

RAFIK BOUKLIA-HASSANE, NAJAT ZATLA(*)

Investissements directs étrangers, croissance et convergence : une approche empirique

1. POSITION DU PROBLEME.

Les politiques d'ajustement structurel recommandent des réformes économiques ayant pour but notamment d'améliorer la compétitivité d'un pays dans un contexte caractérisé par une régionalisation de l'économie, voire, sa mondialisation.

Ceci se traduit, particulièrement pour les pays en voie de développement caractérisés par une épargne interne insuffisante et une solvabilité externe très entamée, par la recherche d'une amélioration de leur capacité à attirer les investissements directs étrangers (IDE), ou ce que nous appellerons dans la suite leur attractivité, considéré désormais comme le moyen le plus sûr, voire, l'unique, de renouer avec la croissance.

L'IDE, source de croissance ? La question, bien qu'abordée par la littérature aussi bien au plan théorique qu'empirique, reste controversée et encore d'actualité.

L'objectif de ce travail est alors de construire un modèle intégrant l'investissement direct étranger aux nouvelles approches empiriques de la croissance et de le tester empiriquement.

Les nouvelles approches des théories de la croissance, initiées notamment par Romer (1986), Lucas (1988) et Rebello (1989), ont donné lieu à une vaste remise en cause du modèle de croissance néoclassique de Solow. A travers l'endogénéisation du taux de croissance de long terme de l'économie considéré jusque là comme exogène, les théories de la croissance endogène procédaient, d'une part, à un réexamen critique des déterminants de la croissance économique de long terme(1) et reformulaient, d'autre part, la question de la convergence des économies(2). (Barro (1991) et Barro et Sala I. Martin (1992).

Ainsi, et bien qu'il fut déjà considéré par certains économistes comme un facteur essentiel de croissance, le capital humain est redécouvert par ces nouvelles approches qui l'intègrent dans leur modélisation, à l'instar du capital physique, parmi les facteurs explicatifs de la croissance. Les conditions initiales de l'économie sont également considérées comme des déterminants de la croissance. Elles influencent tant la dynamique de l'économie que son équilibre de long terme(3) renouant incidemment avec l'approche marxiste de l'accumulation primitive du capital et jetant ainsi un pont entre la *macro-économie et l'économie* du développement.

Le deuxième apport de ces nouvelles approches de la croissance est la reconsidération de la question de la convergence des économies. Alors que le

modèle néoclassique de Solow, dans une interprétation première et probablement fallacieuse, semble prédire une convergence des économies, cette dernière est remise en cause par Romer (1997) pour qui la convergence (inconditionnelle) n'est pas un fait d'observation, la relation (décroissante) entre la vitesse de convergence d'une économie et son niveau initial n'étant pas significative.

Il est cependant difficile de considérer que ce résultat invalide empiriquement le modèle néoclassique. Dans celui-ci, rappelons-le, les économies convergent vers un état stationnaire où le produit par unité d'efficacité dépend de la croissance de la population active et de la technologie ainsi que du taux d'investissement en capital physique (et en capital humain s'il s'agit de la version augmentée de ce modèle). Ainsi, le modèle de Solow, et dans son interprétation à la Mankiw, Romer et Weil (dans la suite MRW (1988) prédit la convergence des économies vers un état stationnaire et non la convergence de ces économies vers le même état stationnaire lorsque les paramètres structurels, principalement le taux d'épargne, ne sont pas identiques dans les économies considérées. Le modèle ne prédit donc qu'une convergence conditionnelle ou une β -convergence. Bien plus, cette convergence conditionnelle peut s'accompagner, parfois, d'une accentuation des dispersions entre pays mettant alors en défaut la propriété de convergence (4).

Bien entendu, ces nouvelles approches empiriques n'ont été rendues possibles que par la disponibilité de bases de données sur l'économie mondiale et dont les deux pôles de référence sont les World Tables de la Banque Mondiale et la base de données de Summer-Heston (5).

Les premières estimations, parmi lesquelles le travail pionnier de MRW (1988) et de Barro (6), ont été réalisées sur des données en coupe transversale et partent parfois de l'hypothèse que les économies se trouvent sur leur trajectoire de croissance équilibrée. Ainsi que le fait remarquer Fischer (7), si cette hypothèse est vraisemblable pour les pays développés, elle est difficilement acceptable pour les PVD.

Il est alors vite apparu nécessaire de prendre en compte les différences entre les pays d'où le recours à des estimations sur des données en panels.

En nous inscrivant dans ces nouvelles approches empiriques, nous nous proposons, par une approche économétrique, de répondre à deux questions :

L'IDE est-il un déterminant significatif de la croissance des économies réceptrices ?

Dans quelle mesure la mobilité des capitaux affecte-t-elle leur convergence ?

Afin de dériver des spécifications simples, nous nous limiterons au cas où les taux d'épargnes sont exogènes.

2. DE L'OPPORTUNITE D'UNE ANALYSE EMPIRIQUE : UN PREMIER CONSTAT :

L'IDE peut affecter la croissance par différents canaux. En augmentant le stock de capital physique, i dynamique nouvelle au produit et par conséquent à la croissance. On peut s'attendre également à ce que la ponction sur les profits, en diminuant le revenu disponible, déprime l'investissement local. *Last but not least*, les effets externes ou *spillovers* que le capital étranger exerce sur le reste de l'économie, notamment sur le capital humain, peuvent être favorables à la croissance.

Ces influences diverses du capital étranger sur la croissance ne sont pas toutes sans ambiguïté et ce, aussi bien au plan théorique qu'empirique. Ainsi, dans le modèle de Solow simplifié, on montre, sous certaines hypothèses, que l'IDE évince, à long terme, le capital local. Par ailleurs il n'est pas déraisonnable de penser que le capital étranger accentue la concurrence interne au détriment de l'économie locale, moins compétitive.

S'agissant du capital humain, et bien qu'il soit généralement admis que l'IDE exerce un effet favorable sur son accumulation, certaines études empiriques montrent que la causalité est ambiguë et parfois même inversée dans le sens où c'est l'accumulation locale du capital humain qui "causerait" une plus forte attraction de l'investissement étranger(8). Ces considérations montrent alors toute l'importance d'une analyse empirique de la relation entre IDE et la croissance des économies.

Un premier calcul de corrélation entre le taux de croissance du capital étranger(9) et celui du produit, effectué sur un échantillon de 52 pays(10) et sur une période allant de 1980 à 1995, montre une relation positive entre ces deux variables :

	Pooling	Coupe transversale
coefficient de corrélation	0.14	0.37
nombre d'observations	903	52

On constate que la corrélation est positive et s'améliore lorsqu'elle est calculée sur des données regroupées en cross-section, conséquence naturelle d'un lissage qui atténue les fluctuations conjoncturelles.

Ces résultats sont confirmés par la régression du taux de croissance moyen du produit par pays sur le taux de croissance du capital étranger(11).

$$\left[\frac{\text{GDP}}{\text{GDP}} \right]_i = -0.043 + 0.54 \left[\frac{\text{FDI}}{\text{GDP}} \right]_i \quad R^2 \text{ ajusté} = 0.13$$

$< -1.3 >$
 $< 3.2 >$
Nobs = 57

Il importe néanmoins de remarquer que cette régression inconditionnelle n'intègre pas les variables conventionnelles généralement retenues pour expliquer la croissance telles que le taux d'investissement, la croissance démographique, les différences technologiques... Le R^2 est, en conséquence, très faible.

Dès lors, cette analyse doit être affinée tant par la détermination de l'effet direct, s'il existe, de l'IDE sur la croissance que par la recherche de différents canaux par lesquels cet effet pourrait transiter.

3. SPECIFICATION DU MODELE.

Pour déterminer l'effet de l'IDE sur la croissance, nous l'introduisons tout d'abord dans le modèle de croissance néoclassique de base. Nous désagrégeons alors le capital local en capital physique K et humain H . La fonction de production, pour une économie i dont on omettra l'indice, est une Cobb-Douglas à rendements constants par rapport à l'ensemble des facteurs de production mais à rendements décroissants par rapport aux facteurs accumulables.

La production se fait alors suivant :

$$Y = (K + K^e)^\alpha a H^\beta (A.L)^{1-\alpha} \quad (1)$$

où K^e représente le capital physique étranger. Le progrès technique A et le travail L sont supposés croître à des taux respectifs constants et exogènes g et n .

Nous intégrons, dans la spécification, un effet de taille

$$K' = b(K + K^e)$$

qui exprime la constance de la relation entre le capital étranger et la taille de l'économie approximée par son stock de capital. Cette relation s'exprime également par

$$K^e = a.K \quad \text{où } a = \frac{1}{1-b}$$

Nous faisons, par ailleurs, l'hypothèse que cet effet de taille est pris en compte par le producteur dans sa décision d'investissement. Dans ce cas, le taux d'intérêt r sera donné par :

$$r = \frac{dY}{dK} = \frac{d}{dK} [(1+a)^\alpha K^\alpha H^\beta (AL)^{1-\alpha}] = \alpha (1+a)^\alpha K^{\alpha-1} H^\beta (AL)^{1-\alpha} \quad (2)$$

La propension à investir le capital physique S_k , comme dans Solow (1956), est considérée comme exogène. Nous supposons qu'il en est de même pour la propension à investir le capital humain S_h . Ces rapports sont définis par :

$$s_k = \frac{I_k}{Y - r.K^e} \quad s_h = \frac{I_h}{Y - r.K^e}$$

Dans ces expressions, $Y - r.K^e$ représente le revenu disponible et le capital étranger K^e est supposé être rémunéré au taux d'équilibre donné r (12).

En exprimant les variables par unités de travail efficace :

$$y = \frac{Y}{AL} \quad k = \frac{K}{AL} \quad K^e = \frac{K^e}{AL} \quad h = \frac{H}{AL}$$

les équations (1) et (2) se réécrivent :

$$y = (1+a)^\alpha K^\alpha h^\beta \quad (1') \quad \text{et} \quad r = \alpha(1+a)^\alpha K^{\alpha-1} h^\beta = \alpha \frac{y}{k} \quad (2')$$

Les équations d'évolution du capital physique local et humain sont alors données par (13).

$$\left. \begin{aligned} K' &= s_k (y - \alpha k) - (n + g + \delta) k \\ h' &= s_h (y - \alpha k) - (n + g + \delta) h \end{aligned} \right\} \quad (3)$$

où δ représente la dépréciation du capital supposée constante et identique.

A l'état stationnaire, le niveau du capital physique et humain, par unité de travail efficient, est constant de sorte que le produit Y croît régulièrement au taux exogène constant $n+g$.

Dans cette version de notre modèle, nous constatons que la présence d'IDE ne modifie pas, au second ordre, le niveau stationnaire du capital physique et humain k^* et h^* dont les expressions, après substitution de (1') et (2') dans (3) sont :

$$k^* = \frac{1}{1-\alpha-\beta} \left\{ (1-\beta) \text{Log} s_k + \beta \text{Log} s_h - \text{Log} (n+g+\delta) + \text{Log} (1+a)^\alpha (1-\alpha) \right\}$$

$$h^* = \frac{1}{1-\alpha-\beta} \left\{ \alpha \text{Log} s_k + (1-\alpha) \text{Log} s_h - \text{Log} (n+g+\delta) + \text{Log} ((1+a)^\alpha (1-\alpha)) \right\}$$

et qui s'approximent respectivement par :

$$k^* = \frac{1}{1-\alpha-\beta} \left\{ (1-\beta) \text{Log} s_k + \beta \text{Log} s_h - \text{Log} (n+g+\delta) \right\}$$

$$h^* = \frac{1}{1-\alpha-\beta} \left\{ \alpha \text{Log} s_k + (1-\alpha) \text{Log} s_h - \text{Log} (n+g+\delta) \right\}$$

En effet, l'augmentation du produit qui résulte du capital étranger, $\Delta Y \simeq \alpha \alpha \cdot K^\alpha (AL)^{1-\alpha}$ compense approximativement la ponction des profits au taux d'intérêt en vigueur $rK^e = arK$ (14).

Par contre, l'existence de flux de capitaux étrangers modifie évidemment le niveau du produit y^* à l'état stationnaire dont l'expression, au second ordre, est :

$$\text{Log } y^* = \frac{1}{1-\alpha-\beta} \left\{ \alpha \text{Log} s_k^* + \beta \text{Log} s_h^* - (\alpha+\beta) \text{Log} (n^*+g+\delta) \right\} + \alpha \cdot a^* \quad (4)$$

Toutes choses égales d'ailleurs, celui-ci s'écrit :

$$\text{Log } y^* = \text{Log } y^f + \alpha \cdot a^*$$

où y^f est la valeur du produit à l'équilibre dans l'hypothèse d'une économie autarcique.

Qu'en est-il de l'influence de l'IDE sur le taux de croissance de l'économie ?

Le système (3), décrivant l'évolution des capitaux, linéarité au voisinage de k^* et h^* , admet deux valeurs propres négatives et possède donc une dynamique stable (15). On montre alors qu'au voisinage du point stationnaire, la dynamique, en logarithme, du produit réel par unité de travail efficient peut être approchée par :

$$\text{Log } y_t = -\lambda \cdot (\text{Log } y_t - \text{Log } y^*)$$

où λ est la valeur propre $(\alpha + \beta - 1) \cdot (n^* + g + \delta)$.

L'intégration de cette équation entre t_0 et $t = t_0 + s$ donne alors :

$$\text{Log } y_t - \text{Log } y_{t_0} = (1 - \exp(-\lambda s)) \cdot (\text{Log } y^* - \text{Log } y_{t_0})$$

En substituant l'expression de $\text{Log } y^*$ donnée par (4), nous déterminons le taux de croissance moyen du produit entre les dates t_0 et t (16):

$$\frac{1}{s} (\text{Log } y_t - \text{Log } y_{t_0}) = \frac{1}{s} (1 - \exp(-\lambda s)) \cdot \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \text{Log } s^* - \frac{1}{s} (1 - \exp(-\lambda s)) \cdot \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \cdot \text{Log } (n^* + g + \delta) - \frac{1}{s} (1 - \exp(-\lambda s)) \cdot \text{Log } y_{t_0} + \frac{1}{s} (1 - \exp(-\lambda s)) \cdot a^* \cdot \alpha \quad (6)$$

4. DONNEES ET METHODES D'ESTIMATION :

4.1. Données et définition des variables :

Dans la littérature sur les nouvelles approches empiriques de la croissance. Les tables de Summers et Heston, initiées en 1984 et régulièrement mises à jour, sont fréquemment utilisées. Elles le sont notamment dans le cas du travail pionnier de MRW (88), de celui de Islam (1995) ou encore de Knight-LoayzaVillanueva (1993).

Cependant, ces tables ne couvrant pas la période des années 90, nous avons été conduit à utiliser la base de données de la Banque Mondiale dans sa mise à jour de 1997.

L'échantillon des économie étudiées comprend 79 pays dont la liste figure en annexe. Il s'agit principalement de l'échantillon étudié par MRW (88) auquel nous avons soustrait les pays de l'OCDE ainsi que les pays pour lesquels les données sont manquantes.

L'analyse couvre la période 1980-1995, période au cours de laquelle s'amorce l'ouverture des pays de l'Est ainsi que celle des pays en développement centralement dirigés.

Afin de lisser les fluctuations conjoncturelles, nous avons été amenés à construire quatre sous période de 4 ans 1980-1983, 1984-1987, 1988-1991, 1991-1995.

La croissance économique est appréhendée à travers le taux de croissance du Produit Intérieur Brut (GDP) réel per capita. Ce dernier est observé pour les 5 dates : 1980, 1984, 1988, 1992 et 1995.

Le taux de croissance de la population n et le taux d'investissement en capital physique s_k par pays sont évalués comme moyenne de chaque sous-période. Du fait de l'indisponibilité des données, le taux d'investissement en capital humain s_h est considéré comme variable spécifique (ne dépendant pas du temps) et est évalué pour chaque pays comme sa moyenne temporelle sur l'ensemble de la période 1980-1995. Enfin, nous considérons deux variantes dans lesquelles l'attractivité est considérée alternativement comme variable spécifique puis comme variable dépendante du temps.

L'attractivité a_i , dans notre modèle théorique, est une variable spécifique à chaque pays. Elle a été définie par la relation

$$K_{it}^e = a_i K_{it} .$$

Cependant, cette variable n'est pas observable directement. Afin de l'estimer et d'examiner sa robustesse par rapport aux formes polynomiales de type :

$$K_{it}^e = a_i K_{it}^b$$

nous avons estimé l'équation :

$$\text{Log } K_{it}^e = \text{Log } a_i + b \text{ Log } K_{it} + u_{it}$$

Les résultats de cette régression montrent que le coefficient b n'est pas significativement différent de 1 de sorte que la forme linéaire est robuste par rapport aux spécifications alternatives considérées (17). Nous retenons alors comme valeurs de a_i la moyenne temporelle du rapport K_{it}^e / K_{it} .

Aux fins de comparaison, nous avons également considéré, comme annoncé plus haut, une spécification alternative où l'attractivité dépend du temps. Dans ce cas, celle-ci sera simplement définie par le rapport :

$$a_{it} = \frac{K_{it}^e}{K_{it}}$$

et variera dans le temps et suivant le pays.

La définition de l'attractivité, dans un cas comme dans l'autre, fait intervenir les stocks de capitaux physiques local et étranger, ce qui soulève le problème, souvent rencontré, de l'indisponibilité de ces données de stock. Pour surmonter cette difficulté plusieurs méthodes peuvent être envisagées :

i) on peut considérer le stock de capital K comme la somme cumulée des flux d'investissements I corrigés de la dépréciation δ du capital soit :

$$K_t = K_{t-1} (1 - \delta) + I_t$$

Cette méthode se heurte évidemment au problème d'évaluation du stock de capital initial (18).

ii) On peut, à l'instar de D. Cohen (19), extrapoler la valeur du stock de capital initial estimé pour un groupe de pays de référence pour lesquels on dispose de telles données (pays de l'OCDE, par exemple, à partir des tables de Summers-Heston) à un échantillon plus large.

L'hypothèse, contestable, sur laquelle repose cette méthode est la stabilité de cette équation lorsqu'elle est utilisée pour la prévision du capital initial d'un ensemble plus vaste de pays.

iii) On peut enfin contourner ce problème en approximant le capital, à un coefficient multiplicatif près, par le produit intérieur brut Y . Cette méthode a l'avantage d'évacuer le problème de détermination du stock de capital. Elle repose néanmoins sur l'hypothèse restrictive de constance du coefficient de capital Y/K (20).

Le taux d'investissement en capital physique, considéré comme exogène, est évalué, aux fins de simplification, comme rapport de l'investissement local au

produit intérieur brut. De ce fait, il n'intègre pas la ponction des profits par les capitalistes étrangers et l'équation à estimer sera la variante (6[~])(21).

Le taux d'investissement en capital humain est plus difficile à évaluer. A l'instar de la plupart des études empiriques sur les nouvelles approches de la croissance, celui-ci sera approché par le taux de scolarisation dans le secondaire (rapport entre la population en âge d'être scolarisée dans le secondaire)(22)

Comme nous ne disposons pas de série longue sur l'emploi, nous utilisons le taux de croissance de la population comme variable proxy de l'évolution de l'emploi et le GDP per capita comme indicateur proxy du produit par unité de travail.

Enfin, le taux de croissance de la technologie g et le taux de dépréciation du capital physique et humain δ sont considérés comme exogènes. Leur somme est fixée à 0,04.

42. Méthode d'estimation :

La disponibilité de données dans leur double dimension individuelle et temporelle permet d'utiliser les techniques d'estimation sur données en panel. Celles-ci ont pour avantage de prendre en compte les spécificités de chaque pays à l'aide de variables observables et individuellement spécifiques. Elles permettent également de distinguer les effets différenciés des variables inobservables, effets spécifiques au temps (time specific effect) ou à l'individu (individual specific effect).

Par ailleurs le nombre élevé d'observations les séries brutes que nous utilisons comprennent plus de 900 observations permet de réduire la multicolinéarité des variables.

Un modèle économétrique sur données en panel s'écrit en général :

$$y_{it} = \alpha_i + \mu_t + \beta x_{it} + u_{it}$$

où α_i représente l'effet des variables omises spécifiques au pays i et indépendantes du temps, μ_t l'effet des variables omises spécifiques au temps et indépendantes des individus et x_{it} les variables observables.

La difficulté d'estimation de ce type de modèle provient de la variabilité des paramètres α et μ . Une procédure d'estimation par MCO est, dans ce cas, inappropriée du fait qu'ignorant ces spécificités, elle introduit un biais d'estimation. Deux procédures d'estimation sont alors généralement envisagées.

La première (correspondante à un modèle à effets fixes) considère les effets spécifiques relatifs au pays ou au temps comme fixes. Dans ce cas, en centrant les différentes variables sur leur moyenne temporelle ou individuelle, on élimine le paramètre α_i ou μ_t et le modèle centré :

$$y^*_{it} = \beta X^*_{it} + u^*_{it}$$

peut alors être estimé par MCO.

Une limite de cette approche apparaît lorsque le modèle contient des variables observables spécifiques au pays ou au temps auquel cas il y a une multicolinéarité parfaite entre ces variables et les variables indicatrices.

La seconde approche (modèle à effets aléatoires) dépasse cette limite en considérant les effets spécifiques comme aléatoires soit :

$$\alpha_i + \alpha + v_i \quad \text{et} \quad \mu_i + w_i$$

Le modèle s'écrit :

$$y_{it} = \text{constante} + \beta X_{it} + (v_i + w_i + u_{it})$$

et peut alors être estimé par les moindres carrés généralisés en exploitant la structure particulière de la matrice de variance-covariance des termes d'erreurs. Néanmoins, cette approche repose sur l'hypothèse forte d'indépendance du terme d'erreur (qui intègre désormais les variables spécifiques) par rapport aux variables explicatives; ce qui impose de relativiser les résultats obtenus par une telle méthode **(23)**

5. PRESENTATION ET ANALYSES DES RESULTATS OBTENUS :

Cette section présente les résultats d'estimation de deux modèles différant par leur structure temporelle.

Le premier possède une dynamique simple puisqu'on ne retient que deux dates (1980 et 1995) avec une période d'une longueur égale à 15 ans. Un de ses intérêts est de permettre la comparaison avec les résultats obtenus par MRW (88) et Islam (1995) notamment.

Le second modèle introduit davantage de dynamique en considérant, comme nous l'avons annoncé plus haut, 4 sous périodes d'une longueur de 4 années chacune. Le tableau 1 présente les résultats d'estimation du premier modèle.

Tous les coefficients ont le signe attendu : un signe positif pour l'ensemble des variables hormis la croissance de la population qui est négativement reliée à la croissance du produit per capita. Les deux premières équations n'intègrent pas explicitement le capital étranger et sont reportées en vue de tester les propriétés usuelles du modèle de Solow avec capital humain. Dans celui-ci, il est attendu que la somme des coefficients du capital physique et humain soit l'opposé du coefficient du taux de croissance de l'emploi. Cette restriction est acceptée par le test de Fisher (Equation 1). De plus, lorsque nous contraignons la somme de ces trois coefficients à être nulle (Equation 3), les deux nouvelles variables introduites, pour ce faire, sont fortement significatives et cette restriction altère relativement peu les résultats d'estimation précédentes.

Tableau 1.

Equations	1	2	3	4	5	6
CONSTANTE	-1.43 <- 2.6>	-0.99 <- 1.2>	-0.86 <- 4.5>	-0.51 <-2.1>	-0.81 <- 1.0>	-0.52 <-2.1>
LGDPC0	0.88 <23.3>	0.83 <15.9>	0.89 <25.1>	0.83 <16.0>	0.82 <15.4>	0.82 <15.5>
LSK	0.50 <5.5>	0.52 <4.9>			0.54 <5.1>	
LSCHOOL	0.15 <2.5>	0.15 <2.4>			0.16 <2.6>	
LTXPOPI	-0.94 <- 3.9>	-0.88 <- 2.8>			-0.83 <- 2.7>	
LSK.LTXPOPI			0.52 <5.7>	0.54 <5.2>		0.55 < 5.4>
LSCH. LTXPOP			0.17 <2.9>	0.16 <2.8>		0.17 <2.9>
ATTRACTI					1.26 <1.7>	1.3 <1.8>
λ ESTIME			0.00733	0.0116		
α ESTIME			0.65	0.62		
β ESTIME			0.21	0.18		
R2 ajusté	0.98	0.95	0.98	0.95	0.95	0.95
F ($\theta_1 + \theta_2 = -\theta_3$)	1.29 <26%>	0.37 <54%>			0.13 <72%>	
Nbr. D'observation	79	52	79	52	52	52

* La variable dépendante Lgdpc représente le Log du GDP réel per capita en 1995.

* Lgdpc0 est le Log du GDP réel per capita en 1980,

* Lskm le Log du taux d'investissement moyen en capital physique calculé sur la période 1980-1995.

* Lshm est le Log du taux moyen de scolarisation dans le secondaire> ,

* Lndg est le Log de la croissance de la population augmenté de 0.04,

* Attract est le rapport de la somme cumulée des investissements étrangers sur la somme cumulée des investissements locaux,

* La vitesse de convergence α , est calculée à partir du coefficient de Lgdpc0 sur les régressions contraintes.

L'équation 3 permet également de discuter l'hypothèse de convergence des économies. Le coefficient du revenu per capita initial (en 1980) étant inférieur à 1, la propriété de convergence conditionnelle est manifestement vérifiée : les pays à faible revenu réel per capita tendent, toutes choses égales par ailleurs, à rattraper les pays riches. Lorsque ce coefficient est utilisé pour déterminer la vitesse de convergence des économies vers leur état stationnaire, celle-ci s'établit à 0.0073. De la sorte, les économies parcourent la moitié de la distance les séparant de leur état d'équilibre de long terme en 95 ans **(24)**.

Les équations contraintes permettent également de déduire une évaluation des paramètres α et β de la fonction de production. Lorsqu'ils sont évalués à l'aide de l'équation 3, ceux-ci s'établissent, respectivement, à 0.65 et 0.21. La valeur de α est légèrement surévaluée - indiquons, à titre de comparaison que MRW estiment ce paramètre à 0.48 pour 98 pays non producteurs de pétrole sur la période 1960-1985.

Avec les équations 2 et 4 qui ne diffèrent des deux premières que par la taille de l'échantillon - les pays de l'OCDE ayant été exclus -, la vitesse d'ajustement est plus élevée (0.0116) impliquant une demi-vie de 60 ans.

Les paramètres α et β qui s'en déduisent ne sont pas sensiblement différents de celles de l'échantillon précédent puisqu'elles s'élèvent respectivement à 0.62 et 0.18.

L'introduction du capital étranger ne modifie pas de façon notable l'estimation précédemment obtenue des variables conventionnelles conditionnant la croissance. Un résultat remarquable des régressions 5 et 6 est l'obtention d'une relation positive entre le taux de croissance de l'économie et son degré d'attractivité malgré une significativité relative à mettre au compte du mode de construction de ce dernier. Cependant, il y a également lieu de noter que le coefficient d'attractivité est surestimé par rapport aux prédictions du modèle théorique. La deuxième restriction que comporte l'équation (6'), à savoir l'égalité entre les coefficients du taux d'investissement log (s_k) (0.52) et celui de l'attractivité (1.3) est manifestement rejetée.

Pour prendre en compte la dimension temporelle des données, absente de l'ensemble des régressions précédentes (25) nous subdivisons la période d'estimation, ainsi qu'annoncé plus haut, en quatre sous-périodes de quatre ans. Les résultats obtenus sont reportés dans le tableau 2.

Les équations 1 et 2 réestiment, par les moindres carrés généralisés, le modèle de Solow augmenté en exploitant la structure temporelle des données et en prenant en charge les spécificités inobservables, considérées comme aléatoires, des économies. Un premier constat notable est que la restriction que ce modèle impose sur les paramètres est fortement vérifiée. La vitesse de convergence diminue légèrement - passant de 0.007 à 0.005 mais entraîne des valeurs plus raisonnables des paramètres de la fonction de production ($\alpha = 0.40$ et $\beta = 0.42$) indiquant un partage du revenu sensiblement égales entre le capital physique et humain.

Tableau 2.

Equations	Panel * 1	Panel * 2	Pooling 3	Pooling 4	Panel 5	Panel 6
CONSTANTE	-0.16 <- 1.9>	-0.17 <- 4.2>	0.064 <0.4>	0.053 <0.4>	0.10 <- 0.7>	0.08 <- 0.6>
LGDPCC	0.98 <99.3>	0.98 <99.9>	0.96 <69.5>	0.97 <69.0>	0.96 <61.7>	0.96 <62.9>
LSK	0.043 <2.3>		0.070 <3.5>	0.068 <3.4>	0.054 <2.5>	0.056 <2.6>
LSCHOOL	0.046 <2.9>		0.054 <3.4>	0.053 <3.4>	0.060 <3.4>	0.058 <3.3>
LTXPOP	-0.083 <- 1.8>		-0.036 <- 0.7>	-0.037 <- 0.7>	-0.009 <- 0.2>	-0.016 <- 0.3>
LSK-LTXPOP		0.043 <2.3>				
LSCH.-LTXPOP		0.046 <3.0>				
ATTRACT _t			0.36 <2.2>		0.38 <2.1>	
ATTRACT				0.30 <1.7>		0.31 <1.5>
λ ESTIME		0,0051				
α ESTIME		0,40				
β ESTIME		0,42				
R ² ajusté	0,99	0,99	0,99	0,98	0,98	0,98
Nbr. D'observation	327	327	218	218	218	218

Lorsqu'on ouvre le modèle sur l'investissement direct étranger (Equations 36), la relation positive précédente entre croissance et investissement direct étranger est confirmé; que l'attractivité soit considérée comme variant avec le temps (attract) ou spécifique au pays (attractm). Dans ce dernier cas, on note une légère diminution du niveau et du degré de significativité de cette variable. L'estimation par panel (équations 5 et 6) ne modifient pas sensiblement les estimations obtenues par MCO sur coupes transversales et séries temporelles mélangées (équations 3 et 4) **(26)**. Nous ne pouvons, cependant, en déduire que les différences inobservables entre les pays sont inessentiels. A ce titre, rappelons, de nouveau, que cette procédure d'estimation (avec *random effects*) repose sur l'hypothèse forte d'absence de corrélation entre les spécificités des pays et les variables explicatives du modèle.

Remarquons, enfin, que la surestimation du coefficient de l'attractivité se retrouve là encore dans l'ensemble des équations.

L'investissement direct étranger agit donc significativement sur la croissance des économies réceptrices. Qu'en est-il de son effet sur la vitesse de convergence de ces économies vers leur état stationnaire ? Autrement dit, l'ouverture des économies sur le capital étranger sous forme d'investissements directs permetelle aux pays pauvres (à faible niveau initial du produit réel par tête) de rattraper plus vite les pays riches *caeterus paribus*. Afin de tester l'impact du capital étranger sur la convergence (conditionnelle) des économies, nous avons réestimé l'équation (5) du tableau 1 après avoir subdivisé l'échantillon en deux sousgroupes de pays selon leur degré attractivité par rapport à la moyenne de l'ensemble des pays de l'échantillon. Les résultats de ces régressions sont reportés dans le tableau 3 (équations 1 et 2). La stabilité du paramètre X est remarquable, ce qui indique que les délais d'ajustement vers l'état stationnaire ne sont pas affectés, outre mesure, par la mobilité du capital étranger. En somme, le surcroît de croissance que la présence de capital étranger entraîne provient davantage d'une hausse du niveau stationnaire du produit que d'une accélération de la convergence vers cet état **(27)**.

Cette estimation suggère également une possible non linéarité de l'impact de l'IDE sur la croissance. Faiblement significative dans le cas du groupe de pays à faible niveau d'attractivité, la relation IDE-croissance redevient forte lorsqu'elle concerne les pays à niveau d'attractivité élevé, le t de student passant de 0.8 à 3.3 **(28)**.

Tableau 3.

Equations	Small 1	High 2	Afrique 3	AI et Carb 4
CONSTANTE	-1.45 <- 1. 0>	-0.63 <- 0. 7>	-2.65 <- 1. 9	-0.09 <- 0. 1>
LGDP _{CO}	0.83 <12. 0>	0.82 <8. 3>	0.90 <9. 5>	0.85 <10. 5>
LSK	0.51 <3.5>	0.48 <2.8>	0.23 <1.7>	0.80 <3.8>
LSCHOOL	0.13 <1.6>	0.27 <2.9>	0.17 <1.9>	0.07 <0.5>
LTXPOP	-1.06 <- 2. 1 >	-0.52 <- 1. 1 >	-1.15 <- 2. 3>	-0.75 <- 1. 6>
ATTRACTM	3.31 <0. 8>	3.35 <3. 3>	-0.77 <- 0. 6>	2.21 <1. 7>
R ² ajusté	0.94	0.96	0.95	0.94
Nbr. D'observation	31	21	23	19

Afin de contrôler la validité de cette proposition, l'équation a été réestimée successivement pour les pays du continent africain (considérés comme pays à faible attractivité) puis pour les pays d'Amérique latine (et Caraïbes). Les résultats obtenus (colonnes 3 et 4 du tableau 3) confirment l'impact différencié de l'attractivité sur la croissance. En effet, cette relation est significative dans le cas des pays d'Amérique latine à un seuil qui est sensiblement celui de l'estimation sur l'ensemble de l'échantillon **(29)**. Ce n'est pas le cas pour les pays africains pour lesquels l'effet de l'attractivité sur la croissance est très faiblement significatif (le t de Student est égale à -0.6). Bien plus, cet effet est affecté du mauvais signe **(30)**.

CONCLUSION :

Nous avons étudié, dans ce travail, l'effet de l'IDE sur la croissance en adoptant une démarche s'inscrivant dans les nouvelles approches empiriques de la croissance désormais dominantes.

Malgré la simplicité de la démarche et ses limites, nous avons pu établir, sous les hypothèses qui sont les nôtres, d'une part que l'IDE affecte positivement la croissance à long terme, et, d'autre part, que cette relation n'est pas linéaire, l'effet étant d'autant plus significatif que le niveau d'attractivité atteint est plus élevé.

L'étude économétrique qui nous a servi à quantifier cette relation a également montré que les prédictions du modèle théorique sous estiment l'influence de l'IDE sur la croissance.

Il est généralement admis que les flux d'IDE entrant sont d'autant plus importants que les conditions locales de leur valorisation sont favorables. Relier les IDE au niveau du produit par une relation

$$K^* = f(Y)$$

<+>

-ce qui a été, par ailleurs, appelé "effet de taille" **(31)** et qui justifie l'introduction de notre concept d'attractivité- est une façon de prendre en compte un aspect de ce problème.

Mais il serait, cependant, utile d'envisager également la relation causale inverse au sens où les IDE induisent un *learning-by-doing* affectant positivement l'évolution du capital humain local. Par la relation

$$H' = f(K^*)$$

<+>

l'IDE deviendrait de la sorte un des moteurs de la croissance. Alors, au-delà de l'effet direct qui seul a été pris en compte dans le modèle et qui explique la sous-estimation de son impact sur la croissance, l'IDE exercerait un effet indirect, transitant par le capital humain local, sur la croissance. Si les propriétés analytiques d'une telle construction sont assez bien établies, sa validation empirique se heurte, toutefois, au problème de définition et d'évaluation de ce type de capital humain.

ANNEXE

L'échantillon utilisé dans les régressions faisant intervenir le capital étranger comprend les 52 pays suivants :

Tableau

BIBLIOGRAPHIE

Barro R. J. : "Economic growth in a cross-section of countries" *Quarterly Journal of Economics* 1991, pp. 404-443.

Barro R.J. et J.W. Lee, : "International Comparisons of Educational Attainment" *Journal of Monetary Economics* 1993, pp. 363-394.

Barro R J. et X Sala. I. Martin, : "Convergence" *Journal of Political Economy* 1992, pp. 223-251.

Cohen D., : "Foreign Finance and Economic Growth" W.P Cepremap 1992.

De Gregorio J., : "Economic Growth in Latin America of Development Economics" 1992, pp. 59-84.

Fischer S.,: "Macroeconomics, development and Growth" *nber Macroeconomics annual* 1991, pp. 329-364.

Fischer S., : "The role of macroeconomic factors in growth" *Journal of Monetary Economics* 1993, pp. 485-512.

Haddad M. et A. Harrison : Are There Positive Spillover From Direct Foreign Investment ? Evidence From Panel Data for Morocco *Journal of Development Economics* 1993, pp. 51-74.

Islam S., : "Growth empirics : a panel data approach" Quaterly Journal of economics 1995, pp. 1127-1170.

Kholdis S., : "Causality Between Foreign Investment and Spillover Efficiency" Applied Economics 1995, pp. 745-749.

Knight M, N. Loayza et D.Villanueva, : "Testing the Neoclassical Theory of Economic Growth : a Panel Data Approach" IMF Staff Papers 1993.

Lucas R.E.Jr, : "On the mechanics of economic growth" Monetary Economics 1988, pp. 3-42.

Mankiw N. G, ROMER D, et WEIL D, : "A contribution to the empirics of economic growth" Quaterly Journal of Economies 1988, pp. 407-437.

Murphy K, Schleifer A, et Vishny R, : "Industrialisation and the big push" Journal of Political Economy 1989, pp. 1003-1026.

Rebello S, : "Long run policy analysis and long run growth" Journal of Political Economy 1991, pp. 501-521.

Romer P.M, : "Increasing return and long run growth" Journal of Political Economy 1986, pp. 1002-1037.

Romer P.M, : "Crazy explanations for the productivity Slowdown" NBER Macroeconomics Annual 1987.

Solow R.M, : "A contribution to the theory of économie growth" Quaterly Journal of Economics 1956, pp. 65-94.

SummersS. R, et Heston A, : "The Penn world tables (mark5) : An expanded set of international comparison, 1950-1988" Quaterly Journal of Economics 1991.

Zatla N, : "Investissemnts Directs Etrangers et Croissance Endogène" W.P Institut des Sciences Economiques d'Oran. 1998, p. 31.

Notes

(*) Groupe de Recherche en Macro-économie Appliquée. Institut des Sciences Economiques d' Oran.

(1) Fischer (1991) note dans ce contexte que «la nouvelle théorie de la croissance est retournée à des thèmes classiques dans l'économie du développement parmi lesquels le rôle de la technologie, du commerce international, du capital humain, des économies d'échelle ... » p. 330.

(2) Voir Barro (1991) ou Barro-Sala. I. Martin (1992).

(3) Cf. Murphy K, A. Schleifer et R. Vishny (1989).

(4) Cf. Barro-Sala. I. Martin (1992).

(5) Cf. Summer et Heston (1991).

(6) Voir Barro (1991) entre autres.

(7) Fischer (1991), p. 334.

(8) Cf. par exemple S. Kholdt (1995). Pour une analyse empirique, cf. Haddad et Harrisson (1993).

(9) Le taux de croissance du capital étranger dk^e/K^e est approximé par le taux d'investissement en capital étranger fdi/gdp . Ceci suppose que l'attractivité K^e/gdp est constante. (K^e = capital étranger ; gdp = produit intérieur brut ; fdi = investissement direct étranger).

(10) Les pays inclus dans cet échantillon figurent en annexe.

(11) Les chiffres entre parenthèses représentent les t de Student.

(12) De la sorte, le bénéfice rapatrié à chaque période par les entreprises étrangères est $rK^e = ark$, tandis-que leur investissement est $\Delta K^e = a(K_t - K_{t-1})$.

(13) Un point sur une variable indique sa dérivée par rapport au temps.

(14) En effet,

$$rk^e = ark = a\alpha(1 + a^\alpha k^\alpha (AL)^{1-\alpha})^{1-\alpha} \simeq a\alpha(1 + a\alpha K^\alpha (AL)^{1-\alpha})^{1-\alpha} \simeq a\alpha K^\alpha (AL)^{1-\alpha}$$

on néglige le terme aza^2 . Pour $a=0.1$ et $a=0.39$, celui-ci est de l'ordre de 0.001.

(15) Lorsque le capital physique et humain évoluent au voisinage de l'état stationnaire, leur dynamique est, en effet, approchée par :

$$\begin{aligned} K &= (n^* + g + \delta)(\alpha - 1) dk + \beta(n^* + g + \delta)(s^* K / s^* h) dh \\ h &= \alpha(n^* + g + \delta)(s^* h / s^* K) dk + (n^* + g + \delta)(\beta - 1) dh \end{aligned}$$

(16) Dans le cas où les taux d'investissement exogènes sont rapportés au revenu intérieur et non au revenu disponible, le dernier terme de l'équation <6> se modifie et cette dernière se réécrit :

$$\begin{aligned} \frac{1}{s} (\text{Log } y_t - \text{Log } y_{t_0}) &= \frac{1}{s} (1 - \exp(\lambda s)) \cdot \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \text{Log } s^* - \frac{1}{s} (1 - \exp(\lambda s)) \cdot \\ &\frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \text{Log } (n^* + g + \delta) - \frac{1}{s} (1 - \exp(\lambda s)) \cdot \text{Log } y_{t_0} + \frac{1}{s} (1 - \exp(\lambda s)) \cdot \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} a \end{aligned} \quad (6')$$

C'est cette spécification qui sera retenue dans la suite.

(17) L'équation a été estimée par LSDV <moindres carrées avec variables indicatrices> sur un panel de 208 observations calculées comme moyennes des variables sur les souspériodes définies plus haut. La valeur estimée de b est de 1.17 avec un écart-type égal à 0.08.

(18) Cette méthode est utilisée, par exemple, par Fischer (1993) qui approxime le capital initial (en 1960) par la somme cumulée des investissements sur les dix années précédentes. C'est cette méthode que nous utilisons pour évaluer le capital physique local et étranger en faisant l'hypothèse frustrée d'un capital initial nul en 1980.

(19) Cf. Cohen (1992)

(20) De Gregorio (1991), notamment, retient cette hypothèse dans son estimation des parts de la rémunération du travail et du capital dans le revenu national pour un groupe de pays latino américain. Appliquée à notre problème, cette méthode revient à définir l'attractivité, à un coefficient multiplicatif près, par $K_{it}^e = \alpha_i \gamma_{it}$ et où le coefficient de capital y sera incorporé dans le coefficient estimé de n_1 .

(21) Cf. Note p. 10.

(22) Notons qu'on dispose avec Barro-Lee (1993) d'indicateurs moins frustrés du capital humain mais néanmoins toujours contestables.

(23) Un exemple, devenu maintenant d'école est le traitement par MRW de la variable inobservable (non quantifiable) représentant la technologie, les institutions, la dotation en ressources... spécifique à chaque pays. Ces auteurs sont amenés à considérer que celle-ci n'affecte pas les autres variables conditionnelles (dont le taux d'investissement) déterminant la croissance, hypothèse difficilement soutenable mais techniquement nécessaire. Pour une discussion sur le sujet, voir Islam (1995).

(24) La durée de demi-convergence T est donnée par $T = -\text{Log} \langle 2 \rangle / \langle X \rangle$ où X est la vitesse de convergence.

(25) Rappelons que les équations précédant ne prennent en compte que deux dates et que les variables autres que le produit per capita sont calculées en coupe sur la période d'estimation.

(26) Ceci constitue pourtant l'argument fort des études du modèle de Solow par Islam (1995) ou Knight-Loayza-Villanueva (1993), lesquels auteurs utilisent, cependant, d'autres méthodes d'estimation pour prendre en compte les effets spécifiques.

$$g = \frac{1 - \exp(\lambda_s)}{T} (\text{Log } y^* / \text{Log } y_0)$$

(27) La relation relie le taux de croissance g du produit, le niveau stationnaire de ce dernier y^* et la vitesse de convergence X .

(28) Notre tentative de prendre en compte cette non linéarité par l'introduction d'un terme quadratique s'est avérée infructueuse.

(29) Un constat notable dans cette estimation est la non significativité du capital humain dans les pays d'Amérique latine. Cependant, il a toujours été difficile de faire apparaître un impact du capital humain sur la croissance pour ces pays. Cf. De Gregorio (1991).

(30) Remarquons, par contre, que le taux de croissance de la population possède un coefficient élevé et fortement significatif, la démographie étant un facteur important de freinage de la croissance dans ce continent.

(31) Cf. Zatlá N, (1998).