

STEFANO MANZOCCHI  
PHILIPPE MARTIN<sup>1</sup>

# MODÈLE DE CROISSANCE NÉOCLASSIQUE ET FLUX DE CAPITAUX

**RÉSUMÉ.** Du fait des rendements décroissants, la théorie néoclassique de la croissance enseigne que le rendement du capital est plus élevé dans les pays ayant un niveau de production et de capital inférieur à leur niveau d'état stationnaire. Cela doit de ce fait attirer des mouvements de capitaux et ainsi augmenter très fortement la vitesse de convergence entre pays. Cependant, si l'hypothèse de mobilité du capital ne se vérifie pas pour le capital humain parce que cette forme de capital ne peut pas être utilisée comme collatéral à un emprunt à l'étranger, alors la vitesse de convergence entre pays est beaucoup plus faible et plus proche de la réalité.

Dans cet article<sup>2</sup>, nous utilisons cette hypothèse dans le contexte du modèle de Solow augmenté pour identifier les déterminants des mouvements de capitaux et dériver une équation de forme réduite testable qui rend compte des emprunts nets extérieurs.

Dans notre modèle, du fait des rendements décroissants, un niveau faible de revenu initial par tête associé à un stock initial important de capital humain et un taux élevé d'investissement dans le capital humain impliquent un rendement relativement élevé du capital physique et donc des entrées relativement fortes de fonds étrangers.

Nous effectuons des tests empiriques en coupe sur un échantillon de 33 pays en voie de développement pour lesquels nous avons des données complètes pour analyser si l'allocation des flux de capitaux pour ces pays a été conforme à notre schéma théorique. Le modèle théorique a été estimé pour la période 1960-1988. Les données du FMI sur la somme cumulée, pendant cette période, des balances courantes ont été prises comme une approximation des emprunts nets de long terme. Nous incluons aussi des mesures de l'instabilité politique car celle-ci affaiblit les droits de propriété

1. STEFANO MANZOCCHI est maître de conférence en économie et chercheur au département d'Economie, Université d'Ancone (e-mail : manzocchi@deanovell.unian.it) ; PHILIPPE MARTIN est chargé d'enseignement et de recherche à l'Institut des Hautes Etudes Internationales de Genève, chercheur associé au CERAS (Ecole nationale des Ponts et Chaussées) et *Research Fellow* au Center for Economic Policy Research, CEPR-Londres (e-mail : martinp@hei.unige.ch).

2. Giuseppe Bertola, Hans Genberg et Gian Maria Milesi-Ferretti, ainsi que deux referees anonymes, ont fourni d'utiles commentaires sur des versions antérieures de cet article, de même que les participants aux séminaires des universités de Rome (Tor Vergata) et d'Ancone, du département Recherche du FMI et du colloque de l'Association Economique Européenne qui s'est tenu à Istanbul. Une version préliminaire en a été publiée dans la série *Discussion Papers* du CBPR (Center for Economic Policy Research), Londres (n° 1400).

et a donc un impact négatif sur le rendement effectif du capital.

Sur la période 1960-1982, nos résultats sont conformes avec le modèle de Solow augmenté avec imparfaite mobilité du capital : les flux de capitaux se sont dirigés vers les pays ayant des niveaux de revenu initiaux faibles, un capital humain élevé et une faible instabilité politique. Nous trouvons aussi que, au cours de ces années, les pays d'Asie ont emprunté moins, relativement aux autres continents, que ce que la théorie enseigne. C'est pour la période 1960-1972 que le modèle est empiriquement le plus performant.

Pour les années 1982-1988, la performance empirique du modèle est très mauvaise. Cela suggère que les déterminants des flux nets de capitaux vers les pays en voie de développement ont, de manière non surprenante, changé après la crise de la dette du début des années quatre-vingt et

que ceux-ci ne sont plus ceux vérifiés par le modèle néoclassique de croissance. Une explication possible de ce phénomène est que les prêts aux pays en voie de développement ont été, après 1982, en majorité « défensifs », en réponse au risque de défaut généralisé ; si cela est le cas, un modèle de croissance tel que celui donné dans cet article n'est pas adéquat pour expliquer les flux nets de capitaux après 1982.

Un autre résultat est que les emprunts nets extérieurs ont été positivement corrélés avec la croissance dans la période 1960-1972. Après 1972, la corrélation disparaît ce qui est en contradiction avec le modèle de Solow augmenté avec imparfaite mobilité du capital et suggère que l'endettement externe n'a pas aidé à la croissance pendant cette période.

*Classification JEL* : F21 ; O30, O40

**D**ans le modèle néoclassique de base (un bien, un facteur) avec mobilité du capital, les pays où la productivité marginale (en économie fermée) du capital est plus élevée devraient connaître des entrées nettes de capitaux ; la loi des rendements décroissants conduirait à l'égalisation des taux d'intérêt, qui, une fois le risque pris en compte, constitue une approximation de la productivité marginale du capital dans les différents pays. Dans un modèle à deux facteurs, cela revient à dire que le capital devrait se déplacer des pays riches vers les pays pauvres.

L'abandon du modèle néoclassique à deux facteurs conduit à des conclusions différentes sur la structure des flux de capitaux. De fait, de nombreux auteurs ont soutenu que « le capital ne se déplace pas des pays riches vers les pays pauvres », car la proposition du modèle néoclassique à deux facteurs, selon laquelle le revenu par tête est une bonne approximation de l'inverse de la productivité marginale du capital, n'est pas conforme à la réalité ; utilisant des hypothèses alternatives, ils ont également montré que les rendements sur le capital ne sont pas nécessairement supérieurs dans les pays pauvres (voir, entre autres, Lucas, 1990 ; Gundlach, 1994).

La question des flux de capitaux à long terme est directement liée au débat sur les sources de la croissance économique et de la « convergence ». S'appuyant sur Solow (1956), Mankiw, Romer et Weil (1992) soutiennent qu'il faut distinguer la convergence « absolue » de la convergence « conditionnelle » : la première fait référence à la réduction des *écarts de revenus* entre des économies qui convergent toutes vers un état stationnaire unique ; la « convergence conditionnelle » signifie

que le *taux de croissance* d'une économie dépend de sa distance à l'état stationnaire, même si les pays ont des états stationnaires différents, et si leurs niveaux de revenus ne convergent pas<sup>3</sup>. D'après cette définition, la convergence est conditionnelle à l'évolution du capital physique et humain, comme à d'autres variables qui décrivent la situation d'équilibre stationnaire d'un pays (Levine & Renelt, 1992).

Le modèle néoclassique pose un problème, dans la mesure où il dit que la convergence (conditionnelle) se produit instantanément si le capital est parfaitement mobile ; or le coefficient empiriquement *estimé* de la convergence conditionnelle internationale est très faible, de l'ordre de 2 % par an (Barro & Sala-i-Martin, 1995, chap.3). L'absence de mobilité internationale du capital, en particulier dans les pays en développement (PED), peut expliquer la lenteur de la convergence ; cependant, les études empiriques récentes tendent à rejeter l'hypothèse de non mobilité du capital dans les PED (Montiel, 1993 ; Bagnai & Manzocchi, 1996).

Barro & al. (1995) ont proposé une solution à ce paradoxe en montrant, dans un modèle théorique, que la vitesse de convergence d'une économie est substantiellement plus faible si une partie seulement des actifs de capital est mobile, par exemple le capital physique mais pas le capital humain (mobilité *partielle* du capital) ; leur argument repose sur le fait que le capital humain ne peut servir de collatéral à un emprunt à l'étranger, car il est difficile de faire respecter les droits de propriété sur le capital humain. De fait, d'autres travaux ont signalé que, même dans une économie fermée, l'incomplétude des marchés financiers peut gêner l'accumulation de capital humain (De Gregorio, 1993 ; Goldstein & Mussa, 1993 ; Ljungqvist, 1993). Ce cadre rend mieux compte de la faiblesse du taux de convergence conditionnelle ; cependant, la vitesse de convergence qui résulte du modèle néoclassique reste encore un peu excessive (Barro & al., 1995, p. 114).

D'autres travaux se sont penchés sur les implications de la mobilité du capital pour la croissance et la convergence (Cohen, 1994). C'est la relation inverse que l'on étudie ici : dans le modèle néoclassique, la mobilité partielle du capital implique que les flux de capitaux à long terme doivent être cohérents avec les déterminants du taux de croissance d'un pays en développement, et donc avec les hypothèses sous-jacentes au concept de convergence (conditionnelle).

Cet article présente une version en économie ouverte du modèle de Solow augmenté, incluant une mobilité partielle du capital. Dans ce cadre, on identifie les déterminants des mouvements de capitaux, d'où est dérivée une équation de forme réduite testable et qui rend compte de l'ampleur des entrées nettes de capital par tête. On effectue ensuite des estimations empiriques en coupe sur un ensemble de pays en développement, pour vérifier la conformité de l'allocation des flux nets de capitaux dans les PED aux enseignements théoriques.

3. Cette distinction s'applique dans le cadre du concept de « convergence dans les niveaux de revenus » (ou  $\beta$ -convergence) ; on néglige le concept de « dispersion réduite des niveaux de revenus » (ou  $\sigma$ -convergence). Voir Sala-i-Martin (1994).

## Un modèle de Solow augmenté avec mobilité « partielle » du capital

On considère une économie dont la production ( $Y$ ) consiste en un bien homogène produit avec du travail brut, du capital physique et du capital humain (respectivement  $L$ ,  $K$  et  $H$ ), selon une fonction Cobb-Douglas (on néglige les indices de temps) :

$$Y = AK^\alpha H^\beta L^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

où  $\alpha$  et  $\beta$  sont des paramètres positifs.  $Y$  peut être soit consommé, soit investi dans l'accumulation de  $H$  ou de  $K$ . On peut ignorer le changement technique sans affecter la portée générale du modèle et réécrire cette équation avec une forme intensive :

$$y = f(k; h) = Ak^\alpha h^\beta \quad (2)$$

où  $y$ ,  $k$  et  $h$  sont respectivement la production, le capital humain et le capital physique par travailleur. Pour simplifier, on suppose que l'emploi est égal à la population : lorsque le niveau d'emploi initial est normalisé à un,  $L$  croît au même rythme que le taux de croissance démographique ( $n$ ), positif :

$$L = e^{nt} \quad (3)$$

La loi de comportement du capital humain est donnée par :

$$\dot{H} = s_h Y - \delta H \quad \text{ou} \quad \dot{h} = s_h y - (n + \delta)h \quad (4)$$

où un point sur la variable correspond à une dérivée par rapport au temps ;  $s_h$  est la part, constante, de la production investie dans l'accumulation du capital humain, et  $\delta$  est le taux de dépréciation (commun au capital physique et humain). On suppose que l'accumulation de  $k$  peut être entièrement financée par du capital étranger. Si les pays sont petits (*price-taker*) sur les marchés financiers mondiaux, la condition d'arbitrage nécessite que le taux de rendement du capital physique dans l'économie nationale soit égal, à l'équilibre stationnaire, à un taux d'intérêt mondial *fixé* de manière exogène ( $r$ , supposé positif) <sup>4</sup> :

$$f_k(k^*; h^*) - \delta = \alpha A(k^*)^{\alpha-1} (h^*)^\beta - \delta = r \quad (5)$$

4. Un astérisque identifie la valeur d'équilibre stationnaire des variables.

On se concentre sur l'équilibre stationnaire afin de déterminer une équation de forme réduite décrivant la position nette de long terme de l'économie en termes d'actifs étrangers. Le niveau d'équilibre de  $k$  peut s'exprimer en fonction de  $r$  et  $h^*$  :

$$k^* = \left\{ \frac{\alpha A}{r + \delta} (h^*)^\beta \right\}^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (6)$$

tandis que  $h^*$  peut être obtenu à partir de l'équation (4) :

$$h^* = \left\{ \frac{s_h A}{n + \delta} (k^*)^\alpha \right\}^{\frac{1}{1-\beta}} \quad (7).$$

On peut utiliser l'équation (7) pour remplacer  $h^*$  dans l'équation (6), et obtenir une forme réduite de  $k^*$  :

$$k^* = \left\{ \frac{\alpha A}{r + \delta} \left( \frac{s_h A}{n + \delta} \right)^{\frac{\beta}{1-\beta}} \right\}^{\frac{1-\beta}{1-\alpha-\beta}} \quad (8).$$

Supposons que, au temps  $t = 0$ , l'économie s'ouvre brutalement aux flux de capitaux. L'hypothèse de mobilité *partielle* du capital implique que les entrées ou sorties nettes de capital par tête dépendent, à l'état stationnaire, de la différence entre la valeur d'équilibre stationnaire de  $k$ , qui est déterminée par la condition d'arbitrage (5), et le stock initial de capital physique par travailleur (la condition initiale  $k(0)$ )<sup>5</sup> :

$$\left( \frac{B}{L} \right)^* = b^* = k^* - k(0) \quad (9)$$

où  $B$  représente les entrées cumulées de capitaux (l'opposé de la balance courante cumulée)<sup>6</sup> :

$$B_t = - \int_0^t (\text{solde courant})_t \quad (10).$$

Ceci signifie qu'un pays sera importateur (exportateur) net sur les marchés internationaux de capitaux si la valeur d'équilibre stationnaire de  $k$  est supérieure (inférieure) à sa valeur initiale. On peut donc exprimer  $b^*$  (les entrées nettes cumulées de capital par tête) comme suit :

5. Notons que si l'on suppose que seule une fraction  $v$  de l'écart entre la valeur initiale et la valeur d'équilibre stationnaire de  $k$  est financée par du capital étranger, nos conclusions qualitatives, de même que l'interprétation des résultats économétriques, ne sont pas modifiées.

6.  $B$  inclut à la fois les emprunts étrangers nets et l'investissement direct étranger.

$$b^* = \left\{ \frac{\alpha A}{r + \delta} \left( \frac{s_h A}{n + \delta} \right)^{\frac{\beta}{1-\beta}} \right\}^{\frac{1-\beta}{1-\alpha-\beta}} - \left\{ \frac{y(0)}{A(h(0))^\beta} \right\}^{\frac{1}{\alpha}} \quad (11).$$

où le second élément de la partie droite de (11) correspond à  $k(0)$  tel qu'on l'obtient à partir de l'équation (2).

On vérifie à partir de l'équation (11) que  $b^*$  est une fonction positive de  $h(0)$  et de  $s_h$ , et une fonction négative de  $y(0)$  : intuitivement, cela signifie que plus le niveau de revenu par tête initial est faible, et plus le stock de capital humain initial est important, plus la productivité marginale du capital physique est élevée à la période zéro (plus  $k(0)$  est faible) ; de même, plus le taux d'investissement en capital humain est élevé, plus le niveau d'équilibre stationnaire de  $k$  est élevé. Puisque, à l'équilibre, les entrées nettes de capital par tête sont égales à la différence entre  $k^*$  et  $k(0)$ , l'équation (11) peut être interprétée directement. Elle peut également être reliée aux résultats d'autres modèles récents (Mankiw & al., 1992 ; Benhabib & Spiegel, 1994 ; Barro & al., 1995) : dès lors que les entrées de capitaux dépendent négativement du niveau de revenu initial, une fois incluses les variables affectant l'équilibre stationnaire de l'économie, le modèle dit que les déterminants des flux internationaux de capitaux sont les mêmes que ceux de la convergence conditionnelle.

À l'équilibre stationnaire, les équations (12) et (13) fournissent, respectivement, la production brute par tête ( $gdp$ ) et le revenu national ( $gnp$ ) :

$$gdp^* = f(k^*; h^*) \quad (12)$$

$$gnp^* = f(k^*; h^*) - r[b^* + b(0)] \quad (13)$$

où  $b(0)$  est le stock cumulé des entrées de capital par tête à la période zéro.

## Une estimation empirique du modèle

Cette partie présente les estimations empiriques du modèle de Solow augmenté des flux de capitaux (avec mobilité partielle), menées sur un échantillon de 33 pays en développement, l'année initiale retenue étant 1960. Bien que ce soit la disponibilité des données qui ait dicté le choix de 1960 comme année initiale, on a vérifié que la dette extérieure et les stocks d'investissement directs de la plupart des pays en développement étaient négligeables par rapport aux stocks accumulés par la suite (aussi bien en termes absolus qu'en termes de stocks par tête, et même en tenant compte de la dépréciation nominale). L'échantillon de pays (7 pays africains, 10 sud américains, 8 d'Amérique centrale, 8 asiatiques) a été défini en excluant les économies principalement pétrolières et celles qui ne sont que des centres financiers. D'autres pays en développement ont été exclus en raison de l'absence de données sur les stocks de capital humain ou la balance courante (voir

l'ANNEXE pour plus de détails). Bien sûr, en raison de la couverture limitée de l'échantillon, les résultats ne concernent que les économies étudiées, et n'ont aucune prétention à l'universalité.<sup>7</sup>

Les pays industrialisés sont exclus de l'échantillon pour deux raisons. D'une part, certains d'entre eux (en particulier les pays du G3) ne peuvent être considérés comme *price-taker* sur les marchés financiers mondiaux : dans leur cas, l'hypothèse de taux d'intérêt fixé de manière exogène pour les emprunts et les prêts internationaux ne s'applique pas, ce qui signifie qu'il faudrait déterminer  $r$  et le montant de capital étranger de manière *simultanée* pour les inclure dans l'échantillon. D'autre part, et surtout pour de nombreux pays industriels, le solde de la balance courante moyenne change de signe entre les périodes 1960-1974 et 1975-1988, de nombreux pays basculent d'un solde positif à un solde négatif, ou le contraire (France, Italie, Royaume-Uni, Etats-Unis, Belgique, Espagne, Suède et autres ; voir Tesar, 1991). Ces basculements sont liés à des phénomènes d'ajustement de moyen terme, et non aux déterminants du taux de croissance de long terme sur lequel on se concentre ici<sup>8</sup>. Au contraire, le signe de la balance courante est habituellement stable au cours du temps pour les pays étudiés ici (voir le TABLEAU 4 de l'annexe).

L'un des problèmes les plus importants liés aux analyses en coupe de la croissance est celui de la causalité inverse : il est possible que les corrélations estimées soient mal interprétées en raison du fait que dans le monde réel les variables expliquées ne dépendent *pas* des variables explicatives, mais au contraire les « causent » en partie. Les tests de causalité permettent de résoudre ce problème pour des séries temporelles (ou de données de panel), mais pas pour des analyses en coupe lorsque les variables expliquées et (certaines des) variables explicatives sont des moyennes calculées sur le même intervalle de temps. La méthode d'estimation en coupe qui est utilisée ici est différente et elle dépasse le biais de causalité inversé récemment souligné par Rodrick (1996) et Sarel (1996) : les variables dépendantes sont régressées sur les valeurs *initiales* des variables explicatives, et non sur leur valeur moyenne sur la période. En d'autres termes, on estime l'impact des conditions initiales des variables retenues sur les flux nets de capitaux.

La variable dépendante, les entrées *nettes* par tête de capital à long terme ( $b^*$ ), est approximée avec (l'opposé du) le solde courant (données annuelles du FMI) exprimé en dollars américains courants, divisé par la taille de la population, et cumulé sur la période étudiée.

La valeur du revenu par tête en 1960, *revenu1960*, exprimé en dollars courants « internationaux » (dollars de PPA), est issue de Summers & Heston (1991). On a utilisé deux types d'approximations du stock initial de capital humain ( $h(0)$ ). La première est le niveau initial d'éducation secondaire de la population adulte (*secomp1960*), approximation des niveaux d'éducation des pays en développement. On sait, et Barro et Lee (1993) qui fournissent les données, le reconnaissent, que

7. Selon Levine & Zervos (1993), ceci devrait toujours être l'interprétation économique correcte des régressions en coupe.

8. En outre, McKinnon (1980) soutient que le solde courant des grands pays industrialisés est dans une large mesure déterminé par les budgets publics.

cette approximation ne rend pas compte de la « qualité » de l'éducation dans les différents pays, mais seulement de la « quantité » d'éducation reçue ; cependant, elle représente une amélioration par rapport aux autres approximations existantes, telles que le taux d'alphabétisation (Benhabib & Spiegel, 1994). D'autres types d'approximation, telles que le niveau d'éducation primaire, ou le nombre moyen d'années de la scolarisation totale, ont été testées comme alternatives au « stock » d'éducation secondaire, mais les résultats obtenus sont moins bons (Barro & Lee, 1994 ; ils trouvent des résultats similaires dans un contexte différent).

Les statistiques de santé fournissent un second type d'approximations du stock initial de capital humain<sup>9</sup>. Les données sur les pays en développement sont très peu satisfaisantes et incomplètes dans ce cas, en particulier pour les années soixante. On a donc utilisé le nombre de médecins par habitant au début des années soixante (*phy1960*), donnée disponible pour chacun des pays de l'échantillon, comme un indice grossier de la capacité des systèmes de santé nationaux.

Le taux de scolarisation secondaire en 1960 (*seced1960*), indépendant des entrées nettes de capital dans les décennies suivantes, constitue une approximation du taux d'investissement en capital humain (*sh*) ; en outre, selon Levine et Renelt (1992), ce taux de scolarisation secondaire est corrélé de manière « robuste » à la croissance. On a également tenté d'inclure, dans certaines régressions, des données de taux de scolarisation secondaire au début des décennies suivantes (les années soixante-dix et quatre-vingt) dans certaines des régressions, bien que dans ce cas l'exogénéité par rapport aux entrées de capitaux dans les *années 1960* soit très improbable ; mais ces taux de scolarisation se sont révélés non significatifs.

En principe, d'autres variables pourraient intervenir. D'une part, les flux de capitaux internationaux peuvent être affectés par l'instabilité politique ou par des politiques introduisant des distorsions : une prime de risque peut s'ajouter au taux d'intérêt  $r$  versé par les résidents d'un pays où l'instabilité politique est élevée ; à l'équilibre,  $b^*$  est réduit (voir l'équation 11). De même, une politique introduisant des distorsions importantes peut affecter de manière négative la productivité des *inputs*, ce qui peut réduire  $b^*$  (voir par exemple l'effet d'une diminution de  $A$  dans l'équation 11). On a mesuré l'instabilité politique avec le *nombre de révolutions et de coups d'état* au cours d'une décennie (*rev*) utilisé par Barro (1991) : la valeur de cette variable dans les années soixante a un impact fortement négatif sur les entrées nettes de capitaux. Les coefficients associés à d'autres mesures de l'instabilité (nombre d'assassinats) ou de distorsion (prime de marché noir sur le taux de change) ne sont pas significatifs.

Des variables d'un autre type pourraient être liées aux entrées de capitaux, mais nécessiteraient une modification du modèle de base. Si les flux de capitaux dépendent du comportement des *termes de l'échange*, du *taux de croissance de la consommation par tête* ou du *taux moyen d'inflation*, alors le modèle de Solow augmenté avec mobilité partielle du capital ne fournit pas une description adéquate des relations fondamentales qui sous-tendent  $b^*$ . D'autres variables pourraient être retenues, comme le *taux de croissance de la population*, qui peut avoir

9. Uzawa (1965) soutient que le « capital humain » n'est que partiellement approximé par l'éducation et qu'il inclut d'autres variables, comme la santé, et certains types d'infrastructures et de biens publics.

un impact négatif sur  $b^*$  (voir l'équation 11) et la *taille de la population* (ou de la *production nationale*), s'il existe des effets d'échelle. Enfin, l'ouverture commerciale est un déterminant reconnu de la croissance. Cependant, on a vérifié qu'aucune de ces variables n'a d'influence significative sur les flux nets de capitaux, ni d'impact significatif sur les coefficients associés aux variables fondamentales incluses dans les régressions, dans l'échantillon de pays et pour la période considérée.

Enfin, deux types de variables muettes ont été introduites dans certaines des régressions : des *variables muettes régionales* pour chacune des quatre zones concernées, et une variable muette pour les pays définis comme « *emprunteurs officiels* » par le FMI (voir l'annexe). Seule la variable muette associée à l'Asie présente un coefficient (négatif) significatif. Par conséquent, ne sont présentées dans les tableaux, outre les approximations de revenu initial et de capital humain, que deux variables additionnelles, *rev1960-70* et la variable muette asiatique (*Variable muette « Asie »*).

### 1960-1972

On étudie dans un premier temps la période 1960-1972, c'est-à-dire les années précédant le premier choc pétrolier de 1973-1974<sup>10</sup>, pour lesquelles la performance empirique du modèle est très satisfaisante (TABLEAU 1).

TABLEAU 1

Déterminants structurels de $b^*$ (entrées nettes cumulées de capitaux), 1960-1972			
	Méthode d'estimation MCO*	Méthode d'estimation MCO	Méthode d'estimation MCO, ajustement de White
Constante	64,9 (1,16)	66,85 (1,22)	66,85 (1,28)
Revenu1960	-0,28 (-2,29)	-0,29 (-2,36)	-0,29 (-1,76)
Secomp1960	3,7 (0,3)	-----	-----
Seced1960	6,92 (2,14)	7,3 (2,48)	7,3 (2,10)
Phy1960	247664 (2,61)	259137 (3,02)	259137 (2,20)
Rev1960-70	-139 (-1,79)	-138 (-1,81)	-138 (-1,85)
$R^2$ ajusté	0,48	0,50	0,50
F statistique	6,9 [0,00]	8,9 [0,00]	8,9 [0,00]
Test de normalité Bera-Jarque	0,84 [0,65]	1,1 [0,57]	1,1 [0,57]
Test F d'hétéroscédasticité	3,76 [0,06]	4,22 [0,05]	-----
Nombre d'observations	33	33	33

\* Moindres carrés ordinaires.  
Entre parenthèses : les t de Student.  
Entre crochets : les niveaux de probabilité (la valeur reportée correspond à la probabilité de rejeter à tort l'hypothèse nulle qui est, respectivement, l'hypothèse de nullité jointe des coefficients estimés, la normalité et l'homoscédasticité des résidus).

Source : voir texte.

10. Ghosh & Ostry (1993) montrent que les flux de capitaux ont joué un rôle important dans le lissage de la consommation pour de nombreux pays en développement. Cependant, ils se concentrent sur les flux de capitaux à court terme, non sur les flux nets de capitaux à long terme, comme dans ce travail.

La première colonne du tableau montre les résultats d'une estimation par les moindres carrés ordinaires (MCO) d'une version linéaire de l'équation (11)<sup>11</sup> : on peut vérifier que les signes des coefficients associés aux variables explicatives sont corrects, que trois d'entre eux (associés au revenu par tête, à la scolarisation secondaire et au nombre de médecins par habitant) sont significatifs au seuil de 5 %, et que l'un d'entre eux (associé aux révolutions et coups d'état sur la période 1960-1970) est significatif au seuil de 10 %. *Les tests statistiques montrent que l'hypothèse de non-normalité et d'hétéroscédasticité peut être rejetée au seuil de 5 %, mais que la dernière ne peut être rejetée au seuil de 10 %.* La performance générale du modèle est assez bonne, puisque ce dernier explique près de 50 % de la variabilité, et que l'hypothèse de nullité jointe des paramètres est clairement rejetée. La seconde colonne présente les résultats d'une régression MCO excluant le niveau initial de scolarisation secondaire : on observe une amélioration marginale de la significativité des coefficients individuels conservés, et du modèle dans son ensemble. Cependant, l'hypothèse d'hétéroscédasticité des résidus ne peut être rejetée, même au seuil de 5 % : les écarts-type des paramètres ont par conséquent été réestimés en suivant la procédure suggérée par White (1980) et destinée à traiter l'hétéroscédasticité des résidus : le résultat, présenté dans la troisième colonne, indique que deux coefficients (associés au revenu par tête et aux révolutions et coups d'état) sont significatifs au seuil de 10 %, tandis que les autres (scolarisation secondaire et nombre de médecins par habitant) sont significatifs au seuil de 5 %. On a déjà signalé que ce résultat pouvait être considéré comme satisfaisant pour un modèle empirique aussi dépouillé ; on peut en conclure que les entrées nettes cumulées de capitaux dans les pays en développement au cours de la période 1960-72 dépendent de manière significative des conditions initiales de revenu, de stock de capital et de taux d'investissement, et de l'instabilité politique que ces pays connaissaient en 1960.

## 1973-1982

Considérons maintenant la décennie suivante (1973-82), qui s'achève avec le moratoire sur le service de la dette déclaré par le Mexique et la crise de la dette qui a suivi dans les PED. On teste l'hypothèse que les mouvements de capitaux comblent, au cours du temps, l'écart entre l'équilibre stationnaire et le niveau initial de capital physique par tête : le TABLEAU 2 présente les résultats de la régression des entrées nettes cumulées de capitaux sur la période 1973-82 sur les conditions initiales en 1960.

La relation entre les entrées nettes et les valeurs des fondamentaux en 1960 se dégrade au cours du temps : les signes des coefficients sont toujours conformes à ce que prédit l'équation (11), mais la qualité statistique du modèle de base (colonne 1) n'est pas aussi bonne que dans le TABLEAU 1. La variable muette associée aux pays asiatiques de l'échantillon est significative au seuil de 5 %, et sa présence parmi les régresseurs améliore la performance empirique de l'équation

11. Les spécifications non linéaires du modèle n'ont pas fourni de bons résultats empiriques.

TABLEAU 2

Déterminants structurels de  $b^*$  (entrées nettes cumulées de capitaux), 1973-1982

	Méthode d'estimation MCO*	Méthode d'estimation MCO	Méthode d'estimation MCO
Constante	290,2 (1,95)	423,8 (2,8)	452,9 (3,07)
Revenu1960	-0,09 (-0,27)	-0,5 (-1,42)	-0,32 (-1,0)
Secomp1960	40,3 (1,25)	51,3 (1,71)	62,5 (2,15)
Seced1960	3,41 (0,4)	10,9 (1,3)	-----
Phy1960	552788 (2,19)	636656 (2,7)	682566 (2,9)
Rev1960-70	-552 (-2,66)	-621 (-3,2)	-669 (-3,5)
Variable muette Asie	-----	-431 (-2,42)	-348 (-2,07)
$R^2$ ajusté	,49	,56	,55
F statistique	7,05 [0,00]	7,9 [0,00]	8,9 [0,00]
Test de normalité Bera-Jarque	0,92 [0,63]	0,52 [0,77]	0,72 [0,69]
Test F d'hétéroscédasticité	0,23 [0,64]	0,24 [0,62]	0,11 [0,74]
Nombre d'observations	33	33	33

\* Moindres carrés ordinaires.

Entre parenthèses : les  $t$  de Student.

Entre crochets : les niveaux de probabilité (la valeur reportée correspond à la probabilité de rejeter à tort l'hypothèse nulle qui est, respectivement, l'hypothèse de nullité jointe des coefficients estimés, la normalité et l'homoscédasticité des résidus).

Source : voir texte.

(colonne 2) ; il convient de noter que le signe du coefficient est négatif, ce qui signale que les PED asiatiques ont reçu *moins* de flux de capitaux entrants (par habitant) que ce que laisse prévoir la forme réduite du modèle. L'exclusion de la variable de scolarisation secondaire (non significative) de la régression (colonne 3) améliore les  $t$  de Student de certaines des variables explicatives, mais dégrade ceux du niveau initial de revenu par tête, qui n'est plus significatif, même au seuil de 10 %. On pourrait imaginer de réestimer l'équation sur la période 1973-82,  $\mu(0)$  se trouvant en 1973 au lieu de 1960,  $\gamma(0)$ ,  $h(0)$  et  $s_h$  étant évalués au début des années soixante-dix. Outre le problème d'endogénéité que cela implique (les variables explicatives en 1973 dépendraient nécessairement des variables dépendantes retardées, c'est-à-dire des entrées nettes cumulées de capitaux au cours de la période 1960-72), cette interprétation du comportement des flux de capitaux ne correspond pas aux données de balance des paiements de l'échantillon de PED utilisé : les entrées de capitaux étrangers entre 1973 et 1982 sont empiriquement reliées de manière plus forte avec les fondamentaux de 1960 qu'avec ceux de 1973.

Après 1982, le modèle n'a quasiment aucun pouvoir explicatif (le  $R^2$  ajusté est négatif) bien que le signe de nombreux coefficients soit correct.

### Interprétation des résultats

Expliquer la dégradation, après 1972, de la relation statistique dérivant de l'équation (11) soulève deux questions : la première concerne la dynamique de transition implicite au modèle de Solow augmenté ; la seconde est liée à la

possibilité que les flux de capitaux aient suivi un comportement différent après 1972, qui se substituerait partiellement au mécanisme souligné ici. Sur ce dernier point, d'après le modèle, si le capital physique se déplace instantanément pour égaliser les rendements mondiaux anticipés, les entrées nettes de capitaux doivent se comporter selon l'équation (9) ou l'équation (11). Mais que ce passe-t-il si l'écart entre les valeurs initiales et les valeurs d'équilibre stationnaire du stock de capital n'est pas comblé instantanément, comme cela se produit vraisemblablement dans le monde réel ? Dans ce cas, on peut envisager soit un coût d'ajustement explicite, qui limite le taux annuel d'entrées de capitaux, mais qui nécessite un modèle théorique différent, soit une hypothèse implicite, similaire à celle que l'on a faite, selon laquelle les conditions initiales auraient un impact persistant sur les entrées nettes de capitaux, qui pourrait justifier l'utilisation de la balance courante *cumulée* sur une décennie ou davantage.

Cette seconde stratégie présente cependant des limites, dans la mesure où elle ne tient pas compte du fait que, si le capital ne se déplace pas instantanément, une dynamique transitionnelle se met en place, et d'autres variables peuvent affecter le comportement des flux nets de capitaux. Lorsque l'ajustement n'est pas instantané, il devient pertinent de considérer l'*épargne nationale* pour rendre compte des entrées nettes d'équilibre de capitaux, car même en admettant que les décisions d'épargne et d'investissement sont indépendantes, l'évolution du solde courant est également affectée par le comportement d'épargne, et non uniquement par les besoins d'investissement d'une économie (en développement). La stratégie adoptée dans cet article a consisté à supposer que les décisions d'épargne nationale n'importent que dans la sphère de l'accumulation du capital *humain*, et que c'est par ce canal qu'elles peuvent affecter les entrées nettes de capitaux : on est ainsi en mesure d'établir un lien clair entre les *conditions initiales* des besoins en capital physique et les mouvements de capitaux internationaux.

Cependant, il est clair qu'une modélisation explicite de la dynamique transitionnelle peut rendre notre modèle plus réaliste, bien que cela puisse se faire aux dépens de constats empiriques clairs : ceci amène au premier point mentionné *supra*. Higgings et Williamson (1996, p.10) adoptent par exemple une perspective diamétralement opposée à celle développée ici, en soutenant que la dynamique actuelle de l'épargne et des flux nets de capitaux dans les pays asiatiques reflète un comportement transitionnel, qui ne correspond pas à l'équilibre stationnaire, et ne peut donc pas être qualifié de relation d'équilibre. Il est intéressant de constater que leur modèle, fondé sur la transition démographique, explique une grande part du changement des taux d'épargne asiatiques et de la réduction de la dépendance au capital étranger au cours du xx<sup>e</sup> siècle : ceci *pourrait* indiquer que la valeur négative et significative du coefficient associé à la variable muette « Asie » (tableau 2) s'explique par des facteurs démographiques<sup>12</sup>. Cependant, Higgings & Williamson (1996) se concentrent presque exclusivement sur l'évolution du comportement d'*épargne* pour expliquer les entrées nettes de capitaux, et négligent par conséquent la complexité des déterminants des taux d'investissement, qu'ils

12. Il est possible également que les changements sur les marchés de capitaux internationaux qui ont suivi le premier choc pétrolier, c'est-à-dire l'excès d'offre de fonds connu sous le nom de « surplus pétrolier », aient permis à certains PED africains et latino-américains d'utiliser, au cours des années soixante-dix, les entrées de capitaux pour conserver des niveaux de consommation élevés, plutôt que pour accumuler du capital physique.

tendent à attribuer presque uniquement à la démographie. Cet article s'est concentré sur un certain nombre de variables affectant le *taux d'investissement* (stocks de capital humain et taux d'investissements, instabilité politique), et a permis d'apporter certaines conclusions sur les flux nets de capitaux ; mais il serait intéressant de rechercher une intégration de ces deux perspectives.

L'absence de significativité statistique de l'équation (11) *après 1982* pourrait également être liée à la crise de la dette. Si l'on interprète cette crise comme le tournant d'un "cycle de dette internationale", tel que l'a défini Eichengreen (1990), les conditions et la disponibilité des ressources externes pour les pays en développement pourraient avoir changé de manière radicale après 1982. Ainsi, Savvides (1991) soutient que, dans les années qui ont suivi la crise de la dette, les prêts aux PED ont été dans une large mesure « défensifs », c'est-à-dire destinés à éviter un défaut généralisé : dans ce cas, le comportement des flux de capitaux en direction des PED aurait été modifié de manière radicale après 1982, et les fondamentaux suggérés par le modèle de Solow augmenté ne pourraient plus fournir d'indication utile.

Si l'on attribue l'affaiblissement de la relation entre flux nets de capitaux et conditions initiales, qui émerge des résultats présentés dans le TABLEAU 2, à une dégradation de la relation entre entrées de capitaux et investissement en capital physique due à la transition démographique ou à la consommation (privée et/ou publique) des PED, on peut interpréter comme une confirmation de telles hypothèses quelques résultats très préliminaires de la corrélation entre croissance et flux nets de capitaux (TABLEAU 3).

TABLEAU 3

Corrélation entre les entrées nettes de capital (par tête) et la croissance par tête		
VARIABLES EXPLICATIVES	VARIABLE DÉPENDANTE	VARIABLE DÉPENDANTE
	taux de croissance 1960-72	taux de croissance 1973-82
Constante	0,005 (17,9)	0,089 (14,02)
Entrées nettes de capitaux 1960-72	0,41E(-4) (6,14)	-----
Entrées nettes de capitaux 1973-82	-----	-0,9E(-5) (-1,13)
R <sup>2</sup> ajusté	0,18	-0,003
F statistique	7,9	0,89

Nombre d'observations : 33 ; les écarts-types sont cohérents avec l'hétéroscédasticité selon White (1980) ; les statistiques de Student sont entre parenthèses.

Source : voir texte.

Le TABLEAU 3 présente les résultats d'une régression simple en coupe des taux de croissance moyens sur les entrées nettes de capitaux dans les années soixante et soixante-dix, sur le même échantillon de pays que celui qui est analysé dans les TABLEAUX 1 et 2. Bien que les chiffres reportés dans ce tableau doivent être considérés comme de simples « faits stylisés » et interprétés avec prudence (les régressions ne tiennent pas compte d'autres variables potentiellement pertinentes, et on

n'interprète pas nécessairement ces corrélations comme des relations causales), la forte corrélation entre les entrées de capitaux et la croissance au cours de la période 1960-72, et son absence dans les années soixante-dix, pourrait indiquer que les entrées nettes de capitaux ont été déterminées essentiellement par l'accumulation de capital physique ; elles ont ainsi affecté positivement la croissance dans les années soixante, mais ont été partiellement déterminées par d'autres variables que l'accumulation du capital dans les années soixante-dix<sup>13</sup>. Ceci peut à son tour être à l'origine d'une inaptitude générale à rembourser, et donc de la crise de la dette dans les PED au début des années quatre-vingt<sup>14</sup>.

## C Conclusion

Cet article décrit une version en économie ouverte du modèle de Solow augmenté, dans lequel les écarts de revenu entre pays dépendent de leurs dotations relatives en capital humain et physique. La caractéristique particulière de ce modèle est l'hypothèse de mobilité « partielle » du capital (due initialement à Barro et *al.*, 1995) qui implique que le capital physique, mais non le capital humain, peut être accumulé par le biais de l'accès aux ressources externes. On montre que, dans une situation de mobilité partielle du capital, un faible niveau relatif de revenu par tête initial (et d'instabilité politique) associé à des stocks initiaux et à des taux d'investissement importants en capital humain, devraient provoquer des entrées importantes de fonds étrangers dans un pays en développement.

On estime un modèle empirique dérivé du modèle de Solow augmenté, dans lequel les entrées de capitaux par tête dépendent du niveau initial de revenu par tête, mais de manière conditionnelle des approximations de niveau d'éducation, de niveau de santé et d'instabilité politique : les données confirment les enseignements du modèle pour la période 1960-82, la relation empirique s'affaiblit après 1972, même si, jusqu'à la crise de la dette mondiale du début des années quatre-vingt, le signe des coefficients estimés sont conformes à ce que l'on attend en théorie. La raison pour laquelle le modèle ne capture pas entièrement le comportement des flux nets de capitaux après 1972 peut être double : la première explication tient à la dynamique transitionnelle implicite dans notre version du modèle de Solow augmenté présenté ; la seconde concerne la possibilité que d'autres influences aient déterminé les mouvements de capitaux dans les PED après le premier choc pétrolier, se substituant partiellement au mécanisme mis en évidence ici. Une analyse empirique préliminaire de la corrélation entre entrées de capitaux et croissance peut suggérer, par exemple, que les flux de capitaux n'ont pas été essentiellement dirigés, après 1972, vers l'accumulation de capital physique, mais vers une consommation excessive, annulant leurs effets sur les performances éco-

13. Il convient de signaler qu'il existe dans ce cas un danger de causalité inverse.

14. Reynolds (1986, chap. 5) montre que les performances de croissance des grands pays latino-américains et africains étudiés se sont dégradées dans les années soixante-dix par rapport aux années soixante (le Brésil constituant l'unique exception), tandis que les performances de croissance des économies asiatiques, c'est-à-dire des économies qui ont reçu comparativement un montant plus faible de capital, se sont améliorées au cours de la même décennie (l'Indonésie représentant la seule exception). Sur les résultats décevants des pays latino-américains, voir également De Gregorio (1992).

nomiques des économies récipiendaires et établissant les conditions de la crise de la dette des années quatre-vingt.

Après 1982, le modèle n'a quasiment aucun pouvoir prédictif, mais ceci n'est pas surprenant compte tenu de la prévalence de ce que l'on appelle le « prêt défensif » aux PED sur les prêts liés aux conditions du marché, pour faire face à une probabilité très large d'insolvabilité et de défaut. Dans un contexte de crise financière mondiale, un modèle de croissance tel que celui proposé ici ne permet manifestement pas de rendre compte des flux nets de capitaux.

S. M. & Ph. M.

## ANNEXE

### COMPOSITION DE L'ÉCHANTILLON

L'échantillon de PED sélectionné inclut des pays en développement définis comme "intermédiaires" par Mankiw, Romer et Weil (1992) pour lesquels le FMI fournit des données de balance courante à partir de 1960 sans omission importante. L'échantillon de "pays intermédiaires" est considéré comme fiable par Mankiw, Romer et Weil (1992), car il exclut les économies fondées uniquement (ou presque uniquement) sur le secteur pétrolier, et les très petites économies. L'échantillon sélectionné ici exclut également les centres financiers (comme les Bermudes, Singapour ...) et les pays pour lesquels les données fournies par base de données de Barro et Lee (1993) sur l'éducation sont incomplètes ou inexistantes.

L'échantillon est constitué des 33 pays suivants : Kenya, Malawi, Mali, Sénégal, Tanzanie, Tunisie, Zambie (sept pays africains) ; Costa Rica, République dominicaine, El Salvador, Guatemala, Honduras, Jamaïque, Mexique, Panama (huit pays d'Amérique centrale) ; Argentine, Bolivie, Brésil, Chili, Colombie, Equateur, Paraguay, Pérou, Uruguay, Venezuela (dix pays d'Amérique du sud) ; Inde, Indonésie, Corée, Malaisie, Philippines, Sri Lanka, Thaïlande et Israël (huit pays asiatiques). Le TABLEAU 4 présente les données moyennes d'entrées nettes de capitaux et de revenu par tête pour ces pays.

Huit pays sont définis comme *emprunteurs officiels* par le FMI (*World Economic Outlook*, 1994), c'est-à-dire comme pays dont la dette extérieure en 1989 était au moins aux deux tiers détenue par des organismes publics et des organisations internationales (Malawi, Mali, Tanzanie, Tunisie, Zambie, El Salvador, Honduras, Jamaïque).

### DÉFINITION ET SOURCES DES DONNÉES

1) Les entrées nettes cumulées de capital par tête ( $b^*_0; t$ ) sont définies dans les équations (9) et (10) comme la somme, au cours de la période de temps considérée, de l'opposé du solde courant de la balance des paiements (exprimée en dollars américains courants), divisée par la population. Les données annuelles de solde courant proviennent des *Statistiques financières internationales* du FMI (CD-ROM, séries 77a.d.). Les données annuelles de population sont disponibles dans Summers & Heston (1991, variable n° 1). Dans certains cas, la couverture de la base de données de soldes courants est incomplète : les pays ont été exclus de l'échantillon lorsque de nombreuses observations manquaient (ceci est particulièrement vrai pour certains pays sur la période 1960-72) ; lorsque seules quelques années manquaient, les entrées nettes de capitaux par tête ont été calculées à partir des données disponibles. D'autres détails sont disponibles sur demande.

TABLEAU 4

## Les 33 pays de l'échantillon

	ENC *	ENC	ENC	Ratio de revenu *	Ratio de revenu	Ratio de revenu
	1960-1972	1973-1982	1983-1988	1960-1972	1973-1982	1983-1988
AFRIQUE						
Kenya	2,4718	23,3315	9,7902	0,0592	0,0679	0,0523
Malawi	6,0103	20,6482	11,5681	0,0412	0,0414	0,0332
Mali	3,6243	11,7989	14,8774	0,0375	0,0311	0,0287
Sénégal	5,4203	36,5489	42,4807	0,0993	0,0797	0,0690
Tanzanie	0,8871	16,7435	14,7640	0,0316	0,0333	0,0297
Tunisie	13,4337	54,4152	56,1480	0,1321	0,1774	0,1793
Zambie	-12,7390	54,9544	41,7586	0,1194	0,0866	0,0456
AMÉRIQUE CENTRALE						
Costa Rica	29,8963	154,4092	112,1272	0,2237	0,2540	0,2209
République dominicaine	9,6794	51,6888	32,7852	0,1346	0,1562	0,1306
Salvador	4,1955	18,9433	25,6981	0,1411	0,1400	0,1037
Guatemala	5,4755	27,5846	35,2833	0,1711	0,1683	0,1330
Honduras	6,7708	47,9868	66,5743	0,0906	0,0901	0,0748
Jamaïque	40,5083	97,5850	101,6125	0,2009	0,1920	0,1461
Mexique	10,9841	80,7109	-23,1810	0,3044	0,3496	0,3028
Panama	26,7380	90,7181	-147,9914	0,1859	0,2221	0,2216
AMÉRIQUE DU SUD						
Argentine	1,6795	31,5128	79,3863	0,3364	0,3089	0,2438
Bolivie	5,0065	27,6796	43,5802	0,1168	0,1288	0,0898
Brésil	5,3325	73,9868	20,5874	0,2205	0,1890	0,2433
Chili	13,0060	114,4743	91,9489	0,3290	0,2735	0,2317
Colombie	9,0776	17,1135	34,3446	0,1814	0,2077	0,2005
Equateur	9,0174	58,0599	42,2151	0,1394	0,1915	0,1603
Paraguay	6,8862	51,9204	83,4998	0,1172	0,1395	0,1379
Pérou	4,3345	46,4246	38,7129	0,2240	0,2192	0,1705
Uruguay	2,4447	83,4675	23,3892	0,3888	0,3642	0,2904
Venezuela	-15,9349	-42,5416	-107,1817	0,3097	0,4414	0,3470
ASIE						
Inde	1,4701	0,2232	5,4041	0,0536	0,0438	0,0425
Indonésie	2,2562	3,5598	17,7990	0,0530	0,0820	0,1001
Israël	70,8565	259,1115	79,7379	0,4445	0,5767	0,5657
Corée	8,0665	59,6300	-97,0018	0,1123	0,1941	0,2486
Malaisie	1,3960	36,4747	20,7649	0,1792	0,2563	0,2786
Philippines	0,6459	25,3188	12,3226	0,1163	0,1296	0,1120
Sri Lanka	3,9318	14,1754	20,4836	0,1125	0,1037	0,1160
Thaïlande	2,0818	24,4304	26,9340	0,1115	0,1342	0,1547

\* « ENC » est la valeur moyenne des entrées nettes de capitaux par an (en dollars courants ; source : FMI).

Le « ratio de revenu » est la valeur moyenne du revenu par tête (exprimé en dollars courants « internationaux ») en pourcent du revenu par tête des Etats-Unis au cours de la même année.

2) Le « revenu par tête initial » (*revenu*) est une approximation de  $y(0)$  ; il est défini comme le PIB par tête du pays en 1960, mesuré en « dollars internationaux » courants, c'est-à-dire évalué à l'aide de l'indice de parité de pouvoir d'achat calculé dans le cadre du Projet de comparaisons internationales de l'ONU ; il provient de Summers et Heston (1991), variable CGDP (n° 9). Dans le cas de l'Indonésie, *revenu* n'était pas disponible pour 1960, d'où le choix pour la valeur de l'année 1962.

3) Les données de *stock* d'éducation proviennent de la base de données de Barro et Lee (1993) disponible sur demande à la Banque mondiale (Projet croissance). Barro et Lee fournissent des données pour un large échantillon de pays sur la période 1960-85, avec une périodicité de cinq ans. On a testé la significativité statistique de toutes les variables fournies par Barro et Lee (plus de 30) ; la proportion des personnes âgées de plus de 25 ans et ayant fini leur éducation secondaire (*secomp*) était la variable la plus significative.

4) Les données de « taux de scolarisation secondaire » (*seced*) proviennent du *Rapport sur le développement dans le monde* de la Banque mondiale (divers numéros) ; la variable est définie comme le rapport entre le nombre de personnes de tous âges scolarisés au niveau secondaire et la taille de la population ayant l'âge de la scolarité secondaire (de 12 à 17 ans).

5) Les données sur le nombre de médecins par habitant (*phy*) proviennent également du *Rapport sur le développement dans le monde* ; pour chaque pays, c'est l'année la plus proche de 1960 qui a été retenue. Cette variable est l'inverse de la « population par médecin », dont les estimations sont fournies par la Banque mondiale : elle est utilisée comme approximation des niveaux de santé (qui contribuent au stock de capital humain) ;

6) Les données sur le nombre de révolutions et de coups d'état au cours d'une décennie (*rev*) proviennent de la base de données de Barro (1991).

7) Les taux de croissance du revenu par tête en « dollar international » sont calculés à partir de la base de données de Summers et Heston (1991), variable CGDP (n° 9).

#### RÉFÉRENCES

- Bagnai A. & S. Manzocchi (1996), « Unit Root Tests of Capital Mobility in the LDCs », *Weltwirtschaftliches Archiv*, 132, 3, 544-557, Kiel : Weltwirtschaftsinstitut.
- Barro R. (1991), « Economic Growth in a Cross Section of Countries », *Quarterly Journal of Economics*, 106, 407-445.
- Barro R. & J. Lee (1993), « International Comparisons of Educational Attainments », *Journal of Monetary Economics*, 32, 363-394.
- Barro R. & J. Lee (1994), *Sources of Economic Growth*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 40, 1-46.
- Barro R., G. Mankiw & X. Sala-i-Martin (1995), « Capital Mobility in Neo-classical Models of Growth », *American Economic Review*, 85, 1, 103-115.
- Barro R. & X. Sala-i-Martin (1995), *Economic Growth*, New York, McGraw-Hill.
- Benhabib J. & M. Spiegel (1994), « The Role of Human Capital in Economic Development. Evidence from Aggregate Cross-Country Data », *Journal of Monetary Economics*, 34, 143-173.
- Cohen D. (1994), « Foreign Finance and Economic Growth: An Empirical Analysis » in L. Leiderman & A. Razin (eds), *Capital Mobility: the Impact on Consumption, Investment and Growth*, 1994, Cambridge University Press, Cambridge UK.
- De Gregorio J. (1992), « Economic Growth in Latin America », *Journal of Development Economics*, 39, 59-84.

- De Gregorio J. (1993), *Credit markets and Stagnation in an Endogenous growth Model*, IMF PPA/93/13, FMI, Washington DC.
- Eichengreen B. (1990), *Trends and Cycles in Foreign Lending*, Mimeo, University of California at Berkeley.
- Ghosh A. & J. Ostry (1993), *Do Capital Flows Reflect Economic Fundamentals in Developing Countries?*, IMF Working Paper/93/94, FMI, Washington DC.
- Goldstein M. & M. Mussa (1993), *The Integration of World Capital Markets*, IMF Working Paper/93/95, FMI, Washington DC.
- Gundlach E. (1994), « Accounting for the Stock of Human Capital: Selected Evidence and Potential Implications », *Weltwirtschaftliches Archiv*, 350-373, Kiel, Weltwirtschaftsinstitut.
- Higgins M. & J. Williamson (1996), *Asian Demography and Foreign Capital Dependence*, NBER Working Paper N° 5560, NBER, Cambridge MA.
- Levine R. & D. Renelt (1992), « A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions », *American Economic Review*, 82, 942-963.
- Levine R. & S. Zervos (1993), « What Have We Learned about Policy and Growth From Cross-Country Regressions? », *American Economic Review*, 83, 426-430.
- Ljungqvist L. (1993), « Economic Underdevelopment. The Case of a Missing Market for Human Capital », *Journal of Development Economics*, 40, 219-239.
- Lucas R. (1990), « Why Doesn't Capital Flow From Rich to Poor Countries? », *American Economic Review*, 80, 92-96.
- Mankiw G., D. Romer & D. Weil (1992), « A Contribution to the Empirics of Economic Growth », *Quarterly Journal of Economics*, 107, 407-437.
- McKinnon R. (1980), « Exchange-Rate Instability, Trade Imbalances and Monetary Policies in Japan and the US », in P. Oppenheimer (ed.), *Issues in International Economics*, Oriel Press, Stocksfield UK, 225-250.
- Montiel P. (1993), *Capital Mobility in Developing Countries*, World Bank Policy Research Working Paper n° 1103, Washington DC.
- Reynolds L.G. (1986), *Economic Growth in the Third World*, Yale University Press, New Haven.
- Rodrik D. (1996), « Understanding Economic Policy Reform », *Journal of Economic Literature*, 34, 9-41.
- Sala-i-Martin X. (1994), « Cross Sectional Regressions and The Empirics of Economic Growth », *European Economic Review*, 38, 739-747.
- Sarel M. (1996), « Growth in East Asia », *IMF Economic Issues*, n° 1, FMI, Washington DC.
- Savvides A. (1991), « LDCs Creditworthiness and Foreign Capital Inflows: 1980-86 », *Journal of Development Economics*, 34, 309-327.
- Solow R. (1956), « A Contribution to the Theory of Economic Growth », *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.
- Summers R. & A. Heston (1991), « The Penn World Table (Mark 5) », *Quarterly Journal of Economics*, 106, 327-368.
- Tesar L. (1991), « Savings, Investment, and International Capital Flows », *Journal of International Economics*, 31, 55-78.
- Uzawa H. (1965), « Optimum Technical Change in An Aggregative Model of Economic Growth », *International Economic Review*, 6, 18-31.
- White H. (1980), « A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity », *Econometrica*, 50, 817-838.