



CENTRE DE DÉVELOPPEMENT DE L'OCDE

Document de travail No. 115
(Ex-Document Technique No. 115)

LE RÔLE DU CAPITAL PUBLIC DANS LA CROISSANCE DES PAYS EN DÉVELOPPEMENT AU COURS DES ANNÉES 80

par

Sébastien Dessus et Rémy Herrera

Realisé dans le cadre du programme de recherche:
Politiques économiques et croissance



Table des matières

Remerciements	6
Summary	7
Résumé	7
Préface	9
1. Introduction	11
2. Données et méthodologie	13
3. Régressions préliminaires	15
4. Tests de causalité	19
5. Un système d'équations simultanées	21
6. Taux de rentabilité implicite du capital public et classification des pays	25
7. Conclusion	31
Notes et références	33
Bibliographie	35

Remerciements

Le Centre de Développement de l'OCDE remercie le gouvernement des Pays-Bas pour son soutien financier.

Document technique No. 115, « Le Rôle du capital public dans la croissance des pays en développement au cours des années 80 », par Sébastien Dessus et Rémy Herrera, réalisé dans le cadre du programme de recherche « Politiques économiques et croissance », avril 1996.

Summary

This paper analyses the links between growth and public capital for a sample of 28 developing countries over eleven years (1981-91). We estimate a simultaneous equations model to explain the GDP, as well as public and private capital formation. Public, private and human capital are positive and significant factors of growth. Nevertheless, public capital formation has produced crowding-out effects, since the budget constraint was differentiated between public and private sectors. Our results suggest that the majority of the sample countries tended rather to diverge from the optimal allocation of capital — in terms of growth — between public and private sectors.

Résumé

Cette étude analyse les liens entre la croissance et l'investissement public au cours des années 80 à l'aide d'un modèle économétrique d'équations simultanées, estimé sur un échantillon de 28 pays en développement sur onze ans (1981-91). Ce modèle décrit les déterminants de la croissance et de l'investissement public et privé. Le capital public est un facteur positif de la croissance, tout comme le capital humain ou le capital productif privé. Cependant, la formation du stock de capital public a généré des effets d'éviction, au détriment de la constitution du stock de capital productif privé. Nos résultats suggèrent qu'un nombre important des pays de l'échantillon s'est éloigné d'une situation optimale pour la croissance de partage du capital disponible entre les secteurs publics et privés.

Préface

Ce document s'inscrit dans le cadre du programme de recherche 1996-98 du Centre de Développement portant sur le thème « Politiques économiques et croissance ». Il étudie le rôle du capital public dans la croissance, — un sujet d'une importance cruciale pour la définition des politiques économiques et des stratégies de développement.

Il est aujourd'hui admis que les mécanismes d'allocation des facteurs, notamment du capital, sont généralement peu efficaces au sein du secteur public. Si la place de ce dernier dans l'activité économique est excessive, la capacité de l'économie à diriger les investissements vers les activités les plus productives s'en trouve réduite, et la croissance freinée. Les plans d'ajustement structurel engagés au cours des années 80 dans de nombreux pays en développement visaient ainsi à rééquilibrer les secteurs public et privé. Néanmoins, l'investissement public, notamment dans les infrastructures, peut aussi être considéré comme un complément indispensable à l'investissement privé, et donc contribuer d'une manière décisive à la croissance de l'économie à long terme.

Sur la base des résultats d'un modèle économétrique, les auteurs confirment que le capital public a été un facteur de croissance incontestable au cours des années 80, dans les 28 pays en développement considérés. Mais ils mettent également en évidence un effet d'éviction au détriment du capital privé, de même qu'un transfert du fardeau de la dette externe du secteur public vers le secteur privé. En outre, alors que certains pays en développement, où le capital public était insuffisant au début des années 80, ont partiellement comblé leur retard, les pays à capital public excessif ne semblent pas avoir réussi à rééquilibrer l'investissement entre les secteurs public et privé — et ce, en dépit des programmes d'ajustement structurel. Dans ces pays, l'allocation inefficace de l'épargne a réduit les potentialités de croissance économique au cours des années 80.

L'équilibre entre les infrastructures disponibles et les capacités de production du secteur privé étant une condition nécessaire du développement économique, il apparaît par conséquent souhaitable d'étudier plus en détail les moyens d'améliorer la répartition des investissements entre les secteurs public et privé.

Jean Bonvin
Président
Centre de Développement de l'OCDE
juillet 1996

1. Introduction *

Le débat sur les effets de l'investissement et du capital public sur la croissance économique a connu ces dernières années une ampleur exceptionnelle, tant par le nombre élevé d'analyses théoriques et d'études empiriques auxquelles il a donné lieu, que par l'importance des implications pratiques, en termes de décisions de politique économique dans les pays industrialisés, en transition et en développement. Si les origines de ce débat sont anciennes (Meade [1952], Arrow et Kurz [1970] d'une part ; Nurkse [1952], Hirschman [1958], Rosenstein-Rodan [1964] d'autre part), le développement des théories de la croissance endogène a récemment contribué à son renouveau. Tel est le cas du modèle de Barro (1990), qui fait jouer aux dépenses publiques « productives »¹, assimilées au capital public d'infrastructures, un rôle moteur dans le processus de croissance auto-entretenu. La complémentarité entre capital privé et capital public conduit à attribuer à ce dernier un impact positif d'amélioration de la productivité du secteur privé (Barro et Sala-I-Martin [1995], Berthélemy, Herrera et Sen [1995]).

Mais, si la formalisation des liaisons théoriques entre capital public et croissance pose finalement relativement peu de problèmes, les tentatives de vérification empirique des effets des dépenses publiques productives en capital physique sur le développement se sont en revanche heurtées à de sérieuses difficultés techniques, particulièrement délicates à résoudre lorsque les auteurs choisissent de traiter la question sous un angle macro-économique². On connaît les critiques fortes formulées à l'encontre des travaux empiriques d'Aschauer (1989a, 1989b) et de ses « partisans » (Munnel [1990] par exemple³), concernant précisément l'existence d'un biais d'estimation lié à des tendances communes aux séries temporelles de capital et de produit, le risque de destruction des relations de long terme entre variables que fait peser la stationnarisation des séries, ou encore l'irréalisme des taux de rentabilité implicite du capital public dérivés des estimations d'élasticités (Tatom [1991], Gramlich [1994]). On sait également combien est délicate la définition des concepts mêmes de capital public et d'infrastructures publiques, dont les différentes acceptions peuvent amener des résultats empiriques contradictoires (Ford et Poret [1991]). La question cruciale de la possible endogénéité de l'investissement public a par ailleurs donné lieu à de récents approfondissements fructueux (Tatom [1991], Hulten et Schwab [1991]).

Force est toutefois d'admettre qu'une large majorité des études empiriques réalisées à ce jour sur le sujet a porté — à de notables exceptions près — sur les seuls pays Membres de l'OCDE ; de même, l'approche choisie par les auteurs ayant travaillé sur les pays non membres emploie la plupart du temps des données longitudinales, ou des données de panel au niveau national. La première originalité de la présente étude est de mesurer les effets de l'investissement et du capital public sur la croissance sur un échantillon de 28 pays en développement, au cours des années 80, à l'aide d'une méthodologie permettant de traiter l'information dynamique de

l'échantillon. La seconde originalité de ce papier est de tenter d'apporter quelques éléments de réponse aux délicates questions empiriques qui viennent d'être évoquées, concernant en particulier la stationnarisation des séries, la détermination des relations de causalité entre variables et l'endogénéisation du capital public, ou le calcul des taux de rentabilité implicite de ce facteur.

Nous accorderons une attention prioritaire à la robustesse de nos résultats économétriques en fonction des différentes spécifications retenues, ainsi qu'à la cohérence d'ensemble des estimations des élasticités respectives du produit par rapport aux trois facteurs de production intégrés par notre cadre théorique, le capital privé, le capital public et le capital humain. La valeur et la significativité de l'élasticité du produit au capital humain, qui posent de sérieux problèmes à plusieurs auteurs (Romer [1987], Christiano [1987], Munnell [1990], Benhabib et Spiegel [1992], Cavalcanti Perreira [1993]) retiendront en particulier notre attention.

La définition du « capital public » est en elle-même extrêmement problématique, dans la mesure où elle est susceptible de recouvrir des réalités très différentes : la fourniture d'infrastructures de « service public » peut en effet être assurée par le secteur privé, ou être le fait de l'État lui-même par le biais des administrations ou des entreprises publiques. Compte tenu de cette difficulté extrême — davantage conceptuelle que technique — de définition du stock de capital public, nous choisissons dans cette étude de la faire reposer sur un critère unique, celui de « propriété étatique », qui conduit à agréger en une même entité, particulièrement large, non seulement les infrastructures publiques, mais aussi les stocks productifs des entreprises publiques. Si elle rend de toute évidence plus complexe l'interprétation de nos résultats empiriques, cette acception de l'investissement public et du capital public *lato sensu* présente l'avantage de garantir une parfaite homogénéité des données de pays à pays au sein de l'échantillon utilisé. En tout état de cause, il n'existe pas de définition objectivement supérieure du capital public.

Ce document se compose de sept parties. La deuxième partie exposera la méthodologie d'échantillonnage et d'estimation économétrique. La troisième partie présentera une première série de régressions, effectuées en moindres carrés ordinaires. La quatrième partie portera sur l'endogénéisation du capital public rendue nécessaire par les résultats des tests de causalité entre variables de capital et de PIB. La cinquième partie présentera les résultats d'un système d'équations simultanées, réalisées en triples moindres carrés. La sixième partie est consacrée à la détermination des taux de rentabilité implicite du capital public, sur l'échantillon total et par pays, ce qui nous permettra de proposer une classification à deux critères de ces pays ; cela de manière à observer si les pays considérés ont convergé au cours des années 80 vers une situation de partage patrimonial optimal pour la croissance entre secteur public et privé. La dernière partie dressera, en forme de conclusion, un bilan des principaux résultats empiriques obtenus, ainsi que les axes d'approfondissement envisageables sur le sujet.

2. Données et méthodologie

L'échantillon

L'échantillon comprend 28 pays, sur la période 1981-91, répartis de la manière suivante entre les différents continents :

Afrique (8) : Cameroun, Côte d'Ivoire, Kenya, Malawi, Maurice, Sénégal, Sierra Leone, Tanzanie.

Amérique (11) : Bolivie, Brésil, Colombie, Costa Rica, Équateur, Guatemala, Honduras, Jamaïque, Mexique, Paraguay, Pérou.

Asie (9) : Bangladesh, Inde, Malaisie, Myanmar, Pakistan, Philippines, Sri Lanka, Thaïlande, Turquie.

Le choix des pays⁴ et de la période est le résultat d'un processus de maximisation du nombre d'observations (soit 308 au total), à partir des données disponibles d'investissement public, de capital humain, et de stock de capital productif. Toutes ces données, ainsi que celles concernant le produit intérieur brut (PIB), la dette extérieure totale, ou le taux d'ouverture de l'économie proviennent de la Banque mondiale (*World Tables* et *IEC Capital Stock Data*). Cette dernière base, développée par Nehru et Dhareshwar (1993) propose des stocks de capital humain et de capital productif. Le premier est défini comme le produit du nombre moyen d'années d'études par habitant par la population active. Le second est calculé par la méthode de l'inventaire permanent en retenant comme mesure d'investissement la formation brute de capital fixe (FBCF). Le capital initial de chaque pays est estimé à l'aide de la méthode proposée par Harberger (1978). Toutes les variables macro-économiques sont exprimées en monnaie locale, en volume au prix de 1987. Comme on le verra par la suite, la méthode d'estimation retenue ne nécessite pas la transformation des données en devise commune, ou autrement dit, le choix d'un taux de change, quel qu'il soit, n'affecte pas les résultats économétriques.

Stocks de capital public et privé

Les stocks de capital public et privé sont calculés par la méthode de l'inventaire permanent. Ce calcul s'effectue à partir du stock de capital total (public plus privé) de Nehru et Dhareshwar, et de la part de l'investissement public dans l'investissement total. On suppose que le stock de capital public en milieu de période (soit l'année 1986) est égal au stock de capital total multiplié par la part moyenne sur la période de l'investissement public dans l'investissement total. On extrapole alors après 1986 (ou

rétropole avant 1986) selon la méthode de l'inventaire permanent pour obtenir les stocks de capital public et privé, en appliquant le même taux de dépréciation que celui employé par Nehru et Dhareshwar ($\delta=0.04$). Formellement, on peut écrire :

$$(2.1) \quad \begin{cases} \alpha &= (1/T) \cdot \sum_t^T I_{g_t} / I_t \\ Kg_{86} &= \alpha K_{86} \\ Kg_t &= (1 - \delta) Kg_{t-1} + I_{g_t} \end{cases}$$

où α est la part moyenne de l'investissement public (I_g) dans l'investissement total (I) ; Kg le stock de capital public ; K le stock de capital total. On peut vérifier que la somme du capital public et du capital privé est égale au stock de capital total.

Méthode générale d'estimation

Nous avons retenu, pour toutes les estimations à venir, le modèle à effets fixes pour traiter notre panel. Étant donné la petite taille de notre échantillon dynamique, onze années par pays, il nous est apparu inopportun d'étudier des phénomènes de convergence, largement développés ces dernières années dans les travaux portant sur la croissance de long terme (voir par exemple Mankiw, Romer et Weil [1992] ou Barro et Sala-i-Martin [1992]). Nous ne nous intéressons donc qu'à l'évolution *intra-pays* — par opposition à une analyse *inter-pays* — du produit intérieur brut et des stocks de capital public et privé. Chaque variable en niveau est transformée à l'aide de l'opérateur intra (*within*), ce qui revient à ne traiter que des écarts par rapport aux moyennes individuelles de chaque pays. Ainsi, pour toutes les estimations concernant des variables en niveau, nous opérons la transformation qui consiste à soustraire à chaque variable la moyenne par pays de la même variable sur la période étudiée :

$$(2.2) \quad y_{i,t} = Y_{i,t} - (1/T) \sum_t^T Y_{i,t}$$

Toutes les variables sont donc centrées (c'est-à-dire de moyenne nulle). Les statistiques de R^2 rapportées par la suite décrivent donc la part de l'information dynamique intra-pays que nos modèles parviennent à expliquer, et en aucun cas l'information contenue par les différences de niveaux entre pays⁵. La transformation *intra* s'opère en fait sur des variables exprimées en logarithme, puisque nous estimons des spécifications de type log-linéaire. Pour cette raison, le choix d'un taux de change est sans importance. Le choix d'utilisation de l'opérateur *within* permet par ailleurs d'homogénéiser notre stock de capital public, si l'on suppose que la part de l'investissement en capital d'infrastructures sur l'investissement public total est constante par pays sur la période étudiée.

3. Régressions préliminaires

Un premier ensemble de régressions simples est effectué, permettant de tester différents types de spécifications pour une fonction de production de type Cobb-Douglas. Celle-ci comprend trois facteurs de production, le capital public, Kg , le capital privé, Kp , et le capital humain, H :

$$(3.1) \quad Y_i = Kg_i^\alpha Kp_i^\beta H_i^\gamma$$

A ces facteurs de productions accumulables sont ajoutés deux variables pour expliquer l'évolution conjoncturelle du PIB au cours de la décennie 1980 dans les 28 pays de l'échantillon. La première est le taux d'ouverture de l'économie (*Ouv*), mesuré par le *ratio* exportations plus importations sur produit intérieur brut. On attend de cette variable, censée traduire l'intégration progressive de l'économie au marché mondial, un effet positif sur le PIB par une meilleure allocation des facteurs et donc une hausse de la productivité globale des facteurs (Syrquin [1986]). En outre, l'intégration de l'économie au marché mondial favorise les transferts de technologie dont peuvent bénéficier à moindre coût les pays les moins avancés technologiquement. Dans cette optique, on introduit également comme variable explicative un index de la productivité globale des facteurs aux États-Unis (*USA*). On considère que ce pays, *leader* technologique, est caractérisé par la frontière de production optimale sur la période. Cette variable permet de mesurer à quelle vitesse les pays les moins avancés captent les technologies les plus récentes (Dessus, Shea et Shi [1995])⁶. Comme on le verra par la suite, cette tentative d'explication du résidu de Solow permet d'améliorer significativement la qualité des estimations.

L'hypothèse de rendements constants est testée pour chacune des spécifications retenues, à l'aide du test de Wald sur les coefficients estimés. Chaque spécification est estimée librement et avec contrainte de rendements d'échelles constants. A l'exception des deux premières régressions, mal spécifiées comme nous le verrons par la suite, l'hypothèse de rendements d'échelles constants ne peut être rejetée, et ce de manière très significative.

Pour chaque équation est rapportée la statistique de Fisher du test de White (White [1980]). Celle-ci permet de mesurer l'hétéroscédasticité des résidus, et/ou l'exogénéité des variables explicatives. Une statistique de Fisher significativement différente de zéro conduirait à considérer que le modèle estimé est mal spécifié, soit parce que les résidus sont hétéroscédastiques, soit parce que la relation de causalité n'est pas univoque.

C'est apparemment le cas des deux premières spécifications proposées dans le tableau 3.1⁷ (rapportées dans les quatre premières colonnes du tableau, sous le titre *sans tendance-pays*). Les coefficients ont généralement le signe attendu, mais

apparaissent particulièrement instables. Le test de Fisher rejette significativement ce type de spécification. Une des raisons possible de ce rejet est l'autocorrélation des résidus à l'intérieur de chaque pays. Pour y remédier, nous estimons les mêmes spécifications, auxquelles on ajoute une tendance linéaire pour chaque pays. Soit, sous forme logarithmique :

$$(3.2) \quad Y_{i,t} = \alpha K_{i,t} + \beta P_{i,t} + \gamma H_{i,t} + \eta OUV_{i,t} + \mu USA_t + v_i T_{i,t}$$

où $T_{i,t}$ prend la valeur 0 si elle ne concerne pas une observation du pays i et suit sinon une tendance linéaire croissante en fonction du temps, centrée autour de zéro. Le coefficient associé à la tendance-pays peut être interprété comme le taux de croissance annuel moyen de la productivité globale des facteurs, une fois tenu compte des autres facteurs qui affectent celle-ci (ouverture, technologie étrangère). Les résultats de ces estimations sont présentés dans les colonnes 5 à 8 (sous le titre *avec tendance-pays*). L'hétéroscédasticité semble significativement diminuée par rapport à la première série d'estimations. La part de la variance expliquée est aussi significativement augmentée. La valeur des coefficients de capital est économiquement plausible, et est proche de ceux obtenus par Nehru et Dhareshwar (1994) avec une spécification comparable⁸.

Une dernière série de régressions (colonnes 9 à 12, sous le titre *taux de croissance*) consiste à estimer l'équation (3.2) en différence première. Ce qui revient à considérer les variables en taux de croissance. Nous effectuons ces régressions pour tester du bien-fondé de l'introduction d'une tendance-pays dans les estimations précédentes, qui suppose implicitement que les variables en niveau sont stationnaires autour d'une tendance déterministe, ou stationnaires en variance. Dans ce cas, l'autocorrélation des résidus est corrigée par l'introduction d'une tendance déterministe. En revanche, si les variables comportent une tendance stochastique, cette méthode perd de son efficacité. Le fait que nous obtenions des résultats proches en différence première et en niveaux est une indication positive de la pertinence de notre méthode de correction.

Cette étape préliminaire nous a permis de définir plus précisément le mode de spécification nécessaire à l'estimation de la contribution de l'investissement public à la croissance. Elle nous a aussi permis de comparer nos résultats à ceux obtenus par d'autres auteurs, à partir de la même source de données. Néanmoins, l'exogénéité supposée — sans être formellement vérifiée — des stocks de capital publics et privés pose un problème. Le rejet de cette hypothèse nécessiterait alors l'estimation simultanée des déterminants de la croissance et de l'investissement, afin de réduire les biais de simultanéité. Cette critique est généralement formulée à l'encontre des travaux économétriques sur la croissance. Pour y répondre, il est donc nécessaire d'entreprendre des tests de causalité.

Tableau 3.1. **Estimations des équations de PIB**
(moindres carrés ordinaires)

	Sans tendances-pays		Avec tendances-pays		Taux de croissance	
	(L)	(C)	(L)	(C)	(L)	(C)
Kg	0.02 (0.2)	-0.04 (0.3)	0.17 (1.8)	0.18 (1.8)	0.16 (1.9)	0.16 (2.0)
Kp	0.70 (6.9)	0.94 (7.8)	0.44 (3.5)	0.42 (3.8)	0.37 (3.9)	0.37 (4.0)
H	0.11 (3.3)	0.08 (0.2)	0.57 (2.3)	0.40 (2.3)	0.49 (1.3)	0.60 (1.5)
Ouv	—	—	—	—	—	—
USA	—	—	—	—	—	—
F (White)	4.5**	1.1	0.9	0.9	2.8**	2.8**
R2 (adj.)	0.70	0.69	0.90	0.90	0.22	0.37
SER	0.067	0.070	0.039	0.039	0.037	0.037
Observations	308	308	308	308	308	308

Notes : (L) : estimation libre ; (C) : estimation contrainte, rendements d'échelle constants ; F (White) : Fisher du test de White ; ** : significativement non nul au seuil de 1 pour cent ; * : au seuil de 10 pour cent. en niveaux sont exprimées en logarithme, en écart par rapport à la moyenne du pays (opérateur intra, *within*), et en volume, prix 1987 (source : Banque mondiale). Les statistiques entre parenthèses sont des équations en taux de croissance comprennent une variable indicatrice par pays. Y : PIB ; Kg : capital public ; Kp : capital privé ; H : capital humain ; Ouv : taux d'ouverture ; USA : productivité globale des Unis, retardée d'une année. Les écarts-types estimés sont corrigés par l'estimateur de White, afin de réduire l'hétéroscédasticité des résidus.

4. Tests de causalité

Les régressions en moindres carrés ordinaires qui viennent d'être analysées supposent l'exogénéité des variables de stocks de capital public et de capital privé, mais elles ne fournissent aucune indication sur l'existence (et la direction) d'une causalité éventuelle entre ces deux variables indépendantes et la variable endogène de PIB. On peut toutefois penser que, si le capital privé et le capital public déterminent le produit, comme le postule notre cadre théorique utilisant une fonction de production de type Cobb-Douglas, le produit peut également influencer, en retour, les stocks de capital public et privé. Plusieurs explications peuvent justifier cette relation, comme un effet de type Wagner-Baumol⁹, un effet de demande d'infrastructures supplémentaires à mesure que l'économie croît ou un effet-revenu de la dépense du gouvernement. Il convient donc de tester rigoureusement la causalité statistique entre d'une part le PIB et d'autre part le capital privé et/ou le capital public. La causalité entre stocks de capital public et privé est également testée. On peut en effet penser que la disponibilité d'infrastructures publiques est susceptible de favoriser la formation de capital privé. Réciproquement, la demande d'investissement public émanant du secteur privé peut croître à mesure que ce dernier développe ses capacités de production, si l'on suppose — comme c'est le cas dans notre cadre théorique — que les stocks de capital public et privé sont imparfaitement substituables. Une série de tests de causalité à la Granger (1969) sont réalisés à cet effet.

Le tableau 4.1 donne les valeurs des F de Fisher du test classique de causalité au sens de Granger¹⁰, appliquées aux séries de PIB et de stocks de capital public et privé, en retenant deux retards. L'étude des corrélogrammes partiels permet en effet de considérer que deux retards suffisent à expliquer les variables endogènes.

Tableau 4.1. Tests de causalité au sens de Granger entre PIB, capital public et capital privé

<i>variable expliquée :</i>	<i>Kg</i>	<i>Kp</i>	<i>Y</i>
<i>variable explicative :</i>			
Stock de capital public, <i>Kg</i>	—	6.2**	3.0*
Stock de capital privé, <i>Kp</i>	3.1*	—	2.8*
Produit intérieur brut, <i>Y</i>	7.1**	8.4**	—
Nombre d'observations	280	280	280

* : significativement différent de zéro au seuil de 5 pour cent.

** : significativement différent de zéro au seuil de 1 pour cent.

Comme on pouvait s'y attendre, les stocks de capital privé et de capital causent au sens de Granger le produit. Mais il apparaît aussi nettement, à la lecture du tableau 4.1, que l'hypothèse d'une causalité allant du PIB vers les deux stocks de capital ne peut être rejetée. Nous confirmons donc sur ce dernier point un résultat empirique déjà avancé par Tatom (1993), en nuancant quelque peu ses conclusions puisque les relations de causalité effectuées ici présentent, sans ambiguïté, des

significativités très supérieures aux seuils critiques, dans un sens comme dans l'autre. Il apparaît par ailleurs que les stocks de capital public et privé sont liés par une relation de causalité réciproque au sens de Granger. La nature biunivoque de la causalité, d'une part entre PIB et stocks de capital et, d'autre part, entre stocks de capital public et privé, nécessite par conséquent, comme le suggère Hulten (1994), la mise en

œuvre d'un modèle de croissance prenant la forme d'un système d'équations simultanées susceptibles de capter l'ensemble des interactions existant entre les variables utilisées.

5. Un système d'équations simultanées

Nous estimons donc le modèle suivant, sous forme logarithmique :

$$(5.1) \quad \begin{cases} Y_{i,t} &= \alpha_1 Kg_{i,t} + \alpha_2 Kp_{i,t} + \alpha_3 H_{i,t} + \alpha_4 Ouv_{i,t} + \alpha_5 USA_t + v_i T_{i,t} \\ Kg_{i,t} &= \beta_1 Y_{i,t} + \beta_2 Kp_{i,t} + \beta_3 Dg_{i,t} + \beta_4 Dp_{i,t} + \beta_5 Kg_{i,t-1} + \bar{\omega}_i T_{i,t} \\ Kp_{i,t} &= \gamma_1 Y_{i,t} + \gamma_2 Kg_{i,t} + \gamma_3 Dg_{i,t} + \gamma_4 Dp_{i,t} + \gamma_5 Kp_{i,t-1} + \xi_i T_{i,t} \end{cases}$$

La spécification de l'équation de PIB a déjà été discutée à la section 3. On ajoute deux équations, une pour chaque type de capital, en supposant que le capital humain est exogène. Les deux équations de capital ont une spécification semblable, et sont dérivées d'un modèle de type accélérateur flexible, auquel on ajoute une contrainte de capacité de financement externe et interne, soit respectivement les ratios d'endettement externe public et privé (Dg et Dp) et un possible effet d'éviction, ou d'entraînement, entre les deux stocks de capital.

L'endettement n'a pas *a priori* de signe attendu, un effet négatif ou positif pouvant être théoriquement justifié. Ainsi le ratio d'endettement peut être perçu comme l'expression d'une contrainte de financement, affectant négativement la formation de capital (Berthélemy et Vourc'h [1994]). Au cours des années 80, les pays les plus lourdement endettés ont vu leurs capacités de financement externe réduites par l'accroissement du service de la dette, ce qui a très probablement affecté l'investissement. En outre, la dette externe, libellée en devises étrangères, limitait l'importation de biens d'équipements (Dessus [1991]), ce qui a également eu un impact négatif sur l'investissement. A l'inverse, l'endettement peut aussi évidemment être considéré comme un moyen de financement, auquel cas un effet positif sur la formation de capital fixe pourra lui être associé. La distinction entre composantes publique et privée de l'endettement nous permettra de préciser leurs éventuels effets différenciés sur les formations de capital, de manière à observer le partage du fardeau de la dette totale entre secteurs.

Le stock de capital K s'ajuste sur une cible de long terme suivant le schéma suivant, selon le modèle de type accélérateur flexible :

$$(5.2) \quad K_{i,t} = \lambda K_{i,t}^* + (1 - \lambda) K_{i,t-1}$$

en posant qu'à long terme on a :

$$(5.3) \quad K_{i,t}^* = \alpha Y_{i,t}$$

L'offre de capital doit répondre à la demande de capacités de productions et d'infrastructures nécessaires à la croissance. A court terme, cette demande de capital est contrainte par la capacité de financement des secteurs publics et privés. A supposer que le taux d'épargne domestique est constant sur la période, l'ajustement est réalisé par un afflux d'épargne étrangère. La ventilation de l'épargne disponible entre secteur public et privé peut par ailleurs entraîner un effet d'éviction.

Le modèle, suridentifié, est estimé selon la méthode des triples moindres carrés, ce qui permet aussi de réduire au maximum les problèmes d'hétéroscédasticité. Les tentatives d'introduction d'autres variables explicatives des stocks de capital, telles que l'aide publique au développement, ou la consommation publique, se sont révélées infructueuses. Les résultats sont présentés dans le tableau 5.1. Ce tableau comprend deux groupes d'équations. Le premier (soit les trois premières colonnes) est le résultat d'une estimation libre, tandis que le second contraint les rendements d'échelles à être constants. Le test de Wald ne permet en aucun cas de rejeter l'hypothèse de rendements d'échelles constants.

Tableau 5.1. **Estimations simultanées des équations de PIB, de capital public et de capital privé**

	<i>Y</i>	<i>Kg</i>	<i>Kp</i>	<i>Y</i>	<i>Kg</i>	<i>Kp</i>
<i>Y</i>	—	0.23 (7.3)	0.23 (8.8)	—	0.24 (7.3)	0.23 (8.8)
<i>Kg</i>	0.20 (2.8)	—	-0.03 (1.5)	0.21 (3.0)	—	-0.03 (1.5)
<i>Kp</i>	0.34 (3.2)	0.07 (1.5)	—	0.33 (3.4)	0.07 (1.5)	—
<i>H</i>	0.56 (1.8)	—	—	0.46	—	—
<i>Kg(-1)</i>	—	0.76 (37)	—	—	0.76 (36)	—
<i>Kp(-1)</i>	—	—	0.77 (27)	—	—	0.77 (27)
<i>Ouv</i>	0.07 (3.9)	—	—	0.07 (3.9)	—	—
<i>USA</i>	0.74 (3.5)	—	—	0.73 (3.4)	—	—
<i>Dg</i>	—	-0.00 (0.2)	-0.03 (6.3)	—	-0.00 (0.2)	-0.03 (6.3)
<i>Dp</i>	—	0.00 (0.7)	0.01 (2.9)	—	0.00 (0.6)	0.01 (2.9)
R2 (adj.)	0.91	0.99	0.99	0.91	0.99	0.99
SER	0.037	0.015	0.011	0.037	0.015	0.011
Observations	308	308	308	308	308	308

Notes : Toutes les variables sont exprimées en logarithme, en écart par rapport à la moyenne du pays (opérateur intra, *within*), et en volume, prix 1987 (*source* : Banque mondiale). Les statistiques entre parenthèses sont les T-Students. *Y* : PIB ; *Kg* : capital public ; *Kp* : capital privé ; *H* : capital humain ; *Ouv* : taux d'ouverture ; *USA* : productivité globale des facteurs aux États-Unis retardée d'une année ; *Dg* : dette extérieure publique/ PIB ; *Dg* : dette extérieure privée/ PIB. Estimations simultanées en triples moindres carrés avec tendances-pays. Instruments : *Y(-1)*, *Kg(-1)*, *Kp(-1)*, *H*, *Dp*, *Dg*, *Ouv*, *USA*, *index des termes de l'échange*, *prix du pétrole brut (brent)*, *ratio d'aide publique au développement sur PIB*, *tendances-pays*.

L'équation de PIB est un peu modifiée par rapport aux mêmes estimations en moindres carrés ordinaires. Le stock de capital public contribue de manière significative et positive à la croissance du PIB, avec une élasticité environ deux fois inférieure à celle du capital privé. L'ouverture de l'économie est un déterminant positif de la croissance, favorisant probablement l'allocation des facteurs vers les secteurs les plus productifs et les transferts technologiques. Le potentiel d'amélioration technologique est mesuré par l'index de productivité globale des facteurs aux États-Unis, *USA*, qui apparaît aussi très significatif, contribuant ainsi à une meilleure estimation de la fonction de production¹¹.

Le capital humain est aussi un déterminant positif de la croissance. En moyenne, un travailleur qualifié est plus productif qu'un travailleur non qualifié. Une main-d'œuvre plus qualifiée s'adapte mieux aux changements technologiques et fait preuve d'une plus grande mobilité sur le marché du travail. Notre méthode de construction du

capital humain suppose une substituabilité parfaite entre travail qualifié et non qualifié². Lorsque l'on lève cette hypothèse, en séparant la population active et le nombre moyen d'années d'études par habitant, seule cette dernière variable reste statistiquement significative, avec une élasticité proche de celle obtenue pour le produit des deux variables¹³. La valeur et la significativité de l'élasticité du PIB au capital humain renforcent donc la robustesse d'ensemble de nos estimations.

Les équations de capital public et privé illustrent clairement le problème de la ventilation domestique de l'épargne. Si le secteur public et privé ont une cible de long terme — une élasticité de long terme par rapport au PIB proche de l'unité — et une capacité d'ajustement assez semblables (mesurée par le coefficient de la variable endogène retardée), ils perçoivent une contrainte de financement radicalement différente. L'effet d'éviction au profit du secteur public apparaît clairement dans l'équation de capital privé, où le paramètre associé au capital public a un signe négatif. Les deux secteurs semblent par ailleurs percevoir une contrainte de financement radicalement différente. De manière assez surprenante, le ratio d'endettement public n'affecte pas ici la formation de capital public, alors qu'il limite sensiblement la formation de capital dans le secteur privé. Ce résultat suggère que le secteur public a conservé une contrainte budgétaire molle, en faisant porter le fardeau de sa dette externe sur le seul secteur privé, au moyen par exemple d'un alourdissement de la pression fiscale, d'une taxe inflationniste, ou d'une répression financière différenciée entre secteurs. L'endettement externe privé est en revanche un moyen significatif de financement de la formation brute de capital privé. Ces résultats confirment, de manière plus explicite, ceux que nous obtenons si l'on ne différencie pas l'endettement public de l'endettement privé pour expliquer les formations de capital. On parvient alors à la conclusion selon laquelle seule la formation de capital du secteur privé est affectée négativement et très significativement par une augmentation du ratio d'endettement externe *total* (public plus privé).

6. Taux de rentabilité implicite du capital public et classification des pays

Détermination des taux de rentabilité implicites

A ce niveau de l'analyse, il nous est possible de déduire des estimations précédentes une évaluation des rémunérations factorielles, et plus précisément pour ce qui nous occupe ici, de la rémunération du capital du secteur public. Pour chaque

pays, indicé i , un taux de rentabilité implicite annuel du capital public — qui correspond à la productivité marginale induite de ce facteur dans ce pays — peut en effet être calculé à partir de la valeur de l'élasticité du produit par rapport à ce stock, α , et du coefficient de capital public, Y/Kg . Les taux de rentabilité implicite du capital public, présentés par pays au tableau 6.1, sont ainsi formellement donnés par :

$$(6.1) \quad \frac{\partial Y_i}{\partial K g_i} = \alpha \frac{Y_i}{K g_i}$$

Le taux de rentabilité implicite moyen du capital du secteur public, pour l'ensemble de l'échantillon de pays étudiés, est de 18.3 pour cent *per annum*, et ce quelle que soit la spécification retenue pour l'estimation simultanée de l'équation de PIB (avec ou sans contrainte sur la constance des rendements à l'échelle des facteurs public et privés, la valeur estimée de l'élasticité du produit au capital public étant la même dans les deux cas). Compte tenu de la méthode de calcul retenue, les différences entre pays de coefficient de capital public moyen (sur la période 1980-91) expliquent les écarts sensibles de rentabilité induite à l'intérieur de l'échantillon : de 8.1 pour cent pour la Bolivie à 50.0 pour cent pour le Brésil.

Les estimations de taux de rentabilité implicite du capital du secteur public sont donc dans l'ensemble beaucoup plus « réalistes » que celles fournies par Holz-Eakin (1988), Aschauer (1989) ou Munnell (1990), qui obtenaient des rendements annuels pour le capital public approchant généralement 60 pour cent par an pour les États-Unis ; ou par d'autres auteurs, comme Bregman et Marom (1993), ou Uchimura et Gao (1993), qui travaillent sur des pays en développement à revenu intermédiaire, mais obtiennent des rendements encore plus élevés, généralement supérieurs à 70 pour cent. Flores de Fructos et Pereira (1993), qui intègrent le caractère endogène de l'investissement public, parvenaient eux aussi à des taux de rendement sur cet investissement particulièrement élevés.

On peut certes objecter que les définitions du « capital public » retenues par ces auteurs, au-delà des distinctions spécifiques à chaque étude, présentent le trait commun d'être exclusivement centrées sur la notion d'« infrastructures publiques », et se démarquent donc nettement de celle, beaucoup plus large, que nous avons pour notre part choisie ; la faiblesse relative du taux de rendement du capital public mise en évidence dans la présente étude pourrait par conséquent s'expliquer pour partie par la présence, au sein de l'agrégat élargi de capital public, des stocks productifs des entreprises publiques — c'est-à-dire de propriété étatique — quantitativement importants, dont la rentabilité serait dans nombre de cas proche de zéro.

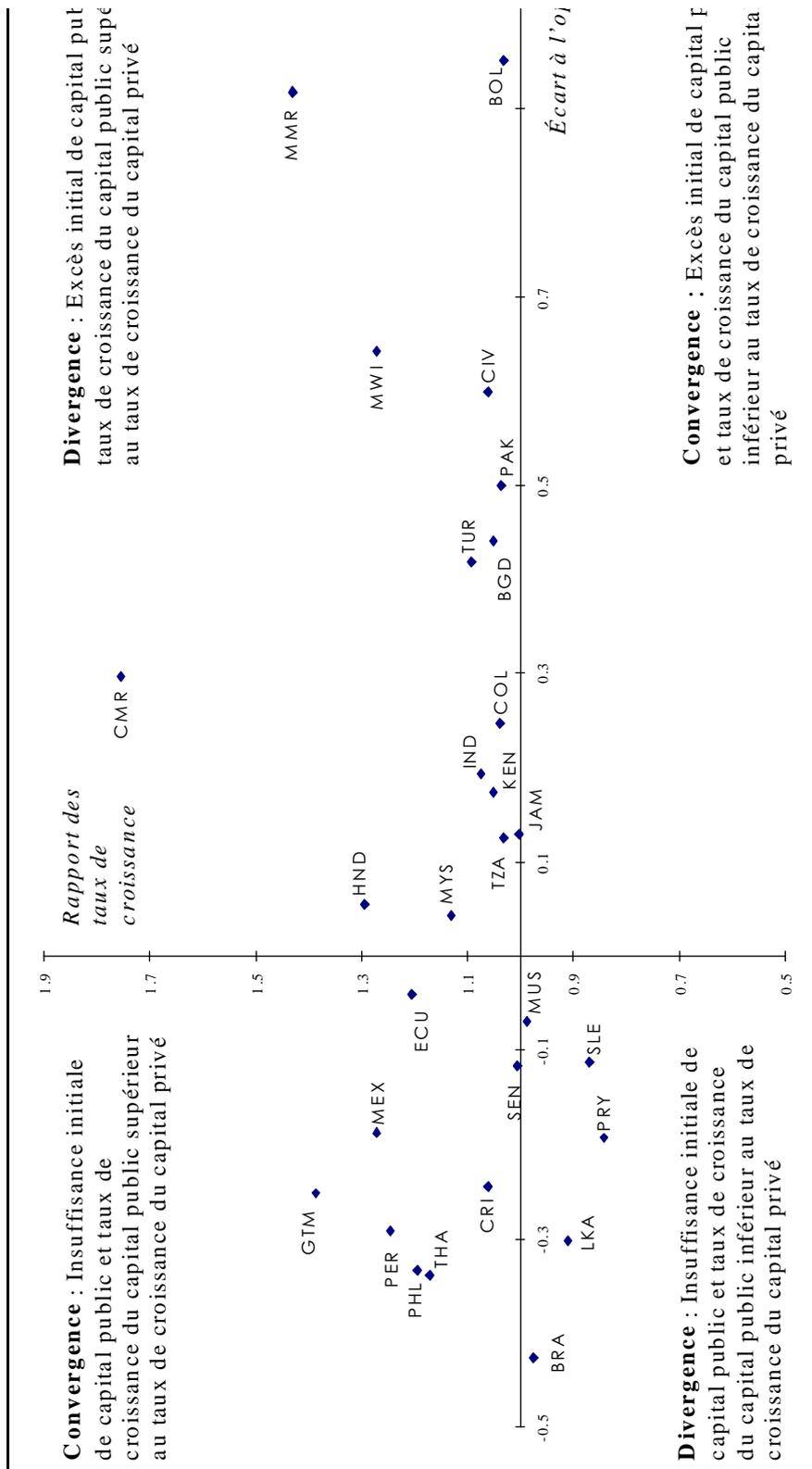
Tableau 6.1. Taux de rentabilité implicite du capital public et écart initial à l'optimum

	Ratio capital public / PIB	Taux de rentabilité implicite (pour cent)	Écart initial à l'optimum	Rapport des taux de croissance
Bangladesh	0.97	20.6	0.44	1.05
Bolivie	2.46	8.1	0.95	1.03
Brésil	0.40	50.0	-0.43	0.97
Côte d'Ivoire	1.40	14.3	0.60	1.06
Cameroun	1.17	17.1	0.30	1.75
Colombie	1.04	19.2	0.25	1.04
Costa Rica	0.65	30.8	-0.24	1.06
Équateur	1.27	15.7	0.04	1.13
Guatemala	0.62	32.3	-0.25	1.39
Honduras	0.88	22.7	0.05	1.30
Inde	1.12	17.9	0.19	1.08
Jamaïque	2.18	9.2	0.13	1.00
Kenya	1.59	12.6	0.17	1.05
Malaisie	1.06	18.9	-0.04	1.20
Malawi	1.78	11.2	0.64	1.27
Maurice	1.06	18.9	-0.07	0.99
Mexique	0.88	22.7	-0.19	1.27
Myanmar	1.22	16.4	0.92	1.43
Pérou	0.81	24.7	-0.29	1.25
Pakistan	1.00	20.0	0.50	1.04
Paraguay	0.65	30.8	-0.19	0.84
Philippines	0.59	33.9	-0.33	1.20
Sénégal	0.64	31.3	-0.12	1.01
Sierra Leone	0.66	30.3	-0.11	0.87
Sri Lanka	0.50	40.0	-0.30	0.91
Tanzanie	1.42	14.1	0.13	1.03
Thaïlande	0.57	35.1	-0.34	1.17
Turquie	1.46	13.7	0.42	1.09
<i>Moyenne de l'échantillon</i>	<i>1.07</i>	<i>18.6</i>	<i>0.10</i>	<i>1.12</i>

Notes : Le ratio capital public / PIB est le ratio moyen sur la période 1980-91. Le taux de rentabilité implicite du capital public est calculé à partir de l'élasticité estimée du capital public au PIB de 0.20 et du ratio défini précédemment. L'écart à l'optimum est calculé pour l'année 1980 par la différence entre le ratio capital public sur capital privé et le ratio « optimal » égal à 0.20/0.34. Un signe positif dénote un excès initial de capital. Le rapport des taux de croissance est égal au ratio taux du croissance du capital public sur le taux de croissance du capital privé entre 1980 et 1991. Un rapport supérieur à 1.0 indique que le capital public a augmenté plus rapidement que le capital privé.

L'argument, qui souligne la nécessité d'approfondir la présente investigation, ne suffit pourtant pas à dissiper l'irréalisme des résultats d'Aschauer et autres, selon lesquels le facteur public aurait une productivité marginale excessivement élevée (l'irréalisme se transformant même en paradoxe lorsque, comme c'est le cas, ce facteur public est relativement abondant aux États-Unis par rapport à plusieurs pays de notre échantillon). La cohérence de nos résultats est par ailleurs renforcée par le fait que nous obtenons un taux de rentabilité implicite du capital privé, en moyenne, supérieur à celui du capital public (20.4 pour cent annuel, contre 18.6 pour cent).

Figure 6.1. Classement des pays selon les critères d'écart à l'optimum et de taux de croissance relatif des stocks de capital public et privé



Notes : *BGD* : Bangladesh ; *BOL* : Bolivie ; *BRA* : Brésil ; *CIV* : Côte d'Ivoire ; *CMR* : Cameroun ; *COL* : Colombie ; *CRI* : Costa Rica ; *ECU* : Équateur ; *GTM* : Guatemala ; *HND* : Honduras ; *IND* : Inde ; *JAM* : Jamaïque ; *LKA* : Sri Lanka ; *MEX* : Mexique ; *MMR* : Myanmar ; *MUS* : Maurice ; *MYS* : Malaisie ; *PAK* : Pakistan ; *PER* : Pérou ; *PHL* : Philippines ; *PRY* : Paraguay ; *SEN* : Sénégal ; *SLE* : Sierra Leone ; *TUR* : Turquie ; *TZA* : Tanzanie.

Écart à l'optimum et convergence

Une première classification des pays est effectuée selon qu'ils connaissent, en début de période étudiée (1980), soit un « excès » soit une « insuffisance » de capital dans le secteur public. La différence entre les dotations factorielles relatives initiales (c'est-à-dire le rapport du stock de capital public au stock de capital privé en 1980) et le *ratio* optimal de capital (correspondant aux élasticités relatives du produit respectivement au capital public et au capital privé, soit $0.20/0.34 = 0.59$ dans l'estimation libre de l'équation de PIB [tableau 5.1]) permet de mettre en lumière un « écart à l'optimum » $((Kg/Kp)_{80} - \alpha/\beta)$. Pour chaque pays, cet écart à l'optimum s'interprète soit comme un excès relatif de capital public s'il est de signe positif, soit

comme une insuffisance relative de capital public s'il est de signe négatif. On constate donc que, selon ce premier critère, une majorité des pays de l'échantillon présente un excès de capital du secteur public en début de période¹⁴.

Ces deux catégories étant établies, un second critère de classification est appliqué à l'échantillon de manière à indiquer si le pays se rapproche, ou au contraire s'éloigne, d'une situation optimale pour la croissance de répartition des ressources disponibles entre les deux secteurs public et privé. Ce second critère fait intervenir le rapport des taux de croissance des stocks de capital public et de capital privé durant la période 1980-91, \dot{K}_g / \dot{K}_p . On peut dans ces conditions distinguer quatre cas de figure :

<i>cas 1:</i>	$(K_g/K_p)_{80}$	$\alpha/\beta > 0$	et	$\dot{K}_g / \dot{K}_p < 1$	→ convergence
<i>cas 2:</i>	$(K_g/K_p)_{80}$	$\alpha/\beta > 0$	et	$\dot{K}_g / \dot{K}_p > 1$	→ divergence
<i>cas 3:</i>	$(K_g/K_p)_{80}$	$\alpha/\beta < 0$	et	$\dot{K}_g / \dot{K}_p > 1$	→ convergence
<i>cas 4:</i>	$(K_g/K_p)_{80}$	$\alpha/\beta < 0$	et	$\dot{K}_g / \dot{K}_p < 1$	→ divergence

Note : \dot{K}_g / \dot{K}_p est le ratio des taux de croissance du capital public et du capital privé entre 1980 et 1991. On parlera de « convergence » vers l'optimum dans les cas 1 (excès de capital public et taux de croissance du capital public inférieur à celui du capital privé) et 3 (insuffisance de capital public et taux de croissance du capital public supérieur à celui du capital privé) ; et de « divergence » par rapport à l'optimum dans les cas 2 (excès de capital public et taux de croissance capital public supérieur à celui du capital privé) et 4 (insuffisance de capital public et taux de croissance du capital public inférieur à celui du capital privé).

La figure 6.1 illustre ces quatre cas. En abscisse est reporté l'écart initial par rapport à la situation optimale, et l'axe des ordonnées représente le rapport des taux de croissance du capital public et du capital privé. Comme on le constate, plus de la moitié des pays de l'échantillon diverge à partir d'une situation initiale d'excès de capital public. Cette tendance à la divergence est plus ou moins rapide selon les pays. Moins d'un tiers des pays « convergent » vers l'optimum. Tous les pays convergents partent d'une situation d'insuffisance de capital public. Aucun pays de l'échantillon qui connaissait un excès initial de capital public n'a donc observé une croissance plus rapide du stock de capital privé que celle du capital public. Globalement, les pays de l'échantillon ont donc plutôt eu tendance, pour une majorité d'entre eux, durant les années 80, à s'éloigner de la situation optimale pour la croissance de l'allocation de leur épargne entre secteur public et secteur privé.

7. Conclusion

Sur la base d'un échantillon de 28 pays en développement nous avons estimé économétriquement un modèle de croissance expliquant simultanément les déterminants du PIB et des stocks de capital public et privé au cours des années 80. Nos résultats suggèrent que le stock de capital public a un impact significativement positif sur la croissance à long terme. La robustesse de l'estimation de la contribution du capital public à la croissance est confirmée par la cohérence d'ensemble de la fonction de production estimée, qui intègre aussi le capital privé et le capital humain. La vraisemblance de ces résultats est renforcée par les valeurs des taux de rentabilité implicites des stocks de capital public et privé.

Il ressort par ailleurs de cette étude que la plupart des pays de l'échantillon présentaient un excès de capital public au début de la décennie 80, par rapport à une situation jugée optimale en terme de croissance sur la base de notre estimation. Parmi ces pays, aucun n'a convergé vers cette situation optimale au cours de la décennie. Cette observation est relativement surprenante, si l'on considère que la plupart des pays de l'échantillon ont engagé des plans d'ajustement structurel, qui visaient à rééquilibrer les secteurs public et privé dans le but d'accroître les capacités d'investissement du secteur privé. A l'exception de cinq pays, le taux de croissance du capital public a été supérieur à celui du capital privé, en raison notamment d'une éviction de l'épargne au profit du secteur public, comme le font clairement ressortir nos estimations. Une partie significative du fardeau de la dette publique a été supportée par le secteur privé. En revanche, la plupart des pays de l'échantillon caractérisés par une insuffisance initiale de capital public se sont rapprochés, de manière plus ou moins rapide, vers l'optimum (comme le Mexique par exemple).

Il nous paraît cependant nécessaire d'approfondir l'analyse des déterminants de l'investissement public pour confirmer ce résultat. On pourrait ainsi réexaminer plus en détail le rôle de l'aide publique au développement — qui apparaît dans nos estimations n'avoir aucun impact sur l'investissement public — ainsi que celui de la nature des régimes politiques sur les dépenses publiques, qu'elles soient de consommation ou d'investissement. La question même de la détermination du concept de capital public reste ouverte, et nos résultats, s'ils se révèlent robustes dans le cadre méthodologique de cette étude, seraient enrichis par l'utilisation de définitions alternatives du stock de capital public ou d'infrastructures.

Notes et références

- * Cette étude s'inscrit dans le cadre du programme de recherche du Centre de Développement de l'OCDE sur les politiques économiques et la croissance. Les opinions exprimées sont celles des auteurs, et ne recouvrent pas nécessairement celles de leurs institutions. Les auteurs tiennent à remercier J.-C. Berthélemy, A. Goudie, P.Y Hénin, J.P. Laffargue, D. Martineau et A. Varoudakis pour leurs commentaires avisés.
1. Les dépenses publiques en capital (d'infrastructures) sont intégrées, aux côtés des intrants en capital privé et en travail, dans la fonction de production utilisée par l'auteur, dans le cadre d'un « modèle AK » de croissance endogène augmenté (Rebelo [1990], Romer [1986]).
 2. Cette étude n'abordera pas directement la dimension micro-économique de la liaison infrastructures-croissance. Pour une revue des approches micro-économiques et macro-économiques de la question, voir Kessides (1993), Jimenez (1994) et Herrera (1995).
 3. Sur ce thème, citons également ici les travaux empiriques de Barro (1991), Holz-Eakin (1989, 1992), Morisson et Schwartz (1991) et Nadiri et Manuneas (1992)

4. L'Algérie faisait partie de notre échantillon dans une version précédente de ce document. Mais la fiabilité douteuse des statistiques d'investissements public et privé fournies par la Banque mondiale pour ce pays nous a conduit à le retirer du panel — sans pour autant que les résultats économétriques ne soient significativement modifiés. La Banque mondiale a d'ailleurs décidé de ne plus communiquer ces statistiques dans la dernière publication des *World Tables*.
5. Le test d'Hausman confirme que le modèle à effets fixes (LSDV) est statistiquement préférable au modèle à erreurs composées.
6. Cette variable est calculée à l'aide d'une fonction de production de type Cobb-Douglas à rendements constants, avec une élasticité de 0.3 pour le capital et de 0.7 pour l'emploi. Voir Dessus et *al.* (1995) pour une présentation détaillée.
7. Nous ne rapportons pas dans les tableaux suivants la constante des régressions. Celle-ci est nulle par définition, car toutes les variables sont centrées autour de zéro. Cette constante est estimée dans nos régressions et est évidemment toujours nulle.
8. Ces auteurs estiment un modèle similaire pour 83 pays de 1960 à 1990, à l'aide des mêmes données, sans différencier le capital public du capital privé. Ils obtiennent une élasticité du capital productif agrégé (public plus privé) égale à 0.49 et une élasticité du capital humain égale à 0.50.
9. En tant que biens supérieurs, les investissements publics augmenteraient « mécaniquement » — sans action volontaire des pouvoirs publics — avec l'élévation du niveau de développement de l'économie (Mills et Quinet [1992]).
10. Ce test de causalité consiste à rechercher si la valeur contemporaine de la variable X est liée aux valeurs retardées de cette même variable, et des valeurs retardées de la variable, Z , que l'on considérera comme la variable causante. Si les valeurs retardées de X et de Z améliorent l'explication de X , par rapport aux seules valeurs retardées de cette seule variable, alors Z cause X au sens de Granger. Les tests sont effectués avec les tendances-pays.
11. L'élasticité estimée pour ce facteur (0.75 environ) est très proche de celle obtenue par Dessus et *al.* (1995) qui obtiennent une élasticité de 0.7, lorsqu'ils tiennent compte d'un vecteur de rattrapage technologique, dans leur cas la part des intrants importés dans la consommation intermédiaire totale, pour expliquer la productivité globale des facteurs au Taipei chinois.
12. Autrement dit, le capital humain représenté par dix travailleurs possédant chacun une année d'études est le même que celui d'un unique travailleur ayant étudié pendant dix années.
13. La population active est fort probablement une mesure très approximative de l'emploi, qui idéalement devrait être mesuré en heures. Ce vœu restera pieux en raison du manque cruel de statistiques sur le travail dans les pays que nous étudions.
14. Insistons ici sur le fait que cette classification ne permet pas nécessairement d'en conclure pour autant que le capital public d'infrastructures est « excessif » dans ces pays.

Bibliographie

- ARROW, K.J. et M. KURZ (1970), *Public Investment, The Rate of Return, and Optimal Fiscal Policy*, The Johns Hopkins Press, Baltimore.
- ASCHAUER, D. (1989a), "Is Public Expenditure Productive ?", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 23, mai.
- ASCHAUER, D. (1989b), "Public Investment and Productivity Growth in The Group of Seven", *Economic Perspectives*, Vol. 13, N° 5.
- BARRO, R.J. (1990), "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth", *Journal of Political Economy*, Vol. 98.
- BARRO, R.J. (1991), "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, mai.
- BARRO, R.J. et X. SALA-I-MARTIN (1992) "Convergence", *Journal of Political Economy*, Vol. 100, N° 21.
- BARRO, R.J. et X. SALA-I-MARTIN (1995), *Economic Growth*, McGraw-Hill, New York.
- BENHABIB, J. et M.M. SPIEGEL (1992), "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country and Regional US Data", *mimeo*, New York University.
- BERTHÉLEMY, J.-C. et A. VOURET (1994), *Allégement de la dette et croissance*, Études du Centre de Développement, OCDE, Paris.
- BERTHÉLEMY, J.-C., R. HERRERA et S. SEN (1995), "Military Expenditure and Economic Growth: An Endogenous Growth Perspective", *Economics of Planning*, Vol. 28, N° 2-3.
- CAVALCANTI FERREIRA, P. (1993), "The Impact of Public Capital and Public Investment on Economic Growth: An Empirical Investigation", *mimeo*, Fundação Getúlio Vargas.
- CHRISTIANO, L.J. (1987), "Comment on Romer's Crazy Explanations of The Productivity Slowdown", *mimeo*, Federal Bank of Minneapolis.
- DESSUS, S. (1991) « Plans d'ajustement et disponibilité des facteurs de production importés », *Économie & prévision*, N° 97.
- DESSUS, S., J.-D. SHEA et M.-S. SHI (1995), *Le Taipei chinois : les origines du « miracle » économique*, Études du Centre de Développement, OCDE, Paris.
- FLORES de FRUCTOS, R. et A. PEREIRA (1993) "Public Capital and Aggregate Growth: Is Public Capital Productive ?", University of California at San Diego Discussion Paper, N° 93-91, juillet.
- FORD, R. et P. PORET (1991), « Infrastructures et productivité du secteur privé », *Revue économique de l'OCDE*, automne.
- GRAMLICH, E.M. (1994), "Infrastructure Investment: A Review Essay", *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXII, pp. 1176-1196, septembre.
- GRANGER, C.W.J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods", *Econometrica*, mai.
- HARBERGER, A. (1978), "Perspectives on Capital and Technology in Less-Developed Countries", dans L.J. Artis et A.R. Nobay, dir.pub., *Contemporary Economic Analysis*, Croom Helm, Londres.
- HERRERA, R. (1995), « Dépenses publiques et croissance économique dans les pays en développement : une revue de la littérature théorique et empirique », *mimeo*, Centre de Développement de l'OCDE, Paris.
- HIRSCHMAN, A.O. (1958), *The Strategy of Economic Development*, Yale University Press, New Haven.

- HOLZ-EAKIN, D. (1989), "The Spillover Effects of State-Local Capital", *mimeo*, Columbia University.
- HOLZ-EAKIN, D. (1992), "Public-Sector Capital and Productivity Puzzle", *NBER Working Paper*, N° 4122, Cambridge, MA.
- HULTEN, C.R. et R.M. SCHWAB (1991), "Public Capital Formation and The Growth of Regional Manufacturing Industries", *National Tax Journal*, décembre.
- JIMENEZ, E. (1994), "Human and Physical Infrastructure — Public Investment and Pricing Policies in Developing Countries", *World Bank Policy Research Working Paper*, N° 1281, The World Bank, Washington, D.C.
- KESSIDES, C. (1993), "The Contributions of Infrastructure to Economic Development — A Review of Experience and Policy Implications", *World Bank Discussion Papers*, N° 213, The World Bank, Washington, D.C.
- MANKIW, G., D. ROMER et D. WEIL (1992), "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107.
- MEADE, J. (1952), "External Economies and Diseconomies in a Competitive Situation", *Economic Journal*, mars.
- MILLS, P. et A. QUINET (1992), « Dépenses publiques et croissance », *Revue française d'économie*, N° 7.
- MORRISON, C.J. et A.E. SCHWARTZ (1991), "State Infrastructure and Productive Performance", *NBER Working Paper*, N° 3981, Cambridge, MA.
- MUNNEL, P. (1992), "Policy Watch: Infrastructure Investment and Economic Growth", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 6.
- NADIRI, I. et T.P. MANUNEAS (1992), "The Effects of Public Infrastructure and R&D Capital on the Cost Structure and Performances of U.S. Manufacturing Industries", *NBER Working Paper*, N° 3887, Cambridge, MA.
- NEHRU, W. et A. DHARESHWAR (1993), "A New Database on Physical Capital Stock: Sources, Methodology and Results", *Revistas de Análisis Económico*, Vol. 8, No. 1, juin.
- NEHRU, W. et A. DHARESHWAR (1994), "New Estimates of Total Factor Productivity Growth for Developing and Industrial Countries", *Policy Research Working Paper*, No. 1313, International Economic Department, The World Bank, Washington, D.C.
- NURKSE, R. (1952), "Some International Aspects of The Problem of Economic Development", *American Economic Review*, mai.
- REBELO, S. (1991), "Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth", *Journal of Political Economy*, N° 99.
- ROMER, P. (1986), "Increasing Returns and Long Run Growth", *Journal of Political Economy*, N° 94.
- ROMER, P. (1987), "Crazy Explanations for The Productivity Slowdown", *NBER, Macroeconomics Annual*.
- ROSENSTEIN-RODAN, P.N. (1964), *Capital Formation and Economic Development*, MIT Press, Cambridge, MA.
- SYRQUIN, M. (1986), "Productivity Growth and Factor Reallocation", dans Chenery, H., S. Robinson et M. Syrquin, dir.pub., *Industrialization and Growth: A Comparative Study*, Oxford University Press, New York.
- TATOM, J.A. (1991), "Public Capital and Private Sector Performance", *mimeo*, mars.
- WHITE, H. (1980) "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, Vol. 48, 7
- WORLD BANK (1995), *World Tables*, Socioeconomic Time Series Access and Retrieval System, Washington, D.C.