	CD / RL	0.25	0.26	0.26
Vijverberg et alii. (1997)	USA (58-89)	Stat.Abstract	2LS /	CD / RL	0.48	-0.92	1.23
		of the US	AR(1)	TSL / RL			
<i>OCDE</i>							
Bajo-Rubio et alii. (1993)	ESP (64-88)		MCO	CD / RL	0.19		
Berndt et Hansson (1991)	SUE (60-88)	Hansson	MCO	CD / RL	0.68	0.37	0.40
Otto et Voss (1994)	AUS (66-90)	A.B.S.	MCO	CD / RCFP	0.38	0.47	0.53
Wylie (1996)	CAN (46-91)	—	AR(1)	CD / RL	0.51	0.30	0.19

A partir d’une spécification excluant la tendance temporelle, Munnell (1990a) obtient ainsi une élasticité estimée du capital public comprise entre 31% et 39% suivant la nature des rendements d’échelle<sup>7</sup>. Selon l’auteur, ces résultats illustrent le fait que l’importance de la décélération de la productivité des facteurs privés traditionnellement mesurée ne provient en fait que de l’omission du stock de capital public dans la liste des facteurs de production. Une fois prises en compte les externalités associées aux infrastructures publiques, la diminution de la productivité moyenne du travail sur les périodes 1948-69 et 1969-87 passe en effet de 1.4% à seulement 0.3%. La différence est alors uniquement imputable au ralentissement de la croissance des investissements publics. Ces résultats sont sensiblement identiques à ceux d’Eisner (1994) qui, reprenant les spécifications d’Aschauer, obtient notamment une élasticité de 24% par la méthode de Cochrane-Orcutt sous l’hypothèse de rendements libres sur la période 1961-91.

Plus récemment, Vijverberg et alii. (1997) ont estimé une fonction de production intégrant dans l’espace des inputs le stock de biens intermédiaires ainsi que le stock de

<sup>7</sup>Cette élasticité est comprise entre 21% et 45% pour le coeur d’infrastructures défini de la même façon qu’Aschauer (1989).

capital public fédéral et local. Dans le cadre d'une spécification de type Cobb-Douglas ou semi-Translog avec tendance linéaire, les auteurs obtiennent, à l'instar de Ram et Ramsey (1989), une contribution très élevée du capital public des Etats (48%) mais pas de contribution significative du capital fédéral. Enfin, citons l'étude de Sturm et De Haan (1995) qui proposent de nouvelles estimations des équations d'Aschauer sur des données provenant la *Federal Reserve Bank* de Saint Louis. Ils obtiennent une élasticité estimée du capital public de l'ordre de 41% (45% par la méthode de Cochrane-Orcutt), comparable à celle qui avait été obtenue à partir des données du *BEA*.

Parallèlement, à notre connaissance au moins quatre applications empiriques ont été proposées pour différents pays de l'OCDE hors Etats-Unis (cf. tableau 2). Ainsi, Berndt et Hansson (1992) fournissent une première estimation pour la Suède (1960-88) avec une élasticité du capital public de l'ordre de 69%. Sur données canadiennes, Wylie (1996), obtient sous l'hypothèse de rendements constants une élasticité de 51%, proche des résultats obtenus sur données américaines.

Enfin, Otto et Voss (1994), privilégiant l'hypothèse de rendements constants par rapport aux seuls facteurs privés estiment sur données australiennes (1966-90) une élasticité de 38%. Cependant, leurs résultats sont beaucoup moins probants, lorsque les mêmes équations sont appliquées sur des données sectorielles, puisque dans ce cas les élasticités estimées sont d'une part très sensibles aux choix de la spécification des rendements et d'autre part négatives pour certains secteurs (-24% pour le secteur des transports sous l'hypothèse de RCFP par exemple).

En résumé, ces études semblent confirmer dans l'ensemble le niveau élevé de la contribution productive des infrastructures publiques, l'élasticité estimée pour les Etats-Unis variant de 0.24% à 0.48%. Cependant, il convient de noter que dans le même temps la contribution des facteurs privés (emploi et stock de capital) est très souvent largement inférieure à la part de leur rémunération respective dans le total de la valeur ajoutée. De plus, les résultats d'Aschauer (1989), de Ram et Ramsey (1989), d'Eisner (1994), de Balmaseda (1997), de Vijverberg (1997) et de Sturm et De Haan (1995) tendent à montrer que l'élasticité de la production par rapport au capital privé est inférieure ou égale à celle du capital public. De la même façon, l'élasticité par rapport à l'emploi est négative ou non significative sous certaines spécifications si l'on s'en réfère aux travaux de Munnell (1990a) ou de Sturm et De Haan (1995). De telles conclusions ne peuvent que relativiser la validité des estimations de la contribution productive du capital public obtenues par cette approche.

Enfin, si pour autant l'on admet pour pertinentes de telles estimations, les taux de rendement marginaux annuels du capital public présentent alors des niveaux extrêmement élevés et peu crédibles. Tatom (1993) ou Gramlich (1994) ont ainsi calculé à partir des élasticités estimées par Aschauer (1989) que la productivité marginale annuelle des infrastructures publiques serait comprise entre 75% en 1970 et plus de 100% en 1991.

*" Estimates of production elasticity from 0.38 to 0.56 result in pretty stratospheric estimates of the marginal product of government capital, 100 percent per annum or more. That means that one unit of government capital pays for itself in terms of higher output in a year or less, which does strike one as implausible", (Gramlich 1994, page 1186).*

On comprend alors aisément que de tels résultats, de par leur implications en terme de politique économique, aient suscité de nombreuses critiques portant essentiellement sur la validité économétrique de l'approche en termes de fonction de production appliquée sur données agrégées.

## 1.2 Les estimations sur données différenciées

Le niveau très élevé des estimations d'Aschauer (1989) suggérait tout d'abord la présence possible d'un biais dû à la non stationnarité des séries considérées. En effet, les premières études fondées sur une approche en termes de fonction de production ont été appliquées sur des spécifications en niveau sans pour autant que des tests de non stationnarité ou de cointégration aient été proposés au préalable. C'est pourquoi, plusieurs auteurs ont remis en cause la validité de ces estimations en insistant sur les phénomènes de régressions fallacieuses mis en exergue par Chan, Hayya et Ord (1977) ou Nelson et Kang (1984). Or, comme le montre le tableau 3, il apparaît que la spécification d'une fonction de production en différences premières rendue nécessaire par l'absence de relation de cointégration conduit généralement à des estimations non significatives ou peu robustes de la contribution des infrastructures publiques.

Sturm et De Haan (1995) trouvent ainsi, tant sur données américaines que néerlandaises que les variables considérées ne sont ni stationnaires ni cointégrées. L'estimation doit alors être menée sur données en différences premières (taux de croissance, comme on part des logarithmes). Pour les Etats-Unis, l'hypothèse de rendements constants retenue par Aschauer est alors rejetée, et l'élasticité estimée sous l'hypothèse de rendements libres (26%) est non significative au seuil standard. L'introduction du taux d'utilisation des capacités de production permet de retrouver une élasticité très élevée et significative (71%), mais la contribution du capital privée devient alors négative.

L'absence de robustesse des résultats d'Aschauer, sur données différenciées, est en outre confirmée par Tatom (1991) et Hulten et Schwab (1991a). Ces derniers obtiennent ainsi, suivant les spécifications, des élasticités de 11%, 19% et 3% non significatives aux seuils standard.

Seuls Ford et Poret (1991) obtiennent des résultats plus favorables, en imposant la pondération relative des facteurs privés. Leur étude, appliquée à onze pays de l'OCDE, constitue une référence importante, et distingue une conception large du capital public d'un coeur d'infrastructures défini plus étroitement.

Cependant, le niveau des contributions estimées par Ford et Poret, après correction de l'autocorrélation d'ordre 2, est soit très élevé soit non significative et leurs résultats présentent une instabilité et une variance peu explicable entre pays de structure comparable. Ainsi, pour la France obtient-on une élasticité de 55% sur la définition étroite (16%, non significatif après correction pour autocorrélation) tandis que sur la définition large, l'élasticité estimée est non significative (négative). A l'inverse, en Allemagne, les valeurs obtenues sont respectivement de l'ordre de 81% et de 102%, avec une contribution négative des facteurs privés (non significative).

De plus, la spécification retenue par Ford et Poret inclut une combinaison des facteurs privés qui implique des restrictions sur les paramètres qui ne sont pas testées au préalable (Sturm 1998). Il apparaît donc difficile de considérer comme robustes les résultats de ces estimations sur données différenciées.

Tableau 3 : Estimations sur Données Différenciées

Etude	Pays	Période	Rdts	$e_g^*$
<i>Tatom (1991)</i>	Etats-Unis	49-89	—	N.S.
<i>Hulten et Schwab (1991a)</i>	Etats-Unis	49-85	RL	N.S.
<i>Sturm et De Haan (1995)</i>	Etats-Unis	49-85	RL	N.S.
	Pays Bas	60-90	RC	1.16
<i>Ford et Poret (1991)</i> <i>(Définition Etroite)</i>	Etats-Unis	57-89	RL	0.40
	France	67-89	RC	N.S.
	Roy. Uni	73-88	RC	N.S.
	Allemagne	62-89	RL	0.81
<i>(Définition Large)</i>	Etats-Unis	57-89	RL	0.54
	France	71-89	RL	N.S.
	Roy. Uni	73-88	RC	N.S.
	Allemagne	62-88	RL	1.02

\* : Les t-stats sont entre parenthèses. RL : Rdts Libres, RC : Rdts Constants

Ainsi, les résultats obtenus à partir de données différenciées concluent généralement à l'absence de relation stable et significative entre le stock de capital d'infrastructures et la productivité totale des facteurs privés. Ceci conduit à remettre en cause la validité des estimations d'Aschauer (1989), mais au delà l'existence même d'une quelconque contribution productive des infrastructures publiques. C'est pourquoi, Munnell (1992) a en particulier critiqué le recours à une spécification en différences premières de la fonction de production, en arguant du fait qu'une telle stratégie d'estimation ne permet pas de tenir compte des éventuelles relations de long terme pouvant exister entre le produit et les différents facteurs de production ou entre ces derniers.

*"First differencing destroys any long-term relationship in data, which is exactly what one is trying to estimate. Instead of just first differencing, the variables should be tested for cointegration, adjusted, and estimated accordingly."* (Munnell 1992, page 193).

En effet parmi les études citées, seuls Tatom (1991) ou Sturm et De Haan (1995) ont appliqué différents tests de l'hypothèse de cointégration avant de recourir à une spécification en différences premières. Cependant Munnell (1992) critique l'approche de Tatom qui inclut le prix de l'énergie dans l'espace des variables explicatives, alors que rien ne permet de justifier sur le plan théorique que cette variable soit intégrée d'ordre un. Dès lors, selon l'auteur, il convient de s'interroger de façon plus générale et plu systématique sur l'existence éventuelle d'une relation de cointégration au niveau de la fonction de production et sur la manière dont il conviendrait alors d'estimer la contribution productive du capital public

### 1.3 Recherches de cointégration

Cependant l'assimilation de la fonction de production à une relation de cointégration, préconisée par de certains auteurs, ne va pas sans poser certains problèmes tant sur le plan théorique que sur le plan empirique.

Sur le plan théorique tout d'abord, l'existence d'une relation de long terme entre le produit et l'ensemble des facteurs privés et publics de production, suppose implicitement que la productivité totale des facteurs (P.T.F.) soit stationnaire. Or, rien ne permet d'affirmer a priori, que le résidu de Solow purgé des seuls effets liés aux externalités associées aux infrastructures publiques puisse-t-être, contrairement à la plupart des séries macroéconomiques, représenté par un processus non persistant. Certains modèles, comme celui proposé par Gali (1994), envisagent en effet au contraire l'hypothèse d'un processus intégré d'ordre un. Comme nous le verrons dans le chapitre suivant, la seule propriété de croissance équilibrée dans les modèles théoriques avec capital public ne garantit pas l'existence d'une relation de cointégration au niveau de la fonction de production. Seuls les modèles de croissance endogène stochastiques inspirés des travaux de Barro (1990) excluent en général le cas d'une P.T.F. non stationnaire en raison de la possibilité d'une dynamique explosive et impliquent dès lors l'existence d'une relation de long terme entre le produit et l'ensemble des facteurs. Cependant, cette hypothèse s'inscrit dans un cadre plus vaste d'hypothèses techniques garantissant l'existence d'une trajectoire selle, comme la croissance nulle de la force de travail par exemple.

En outre, certains auteurs comme Crowder et Himarios (1997) vont même jusqu'à réfuter l'idée selon laquelle la fonction de production puisse correspondre à une relation de long terme. Pour eux, seules sont valides les implications en terme de cointégration induites par l'hypothèse de croissance équilibrée.

*"The production function is not a long-run equilibrium process that drives the low-frequency components of the variables but is, instead, a period-by-period technology constraint that describes the short-run or high-to-medium frequency components of the variables"* (Crowder et Himarios 1997, page 1048)

Sans aller jusqu'à exclure, comme Crowder et Himarios, la possibilité qu'il puisse exister une relation de long terme entre le produit et l'ensemble des facteurs, il apparaît évident qu'une telle relation ne peut prévaloir qu'à la condition de disposer d'une spécification exhaustive de la fonction de production. Or, rien ne garantit que la prise en compte des seules externalités associées aux infrastructures publiques suffise à caractériser l'ensemble des déterminants de la productivité totale des facteurs privés. D'importantes variables de conditionnement telles le capital humain, le stock de capital de Recherche et Développement (Nadiri et Mammuneas 1994), le degré d'ouverture commerciale (Coe et Moghadam 1993) peuvent en effet affecter l'efficacité du système productif et intervenir dans une éventuelle relation de long terme. L'omission de tels facteurs peut dès lors conduire à une mesure fallacieuse de la composante autonome du résidu de Solow et nuire ainsi à l'identification d'une relation de cointégration au niveau de la fonction de production.

Ces différentes considérations expliquent au moins en partie le caractère peu tranché des principaux résultats empiriques obtenus dans la littérature. Ainsi sur données américaines, quatre études ont à notre connaissance proposé différents tests de l'hypothèse de cointégration (ou de non cointégration). Parmi celles-ci trois concluent au rejet de l'hypothèse de cointégration entre le produit et les facteurs privés et publics de production (Tatom 1991, Sturm et De Haan 1995, Crowder et Himarios 1997) tandis que Lau et Sin (1997) mettent au contraire en évidence l'existence d'une relation de long terme.

Ainsi, à partir de spécifications identiques à celles d'Aschauer (1989), Sturm et De Haan montrent que les tests d'Engle et Granger (1987) ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle de non cointégration (non stationnarité de la P.T.F.). Sous l'hypothèse de rendements constants, la t-statistique ( $-0.874$ ) est en effet très largement supérieure aux seuils correspondants tabulés par Mac Kinnon ( $-5.72$  à  $1\%$ ,  $-4.90$  à  $5\%$  et  $-4.50$  à  $10\%$ ). Les auteurs en concluent qu'il convient de stationnariser les séries par différenciation.

Tatom (1991) ou Crowder et Himarios (1997), utilisant des données provenant de la *F.R.B.* de Saint Louis, parviennent à la même conclusion en ce qui concerne l'absence de relation de cointégration au niveau de la fonction de production<sup>8</sup>. Mais si Tatom préconise, tout comme Sturm et De Haan, de stationnariser les séries par différenciation, Crowder et Himarios adoptent une autre stratégie fondée sur l'identification d'une tendance stochastique commune.

Considérant le système trivarié  $\log(y)$ ,  $\log(k)$ ,  $\log(k_g)$ , les auteurs montrent que le test de la trace de Johansen (1988) conduit à retenir deux relations de cointégration de vecteur  $[1, -1]$  entre d'une part le produit et le stock de capital privé et d'autre part le produit et le stock de capital public. Crowder et Himarios montrent que ces résultats correspondent aux restrictions imposées dans un modèle néo-classique de croissance équilibrée, où le produit, le stock de capital privé et le stock de capital public<sup>9</sup> doivent nécessairement partager la même tendance stochastique. Après avoir estimé cette tendance commune par la méthode de Stock et Watson (1988), ils identifient les paramètres de la fonction de production à partir des composantes cycliques de la production et des stocks de capital privé et public. L'élasticité estimée du capital public est alors positive (typiquement  $27.5\%$  sous l'hypothèse de rendements libres) et largement significative contrairement aux résultats de Tatom obtenus sur données différenciées.

En fait, seuls Lau et Sin (1997) concluent à l'existence d'une relation de cointégration entre le produit et l'ensemble des facteurs de production pour les Etats-Unis. Cherchant à tester l'hypothèse de croissance endogène et à estimer la contribution productive du capital privé et du capital public, ils développent tout d'abord un modèle canonique d'équilibre général dynamique stochastique afin d'en tirer des implications permettant de distinguer la croissance endogène de la croissance exogène.

Considérant un processus *VAR* trivarié  $\log(y)$ ,  $\log(k)$ ,  $\log(k_g)$  avec une tendance déterministe, Lau et Sin (1997) appliquent les tests de la trace et du  $\lambda$  max (Johansen 1988), et concluent à l'existence d'une relation de cointégration entre les trois variables sur données longues (1925-89). Après normalisation, ils obtiennent ainsi une élasticité de  $11\%$  pour le capital public et de  $43\%$  pour le capital privé. Les auteurs montrent en outre que les restrictions sur les paramètres imposées par l'hypothèse de croissance endogène (constance des rendements dans les facteurs accumulables en particulier) sont largement rejetées.

Si les résultats sur données américaines sont relativement peu tranchés, les études empiriques proposées pour les autres pays de l'OCDE concluent généralement à l'existence

---

<sup>8</sup>Mais, comme le souligne Munnell (1992), l'intégration du prix relatif de l'énergie dans la relation de long terme fragilise les résultats de Tatom (1991). C'est en particulier pourquoi, Crowder et Himarios (1997) excluent le prix de l'énergie de leur spécification.

<sup>9</sup>Lorsque ce dernier est déterminé par un processus endogène et croît à long terme au même rythme que les autres agrégats privés.

d'une relation de cointégration. Ainsi, sur données espagnoles (1964-89), Argimon et *alii.* (1993) concluent à l'existence d'une relation de cointégration au niveau de la fonction de production (test de Engle et Granger). Ils obtiennent alors dans le cadre d'un modèle à correction d'erreur (*E.C.M.*) une élasticité très élevée du capital public de l'ordre de 59%. Plus récemment, reprenant les mêmes données, Flores de Frutos et *alii.* (1998) confirment ces premiers résultats par la procédure de Johansen. Le test du  $\lambda$ -max conduit à ne retenir qu'une seule relation de cointégration incluant l'ensemble des facteurs privés et publics de production. Excluant la tendance déterministe et retenant l'hypothèse de rendements constants, ils obtiennent alors une élasticité de 21%. Mais ils montrent en outre que la prise en compte de cette seule élasticité ne permet de refléter que les effets instantanés des infrastructures publiques sur la productivité. Une analyse en terme de fonction de réponse aux chocs dans un cadre *VAR* leur permet de montrer qu'une hausse transitoire de 1% du taux de croissance du stock de capital public implique à long terme une augmentation de 2.8% du produit, de 0.3% de l'emploi et de 3.1% du stock de capital privé.

Dans leur étude consacrée au ralentissement des gains de productivité observé en France depuis le milieu des années 70, Coe et Moghadam (1993) identifient deux principaux "moteurs" de la croissance, à savoir l'ouverture commerciale intra-Européenne et l'accumulation de capital tant privé que public. Pour ce faire, ils appliquent tout d'abord les deux tests de Johansen dans le cadre d'un processus *VAR* à 5 variables incluant le produit, un agrégat de capital, le stock de capital en R&D, l'emploi et un indicateur d'ouverture commerciale. Il convient de noter que leur agrégat de capital comprend à la fois le stock de capital privé, le stock de capital public et le stock de capital des entreprises publiques.

Le test du  $\lambda$ -max indique la présence au plus de deux relations de cointégration. Les estimations montrent alors que ces deux relations de long terme font intervenir le produit ainsi que l'ensemble des facteurs de production, et peuvent s'assimiler par là même à des fonctions de production. Seule une des deux relations présente des élasticités positives pour tous les facteurs. L'élasticité associée à l'agrégat de capital tant privé que public est alors égale à 53%. Cependant, Coe et Moghadam précisent que lorsque les différents agrégats de capital sont introduits de façon séparée, les conclusions sont alors beaucoup moins probantes<sup>10</sup>.

*"The specification of the equation does not allow the different components of capital -government infrastructures, public enterprises, private business and residential capital- to have different impact on output. Specifications that entered some or all of the components of capital separately yielded implausible results", (Coe et Moghadam 1993, page 553)*

Coe et Moghadam (1993) insistent en outre sur le fait que les propriétés de super convergence des estimateurs des MCO en présence d'une relation de cointégration permettent de faire abstraction des éventuels problèmes de simultanéité. Or un tel raisonnement n'est valide que lorsque que la dimension de l'échantillon est très importante. A distance finie, au contraire, rien ne garantit que d'éventuelles corrélations entre les innovations

---

<sup>10</sup>Les résultats des deux tests sont dans ce cas très contradictoires ( $r = 0$  pour le test du  $\lambda$ -max et  $r = 2$  pour le test de la trace) et les deux vecteurs de cointégration estimés sont peu interprétables sur le plan économique.

des processus intégrés d'ordre un et le résidu de la relation de cointégration ne puissent affecter de façon significative les estimations et les distributions asymptotiques des tests usuels.

En effet, dès lors que le résidu de la relation de cointégration est corrélé avec les innovations des régresseurs, les estimateurs des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) des paramètres du vecteur de cointégration sont biaisés à taille d'échantillon finie. La présence de ce biais, qualifié par Phillips (1995) de biais d'endogénéité de long terme, implique des distributions non standard pour les statistiques des principaux tests usuels. C'est en partie pour cette raison, qu'Otto et Voss (1997) utilisent la méthode d'estimation des Fully Modified (*F.M.*) ou Moindres Carrés Modifiés proposée initialement par Phillips et Hansen (1990), puis étendue par Phillips (1995).

Cette procédure semi-paramétrique d'estimation, fréquemment utilisée dans la littérature empirique, a pour principe de base d'appliquer les Moindres Carrés Ordinaires sur des variables transformées, la transformation utilisée étant fondée sur une estimation préalable de la matrice de variance covariance de long terme. L'idée est de se ramener à une nouvelle représentation de la relation de cointégration dans laquelle les résidus vérifient les bonnes propriétés d'orthogonalité.

Sur données australiennes (1959-92), Otto et Voss obtiennent ainsi une élasticité du capital public de l'ordre de 17% sous l'hypothèse de rendements constants et de 30% avec rendements non contraints. Mais leurs estimations sont en revanche relativement peu précises puisque sous l'hypothèse de R.C., l'intervalle de confiance à 95% est compris entre 1% et 32%.

L'hypothèse de relation de cointégration, testée dans ce cas *a posteriori*, est alors largement acceptée. Les auteurs utilisent un premier test dit de "variable additionnelle" proposé par Park, Ouliaris et Choi (1988)<sup>11</sup>. Ce test, admettant la cointégration pour hypothèse nulle, consiste à réestimer le modèle en incluant des variables supplémentaires fonction du temps. Sous l'hypothèse nulle de bonne spécification de la relation de cointégration, ces variables ne doivent pas avoir de pouvoir explicatif supplémentaire. Un test de Wald ajusté à l'estimateur de la matrice de variance covariance de long terme est utilisé pour tester la significativité jointe de ces variables. Otto et Voss appliquent en outre le test d'Engle et Granger (1987) admettant la non cointégration pour hypothèse nulle. Sous l'hypothèse de rendements constants, les deux tests concluent sans ambiguïté à l'existence d'une relation de cointégration au niveau de la fonction de production.

---

<sup>11</sup>Park J.Y., Ouliaris S. et Choi B. (1988), "Spurious regression and tests for cointegration", *Working Paper 8807, Center for Analytical Economics, Cornell University*.

Tableau 4 : Recherches de Relations de Cointégration

Etude	Données	Tests	P.T.F.	$\hat{e}_g^*$
<i>Tatom (1991)</i>	USA (1949-89)	Engle-Granger	$I(1)$	—
<i>Sturm et De Haan (1995)</i>	USA (1949-85)	Engle-Granger	$I(1)$	—
<i>Lau et Sin (1997)</i>	USA (1925-89)	Johansen	RCI	11%
<i>Crowder et Himarios (1997)</i>	USA (1949-85)	Johansen	TSC	27%
<i>Argimon et alii. (1993)</i>	ESP (1964-92)	Engle-Granger	RCI	59%
<i>Flores de Frutos alii. (1998)</i>	ESP (1964-92)	Johansen	RCI	21%
<i>Coe et Moghadam (1993)</i>	FRA (71:4,94:4)	Johansen	RCI	53%
<i>Otto et Voss (1997)</i>	AUS (59:3, 92:2)	Park et <i>alii.</i>	RCI	17%
		Engle et Granger	RCI	—
<i>Ramirez (1998)</i>	MEX (1950-93)	Engle-Granger	RCI	—

\* : Seules sont reportées les élasticités estimées dans le cas d'une relation de cointégration (RCI)

RCI : relation de cointégration, TSC : tendance stochastique commune

En résumé, comme le montre le tableau 4, il apparaît relativement délicat, notamment dans le cas des Etats-Unis, de tirer une quelconque conclusion quant à la validité d'une approche en terme de cointégration menée uniquement à partir de la fonction de production. Si pour les autres pays de l'OCDE étudiés, l'hypothèse d'une relation de long terme est généralement retenue, les estimations de la contribution productive du capital public sont en revanche relativement hétérogènes. Otto et Voss (1997) ou Flores de Frutos (1998) obtiennent ainsi des élasticités estimées proches de celles obtenues sur données de panel, alors que Argimon et *alii.* (1993) ou Coe et Moghadam (1993) confirment les résultats d'Aschauer (1989) ou de Munnell (1990a).

Adoptant une approche légèrement différente, Kocherlakota et Yi (1996) estiment quant à eux un effet à long terme et testent l'hypothèse de non-neutralité de l'investissement public dans une perspective de croissance endogène.

La présence d'une croissance auto-entretenu implique en effet que les innovations temporaires des variables de politique économique aient des effets permanents sur le niveau du produit par tête, ce qui n'est pas le cas dans une configuration de croissance exogène. Partant de cette constatation, les auteurs proposent un test de l'hypothèse de croissance endogène fondé sur la régression du taux de croissance du produit  $y_t$  sur les taux de croissance retardés du produit et sur différentes variables d'intérêt  $x_t$  parmi lesquelles figurent les ratios de capital public (équipements et structures) sur le produit. Sur données américaines (1925-88), Kocherlakota et Yi montrent que seuls les ratios de capital public possèdent des effets à long terme. Les élasticités de long terme correspondantes, déterminées sont alors égales à 6.5% pour le capital d'équipements publics et 18% pour le capital de structures<sup>12</sup>.

<sup>12</sup>Ces résultats ont en outre été confirmés dans une application similaire menée sur données américaines et anglaises (Kocherlakota et Yi 1997).

## 1.4 L'estimation sur données de panels

A priori, les données de panels présentent l'avantage de combiner l'information apportée par les séries chronologiques avec celle que comporte la variance internationale ou régionale des séries. Pourtant, les résultats obtenus sur cette base restent très dépendants de la spécification des effets spécifiques, individuels ou temporels.

### 1.4.1 Applications internationales

Considérant un panel de 7 pays<sup>13</sup> de l'OCDE de 1963 à 1988, Evans et Karras (1994a) mettent ainsi en évidence l'absence de robustesse des résultats issus de l'estimation directe d'une fonction de production. Ils n'obtiennent en particulier d'élasticité significative du capital public que sur un modèle n'incluant aucun effet spécifique. En raison de la présence de racine unitaire dans les données, les auteurs privilégient une spécification en différences premières d'une fonction de production de type Cobb Douglas. Leur modèle général s'écrit donc sous la forme :

$$\Delta y_{i,t} = \alpha + e_n \Delta n_{i,t} + e_k \Delta k_{i,t} + e_g \Delta k_{i,t}^g + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

avec  $t = 1, \dots, T$ ,  $i = 1, \dots, 7$  et

$$\varepsilon_{i,t} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + v_{i,t} \quad v_{i,t} \text{ i.i.d} \quad (8)$$

Les paramètres  $\mu_i$  et  $\lambda_t$  représentent ici des effets individuels et temporels introduits de façon à capter respectivement toutes les évolutions a-temporelles et communes à tous les pays de la productivité totale des facteurs. Evans et Karras envisagent alors 3 spécifications alternatives : la première suppose l'absence d'effets individuels et temporels ( $\mu_i = \lambda_t = 0, \forall (i, t)$ ), la seconde correspond à un modèle à effets individuels et temporels fixes, et la dernière correspond à un modèle à effets aléatoires.

Lorsque les effets individuels et temporels sont omis, l'élasticité estimée du capital public est relativement élevée (18%) et largement significative. Mais Evans et Karras montrent que ce résultat n'est pas robuste d'une part à l'introduction des effets spécifiques et d'autre part à leur spécification (fixe ou aléatoire). En effet, lorsque ces variables sont introduites, les élasticités estimées sont alors négatives (-10.3% avec  $\lambda_t \neq 0$  et -17.5% avec  $\lambda_t \neq 0$  et  $\mu_i \neq 0$ ) et non significatives aux seuils standard. De plus, lorsque les effets pays sont supposés aléatoires, l'élasticité estimée du capital privé devient négative, tandis que celle du capital public (3%) demeure non significative. Enfin, les résultats dépendent aussi fortement de la spécification du processus autorégressif des résidus ( $\rho_i$  ou  $\rho_i = \rho$ ).

*"We found that government capital is estimated to have large and highly significant productivity only if we misspecify the production function by ignoring time and individual effects in productivity growth. Under the most plausible specifications, the estimates are not statistically significantly different from zero at conventional levels. Moreover, the estimates are fragile in the sense that minor changes in specification can appreciably affect them."* (Evans et Karras, 1994a, pages 277-278)

---

<sup>13</sup>Belgique, Canada, Finlande, Allemagne, Grèce, Royaume-Uni et Etats-Unis.

Au delà de la discussion sur l'introduction même de ces effets spécifiques, la présence d'une forte instabilité des estimations suivant leur spécification (fixe ou aléatoire), traduit dans l'étude d'Evans et Karras la présence d'une forte corrélation entre ces effets et les variables explicatives du modèle (test de Hausman 1978). Les pays bénéficiant d'un taux de croissance de la production ou de la PTF structurellement élevé sont en effet susceptibles de disposer de dotations plus importantes notamment en capital tant privé que public.

On peut citer ici en outre, l'étude de Dessus et Herrera (1996), qui adoptant un panel plus large (28 pays) retrouvent des effets plus importants avec une élasticité de 0.26 sur données en niveau, de 0.18 sur données en différence.

#### 1.4.2 Le niveau d'agrégation des données

Proposant une première synthèse de la littérature empirique, Munnell (1992) met en évidence une relative homogénéité des estimations de la contribution productive du capital public obtenues sur données américaines suivant le degré d'agrégation des données considérées. Elle constate en effet que les élasticités estimées sur données nationales sont dans la majorité des cas largement supérieures à celles obtenues à partir de données régionales, ces dernières étant souvent non significatives ou proches de zéro. Munnell explique ce résultat par l'existence d'éventuelles externalités régionales associées aux infrastructures publiques locales, les équipements d'une région pouvant affecter positivement la productivité des régions voisines (réseaux d'autoroutes, aéroports etc..). Dès lors, l'estimation des rendements du capital public sur données régionales peut conduire à sous estimer la contribution productive de ces équipements du fait de la non prise en considération des phénomènes de diffusion spatiale.

Le même type d'argument a été en outre avancé par Argimon et *alii.* (1993) pour justifier le niveau élevé de leur estimations obtenues sur données agrégées espagnoles.

*"The elasticity of output to infrastructure obtained in this paper can be observed to lie in the upper band of the estimations found in other countries. However, it is similar to the elasticity estimated in studies that use time series at a national level. The lower value of the output elasticity obtained in other works that use more disaggregated data (states, regions, town) may be due to the loss of the externality effect which public capital at a regional level has on private productivity in other regions."*, (Argimon et *alii.* 1993, page 28)

Cependant à partir de données régionales américaines, Balmaseda (1996) montre que ces effets de diffusion sont quantitativement négligeables. Le coefficient associé au stock de capital public agrégé dans une spécification de type Cobb Douglas de la fonction de production des Etats est en effet non significativement différent de zéro. L'auteur montre alors que les effets de diffusion spatiale ne peuvent à eux seuls expliquer la faiblesse des estimations de l'élasticité du capital public menées à un niveau régional. Cette conclusion est en outre confirmée par Holtz-Eakin et Schwartz (1995) qui rejettent l'hypothèse de diffusion spatiale pour les infrastructures autoroutières à partir de tests menés sur un panel de 48 Etats américains. De même, Holtz-Eakin (1994) montre que le passage du niveau des Etats à un niveau régional ne modifie pas de façon sensible les estimations de la contribution productive du capital public. Seuls Mas et *alii.* (1996), mettent en évidence sur données espagnoles, l'existence d'effets externes régionaux, caractérisés par la

présence d'une corrélation positive entre la production d'une région et les infrastructures des régions frontalières (élasticité de 14.1%).

A l'inverse, Balmaseda (1997) montre l'existence de biais d'agrégation pouvant expliquer au moins en partie les estimations particulièrement élevées obtenues sur données agrégées par Aschauer (1989) ou Munnell (1990a). Utilisant les données régionales portant sur 48 Etats de Munnell (1990b) et de Holtz Eakin (1994), l'auteur propose un exercice de simulation fondé sur processus estimé à partir d'une spécification en panel incluant des effets individuels et des effets temporels fixes.

$$y_{i,t} = e_k k_{i,t} + e_n n_{i,t} + e_g k_{g,i,t} + \xi_{i,t} \quad (9)$$

$$\xi_{i,t} = \alpha_i + \beta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

où  $n_{i,t}$ ,  $k_{i,t}$  et  $k_{g,i,t}$  désignent respectivement l'emploi, le stock de capital privé et le stock de capital public de l'état  $i$  ( $1, \dots, N$ ). Les paramètres  $\alpha_i$  et  $\beta_t$  correspondent à des effets fixes individuels et temporels. Sous cette spécification, les élasticités estimées du capital public à partir des deux échantillons sont légèrement négatives ( $-0.037$  et  $-0.063$ ).

A partir du processus ainsi estimé, Balmaseda simule 10000 pseudo échantillons de séries de productions régionales  $y_{it}$  d'une taille correspondant à celle des données historiques. L'auteur réplique alors la même régression sur données agrégées pour chaque pseudo échantillon.

$$y_t = c_1 + c_2 t + c_k \tilde{k}_t + c_n \tilde{n}_t + c_g \tilde{k}_{g,t} + \mu_t \quad (11)$$

avec

$$\tilde{z}_t = \log \left[ \sum_{i=1}^N \exp(z_{i,t}) \right] \quad z = \{y, k, n, k_g\} \quad (12)$$

Les résultats des simulations indiquent (i) la présence d'un biais d'agrégation positif dans l'estimation du paramètre  $c_g$  puisque la moyenne des élasticités estimées sur données simulées (0.051 et 0.168) est supérieure aux élasticités du processus générateur des pseudo échantillons<sup>14</sup> et (ii) un biais négatif dans l'estimation des écarts types associés à cette élasticité (0.183 et 0.273 contre 0.388 et 0.553 dans le *D.G.P.*). Balmaseda illustre ainsi un possible biais d'agrégation susceptible d'expliquer au moins en partie la différence de niveau entre les estimations menées sur données agrégées et sur données régionales. Ce biais aurait sans doute été encore plus important si l'on avait supposé que les élasticités du capital public étaient différentes suivant les régions.

### 1.4.3 Applications régionales

Le cadre régional constitue un niveau privilégié d'estimation de la contribution des infrastructures. D'un côté, il procure un élargissement de l'ensemble d'information disponible en fonction de l'inégalité des dotations et des performances. De l'autre, il représente un

<sup>14</sup>Dans les 2 échantillons, la moyenne des estimations sur données simulées est en dehors de l'intervalle de confiance à 90% sur les paramètres correspondant du DGP. De plus, suivant les échantillons 9% ou 24% des réalisations de l'estimateur de  $c_g$  sont supérieures à 57%, qui correspond à l'estimation la plus élevée obtenue sur données agrégées par Aschauer (1989). Voir tables 11 et 12, Balmaseda (1997).

enjeu spécifique avec les problèmes de localisation et de concurrence territoriale qui lui sont associés<sup>15</sup>. Nous présenterons successivement les résultats des études menées sur données américaines puis sur données d'autres pays de l'OCDE.

**Etudes régionales américaines** Le prodrome d'une analyse empirique des rendements du capital public menée à un niveau régional fut sans doute constituée par l'étude de Da Silva Costa, Ellson et Martin (1987) portant sur 48 états américains. A partir d'une spécification de type translog de la fonction de production estimée en coupe pour l'année 1972, les auteurs mettent en évidence l'existence d'une relation complémentaire entre l'emploi et le stock de capital public des Etats (excluant les infrastructures fédérales). L'élasticité du capital public évaluée au point moyen présente une grande variabilité suivant les Etats puisqu'elle est comprise entre  $-52\%$  (Dakota du Nord) et  $46.8\%$  (Caroline du Sud). La moyenne nationale se situe cependant à  $19\%$  pour le secteur manufacturier et à  $26\%$  pour l'ensemble des secteurs non agricoles. Da Silva Costa et *alii.* confirment en outre la présence de rendements décroissants sur le capital public puisque d'une part les paramètres associés aux termes quadratiques correspondants sont négatifs et significatifs et que d'autre part les élasticités régionales estimées sont décroissantes par rapport au stock de capital par tête. De plus, l'absence de toute corrélation significative entre les élasticités estimées et le niveau médian de revenu par tête des Etats, conduit les auteurs à remettre en cause l'idée selon laquelle le développement d'infrastructures dans les régions les plus pauvres constituerait le meilleur instrument de politique d'aménagement du territoire.

Mais à l'instar des travaux d'Aschauer (1989) sur séries agrégées, c'est sans aucun doute l'étude de Munnell (1990b)<sup>16</sup> qui constitue l'une des principales références de la littérature consacrée aux applications régionales. Utilisant des séries reconstruites de capital public pour 48 Etats américains (1970-1986), l'auteur estime différentes spécifications de la fonction de production en panel, sans pour autant introduire d'effets spécifiques. Dans le cas Cobb Douglas, elle obtient une élasticité de  $15\%$  largement significative pour le stock agrégé ( $6\%$  pour les infrastructures autoroutières et  $12\%$  pour les équipements de distribution et de traitement des eaux). L'utilisation d'une spécification de type translog ne modifie que peu les résultats (élasticité de  $16\%$  au point moyen), mais contrairement à Da Silva Costa et *alii.*, Munnell met en évidence des rendements croissants du capital public et une relation de substituabilité avec l'emploi. Obtenant ainsi des résultats beaucoup plus plausibles que ceux obtenus sur séries agrégées, Munnell insiste néanmoins sur la présence éventuelle de phénomènes de diffusion spatiale qui pourraient conduire à sous estimer la contribution productive des infrastructures publiques. Ces résultats ont été globalement confirmés par Eisner (1991) qui obtient typiquement une élasticité proche de  $17\%$ .

---

<sup>15</sup>On peut d'ailleurs à ce titre se demander si les corrélations empiriques ne risquent pas de traduire autant ce phénomène de réallocation qu'une contribution directement productive.

<sup>16</sup>Publiée aussi dans Munnell et Cook (1990).

Tableau 6 : Estimations sur Données Régionales

Etude	Données	Modèle*	Méthode	$\alpha_t$	$\alpha_i$	$\widehat{e}_g$
<i>Etats Unis :</i>						
Da Silva et alii. (1987)	48 Etats (37-72)	TSL / Niv.	Cross	—	—	0.19
Munnell (1990b)	48 Etats (70-86)	CD / Niv.	MCO	—	—	0.15
Eisner (1991)	48 Etats (70-86)	CD / Niv.	MCO	—	—	0.15
Hulten et Schwab (1991b)	16 Régions (70-86)	CD / Niv.	MCO	Fixes	—	N.S.
Garcia-Mila et alii. (1992)	48 Etats (69-83)	CD / Niv.	MCO	Fixes	—	0.04
Holtz-Eakin (1994)	48 Etats (69-86)	CD / Niv.	IV	Fixes	Fixes	N.S.
Pinnoi (1994)	48 Etats (70-86)	TSL / Niv.	MCO	—	Fixes	0.08
Evans et Karras (1994b)	48 Etats (70-86)	CD / Niv.	MCO	Fixes	Fixes	N.S.
Baltagi et Pinnoi (1995)	48 Etats (70-86)	CD / Niv.	IV	Fixes	Fixes	N.S.
Garcia-Mila et alii. (1996)	48 Etats (70-86)	CD / Dif.	MCO	Fixes	Fixes	N.S.
Balmaseda (1997)	48 Etats (70-86)	CD / Dif.	MCO	Fixes	Fixes	N.S.
<i>Autres Pays</i>						
Mas et alii. (1996)	Espagne (64-91)	CD / Niv.	MCO	—	Fixes	0.07
Mera (1973)	Japon (54-63)	CD / Niv.	MCO	—	—	0.20
Nijkamp (1986)	Pays Bas (70-80)	CD / Niv.	MCO	—	—	0.15

\* Modèle : translog (TSL) ou Cobb Douglas (CD), en niveau (Niv) ou en différences (Dif).  $\alpha_i$  : Effets individuels,

$\alpha_t$  : Effets temporels fixes ou aléatoires (Alea.), IV : Variables Instrumentales

A la suite de ces travaux pionniers, pas moins de neuf estimations en panel sur données régionales ont été proposées rien que sur données américaines, comme le montre le tableau 6. La plupart insistent sur l'opportunité d'introduire des effets spécifiques et sur la possible non stationnarité des séries considérées.

Utilisant un échantillon de 16 régions américaines pour la période 1970-1986, Hulten et Schwab (1991b) ne parviennent pas à identifier d'impact significatif des infrastructures publiques sur la productivité totale des facteurs privés dans le secteur manufacturier. Ils montrent en particulier que pour la période 1951-1978, les taux de croissance moyen de la productivité observés dans les régions de la *Snow Belt* et de la *Sun Belt* furent relativement proches, alors que dans le même temps la valeur des équipements publics avait fortement progressé dans ces dernières. L'estimation d'une fonction de production de type Cobb Douglas confirment ces résultats, puisque l'élasticité estimée du capital public (5.38%) est non significative aux seuils standard, y compris lorsque des effets temporels fixes sont introduits (-17.95%).

Pourtant à partir d'une spécification relativement proche (avec effets temporels fixes) estimée sur un panel de 48 Etats (1969-1983), Garcia Mila et Mc.Guire (1992) obtiennent quant à eux une élasticité significative de 4.5% pour les infrastructures autoroutières et de 16.5% pour les dépenses d'éducation (agrégées sur les quatre années précédentes).

Ces deux études ont pour point commun de ne pas introduire d'effets individuels. Garcia Mila et Mc.Guire justifient ce choix par la faible dimension temporelle de leur échantillon. Dans un travail ultérieur pourtant, Garcia-Mila, Mc.Guire et Porter (1996), considérant un échantillon de taille comparable (1970-1983), étudient de façon plus systématique le choix de la spécification des effets individuels et temporels. Ils montrent que la seule prise en compte des effets temporels aboutit à des élasticités du capital public

relativement élevées comparables à celles obtenues sur séries agrégées (37% pour les infrastructures autoroutières, 6.9% pour les équipements de traitement et de distribution des eaux). Néanmoins, les résultats des tests de spécification (Hausman et Taylor 1981) conduisent à retenir une spécification avec effets individuels fixes. L'introduction de ces effets entraîne alors une diminution des élasticités estimées (respectivement 12% et 4.3%), mais ces dernières demeurent significatives aux seuils standard.

Une des principales dimensions originales du papier de Garcia-Mila et *alii.* (1996) réside dans le traitement explicite de la non stationnarité stochastique dans le cadre d'un modèle de panel. Ils utilisent en effet le test de Bhargava, Franzini et Narendranathan *BNF* (1982) pour vérifier la stationnarité du résidu de la régression en niveau. Ce test, basé sur une statistique de Durbin Watson modifiée, conclut au rejet de l'hypothèse de stationnarité. Dès lors, les auteurs préconisent l'utilisation d'une spécification en différences premières de la fonction de production avec effets individuels fixes, identique à celle qui avait été retenue par Evans et Karras (1994a). Dans ce cas, l'élasticité du capital public, quelle que soit la définition retenue, est non significative. En outre, pour la spécification retenue, le test Griliches et Hausman (1986) rejettent l'hypothèse d'erreur de mesure sur le capital public et le test d'Hausman (1978) ne peut rejeter l'hypothèse d'exogénéité des facteurs privés et publics. Ainsi, de façon identique à ce qui avait été mis en évidence sur séries agrégées, la différenciation conduit ici au rejet de l'hypothèse d'une quelconque contribution productive des infrastructures publiques.

Mais c'est sans doute Holtz-Eakin (1994) qui proposa l'analyse la plus systématique du choix de la spécification des effets spécifiques, à l'instar de ce qu'avaient proposé Evans et Karras (1994a) sur données internationales. En effet, l'auteur examine successivement l'influence de la spécification du terme d'erreur et les éventuels biais d'endogénéité.

Holtz-Eakin part du constat que les études fondées sur des spécifications excluant les effets régionaux concluent généralement à une forte contribution productive du capital public. Or, selon l'auteur, de telles spécifications ignorent l'impact de la localisation, du climat, de la disponibilité des matières premières, et de nombreux autres facteurs qui peuvent aboutir à une répartition hétérogène de la productivité suivant la localisation. Toute estimation robuste de la fonction de production suppose donc que l'on introduise de tels effets, quitte ensuite à tester la restriction d'une constante commune.

Sur données américaines (1969-1986), Holtz-Eakin montre que les niveaux des facteurs privés et public de production sont déterminés conditionnellement à ces effets individuels. Economiquement la présence d'une telle corrélation indique notamment que plus les régions sont structurellement productives, plus elles sont en mesure de financer des équipements d'infrastructure. Sur le plan économétrique, cela implique que l'application des estimateurs standard des modèles à effets aléatoires conduise à une estimation biaisée des paramètres. Il apparaît donc nécessaire de retenir un modèle à effets fixes, pour lequel l'estimateur des MCO est non biaisé. L'élasticité estimée du capital public passe ainsi de 23% dans un modèle sans effet spécifique, à une valeur de  $-5.17\%$  non significative au seuil de 5% lorsque des effets fixes sont introduits.

Néanmoins, une telle spécification ne permet d'exploiter que la variance temporelle (*within-state*) des données. Une solution pour tenir compte des deux dimensions temporelle et individuelle de la variance consiste à utiliser un estimateur des variables instrumentales. Holtz-Eakin préconise l'utilisation des stocks de capital public des Etats ayant une frontière commune avec l'Etat de référence. Les résultats qualitatifs demeurent

cependant inchangés, puisqu’il obtient alors une élasticité estimée de  $-2.18\%$  non significative.

Holtz-Eakin envisage enfin la possibilité d’une corrélation entre les variables explicatives et le terme d’erreur imputable à une détermination simultanée des quantités observées d’emploi, de produit et de capital. Dans ce cas l’estimateur des MCO appliqué dans le cadre d’un modèle à effets fixes est biaisé (Nickell 1981<sup>17</sup>). Une des solutions proposées pour corriger ce biais d’endogénéité consiste à tout d’abord appliquer l’opérateur de différenciation à la spécification estimée afin d’éliminer les effets fixes, puis d’utiliser un estimateur des variables instrumentales (Holtz-Eakin, Newey et Rosen 1988, *HNR*). Holtz-Eakin retient les différences premières retardées des 3 facteurs de production ( $\Delta n_{t-2}$ ,  $\Delta k_{t-2}$  et  $\Delta k_{g,t-2}$ ) comme instruments. Les résultats demeurent encore une fois qualitativement identiques, l’élasticité estimée du capital public étant négative ( $-10.2\%$ ) et non significative aux seuils standard.

Ces résultats sont en outre confirmés par Evans et Karras (1994b). Ces derniers estiment plusieurs formes fonctionnelles (Cobb Douglas ou Translog) sous différentes hypothèses concernant la structure des résidus : effets individuels et temporels fixes pour une spécification en niveau, effets temporels fixes ou aléatoires pour une spécification en différences premières. Globalement, cette étude montre que sous ces hypothèses les élasticités estimées du capital public sont soit négatives soit non significatives. Lorsque les trois principales composantes<sup>18</sup> des infrastructures publiques sont introduites conjointement à 5 grandes catégories de dépenses publiques de consommation, seules les dépenses d’éducation possèdent une corrélation positive avec le produit ( $4\%$ ). Cependant, Evans et Karras insistent sur le fait que, pour les spécifications retenues, les élasticités estimées pour les facteurs privés (travail et capital) sont sensiblement différentes de la part de la rémunération de ces facteurs dans la valeur ajoutée.

Pour autant, en dépit de ces résultats convergents, Ai et Cassou (1997) mettent en doute la validité et la robustesse des estimations sur données régionales (ou internationales) obtenues à partir de spécifications incluant des effets spécifiques. À partir des échantillons d’Holtz-Eakin (1994) et d’Evans et Karras (1994b), ils montrent que les variables de stocks de capital public sont fortement corrélées aux effets individuels et temporels. Or, selon Greene (1993), ce type de multicollinéarité conduit (*i*) à une instabilité des paramètres estimés, (*ii*) à d’importants écarts types sur les coefficients et (*iii*) à des estimations de signe ou de valeur peu crédibles.

Ai et Cassou démontrent la présence d’une forte multicollinéarité, en régressant tout d’abord les stocks de capital public sur les dummies temporelles et individuelles. Pour les deux échantillons considérés ils obtiennent des  $R^2$  très proches de l’unité (0.996 et de 0.977). Ces résultats sont en outre confirmés par le test des ”*condition numbers*” proposé par Greene (1993). Soient  $Z = (k_g, \alpha_i, \alpha_t)$  et  $z_k$  la  $k$  ème colonne de  $Z$ . On note  $S$  la matrice diagonale constituée des éléments  $1/\sqrt{z_k' z_k}$ . La condition est alors déterminé par le ratio  $\sqrt{\lambda_{max}/\lambda_{min}}$  où  $\lambda_{max}$  et  $\lambda_{min}$  désignent respectivement la plus grande et la plus petite valeur propre de  $S(Z'Z)S'$ . Dans les deux cas, ces ratios (366.8 et 430.8) sont largement supérieurs à la valeur de 20 à partir de laquelle Greene montre qu’il existe une forte présomption de multicollinéarité.

<sup>17</sup>Nickell S. (1981), ”Biases in dynamic models with fixed effects”, *Econometrica*, 1417-1426

<sup>18</sup>Infrastructures routières et autoroutières, réseaux de traitement et de distribution des eaux et autres bâtiments.

”Because multicollinearity can lead to a variety of undesirable results, including poor parameter estimates and large standard errors, one must be cautious when interpreting all results, including drawing conclusions that public capital is not productive”, (Ai et Cassou 1997, page 211)

Une des solutions préconisée par Ai et Cassou afin de remédier aux problèmes d’identification liés à la multicolinéarité consiste à utiliser les GMM, à l’instar de ce que les auteurs avaient proposé sur séries temporelles (Ai et Cassou 1995).

En outre, quelques études fondées sur une spécification incluant des effets individuels fixes, mettent en évidence une relation positive et significative entre certaines composantes du capital public et le produit. Pinnoi (1994) montre ainsi que si l’élasticité estimée du capital public agrégé est négative ( $-11\%$ ) conformément aux résultats d’Evans et Karras (1994b) ou d’Holtz–Eakin (1994), celles associées aux infrastructures autoroutières et aux équipements de traitement des eaux sont positives (respectivement  $3\%$  et  $6\%$ ) et significatives. De plus, l’élasticité pour le stock agrégé est positive lorsque la fonction de production (de type translog) est estimée pour le seul secteur manufacturier ( $8\%$ ).

D’autres auteurs, comme Baltagi et Pinnoi (1995), ont en outre insisté sur l’influence d’éventuelles erreurs de mesure portant sur les stocks de capital public. Selon eux, il existe en effet une incertitude notamment quant à la validité des schémas de dépréciation retenus par le *BEA* dans la construction des séries de stock d’infrastructures<sup>19</sup>.

Confirmant les résultats d’Holtz–Eakin, Baltagi et Pinnoi montrent tout d’abord que les *F-test* rejettent largement l’hypothèse de nullité des effets individuels et que l’introduction de ces effets conduit à une élasticité non significative du capital public agrégé ( $-3\%$ , contre  $39\%$  dans le cas de l’estimateur Between). Dans le cadre de cette spécification, ils appliquent ensuite le test d’erreur de mesure proposé par Griliches et Hausman (1986) qui consiste à vérifier la robustesse des estimations obtenues à partir de données spécifiées en différences premières et en différences longues. Contrairement aux résultats obtenus par Garcia-Mila et *alii.* (1996), Baltagi et Pinnoi observent qu’il existe une grande sensibilité des estimations à l’ordre de différenciation, ce qui indique la présence potentielle d’erreurs de mesure et donc d’un biais sur les estimateurs Within (ou Between).

Ces erreurs de mesure sont supposées être indépendamment distribuées dans les dimensions temporelles et individuelles. Les auteurs peuvent alors appliquer un estimateur des variables instrumentales sur données en différences premières avec  $k_{i,t-2}^g$ , et  $(k_{i,t-2}^g - k_{i,t-3}^g)$  pour instruments (Hsiao 1986). Cependant, les résultats qualitatifs demeurent inchangés puisque l’élasticité du capital public agrégé ( $2\%$ ) reste dans ce cas non significative. Seules les composantes d’infrastructures autoroutières et de traitement des eaux possèdent un impact significatif que ce soit dans le cas de l’estimateur Within ( $8\%$ ), ou dans le cas de l’estimateur de Hsiao ( $22\%$ ).

Enfin, parmi les plus récentes applications portant sur données américaines, celle de Balmaseda (1997), suggère que certains des paramètres de la fonction de production pourraient en outre être variables dans la dimension individuelle. La présence d’une éventuelle

---

<sup>19</sup>En particulier, la durée de vie des équipements autoroutiers adoptée par le *BEA* est de l’ordre de 60 ans, alors qu’une enquête technique des services du *Department of Transports* de 1986, montre que cette dernière est en moyenne comprise entre 33 et 42 ans.

hétérogénéité des paramètres avait déjà été évoqué par Pinnoi (1994). Ce dernier avait établi que pour certaines spécifications, les tests de Fisher rejettent largement l'hypothèse d'une fonction de production homogène pour les 48 Etats de l'échantillon de Munnell (1990b), y compris lorsque des effets individuels fixes étaient introduits.

Dans une étude plus systématique, Balmaseda montre quant à lui que les tests de restriction sur les coefficients rejettent largement l'hypothèse d'homogénéité des élasticités des deux facteurs privés, alors que l'hypothèse d'une élasticité du capital public commune à tous les Etats ne peut être rejetée. Dans le cas d'une fonction de production de type Cobb Douglas spécifiée en différence première (tests de *BNF* 1982) avec effets individuels et temporels fixes, ils obtient alors une élasticité du capital public comprise entre  $-11\%$  et  $6\%$ , non significative aux seuils standard.

**Autres études régionales** A notre connaissance, au moins trois estimations en panel de la contribution productive des infrastructures publiques ont été proposées sur données régionales hors Etats-Unis (cf. tableau 7). Historiquement, la première fut sans doute celle de Mera (1973), qui conclut à une élasticité de  $20\%$  à partir d'un échantillon de 9 régions japonaises (1954-1963). Nijkamp (1986) sur données hollandaises (1970-1980) obtient quant à lui une élasticité de  $15\%$ , à partir d'une forme fonctionnelle Cobb Douglas.

Plus récemment, Mas, Maudos, Perez et Uriel (1996), ont proposé une étude similaire sur données espagnoles (1964-1991, 17 régions). A partir d'une spécification en niveau d'une fonction Cobb Douglas avec effets individuels fixes et une tendance linéaire, ils obtiennent une élasticité de  $7.1\%$  sous l'hypothèse de RC et de  $6.5\%$  sous l'hypothèse de RCFP. Adoptant une terminologie proche de celle de Hansen (1965a et 1965b)<sup>20</sup>, ils décomposent les séries de stock en un agrégat de capital public productif (infrastructures de transports, réseaux etc..) et un agrégat de capital public social (santé, éducation). Leurs résultats montrent que seul le coeur d'infrastructures possède un impact positif sur la production ( $8\%$ ).

De plus, une des originalités de leur étude consiste à estimer de façon récursive la contribution du stock agrégé. L'élasticité estimée décroît alors régulièrement, passant de  $14\%$  sur la période 1964-73 à  $7\%$  sur la période 1964-91. Comme le soulignaient déjà Hulten et Schwab (1991a), l'effet positif des infrastructures publiques sur la production et la productivité tend à diminuer avec le niveau des stocks mis en place, indiquant ainsi la présence de rendements décroissants.

#### 1.4.4 Application sectorielle

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,

---

<sup>20</sup>La définitions des deux catégories de capital public est cependant légèrement différente chez Hansen (1965a et b), puisque le capital public productif comprend en particulier les autoroutes, les routes, les équipements de distribution et de production d'électricité et de gaz, les réseaux de transport et de traitement des eaux, les systèmes d'irrigation. Le capital social comprend entre autres les hopitaux, les postes de police, les casernes de pompiers, les batiments scolaires, les décharges. (Pinnoi 1994)

il est alors possible d'obtenir et de comparer des taux de rendements implicites moyens et agrégés.

C'est en particulier pour ces raisons, que nous avons proposé (Hurlin 1996), une estimation de la contribution productive des infrastructures publiques à partir d'un panel sectoriel de périodicité annuelle composé de dix pays de l'OCDE sur la période 1970-1990. Dans le cadre de cette application, les tests de non stationnarité (Levin et Lin 1992) concluent à la présence de racine unitaire dans les différentes séries de productivité et d'intensité capitalistique privée ou publique. Les différents tests de spécifications (tests de Fischer et test d'Hausman 1978) conduisent à retenir un modèle en différences premières avec effets individuels aléatoires et sans effet temporel (lorsque les effets temporels sont contrôlé par le taux d'utilisation des capacités de production) identique à celui retenu par Garcia-Mila et *alii.* (1996).

Quelle que soit la définition des infrastructures retenue (étroite ou large), les résultats montrent que pour certains secteurs l'introduction d'effets individuels 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 semblent difficile à mettre en évidence, dans tous les autres secteurs l'élasticité estimée du capital public est positive et significative (comprise entre 1% et 8%). Les effets les plus importants étant observés dans les secteurs Electricité, Gaz, Eau et Transports et Télécommunications.

De plus, 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). 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. De tels 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%.

## 2 Estimation dans le cadre d'une approche structurelle

A notre connaissance, Finn (1993) fut la première à proposer une estimation de la contribution productive des infrastructures publiques dans le cadre d'un modèle structurel d'équilibre général dynamique stochastique. Son étude, menée sur données américaines, vise à tester la validité des résultats obtenus dans une approche d'équilibre partiel. L'auteur considère en effet que le niveau élevé des estimations d'Aschauer paraît d'une part peu vraisemblable étant donnée que la définition du capital public retenue est particulière-

ment large et inclut différentes composantes *a priori* non productives (comme les musées, les hôpitaux, les prisons etc..) et que d'autre part ces résultats sont susceptibles d'être biaisés en raison de phénomènes de causalité inverse ou de simultanéité. Finn insiste ainsi sur le caractère endogène des dotations en infrastructures publiques, étant donné leur mode de financement fondé sur des prélèvements fiscaux en partie proportionnels au revenu, et donc par là même à la productivité totale des facteurs. C'est pourquoi elle préconise l'utilisation d'un modèle d'équilibre général permettant de spécifier le processus d'accumulation du capital public, et d'estimer ce modèle par la méthode des moments généralisés (*GMM*) proposée par Hansen (1982) et Hansen et Singleton (1982). Dans le cadre de cette méthode, la projection des conditions identifiantes sur un espace de variables instrumentales approprié doit en effet permettre de tenir compte de la possible endogénéité des dotations en capital public.

En outre, Finn suppose que seuls le stock de capital détenu par les entreprises publiques, certaines composantes du stock de capital des administrations publiques<sup>21</sup> ainsi que le stock d'infrastructures routières et autoroutières peuvent affecter directement ou indirectement la technologie de production des firmes privés. Contrairement à la plupart des études menées en équilibre partiel, elle considère une spécification de la technologie n'impliquant pas de distinction entre ces deux premières catégories de capital public et le stock de capital privé<sup>22</sup>. Seules les infrastructures de transports sont distinguées de l'agrégat de capital et contribuent, conjointement à une partie du stock de capital privé, à l'implémentation de services de transports inclut dans la liste des facteurs de production du bien de consommation. On a donc une fonction de production Cobb Douglas de la forme :

$$y_t = (A_t N_t)^{e_n} (k_t u_{k,t})^{e_k} s_t^{e_g} \quad (13)$$

où  $k_t$  et  $u_{k,t}$  désignent respectivement un agrégat de capital par tête comprenant en plus du capital privé, les stocks des entreprises et des administrations publiques, et le taux d'utilisation de ce capital. Le terme  $s_t$  désigne ici les services de transports définis par la relation

$$s_t = (k_t^v u_{v,t})^{1-\psi} (k_{g,t}^t)^\psi \quad (14)$$

où  $k_t^v$ ,  $k_{g,t}^t$  et  $u_{v,t}$  désignent respectivement le stock de capital privé du secteur des transports, le stock d'infrastructures publiques routières et autoroutières et le taux d'utilisation du capital privé. Une telle spécification permet d'envisager le cas où les infrastructures de transport sont soumises à des effets de congestion ( $\psi > 1$ ).

Le modèle repose en outre sur des lois d'accumulation linéaires pour les deux types de capital, ainsi que sur un prélèvement de type forfaitaire destiné à financer les infrastructures publiques. L'offre de travail est endogène et la fonction d'utilité instantanée est de type logarithmique (Baxter et King 1993). La structure stochastique est définie par trois processus autorégressifs exogènes, à savoir le prix de l'énergie, les investissements publics et la productivité du travail ( $A_t$ ). Cette dernière est représentée par une marche aléatoire avec drift. On se trouve donc dans le cas discuté précédemment, où il n'existe pas de relation de long terme entre le produit et l'ensemble des facteurs de production non stationnaires. Le prix de l'énergie est supposé stationnaire, tandis que les investisse-

---

<sup>21</sup>Ces composantes sont définies par l'exclusion des infrastructures d'éducation et de santé (variable EPHS), des infrastructures administratives et judiciaires (ADMN), et des stocks correspondants aux ressources naturelles (NATR). Voir Finn (1993), pages 55-59.

<sup>22</sup>Ce qui revient à une estimation sous la contrainte  $e_g = e_k$ .

ments publics sont représentés par une composante de croissance fonction de  $A_t$  et d'une composante stationnaire. Une telle hypothèse permet à ces derniers de croître au même taux (stochastique) que l'ensemble des variables croissantes du modèle.

A partir de ce modèle, Finn estime uniquement les différents paramètres de la fonction de production et du processus de la productivité  $A_t$ . Les autres paramètres (taux d'escompte psychologique, taux de dépréciation) sont étalonnées sur données américaines (1950-1989). Les conditions identifiantes de la procédure des *GMM* correspondent alors aux deux conditions d'Euler sur les stocks de capital privés ( $k_t$  et  $k_t^t$ ), aux conditions du premier ordre de la maximisation du profit portant sur les taux d'utilisation et l'emploi, à la définition du processus de  $A_t$  et à la fonction de production. Les variables croissantes du modèle étant intégrées d'ordre un, cette dernière est réécrite en différences premières<sup>23</sup>. Finn considère en outre différents espaces de variables instrumentales, orthogonales aux résidus des conditions identifiantes, comprenant en particulier une constante et le taux de croissance retardé de la production.

L'élasticité estimée de la production par rapport aux infrastructures publiques, égale à 16%, est largement significative mais relativement peu précise puisque l'intervalle de confiance à 95% est compris entre 3% et 33%. Cette estimation est toutefois largement inférieure à celles qui avaient été obtenues sur données américaines à partir d'une approche en équilibre partiel.

Ainsi, pour Finn (1993), la contribution du stock de capital public à la croissance du produit est relativement faible, mais significative. Sur la période 1950-1969, les investissements publics ont contribué à hauteur de 22% à la croissance totale du PIB (2.2%), soit une croissance de 0.5% directement imputable à ces équipements. De la même façon, entre 1970 et 1989, 6% du total de la diminution de la croissance observée sur la période (-1.3%) est imputable à la diminution des efforts publics en matière d'investissements. Les conclusions sont sensiblement identiques si l'on considère la croissance de la productivité du travail.

Si ces résultats apparaissent plus crédibles que ceux d'Aschauer (1989) en particulier, il n'en va cependant pas de même en ce qui concerne les rendements moyens annuels des infrastructures publiques. Finn montre que la productivité marginale brute de ces équipements (87%) est largement supérieure à celle des deux composantes du capital privé (25% et 41% respectivement). De tels niveaux de rendements, même s'il convient de les diminuer des coûts de dépréciation et des différentes taxations, sont toujours situés à des niveaux "stratosphériques" pour reprendre l'expression de Gramlich (1994).

Une autre estimation sur données américaines de la contribution productive du capital public menée dans le cadre d'un modèle structurel fut proposée par Ai et Cassou (1995). Tout comme Finn (1993), ils justifient leur approche en insistant sur les biais liés à l'éventuelle endogénéité des investissements publics et privés, et sur l'opportunité de mobiliser un ensemble d'information plus vaste dans le cadre de l'utilisation d'une dimension inter-équations.

Cette étude propose une évaluation normative des dotations en infrastructures publiques fondée sur une analyse coûts-bénéfices. Les auteurs considèrent pour cela un modèle néo-classique de croissance étendu au stock de capital public, ce dernier étant défini comme

---

<sup>23</sup>Les conditions d'Euler et les conditions du premier ordre de la maximisation du premier ordre ne sont fonction que de ratios stationnaires.

un bien public pur faisant partie de l'ensemble des facteurs de production. La fonction de production de type Cobb Douglas est définie par :

$$y_t = A_t \mu^t n_t^{e_k} k_{t-1}^{e_k} k_{g,t-1}^{e_g} u_t^\alpha \quad (15)$$

où  $A_t$  est un choc technologique *i.i.d.*, et  $u$  désigne le taux d'utilisation des capacités de production supposé ici exogène. Les deux conditions d'Euler sont issues du programme de maximisation de la somme des dividendes actualisés de l'entreprise représentative sont alors les suivantes. De la même façon que Finn (1993), Ai et Cassou utilisent la méthode des moments généralisés pour estimer les paramètres de la fonction de production ( $\mu, e_k, e_n, e_g, \alpha$ ), les taux de dépréciation des deux types de capital ainsi que les paramètres du processus exogène  $A_t$  (racine autorégressive  $\rho$  et variance des innovations  $\sigma_a^2$ ). Afin d'estimer ces 9 paramètres, ils retiennent 11 conditions identifiantes. Parmi celles-ci, figurent tout d'abord les deux conditions d'Euler qui permettent d'identifier  $e_k$  et  $e_n$ , ainsi que les résidus définis par rapport aux lois d'accumulation des deux types de capital permettant d'identifier les deux taux de dépréciation correspondant.

Enfin, les autres conditions identifiantes sont constituées par les projections du résidu de la fonction de production sur un espace de variables instrumentales<sup>24</sup>. En raison de la non stationnarité des variables entrant dans la définition de la fonction de production, Ai et Cassou retiennent une spécification en différences premières. De la même façon, toutes les variables instrumentales non stationnaires sont différenciées.

Ils obtiennent alors une élasticité estimée de 19.9% ou de 14.9% sur données américaines d'après guerre (1947-89), suivant la valeur retenue pour le taux d'intérêt  $r$  (respectivement 4% ou 8.8%). Ces estimations sont largement plus faibles que celles d'Aschauer, mais elles sont significativement différentes de zéro contrairement aux résultats qui avaient été obtenus en équilibre partiel à partir de spécifications en différences premières de la fonction de production. L'hypothèse de rendements constants est en outre largement acceptée. Si l'élasticité de la production par rapport au facteur travail (66%) est proche de la part de la rémunération de ce facteur dans le total de la valeur ajoutée, ce n'est pas le cas en revanche pour l'élasticité du capital privé (14,9% ou 19,9% suivant les cas).

Plus récemment, Otto et Voss (1998) ont proposé une évaluation, dans le cas de l'Australie, des dotations en infrastructures publiques en comparant celles-ci aux allocations efficaces au sens de Pareto<sup>25</sup>. Ils adoptent pour ce faire, une démarche proche de celle retenue dans le cadre de la littérature consacrée aux *assets pricing*. Leur modèle constitue ainsi une version sectorielle du modèle d'évaluation d'actif productif de Cochrane (1991)<sup>26</sup>, dans lequel les rendements des investissements sont estimés et testés selon la méthode des moments généralisés. Une telle démarche permet en effet d'une part de modéliser de façon endogène le stock de capital public et d'autre part de mettre en évidence l'influence du prix relatif des investissements public et privé.

Otto et Voss envisagent ainsi une économie avec deux types d'actif productif : le capital privé et le capital public assimilé à un bien public pur. De façon générale, les

---

<sup>24</sup>Les variables instrumentales retenues sont les suivantes :  $1, \Delta \log(k_t), \Delta \log(k_{g,t}), \Delta \log(k_{t-1}), \Delta \log(k_{g,t-1}), \Delta \log(u_{t+1}), \Delta \log(u_t)$ .

<sup>25</sup>Leur étude diffère en cela de celles de Finn (1993) ou Ai et Cassou (1995), qui eux raisonnaient à partir d'une règle de décision sur les investissements publics exogène et non optimale.

<sup>26</sup>Cochrane J.H. (1991), "Production based asset pricing and the link between stock returns and economic fluctuations", *Journal of Finance*, 46, 207-234

allocations optimales au sens de Pareto vérifient des conditions de la forme

$$E_t \left[ \beta \frac{U_{c,t+1}}{U_c} \left( \frac{\partial y_{t+1}}{\partial k_{i,t+1}} + 1 - \delta_i \right) \right] = 1 \quad i = k, g \quad (16)$$

où  $U_{c,t}$  désigne l'utilité marginale de la consommation à la date  $t$ . Les auteurs retiennent une fonction d'utilité de type *CRRA*. Concernant la fonction de production, ils adoptent tout d'abord une Cobb Douglas à rendements constants. Mais dans ce cas, les rendements des investissements sont des fonctions linéaires des ratios  $k/y$ . Or, Otto et Voss montrent que sur données australiennes ces ratios ont suivi des évolutions radicalement différentes sur la période considérée, ce qui est incompatible avec l'évolution convergente des rendements impliquées par les deux conditions d'Euler. C'est pourquoi, ils adoptent une fonction de type *CES* entre le capital public et le capital privé, emboîté dans une fonction Cobb Douglas à rendements constants.

$$y_t = \left[ \mu k_t^\phi + (1 - \mu) k_{g,t}^\phi \right]^{\frac{\rho}{\phi}} N_t^{1-\rho} \quad (17)$$

De plus, la définition retenue des rendements associée aux conditions d'optimalité fait que la productivité marginale des deux types de capital doit à l'optimum être identique. Or les données rejettent l'hypothèse d'un prix relatif constant entre les deux types d'investissement. Ainsi, Otto et Voss augmentent leur modèle de telle sorte à autoriser la présence d'un prix relatif variable. Ils supposent pour cela l'existence de deux technologies différentes de transformation du produit en investissement dans les deux secteurs. Mais au lieu d'introduire explicitement cette technologie, ils introduisent un prix relatif qui mesure le coût de l'investissement dans le secteur  $i$  de l'économie mesuré en terme d'unité de biens. Dès lors, le modèle peut s'apparenter à un modèle avec coûts d'ajustement sur l'investissement. Les rendements sont définis par la relation

$$E_t \left[ \beta \frac{U_{c,t+1}}{U_c} \frac{1}{p_{i,t}} \left( \frac{\partial y_{t+1}}{\partial k_{i,t+1}} + 1 - \delta_i \right) \right] = 1 \quad i = k, g \quad (18)$$

Les paramètres structurels de la fonction de production sont estimés par la méthode des *GMM* sur données australiennes (1953:3-1992:2). Les autres paramètres (facteur d'escompte, élasticité de substitution intertemporelle, taux de dépréciation) sont étalonnés. Les conditions identifiantes sont déterminées par la projection des résidus des équations (16) ou (18) suivant les cas sur un ensemble  $z_t$  de variables instrumentales<sup>27</sup>.

Otto et Voss, tout comme Ai et Cassou (1995), insistent sur les conditions de convergence et de normalité asymptotique de l'estimateur des *GMM* établies par Hansen (1982). Ces conditions portent en particulier sur la stationnarité des séries considérées. Or, les ratios  $k/y$  et  $k_g/y$  ne sont clairement pas stationnaires sur la période. Cependant à l'inverse d' Ai et Cassou, Otto et Voss ne préconise pas l'utilisation de spécifications en différences premières pour différentes raisons. La première étant que les propriétés de non stationnarité sont beaucoup moins évidentes lorsque ces ratios sont pondérés par les prix relatifs  $p_{i,t}$ , ce qui dans le cas Cobb Douglas permet de satisfaire les conditions de convergence de l'estimateur des *GMM*. En revanche, le problème demeure entier pour la spécification *CES* où les rendements sont des fonctions non linéaires de ces ratios. Mais

<sup>27</sup>Otto et Voss envisagent trois différents espaces de variables instrumentales afin de tester la robustesse de leurs estimations.  $z^1 = \{1, r\}$ ,  $z^2 = \{1, k/y, k_g/y\}$  et  $z^3 = \{1, p_k, p_g, p_k k/y, p_k k_g/y, \Delta p_k, \Delta p_g\}$ .

dans ce cas, aucune transformation évidente (comme la différenciation) ne permet alors de se ramener à un processus stationnaire pour les différents rendements.

Cependant, pour Otto et Voss, la non stationnarité des séries n’affecte principalement que les possibilités d’inférence sur les paramètres estimés fondées dans ce cas sur des propriétés asymptotiques non standard des estimateurs. Ils considèrent que leurs estimations ne sont que peu affectées par ces propriétés, d’autant plus que les résidus des conditions d’orthogonalité sont quant eux stationnaires. Tout se passe ainsi comme si les paramètres estimés du modèle, combinaient un ensemble de séries non stationnaires et stationnaires en un résidu stationnaire, à la façon d’un vecteur de cointégration dans un univers non linéaire. Ce raisonnement heuristique, confirme selon les auteurs la validité de leurs estimations.

Seuls les modèles comportant des spécifications de la fonction de production de type *CES* ou de type Cobb-Douglas avec prix relatifs, ne sont pas rejetées par les tests de sur-identification (*J-stat*). L’élasticité estimée du capital public est alors voisine de 6%, ce qui implique des rendements stationnaires autour d’une moyenne de 9% par an.

Greiner et Semmler (1997) considèrent quant à eux un modèle comparable à ceux de Barro (1991) ou Futagami et *alii.*(1993). Ils adoptent en outre l’hypothèse qu’une fraction des investissements publics est financée par émission de titres publics. Après avoir étudié la dynamique du modèle, Greiner et Semmler proposent une estimation par la méthode des *GMM* du paramètre de la fonction de production<sup>28</sup>, de l’élasticité de substitution intertemporelle, et du taux d’escompte psychologique sur données américaines (1952-1990) et allemandes (1952-1990). Mais dans cette application, les auteurs ne considèrent en tout et pour tout que trois conditions identifiantes. Dès lors, le système est juste identifié et le test de sur-identification ne peut être appliqué. A titre d’information, les élasticités estimées sont alors égales à 54.2% sur données américaines et à 29.2% sur données allemandes.

Tableau 6 : Estimations *GMM*

Etude	Pays	Données	$\widehat{e}_g$
<i>Greiner et Semmler (1997)</i>	Allemagne	1952-90	0.29
<i>Otto et Voss (1998)</i>	Australie	59:3-92:2	0.06
<i>Finn (1993)</i>	Etats-Unis	1950-89	0.16
<i>Ai et Cassou (1995)</i>	Etats-Unis	1947-89	0.15/0.20
<i>Greiner et Semmler (1997)</i>	Etats-Unis	1952-90	0.54

En résumé, comme le montre le tableau 6, l’estimation de la contribution productive des infrastructures publiques menée dans le cadre d’une approche d’équilibre général par la méthodes des *GMM*, conduit généralement à des résultats sensiblement plus crédibles que ceux qui avaient été dans une approche d’équilibre partiel (si l’on excepte les résultats de Greiner et Semmler).

<sup>28</sup>La fonction de production est de type Cobb Douglas et s’écrit  $y = k^{1-e_g} (k_g/N)^{e_g}$ .

De plus, même lorsqu'une spécification en différences premières de la fonction de production est retenue, l'élasticité estimée du capital public est alors positive et significativement différente de zéro. L'approche structurelle permet en effet de tenir compte de l'ensemble des interactions possibles entre le stock de capital public et les autres facteurs. De plus, elle autorise la présence de relations de long terme entre les facteurs privés de production, relations qui comme nous le verrons dans le chapitre suivant peuvent fortement influencer les estimations.

### 3 L'approche duale : fonction de coût et demande de facteurs

Tout comme dans le cas de l'approche en termes de fonction de production, plusieurs études ont proposé un élargissement des fonctions de coûts et de demande de facteurs au stock de capital public, similaire à celui constitué dans les années 1970 par la prise en considération des facteurs énergétiques (Berndt et Wood 1975<sup>29</sup>). L'approche duale présente en effet différents avantages permettant d'en attendre des résultats plus robustes que de l'approche directe en termes de fonction de production. Plus que de la flexibilité des formes fonctionnelles qu'elle utilise, mais qui s'appliquerait tout autant à la spécification de fonctions de production, ces avantages tiennent à la possibilité de mobiliser un ensemble plus vaste d'informations, en posant des restrictions a priori sur la distribution jointe des variables de produit et de coût, de volume et de prix de facteurs.<sup>30</sup> A ce titre, l'approche duale permet de contourner les principaux problèmes de simultanéité qui peuvent hypothéquer l'approche directe. De plus, au delà de l'estimation des différentes élasticités, l'approche duale permet de déterminer la valeur implicite du capital public et par là même un niveau de long terme qui permet de juger du caractère optimal ou sous optimal des dotations.

Les travaux maintenant nombreux ayant mis en oeuvre l'approche duale pour l'estimation de la contribution productive des infrastructures portent aussi bien sur des données agrégées que sur des données sectorielles ou régionales. Ils retiennent par ailleurs des spécifications plus ou moins élaborées, notamment quant à l'horizon implicite de l'analyse et le statut -de données ou de variables endogènes- qui en résulte pour le capital privé. On évoquera successivement ces différents développements de l'analyse.

#### 3.1 Les applications sur données agrégées

De façon générale, lorsque l'on suppose que les infrastructures constituent un bien public, la fonction de coût moyen des entreprises est entièrement déterminée d'une part le prix des facteurs de production privé (capital, travail et biens intermédiaires) et par le niveau du stock de capital public. Bien que la fonction de coût moyen puisse elle-même être confrontée aux données, les équations de part des facteurs dans le coût total, issues de l'application du lemme de Shepard, fournissent des relations particulièrement maniables

---

<sup>29</sup>Berndt E.R. et Wood D.O.(1975), "Technology, prices and the derived demand for energy", *The Review of Economics and Statistics*, vol LVII (3), 259-267

<sup>30</sup>Vijverberg et alii (1997) développent cet argument et mettent en oeuvre parallèlement l'approche primale (fonction de production) et deux variantes de l'approche duale, dérivées respectivement de la fonction du coût et de la fonction de profit.

pour une étude économétrique. Le capital public intervient lui-même dans le système à un double titre. D'une part, il intervient comme variable explicative dans les équations de part des facteurs privés. D'autre part, il se voit associé une équation propre, dérivée du coût total par rapport à  $k_g$ . Cette part représente en fait une réduction des coûts privés, seule source de profit pur si les marchés de biens et de facteurs sont par ailleurs concurrentiels et les rendements d'échelle constants.

La contribution de Lynde et Richmond (1993b) représente une application canonique de cette approche. Ces auteurs, considérant uniquement deux facteurs privés, obtiennent un modèle économétrique à trois équations : les parts des salaires et de la rémunération du capital dans le produit et le ratio de profit pur, net de coût d'usage. La fonction de production étant supposée de forme translog, ces équations sont linéaires dans le logarithme des prix de facteurs, le logarithme du capital d'infrastructure et une variable de tendance. Les résultats obtenus sur données agrégées américains pour la période 1958-1989 concluent à une contribution significative du capital d'infrastructure tant à la réduction des coûts privés qu'à la productivité du travail. Ainsi le ralentissement de l'investissement public entre les périodes 1959-73 d'une part, 1975-1989 d'autre part expliquerait 40% de la réduction (de 2.3 à 1.3%) du taux de croissance moyen de la productivité du travail.

Une des originalités des études de Lynde et Richmond (1993a,b) réside dans la prise en compte explicite des phénomènes de non stationnarité stochastique qui avaient été mis en évidence dans le cadre de l'approche primale. En effet, en référence aux résultats exposés précédemment, il semble naturel de considérer qu'au minimum les variables de stock de capital public et de production, intégrés dans les systèmes estimés, sont non stationnaires. A partir de tests ADF, Lynde et Richmond montrent en outre que l'ensemble des variables de part et de prix sont intégrées d'ordre un. A l'instar de ce qu'avaient proposé Otto et Voss (1997) pour l'estimation de la fonction de production, ils retiennent alors l'estimateur des Fully Modified, et montrent *ex post* qu'ils existent une relation de cointégration pour chacune des équations de parts considéré. Leurs estimations et les différents tests proposés s'avèrent ainsi robustes d'une part aux propriétés stochastiques du modèle et d'autre part à l'éventuelle corrélation des résidus de cointégration aux innovations des variables explicatives.

Une contribution très semblable (Lynde et Richmond, 1992) retient une spécification équivalente expliquant la part du travail et la contribution du capital public (la "pseudo part"  $s_g$ ). Elle présente par ailleurs des tests de spécification plus détaillés. Elle calcule également la valeur des élasticités au point moyen <sup>31</sup> de la demande de facteurs privés par rapport au capital public, soit respectivement -0.45 pour le travail et +0.7 pour le capital : le capital public est donc estimé être complémentaire du capital privé mais substituable à l'emploi.

La même méthodologie appliquée sur données anglaises (Lynde et Richmond 1993a) conclut également à une contribution significative. Le ralentissement des investissements publics dans les années 80 expliquerait ainsi une décélération de la productivité du travail de 0.5%. Une étude de Lynde (1992) estime une équation réduite expliquant le taux de profit des entreprises américaines sur la période 1958-1988, et trouve une contribution positive avec une productivité marginale se réduisant dans les années 1980.

---

<sup>31</sup>Avec une spécification translog, ces élasticités ne sont pas des constantes, mais prennent une valeur différente à chaque observation.

Plus récemment, Vijverberg et *alii* (1997) obtiennent des estimations élevées de la contribution du ralentissement des investissements d'infrastructures, qui s'avère toutefois très sensible à la spécification adoptée, en particulier quant au rôle respectif des investissements fédéraux et locaux. Ils trouvent en particulier une contribution très élevée du capital public sur les profits privés (0.59 pour le capital fédéral, 0.14 pour le capital public local), ce qui inverse la hiérarchie qu'ils obtiennent à partir des estimations de fonction de production.

Plusieurs auteurs ont par la suite retenu l'hypothèse que certains facteurs privés de production puissent diverger de leur niveau optimal à court terme. La généralisation de la théorie de la dualité en présence de facteurs quasi-fixes (Lau 1978) permet en effet de spécifier le coût total minimum comme une fonction du prix des facteurs variables et du niveau de ces facteurs quasi-fixes.

À notre connaissance, Berndt et Hansson (1992) furent les premiers à considérer un modèle intégrant une rigidité de court terme sur le stock de capital privé. La minimisation du coût par rapport aux seuls facteurs variables, main d'oeuvre et consommation intermédiaires, les conduit à définir des fonctions de coûts, de profits et de demande de facteurs en fonction du stock de capital privé et public et du coût des seuls facteurs variables. Tout comme Morrison et Schwartz (1996a,b), Berndt et Hansson considèrent une fonction de type Léontief Généralisée puisque cette dernière permet une résolution analytique du niveau optimal des facteurs quasi-fixes (contrairement à la fonction translog).

À partir de données agrégées suédoises (1960-88), les auteurs montrent que l'élasticité de la productivité globale par rapport au capital d'infrastructures prend des valeurs comprises entre 6 et 17%. L'élasticité de la demande de capital privé est négative pour la majorité de la période, dénotant une substituabilité entre infrastructures et capital privé, mais prend une valeur positive dans les années 70. Berndt et Hansson calculent par ailleurs que le ratio des infrastructures au capital privé aurait été supérieur à l'optimum, bien que dans une proportion décroissante (9% en 1988).

Plusieurs auteurs ont par la suite repris cette approche incluant des rigidités de court terme, mais dans le cadre d'application sectorielles (Declercq 1995, Shah 1992) ou régionales (Morrison et Schwartz 1996a,b).

## 3.2 Les applications sectorielles

La prise en compte de la dimension sectorielle permet un nouvel élargissement de l'information exploitée. Il convient pourtant de remarquer qu'elle peut s'effectuer sous des hypothèses différentes. A minima, on peut maintenir l'hypothèse que tous les secteurs opèrent selon une technologie décrite par la même fonction translog, ce qui n'interdit pas qu'ils présentent des élasticités de production ou de substitutions différentes en fonctions des combinaisons de facteurs qu'ils mettent en oeuvre. Plus restrictive a priori, cette solution a l'avantage d'assurer une meilleure estimation des paramètres. La solution alternative, supposant des valeurs distinctes pour tous les paramètres sectoriels, semble plus souple mais la précision d'estimation accessible peut alors se révéler limitée voire illusoire.

Les travaux de Nadiri et Mamuneas (1994a,b) constituent une référence dans le domaine. Ces auteurs considèrent un panel de 12 branches de l'industrie manufacturière américaine avec trois inputs privés (travail, capital et consommation intermédiaire) et

deux facteurs publics, les stocks d'infrastructure et de R&D sur fonds publics. Le modèle économétrique comporte trois équations estimées, décrivant respectivement le coût (déflaté par le prix des consommations intermédiaires) et la part du travail et du capital. L'hétérogénéité sectorielle est prise en compte par des variables indicatrices spécifiques. Les estimations établissent une contribution significative des facteurs publics à la réduction du coût privé, l'élasticité des coûts privés par rapport au capital d'infrastructure variant de -0.11 (pour les transports ou la construction mécanique) à -0.21 (pour le raffinage du pétrole), tandis que l'effet de la R&D s'avère nettement plus faible.

Les infrastructures s'avèrent par ailleurs économiser à la fois le travail et le capital, bien que dans des proportions très variables entre les industries. L'effet net sur les demandes de facteurs est la somme de l'effet global de productivité et de la composante de biais factoriels. Dans tous les secteurs, sauf un, l'élasticité de la demande de facteurs privés par rapport aux infrastructures est négative (typiquement -0.12 à -0.5 pour le travail, -0.6 à -1.5 pour le capital), alors que la R&D réduit aussi la demande de capital, mais stimulerait l'emploi. De la réduction du coût, il est possible de calculer aussi un taux de rendement du capital public, comme le ratio de la somme des contributions sur le coût imputé à ce capital. Les auteurs obtiennent une estimation de ce taux de rendement croissant sur la période de 4.1% à la fin des années 50 à 7.5% dans les années 80-86. A titre de comparaison, le rendement estimé du capital privé serait supérieur d'environ 50%, et évoluerait parallèlement.

Conrad et Seitz (1992) appliquent une méthodologie semblable sur données allemandes relatives à quatre grands secteurs sur la période 1961-1988. L'estimation porte sur quatre fonctions de part du travail et des consommations intermédiaires, de coût moyen ainsi que l'équivalent d'une fonction d'offre. Les spécificités sectorielles sont prises en considération au moyen d'effets fixes, dont la nullité est rejetée par un test spécifique. Les résultats font apparaître une élasticité positive du capital privé par rapport au capital d'infrastructures, avec des valeurs moyennes de 0.24 dans l'industrie manufacturière, de 0.34 dans la construction, de 0.48 dans le transport et le commerce, de 0.06 dans les services. L'élasticité de la productivité globale par rapport aux infrastructures est trouvée positive (de 0.62 à 0.30 pour l'industrie manufacturière, de 0.05 à 0.29 pour les branches transport et commerce). Finalement, l'ajustement de la productivité globale de la contribution des infrastructures suffirait à rendre non significative la tendance au ralentissement de cette productivité.

Une étude de Seitz (1993) approfondit la précédente sur un ensemble de 31 branches d'activités allemandes sur la période 1970-1989. La forme flexible retenue pour représenter la technologie est cependant une fonction de Leontief généralisée, et non plus une translog. Par ailleurs, l'auteur considère alternativement une variable large de capital public et une mesure du coeur d'infrastructures. L'effet de réduction du coût privé est trouvé significatif, mais modeste, en particulier pour la mesure large. Le capital public apparaît complémentaire au capital privé, avec une élasticité de l'ordre de 0.35, aussi bien pour la définition large que pour le coeur d'infrastructures. En revanche, capital public et emploi seraient substituables avec une élasticité de l'ordre de -0.15. Ces valeurs apparaissent cependant très dispersées selon les industries. Ces résultats sont globalement confirmés dans Seitz (1994).

Enfin, toujours sur données allemandes (1961-88), Conrad et Seitz (1994) confirment à partir d'une forme translog la présence d'une relation de complémentarité entre le capital

public et le capital privé, et de substituabilité avec l'emploi dans trois secteurs (manufacturier, construction et transports) .

Une étude de Shah (1992) considère 36 industries mexicaines sur la période 1970-1987 et teste particulièrement l'hypothèse d'équilibre, entendue ici comme l'adéquation des facteurs fixes à leur valeur de long terme. A nouveau, les infrastructures contribuent à réduire les coûts privés à court terme. A long terme, elles apparaissent comme faiblement complémentaires à la fois au capital privé et à l'emploi. Les calculs de rendements établissent qu'à la fois le capital privé et le capital public sont disponibles à un niveau inférieur à leur niveau d'équilibre. Des calculs de taux de rendements, dépendant il est vrai de nombreuses hypothèses annexes, conduisent à des valeurs de 6 à 7% pour les infrastructures, mais de l'ordre de 15% pour le capital privé.

Enfin, Declercq (1995) présente la première contribution française approfondie dans ce domaine. L'étude porte sur sept branches marchandes non financières, sur la période 1950-89, et les séries de capital public résultent d'un important travail d'élaboration statistique. Deux équations, de coût variable et de part des salaires, font l'objet d'estimation et d'une batterie de tests de spécification, menées cette fois-ci par secteur et non plus en panel comme dans les études étrangères. Cette ambition supérieure se traduit par une certaine instabilité des résultats. L'exercice permet le calcul très systématique d'élasticités de substitutions entre facteurs à court et à long terme. Le capital public serait ainsi à long terme complémentaire aux facteurs privés variables dans les branches agricoles, IAA, et de l'industrie agrégée, mais substituable dans le bâtiment, le commerce, les transports et les services marchands. Malheureusement, l'auteur ne calcule pas d'indicateurs de substituabilité entre infrastructures et capital privé. Le résultat le plus important de l'étude est sans doute l'évolution calculée du ratio du capital public effectif à son niveau optimal qui partant de 0.75 dans les années 1950, s'élève progressivement jusqu'à l'unité vers 1973 et reste proche de ce niveau avec cependant un fléchissement temporaire de l'ordre de 5% dans les années 80.

### 3.3 Les applications régionales

Les infrastructures apparaissent dans une application sectorielle comme un bien public, leur contribution globale correspondant à la somme des contributions sectorielles. En revanche, dans une application régionale comme dans une application macroéconomique, les services fournis ne contribuent qu'à une fonctions de production locale. L'intérêt de ces applications est cependant important parce qu'elles mobilisent une informations spécifique sur la variance des niveaux d'équipements régionaux, ce qui ne va pas d'ailleurs sans poser des problèmes de biais de simultanéité éventuels.<sup>32</sup>

Deno (1988) estime conjointement des équations de profit, de part du capital et du travail sur 36 régions américaines (SMSA, aires métropolitaines) considérées globalement puis en distinguant régions en expansion ou en contraction. Le capital public est décomposé en trois types d'infrastructures, d'autoroutes, équipements d'assainissement et

---

<sup>32</sup>Dans un contexte régional, les infrastructures affectent la localisation des activités, au-delà de leur contribution productive directe, voir Martin et Rogers (1995) parmi d'autres références théoriques sur ce point.

de distribution d'eau. Les élasticités estimées, tant de l'offre de bien que des demandes de travail et de capital sont de l'ordre de 0.3 pour les deux premiers types d'infrastructure, mais beaucoup plus faibles pour les adductions d'eau. Les différents investissements publics sont ainsi complémentaires des facteurs privés. L'étude met également en évidence un renforcement du rôle des autoroutes pour les régions en déclin.

Keeler et Ying (1988) considèrent quant à eux un panel de 9 régions américaines (1950-73) pour évaluer la contribution du capital public d'infrastructures autoroutières sur la structure des coûts de production du secteur des transports routiers. La fonction de coût et les équations de part associées sont estimées par la méthode *SURE*. Leurs résultats tendent à montrer que les réductions de coûts engendrées par ces équipements couvrent entre un quart et un tiers du volume total des investissements publics effectués sur la période.

Une série d'études de Morrison et Schwartz représentent " l'état de l'art" dans le domaine. Les auteurs retiennent une fonction de Léontief généralisée, avec rendements d'échelle non constants et deux facteurs fixes, dont ils dérivent un système de cinq équations estimables sous une série de restrictions croisées : trois équations de demande pour les facteurs variables (travail, directement productif ou non et énergie), une équation de prix à court terme et l'équation de coût moyen. Les estimations portent sur les 48 états américains contigus. Les estimations de la contribution imputée des infrastructures est régulièrement positive, et croissante, mais inférieure à celle du capital privé. Les calculs effectués montrent bien que ce schéma s'inverse dans les états du Sud, qui paraissent nettement sous équipés en infrastructures publiques. L'élasticité du coût total, ou la "pseudo part" imputée aux infrastructures évolue de 25 à 30% dans les états du Sud, de 17 à 19% dans les états du Nord. Cette mesure, nette du coût des infrastructures reste en général positive dans les états du Sud (9 à 12%), mais devient négative dans les états du Nord au début des années 80 (passant de 0.6 à -2%). L'évaluation des effets sur la productivité requiert d'introduire des effets indirects. Les auteurs trouvent que le faible rythme relatif des investissements publics a ralenti la croissance de la productivité dans les états du Sud. Au total, l'étude conclut que l'effort d'infrastructure a été à peu près adapté dans les régions les mieux équipées (Nord et Est), mais insuffisant dans les régions dynamiques mais sous équipées (Sud et Ouest).

Morisson et Schwartz (1996b) ont approfondi par ailleurs leur étude sur le secteur de la production manufacturière dans six états de la Nouvelle Angleterre. Ces nouvelles estimations concluent à un niveau sous optimal de capital public dans cette région même, insuffisance qui s'accroît dans les années 80. Elles permettent également d'affiner le diagnostic relatif au schéma de substitution, le capital public étant plutôt substituable aux facteurs privés, en particulier l'emploi, à court terme, mais complémentaire à long terme. En conclusion, les auteurs soulignent qu'un effort accru d'investissement public serait justifié mais qu'il ne serait pas plus efficace que des incitations accrues à l'investissement privé.

## 4 L'investissement public évince-t-il l'investissement privé ?

Les fonctions de demande de facteurs dérivées dans le cadre de la dualité offrent un cadre structurel pour évaluer l'impact de l'investissement public sur l'investissement privé. On trouve cependant dans la littérature diverses contributions qui s'attachent à tester plus directement un éventuel effet d'éviction, sur la base d'une forme réduite faisant place à un effet indirect transitant par le taux de rendement.<sup>33</sup>

Le travail d'Aschauer (1989b) revêt là encore un caractère fondateur. Après avoir bien marqué la différence avec une problématique keynésienne, l'auteur considère un système de deux équations expliquant l'une le taux d'investissement, notamment par l'investissement public, l'autre le taux de rentabilité privé, notamment par le stock de capital public. Sur données américaines 1953-1986, on obtient un net effet d'éviction, représenté par un coefficient de -0.7 à -1 du taux d'investissement public dans l'équation d'investissement privé.<sup>34</sup> L'ensemble du modèle délivre cependant un message plus nuancé car le capital public contribue significativement à la rentabilité du capital privé, d'où un effet indirect d'entraînement de l'investissement privé, qui doit dominer à long terme. Une approche similaire est mise en oeuvre par Argimon et *alii.* (1995) sur un panel de 14 pays de l'OCDE, avec la même conclusion d'un effet indirect, positif, qui domine l'effet direct négatif ou peu significatif.

De la même façon, les travaux d'Erenburg (1993) s'attachent à modéliser directement l'interaction entre investissement public et privé. Ils proposent ainsi une mesure directe de l'impact total des dépenses courantes et retardées d'investissement public sur le niveau de l'investissement privé. Cette relation est estimée par le maximum de vraisemblance conjointement à une règle de décision portant sur les investissements publics, exprimant ces derniers en fonction notamment des déficits. Les résultats font apparaître un effet d'entraînement positif, tandis que le déficit ne paraît pas exercer d'effet significatif.

Sur séries chronologiques mexicaines, Nazmi et Ramirez (1997) trouvent quant à eux que l'investissement public évince directement l'investissement privé. Cependant, l'investissement public apporte une contribution à la croissance aussi importante que l'investissement privé. Via l'accélération, il exerce donc un effet favorable à l'investissement privé, mais l'effet net est donc incertain.

En parallèle, différents auteurs ont privilégié une approche de type VAR. Ainsi, Hsieh et Lai (1994) montrent à partir d'un modèle tri-varié ( $\Delta y_t, g_t/y_t, g_t/y_t$ ) que l'hypothèse de neutralité directe des dépenses publiques agrégées (consommations et investissements) sur la croissance ne peut être rejetée que dans trois pays sur sept<sup>35</sup>. Cependant, les auteurs n'envisagent pas de façon explicite les phénomènes de non neutralité indirecte transitant par les effets d'entraînement des dépenses publiques sur l'accumulation privée.

En revanche, Erenburg et Wohar (1995) trouvent des rétroactions réciproques entre investissement privé et public, en particulier dans un modèle financier où interviennent à

---

<sup>33</sup>On n'évoquera pas ici les travaux qui s'attachent à évaluer un effet d'éviction transitant par une hausse des taux d'intérêt. De Klundert (1993) étudie les effets d'éviction dans le cadre d'un modèle étalonné.

<sup>34</sup>Bairam (1995) confirme, sur séries chronologiques américaines, l'existence d'un effet d'éviction de la dépense publique globale sur l'investissement privé.

<sup>35</sup>Canada, Japon et Royaume Uni.

la fois le ratio d'évaluation et une variable de cash flow. Le signe des réponses s'inverse toutefois dans le temps et l'effet net -d'éviction ou d'entraînement- est de ce fait fragile à estimer. Les auteurs suggèrent qu'un délai minimum (quatre années) est nécessaire à l'obtention d'un effet d'entraînement positif des infrastructures, étant donnée le report des investissements privés qui n'augmenteront qu'une fois les équipements publics mis en place. Pour autant, Erenburg et Wohar admettent qu'ils n'ont pu démontrer l'existence d'aucune relation causale unidirectionnelle au sens Granger entre les deux types d'investissement.

Enfin, sur données tunisiennes (1963-93), Ghali (1998) considère un VAR tri-varié ( $y_t$ ,  $i_i$  et  $i_{g,t}$ ) et applique des tests de Causalité au sens de Granger sur la représentation VECM issue de l'unique relation de cointégration (tests de Johansen) du système. Les résultats indiquent clairement qu'à court terme les investissements publics ont un impact négatif sur les investissements privés et la croissance, tandis qu'à long terme ils ont un impact négatif sur les investissements privés et pas d'impact sur la croissance.

Ainsi, l'adoption d'une méthodologie de type VAR conduit à des résultats relativement peu tranchés et ambigus. Cependant, il convient de noter que seul Ghali propose dans ce cadre une approche méthodologique susceptible de prendre en compte les propriétés de non stationnarité des séries considérées. Mais dès lors que l'on s'intéresse aux relations de long terme, il semble néanmoins nécessaire d'introduire en plus des variables de flux, des variables de stock supposées générer des effets productifs positifs, comme cela a été évoqué dans les premiers travaux d'Aschauer ou d'Argimon et *alii.*

Utilisant une équation réduite estimée en coupe internationale, Easterly et Rebelo (1993) trouvent que l'investissement public considéré globalement, évince significativement l'investissement privé, alors qu'un effet positif d'entraînement est obtenu si l'on se restreint à l'infrastructure d'habitation et urbaine, ou aux investissements du gouvernement central (par opposition à ceux des entreprises publiques). Ces travaux toutefois s'apparentent plus aux régressions de croissance que nous allons considérer maintenant.

## 5 L'approche en termes de convergence conditionnelle

Le test des propriétés de convergence du produit par tête a fait l'objet de nombreux travaux initiés par Baumol (1986) et Barro (1991). Sous sa forme élémentaire, cette approche repose sur une régression simple du taux de croissance sur un niveau initial visant à tester une propriété de convergence absolue. Sous une forme plus développée, il s'agit de tester la convergence conditionnellement à des variables explicatives, représentant des conditions initiales ou des politiques. A priori, l'approche en termes de convergence conditionnelle représente un cadre pertinent pour évaluer dans quelle mesure l'effort d'investissement en infrastructure relatif d'un pays contribue à son rythme de croissance, comparativement à d'autres pays.

Les résultats disponibles sur ce point sont modestes. Le taux d'investissement public est rarement introduit comme variable explicative dans les régressions de convergence conditionnelle, et les résultats en sont alors peu significatifs. Barro et Sala I Martin, dans leur ouvrage (1995,p.441), soulignent les problèmes de données. L'investissement public

n'est pas toujours reporté et, quand il l'est, correspond plus à un critère institutionnel avec l'investissement d'entreprises publiques dont les domaines d'activités diffèrent notablement. Ils testent pour leur part la contribution du ratio investissement public sur investissement privé sur une coupe de 92 pays, et n'obtiennent aucun résultat significatif. L'étude très systématique de Levine et Renelt (1992) conclut également à l'absence d'effet significatif du ratio investissement public sur PIB, sur la période 1974-1989.

Knight, Loayza et Villanueva (1993) obtiennent des résultats plus favorables dans un modèle contrôlant par ailleurs pour l'investissement physique et en capital humain ainsi que pour l'ouverture au commerce international. Un ratio investissement public sur PIB exerce un effet significatif positif sur un échantillon de 59 pays en développement, mais non significatif sur un échantillon global de 81 pays.

Easterly et Rebelo (1993), exploitant des données spécifiques de la Banque Mondiale, sont en mesure de tester 8 variables distinctes, avec d'une part la décomposition de l'investissement public en 6 fonctions, d'autre part la distinction entre investissement du gouvernement et des entreprises publiques.

Des résultats positifs, robustes par rapport à l'introduction de variables supplémentaires, sont obtenus pour les infrastructures de transport et communication, et aussi pour l'investissement gouvernemental. Les résultats sont moins robustes dans le cas de l'éducation, du logement et des infrastructures urbaines. Il convient également de contraster ces résultats avec l'obtention, commune à la plupart des études depuis Grier et Tullock (1989), d'une contribution négative de la consommation publique et, de façon moins claire, des taux d'imposition. Des travaux récents apportent des éléments d'inférence qui paraissent plus décisifs. Leur caractère contradictoire laisse malheureusement subsister un doute sur l'interprétation qui peut en être donnée.

Khan et Kumar (1997) testent, sur un échantillon de 95 pays en développement, une équation de convergence conditionnelle intégrant, parmi diverses variables de contrôle, le taux d'investissements privés et publics. Les coefficients estimés sont significativement positifs, l'impact de l'investissement privé étant approximativement le double de celui de l'investissement public sur la période globale (1970-90) ou sur la décennie (1980-90). Au contraire, de la décennie 1970-80, les coefficients estimés sont très proches de l'ordre de 0.21. Les auteurs concluent donc à un affaiblissement de l'efficacité de l'investissement public, peut-être dû au fait que les équipements les plus nécessaires auraient déjà été installés.

En examinant l'effet de composition de la dépense publique, Devarajan, Swaroop et Zou (1996) aboutissent à une remise en cause des conclusions traditionnelles, d'un impact positif des infrastructures, mais négatif de la consommation publique. Leurs équations de convergence conditionnelle, estimées d'abord sur un échantillon de 43 pays en développement, intègrent une décomposition fixe, avec 13 indicateurs de différents postes de structure de la dépense publique comportaient en particulier la part des dépenses en capital (opposée aux dépenses courantes) et la part des investissements en transport et communication.

Paradoxalement, la part des dépenses courantes apparaît exercer un impact significativement positif et la part des dépenses en capital un effet significativement négatif

sur la croissance. De même, les auteurs trouvent un effet négatif de la part des investissements en transport et communication, avec d'ailleurs un effet non significatif des dépenses d'éducation. Diverses études de sensibilité semblent confirmer une certaine robustesse de ces résultats, en particulier par rapport à la distinction entre dépenses du gouvernement central et des autorités locales ou des entreprises publiques lorsque les données sont disponibles.<sup>36</sup> Deux résultats sont particulièrement intéressants à commenter. Lorsqu'est adoptée une formulation non linéaire, comportant chaque variable explicative et son carré, on retrouve un résultat symétrique pour les dépenses courantes et les investissements, avec un coefficient positif pour la variable en niveau, et un coefficient négatif pour son carré, conduisant à une interprétation en termes de rendements décroissants, l'effet négatif provenant des mauvaises performances de pays ayant eu les ratios d'investissement les plus élevés. Egaleme nt intéressant est l'exercice comparatif mené sur un autre échantillon de 21 pays développés, où l'on retrouve significatif le résultat standard : effet positif des dépenses en capital (notamment en transport et communication) mais négatif des dépenses courantes.

Se trouverait ainsi mis en cause la capacité d'un certain nombre de pays en développement à maîtriser tant le volume que l'efficacité de leur programme d'investissement public. Une contribution récente se propose d'explicitier ce point en construisant une mesure approximative de l'efficacité d'utilisation du capital d'infrastructures. Après avoir montré théoriquement qu'une telle variable devait figurer dans l'équation de convergence conditionnelle, Hulten (1996) construit une variable synthétique à partir de quatre séries spécifiques documentées par la Banque Mondiale pour 42 pays à revenu faible ou moyen. Le taux de défaillance pour 100 appels téléphoniques, le taux de pertes sur l'électricité produite, le pourcentage du réseau routier en bonnes conditions et le taux de disponibilité du parc de locomotives diesel. L'introduction de l'indicateur d'efficacité améliore de manière spectaculaire la qualité d'ajustement des régressions de croissance et cette variable apparaît très significative. On remarque cependant qu'elle dégrade fortement la contribution non seulement du capital public lui-même mais aussi de l'investissement privé, ce qui suggère que cette variable pourrait appréhender des effets d'efficacité allant bien au-delà de la seule utilisation des infrastructures.

Barro et Sala I Martin ont montré que la problématique de convergence s'appliquait tout particulièrement aux trajectoires régionales de croissance. L'estimation du rôle des infrastructures dans ce contexte a été menée par P. Ralle (1993) sur séries françaises entre 1970 et 1989, le taux d'investissement public moyen étant la seule variable supplémentaire dans l'équation de convergence conditionnelle des productivités du travail. Le coefficient obtenu est positif, bien que non significatif. Il serait compatible avec une élasticité de la production au capital public de l'ordre de 2 à 9%.

## CONCLUSION GENERALE

Le résultat le mieux établi de cette revue de littérature est que l'investissement public a enfin été reconnu, dans la dernière décennie, comme une variable stratégique des analyses de la production et de la croissance. Les études empiriques nombreuses laissent subsister

---

<sup>36</sup> Appliquant une méthode d'estimation nouvelle dans ce domaine (les GMM) Caselli, Esquivel et Lefort (1996) trouvent également un coefficient positif de la consommation publique. Ils ne testent pas l'effet de variables d'investissement en infrastructures.

une plus grande marge d'incertitude. On a pu vérifier que des estimations en niveau, sur séries chronologiques nationales conduisent fréquemment à des valeurs élevées, de 0.30 à 0.40, de l'élasticité de la production par rapport au capital public qui rejoignent les premiers résultats d'Aschauer. Ces résultats ne sont ni convaincants sur le plan économique, ni robustes sur le plan économétrique. Des estimations en panels, ou portant sur des spécifications "duales" en termes de fonction de coûts ou de part des facteurs, paraissent mieux étayées. Elles confirment, de manière systématique pour les secondes, une contribution significative du capital public, à des ordres de grandeur beaucoup plus comparables avec la part des ressources effectivement allouées à cet investissement. Les études menées sur ce point ne concluent à aucun sur-investissement ni sous-investissement systématique en infrastructures, mais délivrent des conclusions nuancées selon les pays, les régions et les sous-périodes. De même, les travaux menés en termes de convergence, s'ils ne sont qu'une minorité à considérer un conditionnement par l'investissement public, concluent assez souvent à un effet significatif.

On doit remarquer que, dans les travaux les plus convaincants, l'incertitude des estimations n'est pas supérieure à celle qui affecte les données de l'analyse. S'il est déjà difficile de construire des séries cohérentes de capital d'infrastructures, en raison notamment des définitions plus ou moins larges des séries nationales d'investissement public, il est encore plus risqué de proposer des mesures du coût d'usage de tels équipements publics, en faisant la part des coûts sociaux pris en charge par la fiscalité ou de coûts de services tarifés pouvant être rapprochés du coût d'usage d'un équipement privé.

Approfondissements conceptuels et statistiques doivent donc aller de pair pour que progresse non seulement nos évaluations des contributions du capital public mais aussi la possibilité d'intégrer ces évaluations dans une démarche permettant d'éclairer les choix collectifs dans le domaine.

## A Bibliographie

Ai C. et Cassou S.P. (1995), "A normative analysis of public capital", *Applied Economics*, 27, 1201-1209

Ai C. et Cassou S.P. (1997), "On Public Capital Analysis with State Data", *Economics Letters*, 57(2), 209-12

Argimon I., Gonzalez-Paramo J., Martin M.J. et Roldan J.M. (1993), "Productivity and infrastructure in the Spanish economy", *Working Paper Banco de España*, Servicio de Estudios, No 9313

Argimon I., Gonzalez-Paramo J. et Roldan Alegre J. (1995), "Does public spending crowd out private investment ? Evidence from a panel of 14 OECD countries", *Working Paper Banco de España*, Servicio de Estudios, No 9523

Arrow K.J. et Kurz M.(1970). "Public Investment, the rate of return, and optimal fiscal policy". *The John Hopkins Press*, Baltimore

Aschauer, D. A. (1989) "Is public expenditure productive ?", *Journal of Monetary Economics* 23, 177-200

Aschauer, D. A. (1989b) "Does public capital crowd out private capital ?", *Journal of Monetary Economics* 24(2), 171-188

Aschauer, D. A. (1989c), "Public investment and productivity growth in the group of seven", *Economic Perspectives*, 13(5), 17-25

Bairam E.I., (1995) "Externality effect of the USA total, federal and state government expenditures on private investment, 1960-91", *Applied Economics Letters*, 22, 1427-1435

Bajo-Rubio O. et Sosvilla-Rivero (1993), "Does public capital affect private sector performance ? An analysis of the Spanish case, 1964-88", *Economic Modelling*, 10, 179-184

Balmaseda M. (1996), "Simultaneity bias and the rate of return to public capital", *Working Paper*, CEMFI

Balmaseda M. (1997), "Production function estimates of the rate of return on public capital", *Working Paper*, CEMFI

Baltagi B.H. et Pinnoi N. (1995), "Public capital stock and state productivity growth : further evidence from an error components model", *Empirical Economics*, 20(2), 351-359

Bhargava A., Franzini L. et Narendranathan W. (1982), "Serial correlation and the fixed effects model", *Review of Economic Studies*, 49(158), 533-549

Barro R.J (1990), "Government Spending in a Simple Model of endogenous Growth", *Journal of Political Economy*, 98, 5, 103-130.

Barro R.J (1991), "Economic growth in a cross-section of countries", *Quarterly Journal of Economics*, 106, 407-443.

Barro R.J et Sala-I-Martin X. (1995), "Economic Growth", *New York McGraw Hill*.

Baumol W. (1986), "Productivity growth, convergence and welfare. What the long run data show ?", *American Economic Review*, 76, 1072-1085.

Baxter M. et King R.G. (1993) , "Fiscal policy in general equilibrium", *The American Economic Review*, vol 83, 3, 315-333.

Berndt E.R. et Hansson B. (1992), "Measuring the contribution of public infrastructure capital in Sweden", *Scandinavian Journal of Economics*, 94, 151-168

- Coe D.T. et Moghadam R. (1993), "Capital and trade as engines of growth in France", *IMF Staff Papers*, 40(3), 542-567
- Conrad C. et Seitz H. (1992), "The public capital hypothesis : the case of Germany", *Recherches Economiques de Louvain*, 58(3-4), 309-327.
- Conrad C. et Seitz H. (1994), "The economic benefits of public infrastructure", *Applied Economics*, 26, 303-311
- Crihfield J.B. et Panggabean M.P.H. (1995), "Is public infrastructure productive ? A Metropolitan perspective using new capital stock estimates", *Regional Science and Urban Economics*, 25, 607-630.
- Crowder W.J. et Himarios D. (1997), " Balanced growth and public capital : an empirical analysis", *Applied Economics*, 29, 1045-1053
- Da Silva Costa J., Ellson R.W. et Martin R.C. (1987), "Public capital, regional output, and development : some empirical evidence", *Journal of Regional Science*, 27, 3, 419-437
- Declercq C. (1995), "Externalités de dépenses publiques et croissance : une application à l'économie française", *Document de travail ERASME*, décembre
- Deno K.T. (1988), "The effect of public capital on US manufacturing activity: 1970 to 1978", *Southern Economic Journal*, SS 2, 400-411
- Dessus S. et Herrera R. (1996), "Capital public et croissance : une étude économétrique sur un panel de pays en développement dans les années 80", *Centre de Développement de l'OCDE*
- Devarajan S., Swaroop V. et Zou H.F. (1996), "The composition of public expenditure and economic growth", *Journal of Monetary Economics*, 37(1), 313-344
- Easterly W. et Rebelo S (1993), "Fiscal policy and economic growth", *Journal of Monetary Economics*, 32, 417-458
- Eberts R.W. et Forgy M.S. (1987), "Estimating the relationship between public and private investment", *Federal Reserve Bank Working Paper n°8703*
- Eisner R. (1991), "Infrastructure and regional economic performance : comment", *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, 47-58.
- Eisner R. (1994), "Real government saving and the future", *Journal of Economic Behavior and Organization*, 23, 111-126.
- Engle et Granger C.W.J. (1987) "Cointegration and error correction representation, estimation and testing", *Econometrica* vol 55-2, 251-276
- Erenburg S.J (1993), "The real effects of public investment on private investment", *Applied Economic*, 25, 831-837.
- Erenburg S.J et Wohar M.E. (1995), "Public and private investment : are they causal linkages ?", *Journal of Macroeconomics*, 17(1), 1-30
- Evans P. et Karras G. (1994a) , "Is government capital productive ? Evidence from a panel of seven countries.", *Journal of Macroeconomics*, 16, 2, 271-279
- Evans P. et Karras G. (1994b) , "Are government activities productive ? Evidence from a panel of U.S. States.", *The Review of Economics and Statistics*, 76(1), 1-11
- Finn M. (1993), "Is all government capital productive ?", Federal Reserve Bank of Richmond, *Economic Quarterly*, 79(4), 53-80

Flores de Frutos R., Gracia-Diez M. et Perez-Amaral T. (1998), "Public capital stock and economic growth : an analysis of the Spanish economy", *Applied Economics*, 30, 985-994

Ford R. et Poret P. (1991) "Infrastructures et productivité du secteur privé", *Revue Economique*, 17, 69-95

Gali J. (1994), "Government size and macroeconomic stability", *European Economic Review* 38, 117-132.

Garcia-Milà T. et McGuire T.J. (1992) "The contribution of publicly provided inputs to states economies". *Regional Science and Urban Economics*, 22, 229-241.

Garcia-Milà T., McGuire T.J. et Porter R.H. (1996) "The effect of public capital in state level production functions reconsidered". *The Review of Economics and Statistics*, 78, 177-179.

Ghali H.H. (1998), "Public investment and private capital formation in a vector error-correction model of growth", *Applied Economics*, 30, 837-844.

Gramlich E.M. (1994) "Infrastructure investment : a review essay", *Journal of Economic Literature*, vol 32, 1176-1196

Greene W. (1993), "Econometric analysis", *MacMillan Publishing Company*, New York

Greiner A. et Semmler W. (1997), "Estimating an endogenous growth model with public capital and government borrowing", *Working Paper*.

Grier K.B. et Tullock G, (1989), "An empirical analysis of cross national economic growth, 1951-80", *Journal of Monetary Economics*, 24, 259-276.

Griliches Z. et Hausman J.A. (1986), "Errors in variables in panel data", *Journal of Econometrics*, 31, 93-118

Hansen N.M. (1965a), "Unbalanced growth and regional development", *Western Economic Journal*, 4, 3-14

Hansen N.M. (1965b), "The structures and determinants of local public investment expenditures", *Review of Economics and Statistics*, 30, 150-162

Hansen L.P. (1982), " Large sample properties of generalized method of moments estimators", *Econometrica*, 50, 1029-1054

Hansen B.E. (1992), "Efficient Estimation and Testing of Cointegrating Vectors in the Presence of Deterministic Trends", *Econometrica*, 53(1-3), 87-121.

Hansen L.P. et Singleton K.J. (1982), "Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations modles", *Econometrica*, 50, 1269-1286

Hausman J.A., (1978), "Specification tests in econometrics", *Econometrica*, 6, 1251-1271

Hausman J.A. et Taylor W.E., (1981), "Panel data and unobservable individual effects", *Econometrica*, 49, 1377-1398

Hénin P.Y. et Ralle P. (1993), "Les nouvelles théories de la croissance", *Revue Economique*, hors série, 44, 75-100

Herrera R. (1997), "Productivités et externalités des dépenses publiques. Une étude économétrique sur séries temporelles pour l'Inde et le Pakistan", *Economie et Prévision*, 131(5), 145-153

- Holtz-Eakin D. (1994) "Public-sector capital and the productivity puzzle". *The Review of Economics and Statistics*, 76, 12-21
- Holtz-Eakin D. , Newey W. et Rosen H.S. (1988), "Estimating vector autoregressions with panel data", *Econometrica*, 56, 1371-1396
- Holtz-Eakin D. et Schwartz R.M. (1995) "Spatial productivity spillover from public infrastructure : evidence from State Highways", *NBER Working Paper*, No 5004
- Hsiao C. (1986), "Analysis of panel data", *Cambridge University Press*, Cambridge
- Hsieh E. et Lai K.S. (1994), "Government spending and economic growth : the G7 experience", *Applied Economics*, 26, 535-542
- Hulten C.R (1996), "Infrastructure capital and economic growth : how well use it may be more important than how much you have", *NBER Working Paper* No 5847
- Hulten C.R. et Schwab R.M. (1991a), "Is there too little public capital ? Infrastructure and economic growth", *Discussion Paper, American Enterprise Institute*, février
- Hulten C.R. et Schwab R.M. (1991b), "Public capital formation and the growth of regional manufacturing industries", *National Tax Journal*, 44(4), 121-134
- Hurlin C. (1996), "La contribution productive du capital public à la croissance : estimation sur un panel sectoriel de dix pays de l'OCDE", Miméo, à paraître dans *Economie et Prévision*.
- Johansen S. (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-54
- Khan S.M. et Kumar M.S. (1997), "Public and private investment and the growth process in developing countries", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59(1), 69-89
- Keeler T.E. et Ying J.S. (1988), "Measuring the benefits of a large public investment. The case of the US federal-aid highway system", *Journal of Public Economic*, 36, 69-85
- Klundert T. Van de (1993), "Crowding out private and public capital accumulation in an international context", *Economic Modelling*, 10, 273-284
- Knight M, Loayza N. et Villanueva D. (1993), "Testing the neoclassical theory of economic growth", *IMF Staff Papers*, 40, 512-541.
- Kocherlakota N.R. et YI K.M. (1996) "A simple time series test of endogenous vs. exogenous growth models : an application to the United States", *The Review of Economics and Statistics*, 126-134
- Kocherlakota N.R. et YI K.M. (1997) "Is there endogenous long-run growth ? Evidence from the United States and the United Kingdom", *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(2), 235-262
- Lau S.H.P. et Sin C.Y. (1997), "Public infrastructure and economic growth : time series properties and evidence", *Economic Record*, 73(221), 125-135
- Levin A. et Lin C.F. (1992) "Unit root tests in panel data : asymptotic and finite-sample properties". *Discussion Paper 92-23, Dep. of Economics, University of California, San Diego*.
- Levin R. et Renelt D. (1992), "A sentivity analysis of cross country growth regression-s", *American Economic Review*, 82, 942-963.
- Lynde C. (1992), "Private profit and public capital", *Journal of Macroeconomics*, 14(1), 77-84.

- Lynde C. et Richmond J. (1992), "The role of public capital in production", *The Review of Economics and Statistics*, 74, 37-44.
- Lynde C. et Richmond J. (1993a), "Public capital and long run costs in U.K. manufacturing", *Economic Journal*, 880-893.
- Lynde C. et Richmond J. (1993b), "Public capital and total factor productivity", *International Economic Review*, 34, 401-414.
- Martin P. et C.A. Rogers (1995), "Industrial location and public infrastructure", *Journal of International Economics*, 39
- Mas M., Maudos J., Perez F et Uriel E. (1996), "Infrastructure and productivity in the spanish regions", *Regional Studies*, 30(7), 641-649.
- Mc Millin W.D. et Smyth D.J. (1994), "A multivariate time series analysis of the United States aggregate production function", *Empirical Economics*, 19, 659-673
- Meade J. (1952), "External economics and diseconomies in a competitive situation", *Economic Journal*, 62, 54-67
- Mera K. (1973), "Regional production functions and social overhead capital : an analysis of the japanese case", *Regional and Urban Economics*, 3(2), 157-186
- Morrisson C.J. et Schwartz A.E. (1996a), "State infrastructure and productive performance", *American Economic Review*, 86, 1095-1111.
- Morrisson C.J. et Schwartz A.E. (1996b), "Public infrastructure, Private input demand and economic performance in New England Manufacturing", *Journal of Business and Economic Statistics*, 14, 91-101.
- Munnell A.H. (1990a) "Why has productivity declined ? productivity and public investment", *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, 3-22
- Munnell A.H. (1990b), "How does public infrastructure affect regional economic performance ?", *New England Economic Review*, 11-32.
- Munnell A.H. (1992), "Policy Watch. Infrastructure investment and economic growth", *Journal of Economic Perspectives*, vol 6, 189-198.
- Munnell A.H. et Cook L.M. (1990), "How does public infrastructure affect regional economic performance ?", in A.H. Munnell editor, *Is there a shortfall in public capital investment ?*, Federal Reserve Bank of Boston.
- Nadiri M.I. et Mamuneas T.P. (1994a), "The effects of public infrastructure and RD capital on the cost structure and performance of US manufacturing industries", *Review of Economics and Statistics*, 76, 22-37.
- Nadiri M.I. et Mamuneas T.P. (1994b), "Infrastructure and public R&D investments, and the growth of factor productivity in US manufacturing industries", *NBER Working Paper*, No 4845.
- Nazmi N. et Ramirez M.D. (1997), "Public and private investment and economic growth in Mexico", *Contemporary Economic Policy*, 15, 65-73
- Nijkamp P. (1986), "Infrastructure and regional development : a multidimensional policy analysis", *Empirical Economics*, 11, 1-21
- Otto G. et Voss G.M. (1994), "Public capital and private sector productivity", *The Economic Record*, 70, 121-132.
- Otto G.D. et Voss G.M. (1997), "Public Capital and Private Production in Australia", *Southern Journal of Economics*, 3, 723-738,

- Otto G.D. et Voss G.M. (1998), "Is public capital provision efficient ?", *Journal of Monetary Economics*, 42, 47-66,
- Phillips P.C. (1995) "Fully Modified least squares and vector autoregression", *Econometrica*, vol 63, 5, 1023-1078
- Phillips P.C. et Hansen B. (1990) "Statistical inference in instrumental variables regressions with I(1) processes", *Review of Economic Studies*, 57, 99-125
- Pinnoi N. (1994), "Public infrastructure and private production. Measuring relative contributions", *Journal of Economic Behavior and Organization*, 23, 127-148.
- Ralle P. (1993), "Croissance et dépenses publiques : le cas des régions françaises", *rapport pour le Commissariat Général au Plan*.
- Ram R. et Ramsey D. (1989) "Government capital and private output in the United States", *Economic Letters*, 13, 223-226
- Ramirez M.D. (1998), "Does Public Investment Enhance Productivity Growth in Mexico? A Cointegration Analysis", *Eastern Economic Journal*, 24(1), 63-82
- Ratner J.B. (1983) "Government capital and the production function for US private output", *Economic Letters*, 13, 213-217
- Romer P.M. (1986), "Increasing returns and long run growth", *Journal of Political Economy*, 99, 500-521
- Samuelson P.A. (1954), "The pure theory of public expenditure". *Review of Economics and Statistics*, 36, pp 387-389.
- Seitz H. (1993), "A dual economic analysis of the benefits of the public road network", *The Annals of Regional Science*, 27, 223-239
- Seitz H. (1994a), "Public capital and the production function for US private output", *Economic Letters*, 30, 287-307.
- Seitz H. (1994b), "Public capital and the demand for private inputs", *Journal of Public Economics*, 54, 287-307
- Shah A. (1992), "Dynamics of public infrastructure : industrial productivity and profitability", *The Review of Economics and Statistics*, 74, 28-36.
- Sturm J.E. (1998), "Public capital expenditure in OECD countries : the causes and impact of the decline in public capital spending", *Edward Elgar Ed*.
- Sturm J.E. et De Haan J. (1995) "Is public expenditure really productive?", *Economic Modelling*, 12, 60-72
- Tatom J.A. (1991) "Public capital and private sector performance", *Federal Reserve Bank of Saint-Louis Review*, 73, 3-15
- Tatom J.A. (1993) "Is an Infrastructure Crisis Lowering the Nation's Productivity?", *Federal Reserve Bank of Saint-Louis Review*, 75(6), 3-15
- Vijverberg W.P.M., Vijverberg C.P.C., Gamble J.L. (1997), "Public capital and private productivity", *Review of Economics and Statistics*, 267-278.
- Wylie P.J. (1996), "Infrastructure and Canadian economic growth 1946-1991", *Canadian Journal of Economics*, 29, special issue, S351-S355. Ai C. et Cassou S.P. (1997), "On Public Capital Analysis with State Data", *Economics Letters*, 57(2), 209-12