



Association Marocaine
de Sciences Economiques

www.amse.ma

Document de travail

AMSE WP N° 2010-06

**INVESTISSEMENT DIRECT ETRANGER, CAPITAL
HUMAIN ET CROISSANCE ECONOMIQUE :
ETUDE EMPIRIQUE EN DONNEES DE PANEL.**

Abdouni Abdeljabbar

Hanchane Hicham

**INVESTISSEMENT DIRECT ETRANGER, CAPITAL HUMAIN
ET CROISSANCE ECONOMIQUE :
ETUDE EMPIRIQUE EN DONNEES DE PANEL.**

Abdouni Abdeljabbar¹

Hanchane Hicham²

Résumé

Les pays en voie de développement multiplient les politiques incitatives d'investissements, afin de bénéficier le plus possible des retombées positives des « spillovers ». L'objectif de notre travail est de vérifier, premièrement, si l'impact de ces flux est automatique ou au contraire nécessite un certain nombre de conditions au sein des pays d'accueil. Deuxièmement, de vérifier d'une manière générale l'hypothèse de convergence conditionnelle dans le cas des pays en voie de développement.

Nous concluons que l'effet des IDE est positif sur la croissance économique des pays de notre échantillon, en revanche l'effet du capital humain est positif mais non significatif.

Mots clés : Investissement direct étranger, capital humain, croissance économique, modèle à erreurs composées, GMM.

1 - Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales, Settat.

2 - IURS, Université Mohammed V Suissi -Rabat

1- INTRODUCTION

Il existe, dans la littérature, une conception du transfert de la technologie¹ à travers les firmes multinationales selon laquelle la technologie de la firme se diffuse vers les entreprises locales ou à travers des externalités positives ou "spillovers" selon la terminologie de Blomström et al (2001). Ces "spillovers" opèrent à travers la rotation du personnel qualifié, de relation de sous-traitance ou de réduction des inefficacités productives ou à travers la concurrence. En fait, la présence de "spillovers" technologiques est confirmée par la corrélation positive entre IDE et indicateurs de productivité, établie par des études en coupes transversales (Blomström et Wolff (1994), Bertsek (1995) et Kokko (1994, 1996)) qui suggèrent que la présence des FMN génère une amélioration de l'efficacité productive². En plus de cet impact positif au niveau des entreprises, il existe un impact positif des IDE sur la croissance économique à long terme.

Ce type de gains n'est pas automatique, la qualité de la main d'œuvre ou le niveau de capital humain dans le pays d'accueil sont des facteurs essentiels qui permettent le transfert technologique et les gains de productivité. Borensztein et al (1998) concluent à un impact positif des flux de l'IDE sur la croissance économique des pays hôtes et surtout à une complémentarité entre ces flux et le capital humain. Pour les auteurs le capital humain est un facteur déterminant de la transmission des technologies dans la mesure où il détermine la capacité d'absorption des pays d'accueil. Ben abdallah et Meddeb (2001) déterminent un seuil à partir duquel les effets de l'IDE deviennent positifs dans le cas d'un échantillon de pays en voie de développement. Ainsi, en dehors des interactions entre IDE et indicateurs de productivités, il semble utile de pousser aussi l'analyse sur les facteurs qui conditionnent l'impact de l'IDE sur la performance technologique nationale (capital humain, apprentissage, rôle des institutions, ouverture ...) et qui illustrent les préalables au transfert technologique. Ces facteurs peuvent aussi conditionner, d'une manière générale, la convergence des pays en voie de développement et leur permettent de rattraper leur retard par rapport aux pays développés.

¹ Les incidences de cette évolution générale sur la formulation des politiques sont très larges : l'IDE étant devenu le principal mécanisme par lequel les pays s'intègrent dans l'économie mondiale, les décideurs des pays et des régions doivent analyser les relations économiques internationales de plus en plus sous l'angle de l'IDE et plus seulement, ni même principalement, sous l'angle du commerce. Cet aspect doit être pris en considération dans la formulation des politiques et des priorités nationales

² C'est la raison pour laquelle les pays essaient d'attirer l'investissement étranger. En invitant les multinationales à investir sur leur territoire, les pays espèrent avoir accès à des technologies qu'ils ne peuvent produire eux-mêmes. L'investissement direct étranger peut aussi permettre aux entreprises du pays d'accueil de réaliser des gains indirects de productivité.

L'objectif de ce travail est double, il cherche à déterminer à la fois l'impact des flux d'investissement direct étranger sur la croissance économique d'un échantillon de pays en voie de développement et le rôle du capital humain dans ce sens. Ensuite, à tester l'hypothèse de la convergence conditionnelle dans le cas de ces pays comme dans Barro et Sala-I-Martin (1995).

Selon l'une des hypothèses centrales des modèles classiques de croissance (cf. Barro 1997) les pays les plus pauvres croissent généralement plus vite que les pays les plus riches, et tendent par conséquent à les rattraper. Cette hypothèse implique que le taux de croissance du PIB réel doit être inversement corrélé au logarithme du niveau du PIB par tête de la première période (Barro et Sala-I-Martin (1995)).

Afin de vérifier cette hypothèse de convergence, nous introduisons le logarithme du niveau du PIB par tête de la première période parmi nos variables explicatives. Cette dernière variable est, par définition, constante dans le temps et endogène. Pour des raisons liées à l'identification de notre modèle, nous faisons recours à l'estimateur GMM de Arellano et Bover (1995). Cet estimateur tient en compte la corrélation qui existe entre certains régresseurs et l'effet individuel ainsi qu'avec la perturbation du modèle³ et permet de déterminer l'effet des variables constantes dans le temps. Afin de mettre en place l'estimateur GMM de Arellano et Bover (1995), nous enrichissons notre modèle par la prise en compte d'un certain nombre de variables explicatives exogènes qui peuvent être prises comme instruments. Ces instruments utilisés seront testés en faisant recours au test de Sargan.

La suite de ce travail se présente comme suit : un survol de la littérature concernant l'impact des investissements directs étrangers sur les économies des pays d'accueil est l'objet du deuxième point. Dans le point 3, nous complétons notre revue de la littérature par une synthèse des travaux qui prennent en considération le rôle du capital humain. Dans le point 4, nous présentons l'échantillon utilisé et les variables retenues. Ensuite, la présentation de la méthode d'estimation sera exposée dans le point 5. Enfin, dans le point 6, nous analysons les résultats obtenus.

³ L'économiste n'a pas besoin et aussi n'a probablement pas intérêt à faire l'hypothèse de l'indépendance des effets individuels avec les variables explicatives pour parvenir à une identification correcte des paramètres.

2- Investissement direct étranger et croissance économique : revue de littérature.

Les entreprises multinationales concentrent une bonne partie des technologies les plus avancées et c'est également au sein de ces entreprises que s'effectue la majeure partie du transfert de technologie. Le capital technologique des entreprises locales peut donc s'améliorer lorsque les entreprises multinationales prennent pied sur le marché. Ces dernières possèdent un avantage comparatif en terme de technologies nouvelles et de nouveaux modes d'organisations et de distributions, fournissent une assistance technique à leurs fournisseurs et clients locaux, et forment des travailleurs et des cadres qui seront peut être ultérieurement recrutés par les entreprises locales. Ces externalités vont alors améliorer le taux de croissance de la productivité globale des facteurs de ces pays. Ainsi, pour de nombreux pays en développement n'ayant pas un avantage technologique, l'implantation de technologie étrangère est un substitut ou complément au développement d'une activité de recherche nationale (Bertrand et Gouia (1998))⁴.

Berthélemy et Démurger (2000), établissent la présence d'une forte corrélation entre la croissance et ces investissements. La littérature sur la croissance endogène constitue le cadre analytique de référence des auteurs. L'estimation d'un modèle à équations simultanées confirme l'impact des IDE sur la dynamique de croissance des 24 provinces chinoises étudiées, que ce soit par l'augmentation du stock de capital ou par les transferts de technologie qui lui sont associés.

Ce rôle de l'investissement direct étranger est également mis en évidence par Ben Abdallah et Meddeb (2001). Les estimations du modèle de croissance montrent que les IDE ont été au cœur d'un processus cumulatif de diffusion d'externalités positives relativement au niveau du capital humain dans le cas de 60 pays en voie de développement. Les études au niveau des entreprises locales n'aboutissent pas toujours à un effet positif de l'IDE.

2-1 Impact significatif de l'IDE.

En ce qui concerne les études de l'impact des FMN sur la productivité des entreprises locales les résultats divergent. Les premières études économétriques ont été menées par Caves (1974), qui a étudié le secteur manufacturier en Australie, par Globerman (1991) qui s'est intéressé au secteur manufacturier canadien en utilisant des données en coupes transversales et enfin, par Blomström et Persson (1983), qui ont analysé les industries de transformation au Mexique. Bien que les

⁴ En deux décennies, la spécialisation des nouveaux pays industrialisés asiatiques a évolué de secteurs à contenu élevé en main-d'œuvre vers les secteurs plus intensifs en capital et technologie. Ce mécanisme semble être le résultat des externalités générées par les investissements directs étrangers de pays plus avancés techniquement, comme le Japon ou les Etats-Unis.

modèles, les variables et la qualité des données diffèrent d'un auteur à un autre, ils se sont accordés à prouver que les externalités provenant des IDE sont très bénéfiques pour les pays hôtes : la présence des firmes étrangères a un impact positif sur la productivité du travail.

Des études plus récentes ont démontré que les entrées des IDE permettaient d'améliorer la productivité des entreprises des pays d'accueil par l'intermédiaire des transferts technologiques. Blomström et Wolff (1994) ont constaté que la productivité des entreprises locales au Mexique augmentait plus rapidement, que l'écart de productivité par rapport aux filiales étrangères s'était rétréci à un rythme d'autant plus rapide que la part des filiales étrangères était élevée au départ et que l'écart de productivité était lui aussi élevé au départ. En se fondant sur un échantillon constant de 1270 entreprises manufacturières allemandes sur la période 1948-1988, Bertschek (1995) a pu conclure que les entrées de l'IDE avaient eu un effet positif et significatif sur les innovations en matière de produits et de procédés parmi les entreprises locales.

Giovanni et Dieter (2004) et Bouoiyour (2004) prennent en considération l'hétérogénéité qui existe au niveau de la productivité des entreprises locales et étrangères⁵. Les travaux de ces auteurs enrichissent le débat en se concentrant sur une importante cause déterminante des "spillovers" liés à l'IDE, à savoir l'avantage productif des sociétés étrangères sur les sociétés domestiques⁶.

En utilisant la méthode GMM de Blundell et Bond (1996), l'effet de l'écart technologique entre les firmes locales et étrangères s'avère positif sur la productivité des entreprises locales dans le cas des économies allemandes et italiennes. Dans le cas des industries manufacturières marocaines, Bouoiyour (2004) conclut aussi à un impact positif de l'écart technologique sur la productivité du travail au sein des entreprises locales contrairement à l'étude de Haddad et Harrison(1993).

2-2 Impact non significatif de l'IDE .

Haddad et Harrison (1993) ont examiné des données relatives à l'industrie manufacturière au Maroc pendant la période 1985-1989. Les auteurs ont montré que si la présence du capital étranger dans les industries de faible technologie conduit à observer des niveaux élevés de

⁵ Pour Giovanni et Dieter (2004), l'absence des effets de l'IDE dans le cas de l'économie marocaine, dans le travail de Harrison et Haddad (1993), ou l'économie du Venezuela, dans le travail de Aitken et Harrison (1999), est due essentiellement à une mauvaise mesure de la variable d'intérêt à savoir l'IDE qui ne prend pas en compte l'écart technologique entre les entreprises locales et étrangères.

⁶ Les FMN sont présentes surtout dans les régions développées où il existe déjà des entreprises locales productives, elles ne sont donc pas affectées par les effets de spillovers, alors que dans les régions sous développées l'écart technologique permet aux entreprises locales de bénéficier plus de la présence des FMN même si la concentration de ces dernières n'est pas intéressante.

productivité totale des facteurs⁷, l'analyse en dynamique montre que l'impact du capital étranger sur la productivité n'est pas évident. Dans ce sens, il n'y a pas de relation significative entre la croissance de la productivité dans les firmes domestiques et une présence étrangère plus grande dans le secteur manufacturier. Les auteurs expliquent ce phénomène par le fait que les « spillovers » technologiques tendent à disparaître sous les effets de distorsion de la politique commerciale : les firmes étrangères sont loin derrière les firmes marocaines en termes de croissance de productivité sur les marchés protégés. Ainsi, l'effet de l'IDE est limité, car l'écart technologique est important.

De même, Aitken et Harrison (1999) ont utilisé les données de 4000 entreprises appartenant aux industries de transformation au Venezuela, couvrant la période 1976-1989. Les auteurs n'ont trouvé aucune évidence qui soutient l'existence des « spillovers » technologiques émanant des investissements directs étrangers. Bien que la part du capital étranger soit corrélée positivement avec la productivité des petites entreprises qui emploient moins de 50 salariés, la présence du capital étranger affecte négativement des firmes totalement domestiques les plus productives.

Cette présence de « spillovers » technologiques controversée sur le plan empirique, a été aussi confirmée par Kokko (1994, 1996) pour le cas de l'économie mexicaine. Ce dernier a suggéré que les grands écarts technologiques entre les firmes étrangères et locales freinent les effets externes et que les FMN n'ont aucun intérêt à laisser leur technologie se diffuser.

Les études empiriques menées par Blomström et al (2001) sont en accord avec le fait que les investissements directs sont un vecteur important, peut-être même le plus important pour le transfert de technologie vers les pays en développement. Ces travaux s'accordent aussi sur le fait que l'importance du transfert technologique réalisé via les investissements directs varie en fonction des caractéristiques du secteur industriel et du pays d'accueil. Pour Kokko (1990) ces caractéristiques agissent d'une manière significative sur le niveau d'importation des technologies de la filiale de la société mère et surtout, permettent de tirer bénéfice des retombées technologiques. Ainsi, une main-d'œuvre instruite et un niveau minimum de capital humain ont largement influencé la quantité de technologie exportée de sociétés américaines vers leurs filiales réparties dans 32 pays.

⁷ Etant donné que les entreprises locales tentent de s'adapter et de tendre vers les frontières d'efficience.

3- Rôle du capital humain.

La relation entre le capital humain et l'investissement direct étranger est double. Le capital humain est un facteur de localisation des IDE des entreprises multinationales et joue également un rôle dans les retombées des transferts de technologies sur la croissance des pays hôtes.

Sur la base des travaux empiriques qui ont identifié l'effet positif de la présence d'IDE sur la productivité locale, certains auteurs ont utilisé des « proxies » de capital humain, parmi les variables explicatives. Caves (1974) a utilisé la qualité du travail (rapport entre la masse salariale des employés locaux et américains). Globerman (1991) s'est servi des données sur le salaire moyen dans les filiales étrangères, et les employés de sexe masculin qui ont un troisième niveau d'éducation comme des mesures alternatives de la qualité du travail dans chaque branche d'activité. Blomström (1986) a employé une « proxy » de la qualité de travail mesurée par le rapport entre le travail non manuel (intellectuel) et manuel dans chaque secteur. En ce qui concerne les travaux au niveau macro-économique, essentiellement, Borensztein et al (1998) et Berthélemy Démurger (1998) ont utilisé le taux d'inscription au niveau secondaire. Les résultats confirment le rôle joué par le capital humain au travers de son effet positif et significatif sur la productivité domestique.

Au-delà des modèles traditionnels qui supposent que les retombées technologiques sont exogènes et automatiques et ne dépendent d'aucun mécanisme de transmission, l'endogénéisation des « spillovers » repose, au contraire, sur les préalables au transfert technologique qui dépendent des caractéristiques générales du pays hôte (capital humain, formation, apprentissage, rôle des institutions, aptitude technologique...).

Dans ce sens, Wang (1990) a remis à jour le modèle de Findlay (1978) en supposant que l'IDE est plutôt attiré par un pays où prévaut une forte rentabilité du capital, qui est doté d'une main-d'œuvre qualifiée et qui dispose d'un système d'innovation développé et structuré. Il a montré que l'IDE favorise à son tour l'accumulation du capital humain dans les pays d'accueil, et fait donc augmenter le taux de croissance économique de long terme. Dans un modèle dynamique à deux pays, il a étudié les interactions entre croissance, changement technologique et mouvements internationaux de capitaux. L'auteur a ainsi mis en évidence, d'une part, l'importance de l'accumulation du capital humain comme facteur d'attrait des capitaux étrangers et, d'autre part, la contribution de l'entrée des flux d'IDE à haute technologie dans l'accroissement des agrégats macro-économiques et du bien-être social dans le pays d'accueil.

En effet, l'existence d'aptitudes technologiques et d'un stock de capital humain conditionne l'assimilation du savoir-faire dans les pays d'accueil, qui leur permet l'assimilation de technologies étrangères. Pour les PVD, l'accumulation du capital humain et le développement des activités

d'apprentissage sont indispensables pour qu'ils puissent bénéficier au mieux des retombées positives des flux d'IDE sur la croissance.

Cantwell (1989) souligne que « les externalités sont plus susceptibles d'apparaître dans les régions ayant eu un avantage technologique dans le passé, c'est-à-dire qui ont une base technologique endogène qui ne demande qu'à être stimulée. L'impact est d'autant plus grand que les firmes locales sont capables d'assimiler les nouvelles technologies ». En effet, Cantwell (1989) a examiné les réponses des firmes domestiques à la présence des FMN américaines dans le marché européen entre 1955 et 1975. Il a constaté que l'impact positif le plus important sur la technologie locale est observé au sein des firmes qui ont une grande tradition technologique. Il conclut que les effets externes sont plus importants dans l'industrie où l'écart technologique est faible.

Dans le reste de ce travail, l'objectif est de vérifier empiriquement ces résultats dans le cas d'un échantillon de pays en voie de développement. Nous proposons d'estimer un modèle à erreurs composées en utilisant la méthode GMM de Arellano et Bover (1995) qui permet un meilleur contrôle de l'hétérogénéité non observée, de contrôler la corrélation entre les régresseurs et la perturbation du modèle et de déterminer l'impact des variables constantes dans le temps.

4- Méthode d'estimation.

Le modèle à erreurs composées s'écrit comme suit :

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \gamma f_i + \alpha_i + \varepsilon_{it} \text{ avec } E(\varepsilon_{it} / X_{it}) = 0$$

$$E(\varepsilon_{it}) = 0, E(\varepsilon_{it}^2) = \sigma_\varepsilon^2, E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{js}) = 0 \text{ si } t \neq s \text{ ou } j \neq i; E(\varepsilon_{it}\alpha_i) = 0 \quad \forall i, t, j.$$

X_{it} est l'ensemble des régresseurs qui varient dans le temps et f_i est l'ensemble des régresseurs constants.

Les estimateurs utilisés dans ce cas de figure sont, l'estimateur « within » et l'estimateur des moindres carrés généralisés. L'inconvénient de ces estimateurs est qu'ils ne permettent pas de prendre en compte la corrélation des régresseurs avec l'effet individuel ainsi qu'avec l'erreur idiosyncratique du modèle. L'estimateur qu'on propose dans ce travail est l'estimateur GMM de Arellano et Bover (1995) qui permet de surmonter toutes ces limites et de fournir des estimateurs plus robustes.

Les auteurs ont proposé une méthode d'estimation permettant d'obtenir des estimations convergentes, lorsque certains régresseurs ne sont que faiblement exogènes. C'est-à-dire lorsque seules leurs valeurs passées et éventuellement présentes sont sans corrélation avec les perturbations ($E(\varepsilon_{it} / X_{i\tau}) = 0 \quad \forall \tau \leq t$).

Arellano et Bover (1995) supposent qu'il y a un sous ensemble de variables X_1 et un sous ensemble de variables X_2 . Ensuite un sous ensemble de variables f_1 et un sous ensemble f_2 .

X_1 sont non corrélées avec α_i .

X_2 sont corrélées avec α_i .

f_1 sont non corrélées avec α_i .

f_2 sont corrélées avec α_i .

Les auteurs supposent par la suite que parmi ces sous ensembles de variables, il existe des variables strictement exogènes et des variables faiblement exogènes. Ils supposent que parmi X_1 et X_2 on a :

X_{1A} Variables strictement exogènes.

X_{1B} Variables faiblement exogènes.

X_{2A} Variables strictement exogènes.

X_{2B} Variables faiblement exogènes.

Le modèle de départ se réécrit comme suit :

$$y = X_{1A}\beta_{1A} + X_{1B}\beta_{1B} + X_{2A}\beta_{2A} + X_{2B}\beta_{2B} + f_1\gamma_1 + f_2\gamma_2 + w$$

avec $w = \alpha + \varepsilon$

Pour estimer ce modèle, Arellano et Bover (1995) proposent tout d'abord d'appliquer la transformation suivante :

$$\tilde{y}_{it} = \sqrt{\frac{T-t}{T-t+1}} \left(y_{it} - \frac{1}{T-t} (y_{i,t+1} + y_{i,t+2} \dots + y_{iT}) \right) \text{ pour } t=1, \dots, T-1, \text{ et}$$

$$\tilde{y}_{iT} = \bar{y}_i \text{ pour } t=T$$

Celle-ci consiste donc à substituer aux $(T-1)$ premières observations la différence à la moyenne des $(T-t+1)$ observations (le modèle est exprimé en écarts aux moyennes futures), et à remplacer la $T^{\text{ième}}$ observation par la moyenne des T observations relatives à l'individu i ⁸.

⁸ Pour plus de détail voir l'annexe 1.

4-1 L'estimateur GMM.

L'estimateur GMM repose sur la minimisation de la somme des carrés des résidus après transformation du modèle par la matrice d'instruments⁹ :

$\frac{1}{N} \mathcal{E}' Z_{AB} (\hat{V}_N)^{-1} Z_{AB}' \mathcal{E}$, on peut écrire

$$\frac{1}{N} (\bar{A}y - \bar{A}W\delta)' Z_{AB} (\hat{V}_N)^{-1} Z_{AB}' (\bar{A}y - \bar{A}W\delta)$$

$$\bar{A} = I_N \otimes A, W = X_{it} \otimes f_i \text{ et } \delta = (\beta, \gamma)$$

Avec (\hat{V}_N) comme estimateur convergeant de la matrice de covariance des moments. La minimisation de la fonction critère donne l'estimateur suivant :

$$\hat{\delta} = \left[W' \bar{A}' Z_{AB} (\hat{V}_N)^{-1} Z_{AB}' \bar{A} W \right]^{-1} W' \bar{A}' Z_{AB} (\hat{V}_N)^{-1} Z_{AB}' A W Y$$

Avec $\hat{V}_N = \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^n Z_{ABi}' \hat{\mathcal{E}}_i \hat{\mathcal{E}}_i' Z_{ABi} \right]$ qui représente la matrice des moments.

Cet estimateur est basé sur un ensemble d'instruments choisis à partir de nos variables explicatives, afin de tester la validité de ces instruments, on fait recours au test de Sargan (voir l'annexe 2).

5- Echantillon d'analyse et variables.

Notre échantillon est composé de pays en voie de développement. Le choix s'est fait en fonction des sources statistiques disponibles. Les données utilisées dans notre estimation sont issues de la Banque Mondiale (CD du World Development Indicators 1999). Après nettoyage des données, nous obtenons un échantillon qui comprend 30 pays¹⁰ observés sur la période allant de 1982 à 1997¹¹. L'objectif de cette étude empirique est de vérifier l'impact des flux d'IDE sur le taux de croissance de ces pays et de tester leur convergence en prenant en considération le rôle du capital humain.

En toute rigueur, il conviendra de faire apparaître, dans notre spécification économétrique, un indicateur de capital humain afin de mesurer le stock de savoir-faire des pays étudiés. En suivant Borensztein et al (1998), nous avons utilisé les données des taux de scolarisation au niveau

⁹ Voir l'annexe 1 pour la définition de la matrice d'instruments.

¹⁰ Liste des pays dans l'annexe 3.

¹¹ La période choisie nous semble pertinente, car le boom des IDE s'est fait dans les pays en voie de développement à partir du milieu des années quatre-vingt.

secondaire. Cette spécification est par ailleurs enrichie par la prise en compte d'autres variables censées aussi expliquer la croissance économique dans les pays en voie de développement. Il s'agit des exportations, de la formation brute du capital fixe et du taux de croissance de la population.

Afin de vérifier cette hypothèse de convergence conditionnelle des pays de notre échantillon, on enrichit notre modèle empirique par l'introduction du logarithme du niveau du PIB par tête de la première période "LPP". La variable explicative "LPP" est, par définition, constante dans le temps et endogène. Pour des raisons liées à l'identification de notre modèle et en suivant Hausman et Taylor (1981), nous introduisons deux variables, une variable qui varie dans le temps et une variable constante dans le temps dont on est sûr de leur exogénéité. Il s'agit du logarithme de la superficie de chaque pays étudié "LSU" et de la variable (TAG) qui représente le taux de croissance des terres agricoles cultivables. Cette dernière est considérée comme une –proxie- de la production agricole dans les pays de notre échantillon.

Ainsi, nos estimations porteront sur l'approximation de l'équation suivante :

$$PIB_{it} = \beta_1 IDE_{it} + \beta_2 KH_{it} + \beta_3 FB_{it} + \beta_4 EX_{it} + \beta_5 PL_{it} + \beta_6 TAG_{it} + \gamma_1 LPP_i + \gamma_2 LSU_i + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

Où α_i est l'effet individuel, qui peut être fixe ou aléatoire, ε_{it} est le résidu du modèle.

IDE_{it} , EX_{it} , FB_{it} mesurent respectivement les parts des investissements directs étrangers, des exportations et de la formation brute du capital fixe dans le produit intérieur brut.

KH_{it} est le taux de scolarisation au niveau secondaire.

PL_{it} est le taux de croissance de la population.

TAG_{it} est Le taux de croissance des terres cultivables.

LPP_{it} est le logarithme du niveau du PIB par tête de la première période.

LSU_{it} est le logarithme de la superficie de chaque pays de notre échantillon.

Avec de telles variables explicatives, l'identification du modèle dans un cadre où l'hypothèse restrictive de l'indépendance des effets individuels est écartée, on fait recours à la méthode GMM.

6- Flux d'IDE et convergence économique : cas des pays en voie de développement.

Le modèle qu'on propose d'estimer contient des variables constantes dans le temps, afin de déterminer leurs effets et prendre en considération la corrélation qui existe entre certains régresseurs et, à la fois, l'effet individuel et l'erreur idio-sincraticque du modèle, on va proposer un certain nombre d'instruments et tester par la suite leur légitimité. Premièrement, on propose trois différentes spécifications. Deuxièmement, on fait recours au test d'Hausman afin de tester la

légitimité des instruments proposés dans chacune de ces spécifications. Troisièmement on va appliquer la méthode d'estimation GMM exposée ci-dessus sur la spécification valide.

6-1 Discussion autour des instruments utilisés à partir de nos données.

En suivant Hausman et Taylor (1981), on suppose que l'ensemble des variables explicatives est non corrélé avec les perturbations du modèle $E(\varepsilon_{it}/X_{it})=0$. En revanche parmi nos variables explicatives, on suppose qu'il existe des variables endogènes (IDE, EX, KH, FB et LPP), corrélées avec l'effet individuel $E(\alpha_i/X_{it})\neq 0$, qu'il faut instrumenter en prenant les variables PL, TAG et LPP comme instruments.

L'IDE n'est pas exogène, afin d'investir à l'étranger il faut qu'un certain nombre de facteurs soient réunis, il s'agit de facteurs internes à la firme et des facteurs relatifs aux pays d'accueil. Le caractère endogène du niveau du capital humain est confirmé par une littérature abondante sur le sujet (Dessus (2000)). Par ailleurs, l'exportation dépend des capacités des pays et de la demande sur le marché mondiale. Enfin, l'endogénéité des variables FB et LPP est incontestable.

Considérons à présent la spécification du modèle. Nous nous intéressons plus particulièrement au caractère endogène des variables (IDE, KH, EX et LPP) et du caractère exogène des variables (TAG, LSU et PL). Afin d'identifier précisément la nature de ces régresseurs, nous postulons les trois spécifications suivantes :

Spécification 1 :

$\mathbf{X}_1 = \text{TAG, PL} ; \mathbf{X}_2 = \text{IDE, EX, KH, FB}, \mathbf{f}_1 = \text{LSU} ; \mathbf{f}_2 = \text{LPP}$

Spécification 2 :

$\mathbf{X}_1 = \text{IDE, EX, KH}; \mathbf{X}_2 = \text{TAG, PL, FB}, \mathbf{f}_1 = \text{LSU} ; \mathbf{f}_2 = \text{LPP}$

Spécification 3 :

$\mathbf{X}_1 = \text{TAG, PL} ; \mathbf{X}_2 = \text{IDE, EX, KH, FB}, \mathbf{f}_1 = \text{LPP} ; \mathbf{f}_2 = \text{LSU}$

La première spécification est celle qui nous semble la plus plausible à priori, IDE, EX, KH, FB, LPP sont prises comme endogènes et ne sont pas utilisées comme instruments dans le calcul des estimateurs IV, excepté les déviations de IDE, EX, KH, FB par rapport à la moyenne (WIDE, WEX, WKH, WFB). La spécification 2 sert à vérifier le caractère endogène des variables (IDE, EX, KH, FB), et la spécification 3 sert à vérifier l'endogénéité de la variable (LPP). Afin d'évaluer la légitimité des instruments correspondants aux spécifications retenues, on fait recours au test de Hausman (1981). L'estimateur s'écrit comme suit :

$$Q_H = (\hat{\beta}_{VI} - \hat{\beta}_{within})' [\widehat{V}(\hat{\beta}_{VI}) - \widehat{V}(\hat{\beta}_{within})]^{-1} (\hat{\beta}_{VI} - \hat{\beta}_{within})$$

Cette statistique suit une loi de Khi-Deux à n avec $n = k_1 - g_2$ degrés de liberté. Pour chaque spécification, on compare l'estimateur IV en utilisant les instruments de Hausman et Taylor (1981) à l'estimateur « within ». Ce test nous permet d'évaluer les instruments de Hausman et Taylor (1981) et de vérifier s'ils sont corrélés avec l'effet individuel.

Les résultats de ce test sont donnés dans le tableau (1) suivant :

Tableau 1 : Résultats du test de Hausman.

SPECIFICATIONS	TEST DE HAUSMAN	NOMBRE DE DEGRE DE LIBERTE
Spécification (1)	0,962	1
Spécification (2)	9,487	2
Spécification (3)	13,747	1

Notes.

Spécification 1 : TAG, PL et LSU exogènes ; IDE, EX, KH, FB et LPP endogènes.

Spécification 2 : IDE, EX, KH et LSU exogènes ; TAG, PL, FB et LPP endogènes.

Spécification 3 : TAG, PL et LPP exogènes ; X_2 = IDE, EX, KH, FB et LSU endogènes.

Les nombres de degrés de libertés sont associés à la statistique de test χ^2 .

Le tableau ci-dessus donne les résultats des statistiques de test de Hausman correspondant aux spécifications 1, 2 et 3. On remarque que le test de Hausman conduit à l'acceptation de la spécification 1. Par contre, l'exogénéité des variables IDE, KH et EX est rejetée (spécification 2) au même titre que l'exogénéité de la variable LPP (spécification 3). Les instruments de la spécification 1 sont, par conséquent, légitimes et c'est les résultats d'estimation de cette spécification qui sont retenus.

6-2 Estimation du modèle par la méthode GMM.

Afin de tenir compte de la corrélation entre les régresseurs et la perturbation du modèle ε_{it} , en suivant Arellano et Bover (1995), on va décomposer nos variables en variables strictement et faiblement exogène. On suppose que la variable pluviométrie (TAG), qui est une variable non corrélée avec l'effet individuel, est strictement exogène. En revanche, la population (PL) qui est sans corrélation avec l'effet individuel est supposée faiblement exogène par rapport à la

perturbation du modèle. En ce qui concerne les variables (IDE, KH, EX et FB) qui sont corrélées avec l'effet individuel, on va les supposer faiblement exogènes par rapport à ε_{it} .

Les instruments de Arellano et Bover (1995) utilisés dans le cas de notre modèle sont les suivants :

La variable pluviométrie (TAG) observée dans chaque date est un instrument car elle est supposée strictement exogène.

Les observations courantes et retardées des variables (PL, IDE, KH, EX et FB), car juste les valeurs passées de ces variables sont non corrélées avec l'erreur idio-sincraticque ε_{it} . Les variables IDE, KH, EX et FB sont prises comme instruments car avec la transformation A^+ l'effet individuel est éliminé.

Les variables constantes dans le temps (LSU et LPP), LPP est retenu aussi comme instrument car l'effet individuel est éliminé avec la transformation A^+ .

Enfin les variables (TAG et LSU) sans corrélation avec l'effet individuel et strictement exogènes constituent des instruments pour la dernière observation exprimée en moyenne.

L'estimation de notre modèles par la méthode GMM, en utilisant les instruments cités ci-dessus nous donne les résultats exposés dans le tableau suivant :

Tableau 2 : Résultat d'estimation par la méthode GMM.

VARIABLES	MCO	Test de Student	GMM	Test de Student
Capital humain	0,018	(1,554)	0.064	1.024
IDE	0,373	(2,547)	0.353	2.009
Exportations	-0,008	(0,745)	0.064	2.393
Population	-0,144	(0,421)	1.524	2.824
FBCF	0,163	(5,123)	0.132	2.943
LPP	0,679	(2,415)	-0.292	0.046
LSU	0,138	(0,863)	1.198	1.025
TAG	0,05	(3,303)	0.178	1.471
Constante	0,376	(1,036)	-2.189	1.721
Test de Sargan			17.749	-

Notes.

Périodes : 1982-1997.

Nombres d'observations : 480 (30 pays, 16 années).

La variable dépendante est le taux de croissance du PIB.

L'estimation GMM est représentée par la spécification :

TAG est sans corrélation avec α_i et ε_{it} , PL est sans corrélation avec α_i mais corrélée avec ε_{it} , LSU est sans corrélation avec α_i , IDE, EX, KH, FB sont corrélées avec α_i et avec ε_{it} et LPP est corrélée avec α_i .

Il faut noter tout d'abord que le test de Sargan permet d'affirmer que les instruments choisis sont valides. A partir de ces résultats d'estimation, on peut constater que les effets des variables explicatives ont les signes attendus. L'effet de nos variables de contrôle, l'exportation, la formation brute de capital fixe et la population est positif et significatif. En ce qui concerne l'effet du taux de croissance des terres agricoles cultivables (TAG) il n'est pas significatif comme chez Harrison (1996).

Concernant les IDE, on peut avancer qu'une augmentation du ratio de IDE / PIB de 1% implique une augmentation de 0,353% du taux de croissance du PIB, ce qui souligne l'importance de la politique d'ouverture au capital étranger et le rôle moteur de l'IDE dans le processus de croissance des pays en voie de développement. Notons tout d'abord que ce résultat confirme les conclusions de quelques études économétriques qui ont été menées sur le sujet.

Ainsi, Ben Abdallah et Meddeb (2001) concluent sur un panel de 61 PVD observés entre 1983-1997 à un lien positif entre les flux entrants de l'IDE et la productivité totale des facteurs.

Si l'effet de l'IDE paraît important, c'est parce que la présence de firmes étrangères sur le marché local accroît le niveau de productivité dans le secteur où elles sont implantées. Dans ce contexte, la disparité entre valeur ajoutée étrangère et domestique disparaît quand la présence étrangère dans le secteur augmente. Et cela ne peut que renforcer l'hypothèse d'existence d'externalités positives permises par l'IDE. L'existence de telles externalités a été mise en évidence dans des travaux utilisant des données longitudinales sectorielles.

En effet, des études du secteur manufacturier de pays comme l'Australie, le Canada et le Mexique ont permis à Aitken et Harrison (1993) de montrer que la présence des IDE a un impact positif sur la productivité des firmes locales et plus généralement sur la croissance de ces pays.

Le paramètre correspondant à la variable capital humain est non significatif. Un meilleur contrôle de l'hétérogénéité non observée, dans le cas de l'estimation par GMM, fait que les effets positifs de l'accumulation du capital humain s'annulent dans les pays en voie de développement. Cette absence d'effet positif du capital humain sur les économies des pays de notre échantillon, peut être, premièrement, un handicap qui empêche ces derniers de bénéficier pleinement des avantages de l'IDE. Deuxièmement, cela peut décourager les firmes multinationales qui ont une capacité productive plus grande que les entreprises locales et qui véhiculent des technologies de production efficaces de s'implanter sur le pays d'accueil. Un niveau de capital humain élevé et de meilleure qualité¹² accroît la capacité d'absorption des nouvelles technologies et diminue le coût d'imitation des idées découvertes ailleurs (Nelson et Phelps (1986)).

¹² Dans un travail plus récent de Romer (2000), la croissance est déterminée par la qualité des moyens mis en œuvre dans la R&D non pas simplement par les dépenses qui lui sont affectées. Cet aspect a son importance car les incitations visant à favoriser la R&D peuvent être inefficaces si elles n'encouragent pas

En effet, l'effet des IDE peut ne pas suivre le même sentier sur le long terme. La croissance des pays en voie de développement n'est pas tout simplement l'affaire des seuls investisseurs étrangers. Pour que cet effet puisse engendrer une croissance générique, le niveau du capital humain et les autres infrastructures de l'économie doivent jouer pleinement leur rôle.

Afin de rendre compte du taux de convergence, nous avons introduit le logarithme du niveau du PIB par tête de la première période (LPP). Cette variable est censée traduire la capacité des pays en voie de développement à rattraper leur retard technologique par rapport aux pays développés. En ce qui concerne le signe de la variable (LPP), il est négatif, mais son effet n'est pas significatif, ce qui confirme l'absence d'une convergence absolue comme chez Solow (1956) : les pays les plus pauvres croissent généralement plus vite que les pays les plus riches, et tendent par conséquent à les rattraper (voir Barro (1997), p 19). Ce résultat rejoint celui de Barro et Sala-I-Martin (1995) : pour 119 pays les auteurs ne trouvent aucun lien entre le taux de croissance du PIB de 1965 à 1985 et le logarithme du PIB par tête de 1965. Cela confirme l'hypothèse de la convergence conditionnelle. Afin que les PVD rattrapent leur retard par rapport aux pays développés ou afin d'avoir un effet significatif de l'IDE sur la croissance économique, ces pays d'accueil doivent disposer d'un certain nombre de conditions entre autres un niveau minimum de capital humain. En effet, en parallèle aux politiques d'ouvertures adoptées par les PVD, il faut que ces pays mettent en place des politiques qui renforcent les capacités humaines, améliorent le niveau du capital humain ainsi que le niveau technologique du pays d'accueil. Ces mesures permettent aux entreprises locales de pouvoir absorber les technologies étrangères transférées par l'intermédiaires des entreprises multinationales, par le biais desquelles les écarts technologique pourront, naturellement, être réduits à long terme.

un plus grand nombre de chercheurs et d'ingénieurs à développer de nouvelles idées. Ces mesures doivent être complétées par des politiques en matière d'éducation visant à améliorer ou à subventionner non pas simplement la demande mais plutôt l'offre de ressources mises en œuvre dans la recherche.

7-CONCLUSION

Tout au long de ce travail, nous avons essayé de vérifier l'impact des flux d'IDE sur la croissance des PVD ainsi que le rôle que joue le capital humain dans ce sens et de tester l'hypothèse de la convergence conditionnelle de ces pays. Afin de vérifier cette dernière hypothèse et en suivant Barro et Sala-I-Martin (1995), on a introduit le logarithme du niveau du PIB par tête de la première période, qui est une variable constante dans le temps, parmi les variables explicatives. Pour identifier l'effet de cette variable et les autres variables qui varient dans le temps, on a fait recours à la méthode d'estimation GMM de Arellano et Bover (1995). Cette dernière prend en considération la corrélation qui existe entre certains régresseurs avec, à la fois, l'hétérogénéité non observée et l'erreur idio-sincratic. Afin d'avoir des estimations robustes on a essayé, dans ce travail, de choisir des bons instruments parmi les variables explicatives. On a aussi proposé trois spécifications différentes, chacune présente un nombre d'instruments différents. Pour évaluer la légitimité des instruments correspondant à ces trois spécifications on a fait recours au test de Hausman. Nos estimations portent sur un échantillon de pays en voie de développement.

Dans un premier temps on a estimé notre modèle sur l'ensemble de l'échantillon, les résultats montrent un impact positif et significatif de l'IDE contrairement à l'effet du capital humain. Sachant la complémentarité qui existe entre ces deux dernières variables, les pays pauvres doivent auparavant accumuler un niveau minimum de capital humain pour que l'IDE joue pleinement son rôle comme facteur de croissance. Concernant l'effet du logarithme du niveau du PIB par tête de la première période, il est non significatif confirmant ainsi l'hypothèse de la convergence conditionnelle des PVD comme dans Barro et Sala-I-Martin (1995).

Annexe 1 :

Matriciellement, cette transformation peut s'écrire ainsi :

$$\tilde{Y} = AY \text{ où } A = \begin{pmatrix} A^+ \\ \frac{1}{T}e_T \end{pmatrix}$$

avec

$$A^+ = \text{diag}\left(\frac{T-1}{T}, \frac{T-2}{T-1}, \dots, \frac{1}{2}\right)^{1/2} \times \begin{bmatrix} 1 & -\frac{1}{T-1} & \dots & -\frac{1}{T-1} & -\frac{1}{T-1} & -\frac{1}{T-1} \\ 0 & 1 & -\frac{1}{T-2} & \dots & -\frac{1}{T-2} & -\frac{1}{T-2} \\ \vdots & & & & & \\ 0 & & & 1 & -1/2 & -1/2 \\ 0 & & & & 1 & -1 \end{bmatrix}$$

L'application de A^+ permet de calculer les observations en différence aux moyennes futures et $\left(\frac{1}{T}e_T\right)$ permet de calculer les moyennes. Cette transformation permet à la fois de :

- Eliminer l'effet individuel.
- Elle conserve la non auto-corrélation des erreurs idio-sincraticues. En effet, même si chacune des perturbations transformées ε_{it}^+ dépend de $(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it+1}, \dots, \varepsilon_{iT})$, leur auto-corrélation est nulle : $\text{cov}(\varepsilon_{it}^+, \varepsilon_{is}^+) = 0, \forall t \neq s$, pour $t, s = 1, \dots, T-1$.
- La dépendance de $A^+ \varepsilon_{it}$ aux seules observations courantes et futures de ε_{it} .

Les instruments de Arellano et Bover de la $(T-1)$ premières observations sont :

X_{1A} et X_{2A} dans chaque date sont des instruments car elles sont strictement exogènes. X_{2A} est retenu comme instrument car la transformation A^+ fait éliminer l'effet individuel.

Les observations courantes et retardées de X_{1B} et X_{2B} , car juste les valeurs passées de ces variables sont non corrélées avec l'erreur idio-sincraticue ε_{it} .

Les variables constantes dans le temps pour identifier γ . f_2 est retenu aussi comme instrument car l'effet individuel est éliminé.

Enfin pour la dernière observation exprimée en moyenne seules les variables à la fois sans corrélation avec l'effet individuel et strictement exogènes constituent des instruments.

Ainsi, compte tenu des hypothèses posées sur $(X_{1A}, X_{1B}, X_{2A}, X_{2B}, f_1, f_2)$, l'ensemble d'instruments suivants est valide :

$$Z_{AB} = \begin{pmatrix} Z_{ABi1} & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & Z_{ABi2} & & & \\ \vdots & 0 & \ddots & & \\ 0 & & & Z_{ABiT-1} & \\ 0 & 0 & & & \bar{Z}_{ABi} \end{pmatrix}$$

avec $Z_{ABit} = (X_{1Ai}^* X_{1Bi,1\hat{a}t} X_{2Ai}^* X_{2Bi,1\hat{a}t} f_{1i} f_{2i})_{t=1, \dots, T-1}$.

Où, X_{1A}^* et X_{2A}^* représentent la juxtaposition des observations à chaque date des variables strictement exogènes; $X_{1B,1\hat{a}t}$ et $X_{2B,1\hat{a}t}$ correspondent à la juxtaposition des observations courantes et retardées des variables faiblement exogènes; enfin, f_1 et f_2 correspondent aux variables pouvant être corrélées avec les effets individuels, mais strictement exogènes par rapport à ε_{it} .

En effet, les $T-1$ premières équations du modèle sont exprimées en différence à la moyenne, de sorte que les effets individuels en sont éliminés. Par conséquent, toutes les variables strictement exogènes par rapport à ε , X_{1A}, X_{2A}, f_1, f_2 sont, quelque soit t , non corrélées avec les perturbations de ces équations. Il en est de même des valeurs courantes et passées des variables faiblement exogènes ($X_{1B,1\hat{a}t}, X_{2B,1\hat{a}t}$), puisque la transformation effectuée ne fait dépendre la nouvelle perturbation ε_{it}^+ que des valeurs courantes et futures de ε_{it} .

Par ailleurs, pour la dernière équation qui est en niveau, seules les variables à la fois sans corrélation avec les effets individuels et strictement exogènes constituent des instruments valides :

$$\bar{Z}_i = (X_{1Ai}^* f_{1i}).$$

Annexe 2 : La validité des instruments : test de Sargan.

La convergence des estimateurs est basée sur la non corrélation entre les variables instrumentales et les perturbations.

H0 = pas de corrélation de Z_{AB} avec l'erreur idio-sinratique.

H1 = absence de non corrélation de Z_{AB} avec l'erreur idio-sinratique.

Pour ces différents estimateurs, le test de validité du choix des instruments et donc de bonne spécification du modèle est le test de Sargan. Le test de Sargan nous permet de tester H0 contre H1 en utilisant la statistique suivante :

$$Q = \hat{\varepsilon}' Z (\hat{V}_N)^{-1} Z' \hat{\varepsilon},$$

$Q \rightarrow \chi^2_{p-k-1}$, p désigne le nombre de colonnes dans la matrice des instruments et k , le nombre de variables explicatives. La bonne spécification du modèle est rejetée dès que Q est supérieure au Khi-deux ($p-k-1$) correspondant au seuil de significativité défini.

Annexe 2 : Liste des pays de notre échantillon

AFRIQUE	ASIE	AMERIQUE LATINE
Algérie	Inde	Chili
Congo-République	Indonésie	Colombie
Egypte	Israël	Costa Rica
Ghana	Corée du Sud	Equateur
Maroc	Malaisie	Salvador
Niger	Pakistan	Jamaïque
Nigeria	Philippines	Mexique
Sénégal	Singapour	Paraguay
Tunisie	Sri Lanka	Venezuela
	Thaïlande	Guatemala
	Turquie	

BIBLIOGRAPHIES.

Aitken B J and Harrison E (1999) « Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment ? Evidence from Venezuela » The American Economic Review. Volume 89 Issue 3 pp 605-618.

Amemiya T and MaCurdy T E (1986) « Instrumental-Variable Estimation of an Error-Components Model », *Econometrica*, Volume 54, Issue 4, July, Pages 869-880.

Arellano M and Bover O (1995) « Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models », *Journal of Econometrics*, Volume 68, Issue 1, July, Pages 29-51.

Barro R et Sala-I-Martin X (1995), « La croissance économique », Mc Graw Hill, Ediscience.

Barro R J (1991) « Economic Growth in a Cross Section of Countries », *Quarterly Journal of Economics*, Volume 106, Issue 2, May, Pages 407-443.

Barro R J (1997) « Les facteurs de la croissance économique : une analyse transversale par pays » *Economica*.

Blomström M and Kokko A (1995), « Foreign Direct Investment and Politics : The Swedish Model », Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper: 1266, November, Page 36.

Blomström M and Kokko A (1997) "Multinational corporations and spillovers" *Journal of Economic Surveys*, Volume 12, Issue 3, pp 247-277.

Ben Abdallah A et Meddeb F (2001) « Interaction entre IDE, capital humain et croissance dans les pays émergents », dans « Ouverture et développement économique » Boudiaf.M et Siroën J.M Paris *Economica* 2001.

Berthélemy J C and Démurger S (2000) « Foreign Direct Investment and Economic Growth : Theoretical Issues and Empirical Application in China » *Review of Development Economics*. (12), Octobre, pages 145-170.

Bertrand P et Gouia M (1998) « Investissements directs étrangers et développement industriel méditerranéen », *Economica*.

Bertschek I (1995) « Product and Process Innovation as a Response to Increasing Imports and Foreign Direct Investment », *Journal of Industrial Economics*, Volume 43, Issue (4), pages 341-357.

Blomström M and Kokko A (1996) « The Impact of Foreign Direct Investment on Host Countries : A Review of the Empirical Evidence » Policy Research Working Paper 1745. Washington DC : World Bank.

Blomström M and Persson H (1983) « Foreign Investment and Spillover Efficiency in an Underdeveloped Economy : Evidence from Mexican Manufacturing Industrie » *World Development*. Volume 11 Issue (6) p 12-39.

Blomström M and Wang H (1992), « Foreign investment and technology transfer », *European Economic Review*, Volume 36, Issue (3), Juin (1992), pp 45-70.

Blomström M and Wolff E (1994) "Multinational corporations and productivity convergence in Mexico" dans Baumol W, Nelson R et Wolff E (eds) : *Convergence of Productivity: Cross National studies*. Oxford, Oxford University Press.

Blomström M Gliberman S and Kokko A (2001) « The Determinants of Host Country Spillovers from Foreign Direct Investment : A Review and Synthesis of the Literature, in : Pain,

Nigel ed. "Inward Investment, technological change and growth : The impact of multinational corporations on the UK economy" Houndmills, UK, New York.

Borensztein E, De Gregorio J and Lee J-W (1998), "How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?" *Journal of International Economics*. Volume 45, Issue 2 pp 115-135.

Bostworth B P and Collins S M (1999) "Capital Flows to Developing Economics : Implications for Saving and Investment" *Brookings Papers on Economic Activity* : 1, Brookings Institution, p 143-169.

Cantwell J (1989) "Technological Innovation and Multinational Corporations" Oxford Cambridge, Mass : Blackwell, 16-23.

Caves R (1974) "Causes of direct Investment : Foreign Firms, Shares in Canadian and United Kingdom Manufacturing Industries" *Review of Economic and Statistics*, Volume 56, Issue 3 pp 279-293.

Chan W (2000) "FDI and Economic Growth in Taiwan's Manufacturing Industries" in Takatoshi et Krueger : *The Role of FDI in East Asian Economic Development*, Chicago and London : Chicago University Press. 349-366.

Chuang H and Chei-Mei J (1999) « FDI , R&D and Spillovers Efficiency : Evidence from Taiwan's Manufacturing Firms" *The Journal of Development Studies*. Volume 35 Issue (4) pp 117-137

Giovanni P and Dieter U (2004), "Catching-up to Foreign Technology ? Evidence on the "Veblen-Gerschenkron" Effect of Foreign Investments. NBER Working paper No 10893.

Globerman S (1991), "Foreign Direct Investment and 'Spillover' Efficiency Benefits in Canadian Manufacturing Industries", *Canadian Journal of Economics*, Volume 12, Issue (1), pp 42-56.

Globerman S and Shapiro D (2002), « The Impact of Government Policies on Foreign Direct Investment : The Canadian Experience », *Journal of International Business Studies*, Volume. 30, Issue 3, Pages 513-532.

Gurgand M (2000), « Sait-on mesurer le rôle économique de l'éducation? (Human Capital Empirics: Is There a Micro-Macro Puzzle ? With English summary.), *Revue Française d'Economie*, Volume 15, Issue 2, October, Pages 121-156.

Haddad M and Harrison A (1993) "Are the Positive Spillovers From Direct Foreign Investment ? : Evidence From Panel Data for Morocco", *Journal of development Economics*, Volume 42, Issue 2 pp 51-74.

Hausman J A (1978), « Specification Tests in Econometrics», *Econometrica*, Volume 46, Issue 6, Pages 1251-1271.

Hausman J A and Taylor W E (1981), « Panel Data and Unobservable Individual Effects», *Journal of Econometrics*, Volume 16, Issue 1, May, Page 155.

Hsiao C (1986) "Analysis of panel Data", Cambridge University Press.

Hymer A (1960) "The International Operations of National Firms : A study of Direct Foreign Investment, PHD Thesis (publiée en 1976, MIT Press).

Kokko A (1994), "Technology, Market Characteristics and Spillovers", *Journal of développement Economics*, Volume 43, Issue 5 pp : 279-293.

Kokko A (1996), "Productivity Spillovers from Competition Between Local Firms and Foreign Affiliates". *Journal of International Development*. Volume 8 Issue 4 pp 517-530.

Lipsey R E (1991) "Foreign Direct Investment in the US and US trade", NBER Working Paper n°3623.

Mody A and Wang F-Y (1997) "Determinants of Industrial Growth in Coastal China, 1986-1989" The World Bank Economic Review. Volume, 11 Issue 2, pp 293-325.

Sevestre P (2002) "Econométrie des données de panel" Durod, 235 p.

Solow R (1956), « Technical Change and the Aggregate Production Function », Review of Economics and Statistics, Volume 39, Issue 3, august, P. 312-320.

World Investment Report 1999 "Foreign Direct Investment and the Challenge for development" CNUCED, Genève 1999

Wang W (1990) "Growth, Technology Transfer, and the Long-run Theory of International Capital Movements", Journal of international economics, Volume 29, Issue 8 pp 255-271.