

**Séminaire FEMISE - DEFI - Institut de la Méditerranée  
Aix en Provence, 7-8 Juillet 2009**

**Financements extérieurs, productivité et convertibilité du  
compte de capital : Application au cas de la Tunisie<sup>1</sup>**

**Présenté par**

Sami Mouley, ESSEC - Université de Tunis

Jamal Bouoiyour, CATT - Université de Pau

**1. Introduction**

L'attractivité des investissements étrangers, directs et de portefeuille, constitue en Tunisie une stratégie primordiale de financement du déficit extérieur courant et de la croissance. Mais bien que l'économie nationale ait connu un afflux massif des investissements directs internationaux ces dernières années en raison de l'ampleur d'opérations de privatisations ou de plans de type debt equity swap, sa position relative s'est sensiblement dégradée eu égard aux insuffisances du climat des affaires, aux dysfonctionnements de l'environnement du secteur privé et surtout des perspectives limitées du marché interne qui ont sensiblement réduit les conditions d'attractivité.

---

<sup>1</sup> Contribution au Femise Research Program, Research Project N°FEM 32-04 intitulé "Dynamique des investissements, mutations sectorielles et convertibilité du compte de capital : impacts des mesures de libéralisation et expériences comparées Tunisie - Maroc" Août 2008. Avec les contributions de Sami Mouley (ESSEC - Université de Tunis), Rafik Baccouche (FSEG - Université de Tunis El Manar), Jamal Bouoiyour (CATT - Université de Pau) et Hatem M'Henni (ESSEC - Université de Tunis). La contribution technique de la partie tunisienne a en outre fait l'objet d'un article publié par Mouley, S et Baccouche, R dans l'ouvrage collectif "Attractivité, Compétitivité et financement de la croissance en Tunisie: nouveaux enjeux, nouveaux débats" Actes des 1ères Rencontres Economiques Internationales de Tunis, Mouley, S et Gilles, Ph eds., Imprimerie Officielle de la République Tunisienne, Tunis 2009.

Au niveau des investissements de portefeuille, leur faible voire marginale contribution au financement de l'activité économique est notable en raison du sous-développement des marchés des titres. Dans le même temps, et malgré les acquis réalisés à travers les réformes mises en œuvre au cours de la période passée, certaines protections et rigidités subsistent. Le secteur productif reste très encadré par l'Etat. La concurrence s'intensifie, que ce soit avec les pays de l'Europe de l'Est, ou encore l'Asie, notamment pour le secteur textile.

Autant de tendances qui recèlent des signes patents de vulnérabilités potentielles, qu'ils s'agissent de la faible élasticité de l'emploi mais surtout de l'insuffisance des investissements privés, domestiques mais aussi étrangers qui se présente comme le véritable frein au financement futur de la croissance. Pour autant, se pose aujourd'hui avec beaucoup plus d'acuité la question d'une concrète dynamisation des mouvements internationaux de capitaux alors que la Tunisie n'accueille qu'une très faible part des flux de financements à destination des économies émergentes. En effet, force est de constater que face à la concurrence internationale en matière de flux de financements, les investissements étrangers restent contraints par la lenteur de certaines réformes attendues, et surtout celles touchant la convertibilité du compte de capital. Dans le même temps, une réflexion en profondeur sur les déterminants des investissements domestiques s'impose de par les mutations des formes de spécialisations sectorielles pouvant générer des effets productivité importants.

Plusieurs travaux de recherches ont abordé des thématiques ayant trait (i) à la complémentarité entre investissements étrangers et investissements domestiques (Agosin M.R., and Mayer R, 2000) (ii) aux effets endogènes de la croissance générés par les investissements (Casero P.A, Varoudakis, A 2004) (iii) aux impacts sur les modalités de financement externe des stratégies de libéralisation des comptes de capital dans les économies émergentes (Edison.H.J et alii, 2002; Eichengreen, B, 2001, Eichengreen B et Wyplosz C, 2001; Eichengreen .B et D. Leblang, 2002) (iv) aux problèmes de gouvernance et d'environnement institutionnel liés aux climats des affaires (Globerman, S et Shapiro, D, 2002, Henisz J.W, 2000, Stiglitz.J, 2000).

En particulier, concernant la région euro-méditerranéenne, plusieurs études<sup>2</sup> ont globalement abordé des analyses fort utiles sur les déterminants des investissements et leurs impacts sur la croissance et le développement, les effets des mésalignements des taux de change sur la réallocation des flux d'investissements directs étrangers, l'évaluation de la structure et l'évolution de long terme des investissements publics, les modalités de financement de la croissance, les déterminants des IDE dans une logique de croissance économique et enfin les potentiels de soutenabilité des déficits publics et de la dette extérieure.

Dans le même temps, plusieurs arguments traditionnels militent en faveur des IDE comme conduits incontestables de transferts technologiques (Findly, R 1978). Le modèle de Findlay a été élargi pour établir des liens théoriques entre l'afflux des IDE et la croissance du capital humain domestique (Wang, J 1990), l'acquisition de R&D par les entreprises domestiques (Fosfuri, A et al. 2002,) ou la rotation du facteur travail (Glass, A and Saggi, K 2002, a-b). Néanmoins, les évidences empiriques relatives au transfert technologique restent ambiguës (Haddad, M and Harrison, A 1993, Aitken, B and Harrison, A 1999).

Dans la lignée des modèles de croissance endogène où l'accent est plutôt porté sur le rôle du capital humain comme déterminant de la croissance économique (Lucas, R, 1988 et Romer, P 1990), l'approche développée dans ce travail élargit le modèle de croissance endogène de Ehrlich, I et al.,1994 en incorporant des externalités au niveau de la formation du capital des entreprises, tels que le niveau technologique, les méthodes de management ... permettant d'accroître la productivité des facteurs de production. En particulier, le transfert technologique (même dans le cadre des effets de spillovers) n'est pas unilatéral ni même automatique mais plutôt un processus coûteux en termes d'apprentissage pour les firmes domestiques.

---

<sup>2</sup> cf. à ce titre Femise Research Program (Berthomieu, C et alii, 2004, 2006; Neaime, S et alii, 2004 ; Sekkat, K, 2004).

Utilisant un large panel d'entreprises tunisiennes du secteur manufacturier, le travail présenté suggère de nouvelles évidences paradoxales quant au fait que les IDE, en contribuant probablement à accroître le taux de croissance à long terme de la productivité des firmes domestiques agissant dans le même secteur d'activité, peuvent au contraire contribuer à la baisse du niveau de la productivité à court terme. En d'autres termes, le taux et le niveau des effets de spillovers peuvent agir dans des directions opposées.

Le papier est organisé comme suit. La section.2 analyse les tendances récentes des flux d'investissements étrangers en Tunisie ainsi que le cadre légal et réglementaire qui les régissent. La section.3 étudie les effets directs et indirects des IDE sur la productivité dans le cas des industries manufacturières en Tunisie dans le cadre de l'économétrie des données de panel. En filigrane, la procédure d'estimation de la productivité globale des facteurs est détaillée. La dernière section combine l'analyse des déterminants micro-structurels et macro-économiques à l'étude des effets de la libéralisation du compte de capital dans l'optimisation des conditions d'attractivité des IDE en Tunisie.

## **2. Les investissements étrangers en Tunisie : tendances récentes et cadre réglementaire**

Au niveau des investissements directs étrangers, l'excédent de leur balance en Tunisie s'est nettement replié en 2007 de 55% par rapport au niveau atteint en 2006 passant de 4.312 MDT à 1.941 MDT soit une baisse notable de l'ordre de 2.371 MDT imputable à l'absence durant cette année d'opérations de privatisations d'envergure. Pour autant, de telles opérations ont permis une année auparavant d'affermir les flux reçus à ce titre qui se sont élevés à 4.406 MDT (engagements) suite, notamment, à la cession de 35% du capital social de la société Tunisie Télécom pour une valeur de 2.972 MDT. Ces flux sont destinés à couvrir le déficit courant, de consolider les réserves en devises du pays et d'effectuer des remboursements anticipés afin d'alléger le poids de la dette extérieure. Outre leur impact positif sur le financement de l'économie et l'équilibre du secteur extérieur, les IDE ont favorisé la création de nouveaux postes d'emploi qui ont atteint 14.769 postes en 2006 contre 13.124 en 2005.

**Tableau.1 : Balance des investissements directs étrangers (en MDT)**

Désignation	2004	2005	2006	2007
Recettes (engagements)	799	1.019	4.406	2.075
<i>Variations annuelles (en %)</i>	5.5	27.5	332.4	-52.9
Dépenses	62	94	94	134
<i>Variations annuelles (en %)</i>	0.0	51.6.	0.0	42.6
<b>Solde</b>	<b>+ 737</b>	<b>+ 925</b>	<b>+ 4.312</b>	<b>+ 1.941</b>

**Evolution des principaux soldes (en MDT)**

Désignation	2004	2005	2006	2007
Solde des paiements courants	- 686	- 389	- 824	- 1.175
Solde de la balance des IDE	+ 737	+ 925	+ 4.312	+ 1.941
Taux de financement	107.4%	237.8%	523.3%	165.2%

Source: Banque Centrale de Tunisie

La répartition des flux d'IDE par secteurs bénéficiaires fait apparaître une forte augmentation de ceux destinés aux secteurs des services et de l'énergie alors que les investissements au profit des industries manufacturières ont accusé une baisse. Outre la diversification relevée au niveau des secteurs bénéficiaires, la dynamique des IDE a aussi fait apparaître une diversification certaine au niveau des pays d'origine avec une prédominance des pays de l'Union Européenne dans les secteurs de l'énergie et des industries manufacturières et la montée récente des pays arabes du golf dans les autres secteurs.

**Tableau.2 : Recettes au titre des IDE par secteur bénéficiaire****(Engagements) (en %)**

Désignation	2004	2005	2006	2007
Energie	34.29%	37.88%	21.33%	65.6%
Tourisme et immobilier	2.75%	1.67%	0.41%	3.47%
Industries manufacturières	39.04%	36.81%	7.87%	23.46%
Secteur financier	4,75%	11.77%	0.49%	0%
Télécommunications	14.14%	9.71%	69.35%	3.86%
Autres	5.03%	2.16%	0.55%	3.61%
<b>Total</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>

Source: Banque Centrale de Tunisie

Le rythme d'afflux des investissements directs étrangers en Tunisie reste largement dépendant du système incitatif et fiscal régi par le code d'incitations aux investissements qui relèvent d'avantages fiscaux et financiers concernant tous les secteurs à l'exception du commerce de distribution, des hydrocarbures et des services financiers. Parallèlement au code d'incitation aux investissements, d'autres mécanismes ont été mis en place pour soutenir l'investissement dans plusieurs domaines à travers des mesures incitatives pour le financement, les programmes de soutien à la recherche et le développement et ce pour la modernisation de la technologie.

Ainsi plusieurs initiatives, ayant pour finalité la création d'emplois, le développement des secteurs de l'agriculture, de la pêche et de l'artisanat, ont été développées dans toutes les régions du pays. Ces initiatives ont pris la forme tantôt d'incitations fiscales, douanières et surtout financières, tantôt de mécanismes de financement spécifiques allant de la création d'institutions financières spécialisées à la mise en place de fonds spéciaux pour le financement direct de l'économie sur des ressources budgétaires.

Les calculs effectués au Ministère des Finances en Tunisie ont montré que depuis la promulgation du code d'incitation aux investissements en 1994, le coût de l'aide de l'Etat a presque doublé (173%) passant de 393 millions de dinars en 1994 à 678 millions de dinars en 2003, soit un cumul sur toute la période d'un montant global dépassant 5 milliards de dinars tunisiens. Les avantages fiscaux accaparent la grande part de cette aide avec environ 80% contre 20% pour les avantages financiers mais on constate un accroissement plus rapide des montants des avantages financiers (302%) que celui des avantages fiscaux (153%) pendant la période 1994-2003. Les trois instruments les plus utilisés dans l'incitation à l'investissement et qui mobilisent presque la totalité de l'aide de l'Etat pendant la période en question, sont par ordre décroissant les exonérations en matière d'impôts sur les sociétés (41%), les exonérations des droits et taxes à l'importation (34%) et les primes d'investissements (13%)<sup>3</sup>.

---

<sup>3</sup> Le coût de l'aide de l'Etat consécutif au soutien des avantages fiscaux et financiers liés aux IDE réalisés dans le cadre du code d'incitations aux

Au niveau des investissements de portefeuille, bien que leur balance demeure excédentaire, l'évolution des recettes est tributaire des acquisitions par des non-résidents de parts sociales au niveau de la Bourse des Valeurs Mobilières de Tunisie (BVMT) ou à la souscription par des non résidents aux emprunts obligataires convertibles en actions émis par les banques commerciales<sup>4</sup>. Mais, d'une manière générale, il est à noter que la faible attractivité de la Tunisie dans ce domaine a trait essentiellement à la lenteur du rythme de libéralisation du compte de capital en dépit des actions déjà engagées dans ce domaine.

La libéralisation du compte de capital est un volet essentiel de la stratégie que mènent les autorités tunisiennes pour optimiser les conditions d'attractivité de l'épargne extérieure, diversifier le financement de la balance des paiements, ainsi que la composition des portefeuilles, et améliorer l'efficacité des marchés financiers intérieurs.

Des réformes essentielles ont été réalisées dans ce cadre et, en particulier, la mise en œuvre de politiques macroéconomiques saines, le renforcement du cadre prudentiel du secteur financier, la mise en place d'une plateforme moderne du marché des capitaux, l'assouplissement de certaines restrictions à la détention de devises par les résidents et à l'investissement étranger, la levée progressive de certaines contraintes liées aux conditions d'emprunts à l'étranger par les banques et les entreprises et la poursuite de la libéralisation du régime de commerce extérieur.

---

investissements ont ainsi contribué à alourdir la dette publique (environ 60% du PIB au cours des trois dernières années).

<sup>4</sup> Les recettes de 2006 par exemple de l'ordre de 159 MDT sont attribuables notamment, à l'augmentation de 61,1% des acquisitions par des non-résidents de parts sociales au niveau de la Bourse des Valeurs Mobilières de Tunisie (BVMT) pour se situer à 116 MDT et à la souscription par des non résidents à un emprunt obligataire convertible en actions émis par une banque commerciale.

Néanmoins, faute de disposer d'un cadre adéquat de gestion des liquidités systémiques et en raison de la poursuite du programme de restructuration du système bancaire, les autorités tunisiennes continuent d'imposer des restrictions à la libre circulation des mouvements de capitaux qui limitent l'accès aux investissements de portefeuille.

Dans le même temps, le niveau de la dette extérieure publique demeure exorbitant dans un scénario de libéralisation complète. Les emprunts importants de l'État à l'étranger (deux tiers du total de la dette publique) ont fait grimper la dette extérieure à 57% du PIB en 2006 (un ratio élevé en comparaison avec les pays de la tranche inférieure de l'OCDE et les autres économies émergentes dont la notation du crédit souverain est similaire à celle de la Tunisie).

### **3. Interaction entre IDE et productivité en Tunisie : cas des industries manufacturières**

Le rôle du commerce et des investissements directs étrangers dans le transfert technologique et l'amélioration des performances des firmes domestiques a incité beaucoup de pays, surtout ceux en développement, à renforcer leur attractivité et à adopter de nombreuses mesures d'incitations fiscales et financières. Nous proposons dans le cadre de ce papier une évaluation de l'impact de la présence étrangère sur la productivité des entreprises tunisiennes. En effet, l'un des aspects fondamentaux de la présence des firmes multinationales dans les pays en développement est le transfert de technologie qui se diffuserait vers les entreprises locales au travers d'externalités positives ou "spillovers" (Blomström, M, 1989). De manière concrète, ces spillovers opéreraient au travers de la rotation du personnel qualifié, de relations de sous-traitance ou de réduction des inefficacités productives au travers de la concurrence. En fait, la présence de spillovers technologiques est confirmée par la corrélation positive entre IDE et des indicateurs de productivité, établie par des études en coupes transversales (Caves, R 1974, Globerman, S, 1979, Blomström, M et Kokko, A, 1998) qui suggèrent que la présence des FMN génère une amélioration de l'efficacité productive.

Par ailleurs, et en dehors des interactions entre IDE et indicateurs de productivité, il semble utile de porter 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. D'une manière générale, les spillovers ont lieu quand la FMN ne peut pas extraire la rente totale ou internaliser les effets bénéfiques de sa présence dans le pays d'accueil (Blomström, M et Kokko, A, 2003).

En effet, la technologie et la productivité des firmes d'accueil s'améliorent lorsque les firmes étrangères entrent dans le marché et apportent des technologies nouvelles, procurent l'assistance technique à leurs partenaires locaux et forment les travailleurs et les managers qui seront engagés ultérieurement par les firmes locales. De même, la pression compétitive exercée par les filiales étrangères force les firmes locales à opérer plus efficacement, et à introduire, dans leur processus de production, de nouvelles technologies. Ces externalités positives sont souvent désignées sous le nom de "productivity spillovers".

Au-delà, la dotation en capital humain de niveaux différents joue un rôle catalyseur dans les retombées des IDE des entreprises multinationales sur les indicateurs de productivité des firmes domestiques. Sur la base des travaux empiriques qui ont identifié l'effet positif de la présence d'IDE sur la productivité locale, et en l'absence de consensus quant au choix de la variable relative au capital humain, différentes proxies ont été employées<sup>5</sup>. Les résultats confirment le rôle joué par le capital humain au travers de son effet positif et significatif sur la productivité domestique. En dehors 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 de caractéristiques inhérentes au pays hôte (capital humain, formation, apprentissage, rôle des institutions, aptitudes technologiques...).

---

<sup>5</sup> Caves, R (1974) a utilisé la qualité du travail (rapport entre la masse salariale des employés locaux et américains), Globerman, S (1979) s'est servi des données sur le salaire moyen dans les filiales étrangères, et les employés de sexe masculin

Dans ce cadre, Wang, J (1990) a remis à jour le modèle de Findlay 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 retour 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. Wang, J (1990) met 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.

### **3.1. Impacts des IDE sur la productivité**

Notre objectif ici est double (i) analyser l'impact de la présence étrangère sur la PGF et (ii) identifier les déterminants des IDE en Tunisie. Cette analyse sera effectuée sur la base d'un panel d'entreprises couvrant la période 1998-2004 issu de l'enquête annuelle des entreprises réalisée par l'Institut National de la Statistique en Tunisie. A notre connaissance, le problème de l'IDE en Tunisie n'a jamais été appréhendé dans le cadre de données de panel microéconomiques avec des données aussi détaillées. Au niveau de l'analyse de l'impact des IDE sur la PGF, nous avons privilégié le secteur des industries manufacturières du fait de son potentiel compétitif et de sa contribution au financement du déficit extérieur, d'autant plus que les données d'enquêtes statistiques auprès des entreprises dont nous disposons se réduisent à ce secteur. Concernant les déterminants ciblés, notre analyse a confronté des facteurs micro-structurels d'attractivité des IDE à des déterminants relatifs au climat macroéconomique.

---

qui ont un troisième niveau d'éducation comme des mesures alternatives de la qualité du travail dans chaque branche d'activité. Blomström, M (1989) a employé une proxy de la qualité du travail mesurée par le rapport entre le travail non manuel (intellectuel) et manuel dans chaque secteur.

Cette double structure a été très peu implémentée dans la pratique car elle nécessite la jonction de données micro et macroéconomiques. En effet, les analyses disponibles dans la littérature ont puisé dans les bases statistiques internationales et notamment l'ERF Data Base ou la base Doing Business de la Banque Mondiale pour confectionner des indices composites du climat institutionnel et des affaires dans les pays concernés à l'échelle globale en omettant de tenir compte des spécificités sectorielles des branches d'activités compétitives attractives des flux de financement extérieurs. Dans le même temps, notre analyse prend en considération un aspect fondamental relatif au cadre opérationnel de la libéralisation commerciale et financière externe qui reste un handicap majeur à l'optimisation des conditions d'investissements étrangers dans les pays concernés.

Pour analyser l'impact de l'IDE sur la PGF, il faut tout d'abord commencer par évaluer cette dernière. Plusieurs approches, comptable, non paramétrique et paramétrique existent dans la littérature. Cette dernière, qui est aussi la notre dans ce travail, repose sur la spécification et l'estimation d'une fonction de production. Une bonne mesure de la PGF est donc tributaire de la qualité de l'estimation des paramètres de la fonction de production. Or dans la pratique cette estimation est rendue difficile par le fait que la PGF intervient comme argument de la fonction de production au même titre que les autres inputs, mais à la différence qu'elle n'est pas observable par l'économètre.

D'un point de vue économétrique, l'omission pure et simple de la PGF à l'étape d'estimation se traduit par un problème de non convergence des estimateurs usuels. La section qui suit discute de ce problème et présente l'approche d'estimation qui a été proposée par Olley, S L et Pakes, A (1996) pour obtenir des estimations convergentes des paramètres de la fonction de production et par ce biais une mesure appropriée de la PGF.

### 3.1.1. Procédure d'estimation de la PGF

La méthode d'estimation des paramètres de la fonction de production retenue dans cette étude relève de l'approche proposée par Olley, S L et Pakes, A (1996) en réponse au biais de simultanéité dû à la corrélation instantanée qui existe entre les chocs de productivités inobservables et les facteurs de production<sup>6</sup>. Pour illustrer cette approche, considérons la fonction de production Cobb-Douglas suivante:

$$Y_{it} = K_{it}^{b_1} L_{it}^{b_2} \exp(b_0 + \omega_{it} + e_{it}) \quad (1)$$

où  $Y_{it}$ ,  $K_{it}$  et  $L_{it}$  désignent, respectivement, l'output (ou la valeur ajoutée), le capital et l'effectif employé; les  $b_i$  sont les paramètres à estimer dont  $b_1$  et  $b_2$  s'interprètent comme des élasticités de l'output par rapport au capital et au travail, respectivement. La transformation logarithmique conduit au modèle économétrique linéaire suivant:

$$\begin{aligned} y_{it} &= b_0 + b_1 k_{it} + b_2 l_{it} + u_{it} \\ u_{it} &= \omega_{it} + e_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

Le terme d'erreur  $u_{it}$  comprend ainsi deux composantes: un terme d'erreur classique  $e_{it}$  spécifique aux modèles économétriques et  $\omega_{it}$  qui représente les chocs de productivité affectant la firme  $i$  à la date  $t$ . Ainsi, la productivité intervient comme un input affectant l'output au même titre que le capital et l'emploi, mais à la seule différence qu'il est observable par l'entrepreneur mais pas par l'économètre. Or cette asymétrie d'information est à l'origine de diverses sources de biais. En effet, on peut facilement accepter que le choix optimal de la combinaison productive par l'entrepreneur sera fonction de la nature et de l'ampleur des chocs de productivité subis par la firme. Par exemple, un choc de productivité positif peut se traduire par une plus grande utilisation des inputs.

---

<sup>6</sup> L'approche d'Olley, S L et Pakes, A permet de corriger aussi bien le biais de simultanéité évoqué dans le texte que le biais de sélectivité lié au phénomène d'entrée-sortie des firmes qui caractérise les données de panel.

Il existe donc, à travers  $\omega_{it}$ , une corrélation potentielle entre le terme d'erreur composite  $u_{it}$  et les inputs observables  $k_{it}$  et  $l_{it}$  qui, de ce fait, ne sont pas exogènes. L'estimation des paramètres  $b_i$  par la technique des MCO n'est pas appropriée puisque les conditions d'orthogonalité assurant sa convergence ont été violées. Notons que des chocs de productivité peuvent exister dans le terme d'erreur  $e_{it}$ , mais leur caractère totalement imprévisible fait que ce terme n'a aucun effet sur les décisions de l'entrepreneur.

Une littérature abondante a été consacrée au problème du biais de simultanéité et plusieurs solutions ont été proposées. Une première solution consiste à modéliser la productivité comme un effet fixe spécifique à la firme,  $\omega_{it} = \omega_i vt$ . Dans ce cas, l'estimateur intra ou en différence permet d'obtenir, en éliminant  $\omega_i$ , des estimations convergentes des paramètres de la fonction de production. Cependant l'hypothèse que la productivité est invariante dans le temps est difficilement justifiable. Par ailleurs, l'estimateur à effets fixes se passe de la variabilité inter-firmes qui peut jouer un rôle important dans l'estimation des paramètres. La technique des variables instrumentales offre une autre alternative, mais sa mise en oeuvre bute dans la pratique sur le problème d'indisponibilité d'instruments valides.

Il est en effet difficile d'identifier des variables qui soient à la fois corrélées avec les inputs et orthogonaux aux chocs de productivité  $\omega_{it}$ . Même les valeurs passées des inputs ne constituent pas généralement des instruments valides puisque le choix du niveau des inputs peut être décidé en fonction des chocs passés. Olley et Pakes (1996) ont dès lors suggéré une nouvelle approche permettant d'éviter le problème de simultanéité dans le cadre de l'estimation des fonctions de production. L'avantage de cette approche est qu'elle repose sur un modèle structurel décrivant le comportement inter temporel de la firme.

Ce modèle permet de dégager une variable qui peut servir de proxy au terme de productivité  $\omega_{it}$  et de contrôler ainsi la partie du terme d'erreur qui est à l'origine de la corrélation avec les inputs. Parce qu'elle neutralise la variabilité de l'output et des inputs imputable à la productivité, la prise en compte de cette proxy permet d'obtenir des estimateurs convergents des élasticités de la fonction de production. Ces auteurs supposent que le travail est un facteur variable qui peut être ajusté instantanément alors que le capital est un input fixe dont l'ajustement n'est pas immédiat car il implique un coût. Au début de chaque période, la firme choisit les inputs variables, ici l'emploi, et un niveau d'investissement  $i_{it}$ . L'accumulation du capital se fait donc selon le processus suivant (formule de l'inventaire permanent):

$$k_{it+1} = (1 - \delta)k_{it} + i_{it} \quad (3)$$

où  $\delta$  mesure le taux de dépréciation du capital. La décision d'investir ou non est dictée par la solution d'un problème d'optimisation. En effet, le modèle suppose que chaque firme a pour objectif de maximiser la valeur espérée de ses profits courants et futurs et qu'à chaque instant  $t$ , elle doit décider de sa survie et du niveau d'investissement à engager. La résolution de ce problème d'optimisation dégage une fonction d'investissement ayant pour arguments le stock du capital courant et le niveau de productivité observable  $\omega_{it}$ . Le fait que cette fonction d'investissement soit strictement croissante par rapport à  $\omega_{it}$ , son inversion permet d'exprimer la productivité observable  $\omega_{it}$  comme fonction du niveau d'investissement et du capital. Formellement, on a les relations suivantes:

$$i_{it} = i_{it}(\omega_{it}, k_{it}) \Leftrightarrow \omega_{it} = i_{it}^{-1}(i_{it}, k_{it}) = h_{it}(i_{it}, k_{it}) \quad (4)$$

La fonction à estimer peut s'écrire alors comme suit:

$$\begin{aligned} y_{it} &= b_2 l_{it} + \varphi_{it}(i_{it}, k_{it}) + e_{it} \\ \varphi_{it}(i_{it}, k_{it}) &= b_0 + b_1 k_{it} + h(i_{it}, k_{it}) \end{aligned} \quad (5)$$

A ce stade, deux remarques méritent d'être soulignées. D'abord, l'équation (5) correspond à un modèle semi-paramétrique dont l'estimation n'est pas directement possible puisque la forme fonctionnelle de la fonction  $\varphi_{it}$  n'est pas connue. Pour cela, Olley et Pakes proposent d'approcher cette fonction par une fonction polynomiale d'ordre suffisamment élevé, généralement 3 ou 4. Ensuite, cette étape permet d'estimer de manière convergente l'élasticité de l'output par rapport au travail, mais ne permet pas d'identifier le coefficient  $b_1$  puisque le capital est colinéaire avec la fonction non paramétrique. Ceci s'explique par le fait que le capital affecte simultanément le niveau d'output et le niveau d'investissement. Par conséquent, pour estimer de manière convergente l'élasticité de l'output par rapport au capital, c'est à dire  $b_1$ , il faut au préalable séparer l'effet de ce dernier sur l'output de son effet sur la décision d'investissement. La productivité observable  $\omega_{it}$  suit un processus de Markov de premier ordre, ce qui permet de décomposer  $\omega_{it}$  comme suit:

$$\omega_{it} = E(\omega_{it} | \omega_{it-1}) + \zeta_{it} \quad (6)$$

où  $\zeta_{it}$  est une innovation de moyenne nulle

La deuxième étape consiste dans un premier temps à éliminer la contribution du facteur travail dans l'output qui a été estimée dans la première étape pour obtenir le modèle suivant

$$\begin{aligned} y_{it}^* &= y_{it} - b_2 l_{it} = b_0 + b_1 k_{it} + \omega_{it} + e_{it} \\ &= b_1 k_{it} + g(\omega_{it-1}) + e_{it}^* \end{aligned} \quad (7)$$

où :

$$g(\omega_{it-1}) = b_0 + E(\omega_{it} | \omega_{it-1}) \text{ et } e_{it}^* = \zeta_{it} + e_{it}$$

avec :

$$\omega_{it} = \varphi_{it}(i_{it}, k_{it}) - b_1 k_{it}$$

Ce qui aboutit à :

$$y_{it}^* = b_1 k_{it} + g(\hat{\varphi}_{it-1} - b_1 k_{it-1}) + e_{it}^* \quad (8)$$

où  $\hat{\varphi}_{it-1}$  désigne l'estimation de la fonction  $\varphi_{it}$  obtenue à la première étape. L'estimation de cette équation est toutefois un peu plus complexe qu'à la première étape. En effet, outre le fait que la fonction  $g(\cdot)$  est inconnue et qu'il faudrait l'approcher par une fonction polynomiale, cette fonction fait intervenir explicitement le coefficient  $b_1$  et par conséquent l'estimation doit se faire par des techniques non linéaires. En résumé, la méthode proposée par Olley et Pakes pour estimer de manière convergente les paramètres de la fonction de production et par ce biais la productivité globale des facteurs comprend deux étapes. La première étape permet d'estimer l'élasticité de l'output par rapport au travail sous l'hypothèse que ce facteur s'ajuste instantanément au choc de productivité  $\omega_{it}$ . La deuxième étape consiste à estimer l'élasticité de l'output par rapport au capital sous l'hypothèse que ce facteur s'ajuste lentement en réponse à des chocs de productivité. L'hypothèse que  $\omega_{it}$  suit un processus de Markov implique en effet que le capital s'ajuste avec un certain délai. Plus précisément  $k_{it}$  dépend de  $\omega_{it-1}$  mais pas de l'innovation  $\zeta_{it}$ . Une fois les paramètres de la fonction de production aient été estimés, la PGF se déduit comme suit :

$$pgf_{it} = \log(PGF_{it}) = y_{it} - b_1 k_{it} - b_2 l_{it} \quad (9)$$

### 3.1.2. Estimation de la fonction de production

#### a. Données utilisées

Les données d'enquêtes se limitent au secteur manufacturier et concernent les variables suivantes : L'effectif total employé, le coût salarial, le secteur d'activité, la production, la valeur ajoutée, le chiffre d'affaires, les exportations, les immobilisations corporelles, l'investissement total, le capital social, la participation étrangère dans le capital, les dépenses en recherche et développement, les niveaux de qualification de la main d'œuvre et les coûts salariaux.

Le tableau 3-a suivant donne la distribution des entreprises par an et par secteur. Ainsi le nombre total des observations est égal à 9528. On peut remarquer au niveau de la dernière colonne du tableau que le nombre d'entreprises enquêtées varie d'une année à une autre suite au phénomène d'entrée-sortie des entreprises pour lequel nous ne disposons pas d'informations précises mais qui dans certains cas pourraient refléter la disparition (faillite) de certaines et l'introduction de nouvelles entreprises (création). Notons que pour toute la suite de ce rapport, les termes IDE et participation étrangère dans le capital sont utilisés de manière interchangeable. Une entreprise est qualifiée d'étrangère si la participation extérieure dans son capital dépasse le seuil de 10%, autrement, elle sera qualifiée de locale ou domestique<sup>7</sup>. Le seuil de 10% est, selon le FMI, celui à partir duquel s'établit une certaine prise de contrôle de la part de la firme étrangère. De même, une entreprise est dite exportatrice si la part de ses ventes sur le marché extérieur dépasse un certain seuil, autrement elle sera considérée comme étant non exportatrice.

**Tableau 3-a Répartition des entreprises par secteur et an**

	<b>IAA</b>	<b>ITHCC</b>	<b>Chimie</b>	<b>Plastique</b>	<b>IMCCV</b>	<b>Machine</b>	<b>IME</b>	<b>Total</b>
<b>1998</b>	218	635	86	62	123	194	68	<b>1386</b>
<b>1999</b>	223	598	78	74	117	178	70	<b>1338</b>
<b>2000</b>	222	818	89	74	132	180	82	<b>1597</b>
<b>2001</b>	207	861	86	71	137	184	79	<b>1625</b>
<b>2002</b>	167	649	83	54	107	154	67	<b>1281</b>
<b>2003</b>	120	520	54	40	103	145	91	<b>1073</b>
<b>2004</b>	138	648	71	48	100	141	82	<b>1228</b>
<b>Total</b>	<b>1295</b>	<b>4729</b>	<b>547</b>	<b>423</b>	<b>819</b>	<b>1176</b>	<b>539</b>	<b>9528</b>

---

<sup>7</sup> Selon la définition de l'OCDE, "l'IDE est une activité par laquelle un investisseur résidant dans un pays obtient un intérêt durable et une influence significative dans la gestion d'une entité résidant dans un autre pays. Cette opération peut consister à créer une entreprise entièrement nouvelle (investissement de création) ou, plus généralement, à modifier le statut de propriété des entreprises existantes (par le biais de fusions et d'acquisitions). Sont également définis comme des investissements directs étrangers d'autres types de transactions financières entre des entreprises apparentées, notamment le réinvestissement des bénéfices de l'entreprise ayant obtenu l'IDE, ou d'autres transferts du capital". Notant aussi que les IDE impliquent une prise de contrôle de la part de la firme étrangère. Le seuil à partir duquel ce contrôle s'exerce est fixé par le FMI à 10%.

Le tableau 3-b retrace pour chaque secteur d'activité l'évolution annuelle des entreprises à participation étrangère :

**Tableau 3.b Répartition des entreprises à participation étrangère par secteur et par an (en %)**

	IAA	ITHCC	Chimie	Plastique	IMCCV	Machine	IME
<b>1998</b>	2.8	38.7	16.3	12.9	9.8	9.8	41.2
<b>1999</b>	3.6	40.6	15.4	10.8	11.1	10.1	50
<b>2000</b>	5.4	46	14.6	23	11.4	13.9	54.9
<b>2001</b>	6.3	47.4	18.6	22.5	12.4	15.8	54.4
<b>2002</b>	5.4	52.5	21.7	24.1	10.3	16.2	56.7
<b>2003</b>	6.7	51.3	25.9	25	10.7	13.1	52.7
<b>2004</b>	7.2	52.4	26.7	16.6	13	14.2	60.9

*IAA : Industrie Agro-Alimentaire*

*ITHCC: Industrie du Textile-Habillement-Cuir et Chaussures*

*IMCCV: Industrie des Matériaux de Construction-Céramique et Verre*

*IME: Industrie Mécanique et Electrique*

Le tableau suivant donne des comparaisons de certains indicateurs de positionnement des entreprises avec et sans participation étrangère où l'on en déduit des performances sectorielles (différence : diff.) généralement positives en cas d'investissement direct étranger, notamment en matière de productivité partielle de travail, de PGF, de dépenses en recherche et développement, d'employabilité et surtout de potentiel d'exportations:

**Tableau.4 : Comparaison de performances**

	<b>IDE</b>	<b>IAA</b>	<b>ITHCC</b>	<b>Chimie</b>	<b>Plastique</b>	<b>IMCCV</b>	<b>Machine</b>	<b>IME</b>	<b>Total</b>
<b>PPL</b>	0	23327	8250	21551	16826	11107	16286	16189	14277
	1	36941	11504	43257	24899	41857	29825	15138	16062
Diff.	1 - 0	+	+	+	+	+	+	-	+
<b>PGF</b>	0	255	232	253	243	243	238	242	241
	1	312	241	309	277	310	256	275	253
Diff.	1 - 0	+	+	+	+	+	+	+	+
<b>INTCAP</b>	0	78649	19649	52901	63346	49984	38628	36933	41985
	1	118962	12133	99389	41235	170242	69655	25777	28563
Diff.	1 - 0	+	-	+	-	+	+	-	-
<b>Effectif</b>	0	71	81	131	51	86	72	68	79
	1	166	168	136	148	156	96	303	174
Diff.	1 - 0	+	+	+	+	+	+	+	+
<b>R&amp;D</b>	0	172	67	209	133	62	123	144	111
	1	324	155	434	412	718	1419	146	267
Diff.	1 - 0	+	+	+	+	+	+	+	+
<b>Export</b>	0	0.104	0.539	0.103	0.048	0.069	0.093	0.161	0.266
	1	0.35	0.974	0.331	0.65	0.281	0.526	0.806	0.861
Diff.	1 - 0	+	+	+	+	+	+	+	+
<b>Coût Salarial</b>	0	5728	3633	6551	6288	4660	5693	6418	4929
	1	8699	4764	10301	13031	8999	7913	6202	5790
Diff.	1 - 0	+	+	+	+	+	+	-	+

PGF : Productivité globale des facteurs; PPL (Productivité partielle du travail) = Valeur ajoutée / Effectif; Export : revenus à l'exportation  
 INTCAP (Intensité capitalistique) = Immobilisations corporelles / Effectif; R&D : Dépenses en recherches et développement

## **b. Résultats des estimations**

Le tableau 5 qui suit donne les résultats d'estimation de la fonction Cobb-Douglas obtenus selon différentes méthodes à savoir: moindres carrés ordinaires (MCO), effets fixes (FE), effets aléatoires (RE) et enfin la méthode semi-paramétrique d'Olley et Pakes (OP) qui permet de contrôler le biais de simultanéité. Pour tous ces modèles tous les coefficients sont statistiquement très significatifs. En bas du tableau figurent les trois tests usuels spécifiques aux données de panel. Il s'agit, respectivement, des tests d'absence d'effets fixes, d'effets aléatoires et enfin du test de Hausman d'effets aléatoires contre effets fixes. Les résultats des deux premiers tests concluent clairement au rejet des hypothèses nulles d'absence d'effets spécifiques fixes et d'effets spécifiques aléatoires. L'existence d'une hétérogénéité non observable est donc incontestable dans notre modèle.

Le test de spécification de Hausman permet de choisir entre les deux modèles FE et RE. Le résultat de ce test conclut au rejet de l'hypothèse nulle d'orthogonalité des erreurs. Il existe donc une corrélation instantanée entre le terme d'erreur et les facteurs de production qui, de ce fait, ne sont pas exogènes. Par conséquent les estimateurs des MCO, comme celles des MCG dans le cadre des modèle à effets aléatoires sont biaisés et non convergents. En revanche, l'estimateur à effets fixes est sans biais et convergent mais il souffre d'au moins deux limites. La première limite a trait au fait que cet estimateur ne tient pas compte de la variabilité inter firmes et donc les estimations seront dépourvues de leur dimension permanente ou structurelle.

La deuxième limite est que ce modèle revient à accepter l'hypothèse forte d'invariance de la productivité dans le temps. Toutes ces remarques militent en faveur des estimations obtenues par la méthode semi-paramétrique d'Olley et Pakes (1996). Selon cette méthode les élasticités de la valeur ajoutée par rapport au capital et au travail sont statistiquement très significatives et s'établissent, respectivement, à 37.8% et 60%.

**Tableau.5 : Estimation de la fonction de production Cobb-Douglas**

	<b>MCO</b>	<b>FE</b>	<b>RE</b>	<b>OP</b>
<b>Const.</b>	4.957 (56.37)	6.997 (16.11)	5.123 (36.09)	-
<b>Log (K)</b>	0.404 (51.94)	0.409 (12.55)	0.439 (36.393)	0.378 (14.9)
<b>Log (L)</b>	0.638 (55.46)	0.115 (4.75)	0.463 (29.3)	0.601 (53.07)
<b>Test F d'effets fixes: OLS vs FE</b>	-	4.53 (0.000)	-	-
<b>Test LM de BP: OLS vs RE</b>	-	-	1430 (0.000)	-
<b>Test de Hausman : FE vs RE</b>	-	-	365 (0.000)	-
<b>R<sup>2</sup></b>	<b>0.60</b>	<b>0.53</b>	<b>0.59</b>	<b>0.43</b>
<b>Nbre obs.</b>	<b>9173</b>	<b>9173</b>	<b>9173</b>	<b>5631</b>

### 3.2. Analyse empirique des effets de l'IDE sur la PGF

Le modèle de base utilisé pour évaluer l'impact de l'IDE sur la PGF des entreprises tunisiennes repose sur l'équation suivante:

$$pgf_{it} = \beta_0 + \beta_1 ide_{it} + \beta_2 \exp_{it} + \beta_3 (ide_{it} \times \exp_{it}) + \delta R\&D_{it} + \gamma_1 sp_{jt} + \gamma_2 (sp_{jt} \times ab_{jt}) + D_s + D_t + e_{it} \quad (10)$$

Ainsi le logarithme de la PGF de la firme *i* à la date *t* est régressée sur la liste des variables suivantes:

- *ide* : est une variable indicatrice qui vaut 1 si l'entreprise *i* bénéficie à la date *t* d'une participation étrangère dans le capital supérieure ou égale à 10% et 0 sinon. Si la participation étrangère augmente la productivité de la firme alors on s'attend à ce que le coefficient  $\beta_1$  soit positif. Le coefficient  $\beta_1$  représente une approximation du taux de croissance moyen de la PGF induit par la participation étrangère dans le capital, toutes choses étant égales par ailleurs, c'est à dire une fois que l'effet des autres variables ait été neutralisé. Le véritable taux de croissance est donné par la quantité  $\exp(\beta_1) - 1$ .

- *exp* : est une variable binaire qui prend la valeur 1 si la part des exportations de la firme dans le total de ses ventes dépasse un certain seuil et 0 sinon. Le choix de ce seuil est aussi arbitraire, et plusieurs seuils pourraient être essayés. On s'attend également à ce que le coefficient  $\beta_1$  soit positif, c'est à dire que les firmes exportatrices sont en moyennes plus performantes que les entreprises tournées vers le marché local.
- *ide*  $\times$  *exp* : est une variable binaire d'interaction entre les variables *ide* et *exp*. Cette variable prend 1 lorsque l'entreprise en question est à la fois exportatrice et étrangère et 0 sinon. La présence de cette variable permet de distinguer les quatre types de firmes. En particulier, l'entreprise de référence peut être identifiée en affectant la valeur 0 simultanément à ces trois variables: c'est une entreprise locale opérant sur le marché domestique. Un coefficient positif associé à cette variable signifie qu'une entreprise à la fois étrangère et tournée vers le marché extérieure est en moyenne plus performante en matière de PGF qu'une entreprise locale non exportatrice. Ainsi,  $\beta_3$  mesure le gain de productivité induit par l'IDE pour une entreprise non exportatrice, alors que cet effet sera égal à la somme  $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3$  (plus précisément,  $\exp(\beta_1 + \beta_2 + \beta_3) - 1$ ), lorsque la firme en question est exportatrice.
- *R&D* : définit une variable indicatrice qui vaut 1 ou 0 selon que, respectivement, la firme en question investit ou non en recherche et développement.
- *sp<sub>it</sub>* : est un indicateur sectoriel mesurant le degré ou l'intensité de la présence des firmes étrangères dans le secteur *j*. Dans notre étude, cet indicateur correspond à la part de marché des firmes étrangères dans le secteur.
- *sp<sub>it</sub>*  $\times$  *abs<sub>it</sub>* : est une variable d'interaction entre la variable "*sp*" et la variable "*abs*" qui mesure le degré d'absorption technologique des firmes calculé, à chaque date *t*, comme un écart par rapport à une frontière d'efficacité sectorielle<sup>8</sup>. Formellement :

---

<sup>8</sup> Plusieurs études montrent que la capacité d'absorption des firmes est élevée si l'écart technologique avec les firmes étrangères est faible (Blomstrom, M 1989, Kokko, A 1994, 1996). Donc le gap technologique des firmes locales par rapport aux firmes étrangères peut être utilisé comme proxy de la capacité d'adaptation ou d'absorption.

$$abs_{it} = \frac{PGF_{it} - PGF_{jt}^-}{PGF_{jt}^+ - PGF_{jt}^-} \quad (11)$$

où  $PGF^+$  et  $PGF_{jt}^-$  mesurent, respectivement, les niveaux de productivité maximum et minimum à la date  $t$  dans le secteur  $j$  auquel appartient l'entreprise  $i$ . On peut remarquer que cette variable prend ses valeurs dans l'intervalle  $[0-1]$ . Une valeur proche de 1 signifie que l'entreprise en question se situe près de la frontière de son secteur d'appartenance,  $PGF_{jt}^+$  et par conséquent possède une bonne capacité d'absorption technologique. En revanche, une valeur proche de 0 témoigne de l'inefficacité relative de la firme et donc de son faible pouvoir d'absorption des technologies véhiculées par les firmes étrangères. Ainsi, l'effet spillover sur la productivité est donné par:

$$\frac{\partial pgf_{it}}{\partial sp_{it}} = \gamma_1 + \gamma_2 abs_{it} \quad (12)$$

Une valeur positive du coefficient  $\gamma_2$  signifie que l'effet spillover de l'investissement direct étranger croit en fonction de la capacité d'absorption technologique des firmes.

- $D_s$  : représente des variables indicatrices sectorielles dont l'introduction vise à contrôler l'hétérogénéité intersectorielle. Cette hétérogénéité peut jouer un rôle important dans la mesure de l'impact de l'IDE sur la PGF.
- $D_t$  : représente des variables binaires temporelles introduites dans le but d'atténuer les effets des chocs macroéconomiques ainsi que d'éventuels changements dans l'environnement institutionnel. Ces variables peuvent aussi refléter le progrès technique autonome.

Le tableau suivant présente les résultats d'estimation correspondant à différentes versions du modèle de base. Nous reportons également dans ce tableau les tests d'absence d'effets spécifiques fixes et d'effets spécifiques aléatoires ainsi que le test de Hausman qui permet de choisir entre les deux types d'hétérogénéité. Ces trois tests conduisent de manière nette au rejet de l'hypothèse nulle d'absence d'hétérogénéité individuelle non observable et le test de Hausman indique une préférence pour le modèle à effets fixes. Toutefois, nous avons choisi de présenter les résultats d'estimation du modèle à effets aléatoires et ceci pour deux raisons: d'un côté la spécification à effets fixes ne permet pas d'estimer les paramètres associés aux variables indicatrices relatives à la participation étrangère et à l'exportation, qui se caractérisent par une très faible variabilité dans le temps, et d'un autre côté les deux modèles FE et RE ont donné des résultats qualitativement très similaires concernant l'effet spillover de l'IDE sur la PGF.

Un autre problème qui mérite une attention particulière lors de l'estimation de l'équation du modèle de base concerne le biais de sélectivité. En effet, il est tout à fait possible que les investisseurs étrangers soient dès le départ orientés vers des entreprises opérant dans des secteurs où la productivité croît à un rythme relativement plus rapide que les autres. Dans ce cas une corrélation positive entre IDE et productivité ne traduit pas nécessairement une relation de cause à effet. Tout comme l'orientation de l'IDE vers des secteurs d'activités en difficulté, aura pour conséquence une corrélation négative factice entre l'ide et la productivité. Ce problème d'auto sélection des firmes étrangères en faveur des firmes locales les plus productives implique un problème de causalité entre la variable dépendante et les variables explicatives, notamment 'IDE' et 'Spillover' et donc un biais dans l'estimation des effets de l'IDE. Nous n'avons pas traité de manière explicite ce problème de sélectivité dans ce travail. Mais nous avons cherché à atténuer autant que faire se peut ses effets, et ceci en introduisant tout d'abord des variables indicatrices sectorielles afin de neutraliser la variabilité intersectorielle de la productivité et ensuite en estimant le modèle sur un sous échantillon constitué uniquement d'entreprises locales.

Les colonnes numérotées (1) et (2) donnent les résultats d'estimation de l'équation du modèle de base, respectivement, sans et avec les variables indicatrices  $D_s$  et  $D_t$ , mais dans les deux cas sans tenir compte de la variable  $sp_{jt} \times abs_{it}$ . Cette variable est prise en compte dans les colonnes (3) et (4) qui ne diffèrent que par la présence ou non des variables indicatrices  $D_s$  et  $D_t$ . Enfin les colonnes (5) et (6) estiment strictement les mêmes équations que (3) et (4) mais en excluant de l'échantillon les firmes étrangères :

**Tableau.6 : Tableau des résultats d'estimation du modèle de base**

Variables	1	2	3	4	5	6
Const.	5.463 (574.29)	5.567 (115.97)	5.438 (778.44)	5.779 (168.87)	5.422 (714.18)	5.664 (128.42)
ide <sub>it</sub>	0.134 (6.78)	0.128 (6.54)	0.079 (5.23)	0.068 (5.10)	-	-
exp <sub>it</sub>	0.032 (3.69)	0.037 (4.32)	0.032 (4.91)	0.023 (4.00)	0.028 (4.14)	0.02 (3.14)
ide <sub>it</sub> × exp <sub>it</sub>	-0.085 (-4.07)	-0.083 (-4.0)	-0.052 (-3.24)	-0.051 (-3.56)	-	-
R&D <sub>it</sub>	0.031 (5.37)	0.031 (5.24)	0.022 (4.93)	0.025 (6.16)	0.034 (6.0)	0.034 (6.54)
sp <sub>it</sub>	-0.109	-0.140 (-2.13)	-0.72 (-48.61)	-1.631 (-32.71)	-0.77 (-43.5)	-1.463 (-23.46)
sp <sub>it</sub> × abs <sub>jt</sub>	-	-	1.489 (75.03)	1.934 (98.27)	1.68 (61.73)	2.001 (73.72)
secteur $\chi^2(6)$	-	27 (0.000)	-	411.7 (0.000)	-	196.34 (0.000)
temps $\chi^2(6)$	-	93.37 (0.000)	-	2413.3 (0.000)	-	928.4 (0.000)
OLS vs FE	3.7 (0.000)	3.74 (0.000)	2.89 (0.000)	2.77 (0.000)	2.82 (0.000)	2.75 (0.000)
OLS vs RE	2791 (0.000)	2620.52 (0.000)	1454.95 (0.000)	1282.76 (0.000)	1161.06 (0.000)	1025.88 (0.000)
FE vs RE	92.78 (0.000)	212.95 (0.000)	317.24 (0.000)	692.04 (0.000)	188.58 (0.000)	391.85 (0.000)
R <sup>2</sup>	<b>0.047</b>	<b>0.051</b>	<b>0.456</b>	<b>0.579</b>	<b>0.442</b>	<b>0.526</b>
nbre obs.	<b>9171</b>	<b>9171</b>	<b>9171</b>	<b>9171</b>	<b>6223</b>	<b>6223</b>

### 3.2.1. Effets directs de l'IDE

L'objectif ici est de valider empiriquement la relation entre les performances productives des entreprises et la participation étrangère dans le capital.

En d'autres termes, il s'agit de savoir si effectivement les entreprises tunisiennes qui bénéficient d'une participation étrangère dans le capital enregistrent une meilleure productivité que les entreprises locales et d'en mesurer le cas échéant l'ampleur.

Le premier enseignement que l'on peut tirer du tableau 6 est que, quelque soit la spécification retenue, l'effet direct de l'investissement étranger sur la productivité globale des firmes est positif et statistiquement significatif. Cet effet varie selon que l'entreprise étrangère est exportatrice ou bien tournée vers le marché local. Pour une entreprise non exportatrice, cet effet se mesure directement à travers le coefficient associé à la variable IDE et il est égal à 0.134.

Cela signifie que, comparée à une entreprise locale, la participation étrangère dans le capital d'une entreprise non exportatrice génère en moyenne un gain de productivité de l'ordre 14.34%, soit  $(\exp(0.134)-1) \times 100$ . Ce gain se réduit à 8.44%, soit  $(\exp(0.134+0.032-0.085) -1) \times 100$ , lorsque l'entreprise étrangère en question est aussi exportatrice. Ce résultat est un peu surprenant puisqu'il implique qu'une entreprise étrangère opérant sur le marché local est plus performante qu'une entreprise étrangère exportatrice. Notons que l'exportation exerce aussi un effet positif sur la PGF, soit en moyenne un gain de 3.25%, soit  $(\exp(0.032)-1) \times 100$ , par rapport à une entreprise non étrangère opérant sur le marché local. Il en est de même pour l'investissement en recherche et développement dont le gain moyen se situe autour de 3.1%.

### **3.2.2. Effets indirects de l'IDE**

L'effet indirect de l'IDE, ou spillover, est mesuré à travers la variable  $sp_{jt}$ , qui est censée rendre compte de l'intensité de la présence étrangère dans un secteur donné. On s'intéresse uniquement au spillover horizontal, c'est à dire, à l'effet de la présence étrangère dans un secteur donné sur les entreprises opérant dans ce même secteur. Plusieurs variables peuvent être utilisées pour calculer  $sp_{jt}$  comme par exemple les ventes, l'investissement, la production ou l'emploi, ou encore le pourcentage des entreprises étrangères dans le secteur.

Les résultats que nous présentons dans ce travail utilisent la part des entreprises étrangères dans le total des ventes de chaque secteur d'activité<sup>9</sup>.

L'examen du tableau précédent des résultats d'estimation montre que l'effet spillover exerce un effet négatif et statistiquement significatif sur les entreprises tunisiennes. Une augmentation de la part des ventes des entreprises étrangères dans un secteur de 10% se traduit en moyenne par une perte de productivité de l'ordre de 1.1% pour une entreprise appartenant au même secteur. Cette perte passe à 1.4% lorsque la régression inclut des variables indicatrices sectorielles et temporelles. Ce résultat négatif est commun à plusieurs études utilisant les données de panel pour des pays en voie de développement. Certains auteurs attribuent cet effet négatif à une faible capacité d'absorption technologique des firmes locales dans ces pays.

Nous avons cherché à tester cette hypothèse à travers les versions (3) et (4) du modèle de base et ceci en incluant le terme d'interaction  $sp_{jt} \times abs_{it}$ , où  $abs_{it}$  est une variable prenant des valeurs dans l'intervalle [0,1] et qui mesure la capacité de la firme  $i$  à s'adapter aux nouvelles normes imposées par les firmes étrangères. Ainsi, l'effet spillover devient fonction de la capacité d'absorption et il est égale à  $\gamma_1 + \gamma_2 abs_{it}$ . Selon nos estimations, le coefficient  $\gamma_1$ , associé à la variable  $sp_{it}$ , est toujours négatif et statistiquement significatif, alors que  $\gamma_2$ , qui est associé à la variable d'interaction  $sp_{jt} \times abs_{it}$ , est toujours positif et statistiquement significatif. Le fait que  $\gamma_2$  soit positif signifie que l'effet spillover devient de plus en plus important au fur et à mesure que la firme se rapproche de la courbe d'efficacité et devient positif lorsque sa capacité d'adaptation dépasse le seuil  $abs^* = -\gamma_1 / \gamma_2$ . Ce résultat implique que la présence étrangère dans un secteur peut s'avérer bénéfique pour les entreprises dotées de fortes capacités d'absorption.

---

<sup>9</sup> Dans les faits, nous avons essayé plusieurs définitions mais nos résultats se sont avérés très peu sensibles à ces définitions.

On peut lire dans la colonne (3) qu'une augmentation de 10% de la part des entreprises étrangères dans le total des ventes, entraîne au pire une baisse de la productivité des entreprises opérant dans le même secteur de l'ordre de 7.2%, pour  $abs = 0$ , et au mieux une augmentation de l'ordre 7.7%, soit  $(1.489 - 0.72) \times 10$  pour  $abs = 1$ . Le seuil d'absorption technologique à partir duquel cet effet devient positif se situe à environ 0.48, soit  $((0.72)/(1.489)) \times 100$ . Comme l'indique la colonne (4) du tableau 2, ces conclusions restent valables lorsqu'on contrôle l'hétérogénéité entre les secteurs et dans le temps, mais l'ampleur des effets spillover et le seuil  $abs^*$  changent. En effet, l'élimination de la variabilité sectorielle notamment a eu pour effet d'amplifier les pertes qui, pour une augmentation de 10% de la part des entreprises étrangères dans les ventes sectorielles, passent maintenant à -16.3% (pour  $abs = 0$ ) et de réduire le gain maximum qui passe à 3% (pour  $abs = 1$ ), soit  $1.934 - 1.631$ . Le seuil d'efficacité  $abs^*$  assurant un effet positif augmente également pour atteindre le niveau de 84%, soit  $((1.631)/(1.934)) \times 100$ . Ce changement dans les résultats lié à l'introduction de variables indicatrices sectorielles peut traduire l'existence d'un biais de sélectivité, c'est à dire que les investisseurs étrangers auraient tendance à orienter leurs investissements vers des entreprises opérant dans des secteurs où la productivité croît à un rythme relativement plus rapide que les autres. Le fait d'introduire des dummies sectorielles a pour effet d'atténuer l'ampleur de cette corrélation positive mais factice entre la productivité et le spillover.

Cette interprétation est appuyée par les résultats d'estimation reportés dans les colonnes (5) et (6) à travers lesquelles on cherche à tester l'existence d'un effet spillover horizontal mais en considérant uniquement les firmes locales, c'est à dire celles ne bénéficiant pas d'une participation étrangère dans le capital. Le fait d'éliminer les entreprises étrangères de l'échantillon devrait atténuer l'ampleur du biais de sélectivité.

#### 4. Convertibilité du compte de capital et déterminants de l'attractivité des IDE

L'analyse précédente reposant sur des données d'entreprises a été élargie à la prise en compte d'un modèle de comportements sectoriels des branches d'activités de l'industrie manufacturière en Tunisie et ce pour répondre à deux objectifs majeurs à savoir l'identification des déterminants micro-structurels et macroéconomiques les plus fondamentaux à l'explication des conditions d'attractivité des IDE, d'une part, et l'introduction de l'impact de la libéralisation de la balance des capitaux sur les conditions d'attrait, d'autre part.

L'estimation du modèle permettant une telle analyse n'est pas standard dans la mesure où plusieurs entreprises couvertes par l'échantillon déduit de l'enquête utilisée sont à 100% locales et donc ne bénéficient pas d'investissements étrangers durant la période d'analyse. Or, le fait d'estimer les déterminants de l'IDE en se limitant aux entreprises qui en bénéficient pourrait engendrer un biais de sélection. Pour éviter ce biais, nous utilisons la procédure de Heckman d'estimation en deux étapes. Il s'agit d'estimer dans un premier temps un modèle probit afin de calculer la probabilité qu'une entreprise enregistre une participation étrangère positive dans son capital, pour estimer ensuite les déterminants du niveau de l'investissement. Le modèle estimé à la seconde étape est un modèle de régression multiple augmenté par l'inverse du ratio de Mills dérivé des estimations de la première étape. Formellement, notre modèle en deux étapes se présente comme suit :

$$IDE_{it}^* = \delta_0 + X_{it}\delta + \varepsilon_{1it} \quad (13)$$

où  $IDE_{it}^*$  est une variable latente, définie telle que  $IDE_{it}=1$  si  $IDE_{it}^* > 0$  et  $IDE_{it}=0$  si  $IDE_{it}^* < 0$ ,  $X_{it}$  est un vecteur de variables de contrôle et  $\varepsilon_{1it}$  un terme d'erreur normalement distribué :

$$\ln IDE_{it} = \lambda_0 + Z_{it}\lambda + \mu Mills + \varepsilon_{2it} \quad (14)$$

où  $\ln IDE_{it}$  est le logarithme du niveau de l'investissement direct disposé par l'entreprise  $i$  à l'année  $t$ ,  $Z_{it}$  est un vecteur de variable de contrôle dont certaines peuvent figurer également dans le vecteur  $X_{it}$ ,  $Mills$  est l'inverse du ratio de Mills calculé à partir de l'équation (13) et  $\varepsilon_{2it}$  un terme d'erreur normalement distribué. Il faut noter ici que l'estimation de cette dernière équation prend en compte uniquement le sous échantillon des entreprises à participation étrangère.

Concernant les déterminants microéconomiques de la décision d'investissements étrangers au niveau du vecteur de contrôle  $X_{it}$  de l'équation (13) nous avons retenu la qualification, la taille de l'entreprise, les revenus à l'exportation ainsi que la PGF. Pour ce qui est de l'équation (14), et outre les variables microéconomiques, nous avons rajouté dans le vecteur de contrôle  $Z_{it}$  trois variables macroéconomiques que sont une variable indicatrice du degré de libéralisation des mouvements des capitaux, le mésalignement du taux de change et le niveau de la dette publique.

Le choix de ces trois dernières variables n'est pas fortuit, il répond à des spécificités structurelles de l'économie tunisienne. Tout d'abord, et du fait que le rythme d'afflux des IDE en Tunisie reste largement dépendant du système incitatif et fiscal régi par le code d'incitation aux investissements, le coût de l'aide de l'Etat consécutif au soutien des avantages fiscaux et financiers a contribué à alourdir la dette publique. Aussi, et faute de levée des restrictions sur les investissements dans des secteurs autres que l'industrie manufacturière, le creusement du déficit public en Tunisie contribuerait à ruiner la crédibilité des autorités en matière de respect des engagements de maintien des exonérations fiscales accordées, ce qui à terme, réduirait les flux d'IDE. Le signe attendu est donc négatif.

Par ailleurs, et entendu que la faible attractivité de la Tunisie a trait essentiellement à la lenteur du rythme de libéralisation du compte de capital en dépit des actions déjà engagées dans ce domaine, une variable institutionnelle de libéralisation des comptes externes a été introduite. Il s'agit d'une variable binaire qualitative qui reflète l'existence de mesures d'assouplissement des contraintes aux mouvements de capitaux en Tunisie, son signe attendu est donc positif. Elle est retracée à travers les circulaires de la Banque Centrale de Tunisie relatives aux décisions adoptées durant la période 1998-2004 en matière de desserrement du contrôle de change, et qui peuvent être synthétisées comme suit :

- 1998 - 1999 : libéralisation partielle des investissements domestiques en portefeuille, relèvement à 50% de détention de ressources en devises.
- 2000-2001 : étendue de la couverture de change à terme aux opérations financières, autorisations d'opérations de swaps de change devises/dinar, instauration du forward rate agreements, relèvement à 70% de détention de ressources en devises, relèvement de 10% à 15% des recettes d'exportation du montant de l'Allocation Voyage d'Affaires AVA-exportateur et de son plafond de 80.000 DT à 120.000 DT.
- 2002 - 2004 : relèvement des plafonds relatifs aux transferts au titre d'allocations touristiques et autres frais de séjours à l'étranger, relèvement à 100% de détention de ressources en devises, relèvement de 15% à 25% des recettes d'exportation du montant de l'AVA-exportateur et de son plafond de 120.000 DT à 180.000 DT, suppression de l'autorisation préalable pour les AVA-importateur et les AVA-marchés, doublement du montant de l'AVA-promoteur à 10.000 DT, facilitations pour l'accès aux marchés financiers internationaux et aux emprunts étrangers, nouvelles possibilités de souscriptions par les non résidents de bons de trésor pour une enveloppe ne dépassant pas 5% de bons de trésor assimilables.

Enfin, l'indice de mésalignement du taux de change calcule le taux de déviation ou de distorsion du taux de change réel observé par rapport à sa norme d'équilibre estimée (cf. Mouley:S, 2002). Le signe attendu est positif dès lors que selon l'effet Balassa-Samuelson, et du fait que la PPA n'est pas vérifiée, tout accroissement de la productivité dans le secteur des biens échangeables exposé à la concurrence internationale relativement à celle du secteur abrité des biens non échangeables entraîne une appréciation réelle. Ainsi, les économies les moins développées tendent naturellement à avoir un taux de change réel sous-évalué, ce qui est favorable à la dynamique des exportations et donc l'attractivité des IDE vers les secteurs exportateurs du fait d'une compétitivité-prix plus élevée. Les résultats des estimations du modèle en deux étapes des IDE pour le cas de la Tunisie sont donnés dans le tableau suivant<sup>10</sup>:

**Tableau.7 Estimation des déterminants sectoriels**

	<b>IDE*</b> <b>Equ. (13)</b>	<b>Log (IDE)</b> <b>Equ. (14)</b>
<b>Qualification</b>	0.332 (2.98)	4.287 (15.01)
<b>Log (taille)</b>	0.323 (19.55)	1.226 (24.94)
<b>Log (exportation)</b>	0.092 (28.42)	0.046 (3.92)
<b>Log (PGF)</b>	0.231 (3.58)	0.529 (6.75)
<b>Libéralisation</b>	-	0.146 (0.46)
<b>Mésalignement</b>	-	0.173 (2.08)
<b>Dette publique</b>	-	-0.093 (-2.39)
<b>Mills</b>	-	2.325 (16.21)
<b>ITHCC</b>	0.844 (11.49)	-

<sup>10</sup> Dans le même temps, le modèle (a) intègre des variables indicatrices sectorielles avec l'industrie agro-alimentaire comme secteur de référence. On constate que tous les secteurs sont mieux positionnés que le secteur de référence avec un avantage compétitif marqué pour le secteur de l'IME (avec un coefficient de 1.291) et le celui de l'ITHCC (avec coefficient de 0.844).

<b>Chimie</b>	0.651 (6.74)	-
<b>Plastique</b>	0.743 (7.01)	-
<b>IMCCV</b>	0.393 (4.15)	-
<b>Machines</b>	0.416 (4.79)	-
<b>IME</b>	1.291 (13.83)	-
<b>Nbre obs.</b>	<b>9171</b>	<b>6223</b>

Ainsi, au niveau des variables macroéconomiques on constate que les coefficients estimés relatifs au mésalignement de change et à la dette publique sont statistiquement significatifs et leurs signes sont conformes à la théorie du point de vue des justifications avancées ci-dessus. Néanmoins, et bien que la variable libéralisation du compte de capital soit de signe attendu, son coefficient estimé n'est pas statistiquement significatif. Au-delà de la faible taille de l'échantillon, ceci pourrait être expliqué par le fait que la variable binaire retenue n'intègre que les mesures d'assouplissement du contrôle de change adopté par les autorités monétaires en Tunisie sans tenir compte d'autres paramètres fondamentaux et notamment les obstacles techniques au commerce (TBT's)<sup>11</sup>. En revanche, pour ce qui est des variables micro-structurelles, il est indéniable qu'elles contribuent positivement à l'optimisation des conditions d'attractivité des IDE.

---

<sup>11</sup> Sachs, J. et Warner, A 1995 ont construit un indicateur synthétique de libéralisation des régimes de change et de commerce extérieur sous forme d'une variable dummy (SW) prenant la valeur 1 durant les années où les autorités monétaires procèdent à une mesure de libéralisation et 0 sinon. Les critères de classement des pays en matière de libéralisation sont ordonnés comme suit : (a) les barrières non tarifaires (contingentements aux importations, contrôle de change) doivent couvrir moins de 40% des biens échangeables, (b) la moyenne des tarifs appliqués doit être inférieure à 40%, (c) de faibles obstacles techniques au commerce (TBT's).

En particulier, la libéralisation du compte de capital est un enjeu majeur pour attirer l'épargne extérieure, diversifier le financement de la balance des paiements ainsi que la composition des portefeuilles, et améliorer l'efficacité du marché financier intérieur. Mais, des réformes préalables sont essentielles : (i) la conduite de politiques macroéconomiques saines, (ii) le renforcement du cadre prudentiel du secteur financier, (iii) la modernisation du cadre réglementaire, de gouvernance et du climat des affaires (iv) le développement d'une infrastructure des marchés des capitaux (v) la levée graduelle des restrictions imposées à la détention de devises par les résidents et à l'investissement étranger (vi) l'assouplissement des conditions auxquelles sont assujetties les banques et les entreprises pour emprunter à l'étranger, (vii) la libéralisation du régime de commerce extérieur et (viii) la réduction de la dette extérieure publique. La mise en oeuvre de mesures d'accompagnement s'avère aussi nécessaire, notamment dans le sens du renforcement du système bancaire et la minimisation des facteurs de fragilité du secteur (créances classées surtout), la levée des restrictions aux opérations de change à terme et des options de change qui freinent l'ouverture du compte de capital.

## **5. Conclusion**

L'évaluation des impacts de la présence étrangère sur la productivité globale des facteurs dans les entreprises tunisiennes de l'industrie manufacturière a démontré que l'effet direct de l'investissement étranger sur la productivité globale des firmes est positif et statistiquement significatif. En revanche, l'effet indirect de l'IDE, ou spillover, qui est censée rendre compte de l'intensité de la présence étrangère dans un secteur donné, est négatif. On s'est intéressé uniquement au spillover horizontal, c'est-à-dire à l'effet de la présence étrangère dans un secteur donné sur les entreprises opérant dans ce même secteur. Aussi, une augmentation de la part des ventes des entreprises étrangères dans un secteur de 10% se traduit en moyenne par une perte de productivité de l'ordre de 1.1% pour une entreprise appartenant au même secteur. Cette perte passe à 1.4% lorsque le modèle inclut des variables indicatrices sectorielles et temporelles.

Ce résultat négatif est commun à plusieurs études utilisant les données de panel pour des pays en voie de développement. Certains auteurs attribuent cet effet négatif à une faible capacité d'absorption technologique des firmes locales dans ces pays. Nous avons cherché à tester cette hypothèse. Ainsi, l'effet spillover devient-il fonction de la capacité d'absorption. Selon nos estimations, l'effet spillover devient de plus en plus important au fur et à mesure que la firme se rapproche de la courbe d'efficacité et devient positif lorsque sa capacité d'adaptation dépasse un certain seuil. Ce résultat implique que la présence étrangère dans un secteur peut s'avérer bénéfique pour les entreprises dotées de fortes capacités d'absorption.

Les estimations économétriques en données de panel montrent que le travail qualifié, la capacité d'exportation et la présence étrangère exercent un impact positif et significatif sur la productivité apparente du travail. Cependant, l'impact de cette dernière variable (la présence étrangère) de même que le rapport entre la présence étrangère et la productivité dépend de la capacité d'absorption des firmes et de l'écart technologique entre les firmes étrangères et les firmes tunisiennes. La présence étrangère n'implique pas systématiquement le transfert et la diffusion des technologies. Un écart technologique trop important ou trop petit entre les firmes étrangères et les firmes domestiques peut ne pas faciliter ce transfert.

Dans le même temps, l'examen des déterminants micro-structurels et macro-économiques les plus fondamentaux à l'explication des conditions d'attractivité des IDE dans l'industrie manufacturière en Tunisie a permis de démontrer que les variables micro-structurelles (qualification, taille de l'entreprise, revenus à l'exportation et PGF) contribuent positivement à l'optimisation des conditions d'attractivité des IDE. En revanche, bien que la sous-évaluation du change réel du dinar reste favorable à la dynamique des exportations et donc à l'attractivité des IDE vers les secteurs exportateurs, la Tunisie ne pourrait pas maintenir le cadre incitatif et fiscal adossé aux investissements directs à défaut de gestion adéquate du déficit public.

Par ailleurs, il se dégage clairement des résultats obtenus que la libéralisation des comptes externes et l'assouplissement du contrôle de change contribuerait à la dynamisation des mouvements de capitaux tout en veillant à la mise en œuvre de mesures d'accompagnement, notamment en matière de renforcement de la solidité des systèmes bancaire et financier et de minimisation des facteurs de fragilité de ces deux secteurs.

### Références bibliographiques

- Aitken, B., Harrison, A., 1999. Do domestic firms benefit from direct foreign investment? Evidence from Venezuela. *American Economic Review* 89, 605–618.
- Agosin M.R., and Mayer R. (2000) Foreign investment in developing countries : Does it crowd in domestic investment ? UNCTAD working paper, 146.
- Berthomieu, C et alii : Dépenses publiques, croissance et soutenabilité des déficits et de la dette extérieure. Etude de cas pour six pays riverains de la Méditerranée : Tunisie, Maroc, Turquie, Liban, Israël, Egypte, Femise Reserach Program, Avril 2004
- Berthomieu, C et alii : Analyse des investissements publics de croissance, Femise Reserach Program, 2006.
- Blomström, M. and Kokko, A., 2003, The economics of foreign direct investment incentives, Working Paper, NBER n° 9489.
- Blomström M. (1989), *Foreign investment and spillovers*, Routledge, London.
- Blomström M. et A. Kokko (1998), « Multinational corporations and spillovers », *Journal of Economic Surveys*, vol. 12, n°3, pp.247-277.
- Blomström M. et H. Persson (1983), « Foreign investment and spillover efficiency in an underdeveloped economy : Evidence from the Mexican manufacturing industry », *World Development*, n° 11, pp. 493-501.
- Blomström M., Lispey R. E. et M. Zejan (1994), « What explains the growth of developing countries ? », in BAUMOL et al. (eds), *Convergence of productivity : Cross-country studies and historical evidence*, Oxford University Press.
- Casero P.A, Varoudakis A : Growth, private investment, and the cost of doing business in Tunisia : a comparative perspective, Banque mondiale, janvier 2004

- Caves, R., 1974. Multinational firms, competition and productivity in host country markets. *Economica* 41, 176–193.
- Edison .H.J, M. Klein, L. Ricci et T. Slok : Capital Account Liberalization and Economic Performance: Survey and Synthesis, Working Paper 02/120, International Monetary Fund, July, 2002.
- Ehrlich, I., Gallais-Hamonno, G., Liu, Z., Lutter, R., 1994. Productivity growth and firm ownership: an analytical and empirical investigation. *Journal of Political Economy* 102, 1006–1038.
- Eichengreen .B : Capital Account Liberalization: What Do Cross-Country Studies Tell Us? *The World Bank Economic Review*, Vol. 15, No. 3, pp. 341-365, 2001.
- Eichengreen B. Wyplosz C, : When Does Capital Account Liberalization Help More Than It Hurts? Working Paper, No. 8414, National Bureau of Economic Research, 2001.
- Eichengreen .B et D. Leblang : Capital Account Liberalization and Growth: Was Mr. Mahathir Right? Working Paper No. 9427, National Bureau of Economic Research, December, 2002.
- Findly, R., 1978. Relative backwardness, direct foreign investment, and the transfer of technology: a simple dynamic model. *Quarterly Journal of Economics* 92, 1–16.
- Fosfuri, A., Motta, M., Ronde, T., 2002. Foreign direct investment and spillovers through workers' mobility. *Journal of International Economics* 53, 205–222.
- Findlay R. (1978), « Relative backwardness, direct foreign investment, and the transfer of technology : a simple dynamic model », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 92, pp. 1-16.
- Glass, A., Saggi, K., 2002a. Multinational firms and technology transfer. *Scandinavian Journal of Economics* 104, 495–513.
- Glass, A., Saggi, K., 2002b. Licensing versus direct investment: implications for economic growth. *Journal of International Economics* 56, 131–153.
- Globerman S., 1979, "Foreign Direct Investment and Spillovers Efficiency Benefits in Canadian Manufacturing Industries", *Canadian Journal of Economics*, 2, pp. 42-56.
- Haddad, M., Harrison, A., 1993. Are there positive spillovers from direct foreign investment? Evidence from panel data from Morocco. *Journal of Development Economics* 42, 51–74.

- Henisz J. W. "The Institutional Environment for Multinational Investment". Working paper of the Reginald H. Jones Center, The Wharton School, University of Pennsylvania, 2000.
- Kokko A. (1996), « Productivity spillovers from competition between local firms and foreign affiliates », *Journal of International Development*, vol. 8, pp. 517-530.
- Kokko A. (1994), « Technology, market characteristics and spillovers », *Journal of Development Economics*, n°43.
- Lucas, R., 1988. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics* 22, 3-42.
- Mouley S. : Impératifs et contraintes des politiques de libéralisation des comptes externes et de la convertibilité intégrale du dinar tunisien, *Revue Tunisienne d'Economie et de Gestion* N°22, Vol. XXII, 2005
- Mouley S. : Les déterminants et le choix optimal du régime de change en Tunisie dans la perspective d'une intégration dans la zone euro, *Annales d'Economie et de Gestion*, N°11, 2002
- Neaime, S : Exchange rates, trade and FDI flows, *Femise Reserach Program*, 2004
- Olley S, L et Pakes, A : The dynamics of productivity in the telecommunication's equipment industry, *Econometrica*, Vol.64, N°6, 1996 (pp. 1263-98).
- Romer, P., 1990. Endogenous technological change. *Journal of Political Economy* 98, s71-s102.
- Sachs, J. and Warner, A : Economic reform and the process of global integration, *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 1-117, 1995.
- Sekkat, K : FDI inflows to the MENA region, An Empirical Assessment of their Determinant and Impact on Development, *Femise Reserach Program* N°21-15
- Stiglitz, J : Capital Market Liberalization, Economic Growth and Instability, *World Development*, Vol. 28, No. 6, pp. 1075-86, 2000.
- Wang, J et Blomstrom, M: Foreign investment and technology transfer, *European Economic Review*, N° 36, 1992.
- Wang, J : Growth technology transfer, and the long-run theory of international capital movements, *Journal of International Economics*, Vol. 29, (pp.255-71), 1990.