

Interaction entre IDE, productivité et capital humain

Cas des industries manufacturières tunisiennes

Rafik Baccouche, FSEG - Université de Tunis El Manar
Jamal Bouoiyour, CATT - Université de Pau
Sami Mouley, ESSEC - Université de Tunis

Version provisoire
A ne pas citer

Juin 2010

1. Introduction

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 cette étude une évaluation de l'impact de la présence étrangère sur la productivité des entreprises tunisiennes.

L'un des aspects fondamentaux de la présence des firmes multinationales (FMN) dans les pays en développement est le transfert de technologie. En effet, la technologie se diffuserait vers les entreprises locales au travers d'externalités positives (ou « spillovers ») selon la terminologie de Blomström (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 indicateurs de productivité, établie par des études en coupes transversales (Caves, 1974, Globerman, 1979, Blomström et al., 1994) 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 et Kokko, 1998). 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 » (Blomström et Kokko, 1998).

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 proxys de capital humain ont été employées¹. Les résultats confirment le rôle joué par le capital humain au travers de son effet positif et significatif sur la productivité domestique. Au 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 des caractéristiques générales au pays hôte (capital humain, formation, apprentissage, rôle des institutions, aptitudes technologiques...). Dans ce sens Wang (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 (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.

Après avoir rappelé le modèle économétrique, nous présentons les résultats et les discussions autour de ces derniers.

¹ Caves (1974) a utilisé la qualité du travail (rapport entre la masse salariale des employés locaux et américains), Globerman (1979) 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 du travail mesurée par le rapport entre le travail non manuel (intellectuel) et manuel dans chaque secteur.

2. 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. Pour la 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 en Tunisie 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. En effet, depuis l'adoption du programme d'ajustement structurel en Tunisie, une nette amélioration de la productivité globale des facteurs (PGF) a été observée, notamment au niveau de la branche textiles-habillement. Relativement aux facteurs capital et travail, la PGF semble aussi contribuer activement à la croissance de la valeur ajoutée ce qui du reste confirme son importance au niveau de la compétitivité notamment dans les branches du secteur manufacturier où la Tunisie détient des avantages comparatifs certains. En particulier, la productivité du travail s'est améliorée dans l'ensemble des activités passant de 0.8% durant la période 1981-1986, à 1.3% pour 1987-1989, 2.4% durant la période 1990-1996 et à 2.9% durant la période 1997-2004. Cette croissance substantielle semble portée par les gains de productivités réalisés par les industries manufacturières, en particulier les industries textile (ITHC) et agroalimentaire (IAA) ainsi que les mines, contre un essoufflement des industries de matériaux de construction (IMCCV) et mécaniques (IME), et surtout un repli évident du tourisme. En revanche, le secteur agricole apparaît à la traîne. En effet, il n'a réalisé qu'un gain de productivité moyen de l'ordre de 4.6% entre la période 1981-1986 et la période 1997-2004. Néanmoins, l'évolution comparée des taux de croissance de la productivité du travail et du salaire réel moyen par principaux secteurs d'exportations sur la période 1981-2004 démontre clairement que les gains en matière de productivité du travail consolidés jusqu'ici risquent d'être neutralisés par l'accroissement de l'inflation salariale dès lors que le taux de croissance du salaire réel moyen est passé de 2.5% durant la période 1981-1986 à 3.4% durant la période 1997-2004, soit une érosion du gain de la productivité du travail de 0.5% pour l'ensemble des secteurs exportateurs qui est donc défavorable à la compétitivité-coûts de la Tunisie.

Concernant les déterminants ciblés, notre analyse a confronté des facteurs micro-structurels d'attractivité des IDE à des déterminants relatifs au climat macroéconomique. Cette double structure a été très peu implémentée dans la pratique car nécessite la jonction de données micro et macroéconomiques. En effet, les analyses disponibles dans la littérature, y compris les travaux antérieurs du FEMISE, 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 existent dans la littérature, approche comptable, non paramétrique et paramétrique. 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 et Pakes (1996) pour obtenir des estimations convergentes des paramètres de la fonction de production et par ce biais une mesure appropriée de la PGF.

Tableau 1 : Taux de croissance de la productivité du travail et du salaire réel moyen

Secteurs	Productivité du travail				Salaire réel moyen			
	1981-1986	1987-1989	1990-1996	1997-2004	1981-1986	1987-1989	1990-1996	1997-2004
Agriculture	2.6%	-0.1%	6.7%	7.2%	5.2%	-6.0%	3.2%	3.8%
Services								
Trans. / Tel.	0.6%	5.9%	2.9%	3.1%	2.5%	0.8%	2.5%	1.2%
Tourisme	-4.4%	9.9%	-0.8%	1.7%	-1.4%	-0.4%	1.5%	1.7%
Ind. Manuf.								
IAA	-1.3%	-2.8%	2.0%	2.6%	0.0%	-3.1%	3.4%	3.6%
IMCCV	3.1%	3.5%	0.6%	0.7%	-1.6%	-1.2%	2.4%	2.8%
IME	2.5%	-0.6%	0.5%	0.6%	2.0%	0.4%	1.1%	2.9%
ICC	3.5%	5.9%	2.4%	2.9%	1.0%	-0.2%	2.1%	3.7%
ITHC	2.2%	6.9%	5.7%	6.1%	11.7%	3.1%	3.6%	4.2%
Ind. Diverses	3.1%	1.8%	2.5%	2.8%	2.9%	-0.7%	2.5%	2.9%
Mines	6.2%	8.0%	5.5%	5.2%	2.8%	5.3%	2.2%	4.1%
Hydrocarbures	-3.1%	-3.5%	-2.2%	-1.9%	7.8%	-0.7%	1.9%	5.2%
TOTAL	0.8%	1.3%	2.4%	2.9%	2.5%	-1.1%	2.7%	3.4%

Source : Institut d'Economie Quantitative (Ministère du Développement Economique & de la Coopération Internationale)

3. 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 et Pakes (1996) en réponse au biais de simultanéité du à la corrélation instantanée qui existe entre les chocs de productivités inobservables et les facteurs de production². Pour illustrer cette approche, considérons la fonction de production Cobb-Douglas suivante:

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

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:

$$\begin{aligned} y_{it} &= b_0 + b_1 k_{it} + b_2 l_{it} + u_{it} \\ u_{it} &= \omega_{it} + e_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

² L'approche d'Olley et Pakes 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.

Le terme d'erreur u_{it} comprend ainsi deux composantes: un terme d'erreur classique e_{it} spécifique aux modèles économétriques et ω_{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. Il existe donc, à travers ω_{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.

Le problème du biais de simultanéité dans le cadre de la fonction de production n'est pas récent puisqu'il remonte au travail pionnier de Marschak et Andrews (1944). Depuis, une littérature abondante lui a été consacrée 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 ω_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 très difficile d'identifier des variables qui soient à la fois corrélées avec les inputs et orthogonales aux chocs de productivité ω_{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 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 ω_{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.

Olley et Pakes (1996) commencent leur analyse en supposant 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):

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

où δ 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 ω_{it} . Le fait que cette fonction d'investissement soit strictement croissante par rapport à ω_{it} , son inversion permet d'exprimer la productivité observable ω_{it} comme fonction du niveau d'investissement et du capital. Formellement, on a les relations suivantes:

$$i_{it} = i_{it}(\omega_{it}, k_{it}) \Leftrightarrow \omega_{it} = i_{it}^{-1}(i_{it}, k_{it}) = h_{it}(i_{it}, k_{it}) \quad (2)$$

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

$$\begin{aligned} y_{it} &= b_2 l_{it} + \varphi_{it}(i_{it}, k_{it}) + e_{it} \\ \varphi_{it}(i_{it}, k_{it}) &= b_0 + b_1 k_{it} + h(i_{it}, k_{it}) \end{aligned} \quad (3)$$

A ce stade, deux remarques méritent d'être soulignées. D'abord, l'équation (3) correspond à un modèle semi-paramétrique dont l'estimation n'est pas directement possible puisque la forme fonctionnelle de la fonction φ_{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.

Pour cela, Olley et Pakes (1996) supposent que la productivité observable ω_{it} suit un processus de Markov de premier ordre, ce qui permet de décomposer ω_{it} comme suit:

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

où ζ_{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

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

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:

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

où $\hat{\varphi}_{it-1}$ désigne l'estimation de la fonction φ_{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 ω_{it} . La deuxième étape consiste à estimer l'élasticité de l'output par rapport capital sous l'hypothèse que ce facteur s'ajuste lentement en réponse à des chocs de productivité. L'hypothèse que ω_{it} suit un processus de Markov implique en effet que le capital s'ajuste avec un certain délai. Plus précisément k_{it} dépend de ω_{it-1} mais pas de l'innovation ζ_{it} .

4. Résultats

4.1. Résultats d'estimation de la fonction de production

Les données d'enquêtes utilisées 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, les coûts salariaux etc. Le tableau suivant donne la distribution des entreprises par an et par secteur. Ainsi le nombre total des observations est-il égal à 9528. On peut remarquer au niveau de la dernière colonne du tableau 2 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).

Tableau 2 : Répartition des entreprises par secteur et an

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

IAA: Industrie agroalimentaire; ITHCC: Industrie du textile, habillement, cuir et chaussures; IMCCV: Industrie des matériaux de constructions, céramique et verre; IME: Industrie mécanique et électrique

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 domestique³. 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. Le tableau qui suit retrace pour chaque secteur d'activité l'évolution annuelle des entreprises à participation étrangère :

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

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

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 :

³ 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%.

Tableau 4 : Comparaison de performances

	IDE	IAA	ITHCC	Chimie	Plastique	IMCCV	Machine	IME	Total
PPL	0	23327	8250	21551	16826	11107	16286	16189	14277
	1	36941	11504	43257	24899	41857	29825	15138	16062
Diff.	1 - 0	+	+	+	+	+	+	-	+
PGF	0	255	232	253	243	243	238	242	241
	1	312	241	309	277	310	256	275	253
Diff.	1 - 0	+	+	+	+	+	+	+	+
INTCAP	0	78649	19649	52901	63346	49984	38628	36933	41985
	1	118962	12133	99389	41235	170242	69655	25777	28563
Diff.	1 - 0	+	-	+	-	+	+	-	-
Effectif	0	71	81	131	51	86	72	68	79
	1	166	168	136	148	156	96	303	174
Diff.	1 - 0	+	+	+	+	+	+	+	+
R&D	0	172	67	209	133	62	123	144	111
	1	324	155	434	412	718	1419	146	267
Diff.	1 - 0	+	+	+	+	+	+	+	+
Export	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	+	+	+	+	+	+	+	+
Coût Salarial	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

INTCAP (Intensité capitalistique) = Immobilisations corporelles / Effectif

R&D : Dépenses en recherches et développement

Export : revenus à l'exportation

Sources :

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 significatif. 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

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

Ayant estimé les paramètres de la fonction de production, on passe au calcul de la productivité globale des facteurs. Selon la méthodologie utilisée, on peut avoir deux mesures de la PGF à savoir:

$$pgf_{it} = \log(PGF_{it}) = y_{it} - b_1 k_{it} - b_2 l_{it} = \omega_{it} + e_{it} = u_{it} \quad (5)$$

ou bien :

$$pgf_{it} = \omega_{it} = h_{it}(\cdot)$$

La première formule présente l'inconvénient de prendre en compte le terme d'erreur idiosyncrasique e_{it} constitué essentiellement d'erreurs de mesure et de chocs transitoires qui n'ont rien à voir avec la productivité. Quant à la deuxième formule, elle correspond à la composante observable de la productivité et exclut aussi bien les erreurs de mesure que d'éventuelles innovations dans la productivité. Dans notre analyse empirique nous avons utilisé les deux types de mesure et les résultats obtenus sont qualitativement très similaires. Les conclusions concernant les effets de l'IDE sur la PGF sont les mêmes mais l'ampleur de ces effets est plus importante avec la première formule, probablement à cause de la présence du terme d'erreur e_{it} .

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

a. Le modèle de base

Pour évaluer l'impact de l'IDE sur la PGF des entreprises tunisiennes, nous avons considéré l'équation de base suivante:

$$pgf_{it} = \beta_0 + \beta_1 ide_{it} + \beta_2 \exp ort_{it} + \beta_3 (ide \times \exp ort)_{it} + \delta R \& D_{it} + \gamma_1 sp_{jt} + \gamma_2 (sp_{jt} \times abs_{it}) + D_s + D_t + e_{it} \quad (6)$$

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 β_1 soit positif. Le coefficient β_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 $\exp(\beta_1) - 1$.
- $export$: 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 β_1 soit positif, c'est à dire que les firmes exportatrices sont en moyennes plus performantes que les entreprises tournées vers le marché local.
- $ide \times export$: est une variable binaire d'interaction entre les variables ide et $export$. 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, β_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.
- $R\&D$: définie une variable indicatrice qui vaut 1 ou 0 selon que, respectivement, la firme en question investit ou non en recherche et développement.
- sp_{jt} : 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.
- $sp_{jt} \times abs_{it}$: 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 sectorielle⁴. Formellement :

$$abs_{it} = \frac{PGF_{it} - PGF_{jt}^-}{PGF_{jt}^+ - PGF_{jt}^-}$$

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:

⁴ Plusieurs études montrent que la capacité d'absorption des firmes est élevée si l'écart technologique avec les firmes étrangères est faible (Blomstrom 1986, Kokko et al. 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.

$$\frac{\partial pgf_{it}}{\partial sp_{it}} = \gamma_1 + \gamma_2 abs_{it}$$

Une valeur positive du coefficient γ_2 signifie que l'effet spillover de l'investissement direct étranger croît 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_{it}	0.134 (6.78)	0.128 (6.54)	0.079 (5.23)	0.068 (5.10)	-	-
export_{it}	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_{it} × export_{it}	-0.085 (-4.07)	-0.083 (-4.0)	-0.052 (-3.24)	-0.051 (-3.56)	-	-
R&D_{it}	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_{it}	-0.109	-0.140 (-2.13)	-0.72 (-48.61)	-1.631 (-32.71)	-0.77 (-43.5)	-1.463 (-23.46)
sp_{it} × abs_{it}	-	-	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)
R²	0.047	0.051	0.456	0.579	0.442	0.526
nbre obs.	9171	9171	9171	9171	6223	6223

b . 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%.

c. 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, l'emploi etc., ou tout simplement 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'activité⁵.

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 γ_1 , associé à la variable sp_{it} , est toujours négatif et statistiquement significatif, alors que γ_2 , qui est associé à la variable d'interaction $sp_{jt} \times abs_{it}$, est toujours positif et statistiquement significatif. Le fait que γ_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.

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.

⁵ Dans les faits, nous avons essayé plusieurs définitions mais nos résultats se sont avérés très peu sensibles à ces définitions.

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.

5. Conclusion

Nous avons essayé dans le cadre de ce travail d'évaluer l'impact de la présence étrangère sur les productivités des entreprises tunisiennes (productivité globale des facteurs). 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.

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.

Références bibliographiques

- Agosin M.R., and Mayer R. (2000) Foreign investment in developing countries : Does it crowd in domestic investment ? UNCTAD working paper, 146.
- Abbate, F., 2002, L'intégration de la Tunisie dans l'économie mondiale : opportunités et défis, Conférence des Nations Unies sur le commerce et le développement, Genève. Rapport préparé dans le cadre du programme global CNUCED/PNUD intitulé "Mondialisation, libéralisation et développement humain durable".
- Aussilloux, V., 1997, Investissements directs, tarifs douaniers et emplois : une modélisation en termes d'équilibre de Stackelberg, in De Melo, G., Commerce Nord-Sud, migration, délocalisation : les effets sur les salaires et l'emploi, *Economica*, pp. 102-118.
- Aitken B. et A. Harrison (1999), « Do domestic firms benefit from direct foreign investment ? Evidence from Venezuela », *The American Economic Review*, vol. 89, n°3, pp.605-618.
- Alcabas A.-M., Bourcieu E. et B. Valersteinas (2000), « Les nouvelles formes de l'IDE », *Problèmes Economiques*, n°2 660, pp.19-23.
- Baccouche R., (2001) *Etude de la Productivité Globale des Facteurs*", IEQ, Ministère du Développement Economique, Tunisie
- Baccouche R., (1997) *Croissance Potentielle et Fluctuations Conjoncturelles en Tunisie*", *Economie Internationale*, 1^{er} Trimestre No. 69, 1997.
- Banque Mondiale (2002), *Moroccan Manufacturing Sector at the Turn of the Century*, FACS-MOROCCO.
- Baslé, M., 1999, *Compétition entre les différents gouvernements dans l'offre d'attractivité local*, in Goüest, V., *Investissements étrangers et milieu local*, Presses universitaires, p. 91
- Banque mondiale, 2005, *Rapport sur le développement dans le monde : un meilleur climat de l'investissement pour tous*, Février, De Boeck, pp. 3- 20 et pp. 248-249.
- Banque Mondiale : *Emploi, Croissance et Gouvernance au Moyen-Orient et en Afrique du Nord* », Washington D.C., mai 2005
- Banque Mondiale : *République de Tunisie : Revue des politiques de développement*, Rapport 29847-TN, Octobre 2004.
- Banque Mondiale (2006): *Développements récents et perspectives économiques (résumé rapport MENA)*
- Blomström, M. & Kokko, A., 2003, *The economics of foreign direct investment incentives*, Working Paper, NBER n° 9489.
- Blonigen, B. A., 2005, *A review of the empirical literature on FDI determinants*, Working Paper, NBER n° 11299.
- Buckley, P. J., & Casson, M., 1981, *The optimal timing of foreign direct investment*, *Economic Journal* (91), pp. 75-87
- Brunetti A. and B. Weder "Investment and Institutional Uncertainty: A Comparative Study of Different Uncertainty Measures", *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol 134 n°3, p.513-533, 1998.
- Balasubramanyam U.N. (1973), *International transfer of technology to India*, Praeger, New York.
- Ben Habib J. et M. Spiegel (1994), « The role of human capital in economic development », *Journal of Monetary Economics*, vol. 34, n° 2, October, pp. 143-173.
- BLOMSTROM M. (1989), *Foreign investment and spillovers*, Routledge, London.
- BLOMSTROM M. et A. KOKKO (1998), « Multinational corporations and spillovers », *Journal of Economic Surveys*, vol. 12, n°3, pp.247-277.
- BLOMSTROM 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.

- BLOMSTROM 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.
- Baffes J., A. Elbadawi, et S. O'Connell (1999), Single-equation estimation of the equilibrium real exchange rate, in Hinkle L. E. et P. J. Montiel, *Exchange rate misalignment: concepts and measurement for developing countries*, World Bank Research Publication.
- Bouoiyour J. et Hanchane S. (2008), « Formation professionnelle et croissance économique : uelles interactions dans les cas du Maroc et la Tunisie ? ». Rapport FEMISE-Commission Européenne, 2008.
- Bouoiyour J. Dumas A. et Hanchane S. (2008), « Qualité de la formation professionnelle initiale au Maroc et impact des actions de formation continue sur les performances des entreprises marocaines », Rapport FEMISE-Commission Européenne, 2008.
- Bouoiyour J., Mouhoud E.M., Hanchane H. (2007), « Investissements directs étrangers et productivité : quelles interactions dans le cas des pays du Moyen-Orient et d'Afrique du Nord », mimeo. A paraître dans *Revue Economique*.
- Bouoiyour J (2007), "The Determining Factors of Foreign Direct Investment in Morocco", *Saving and Development, Issue 1*, pp : 91-105, 2007.
- Bouoiyour J. (2005) "Labour Productivity, Technological Gap and Spillovers: Evidence From Moroccan Manufacturing Industries" *African Finance Journal*, volume 7, n°2, 1-17.
- Brash D.T. (1966), *American investment in Australian industry*, Harvard University Press, Cambridge.
- Mass.Casero P.A, Varoudakis A : *Growth, private investment, and the cost of doing business in Tunisia : a comparative perspective*, Banque mondiale, janvier 2004
- Calvo .G, L. Leiderman et C.Reinhart : "Inflows of Capital to Developing Countries in the 1990s," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 10, No.2, 1996
- Clerides S. Lach S. et Tybout J., 1998, "Is Learning-By-Exporting Important? Micro-dynamic Evidence from Colombia, Mexico and Morocco", *Quarterly Journal of Economics*, 113, 3, pp. 903-947.
- CNUCED (2007), « Examen de la politique d'investissement au Maroc ». Nations -Unis.
- CNUCED (2008), Base de données CNUCED FDI/TNC.
- CNUCED/PNUD : L'intégration de la Tunisie dans l'économie mondiale : opportunités et défis, Abbate F. (2002),
- CNUCED (1996), « L'investissement, le commerce et les instruments internationaux », Rapport sur l'investissement dans le monde, New York et Genève.
- CANTWELL J. (1989), *Technological innovation and multinational corporations*, Oxford Cambridge, Mass: Blackwell, pp. 16-23.
- CAVES R.E. (1974), « Multinational firms, competition, and productivity in host-country markets », *Economica*, 41, 162 (May), pp. 176-193.
- CAVES R.E. (1982), *Multinational enterprise and economic analysis*, Cambridge University Press, London.
- COE D., E. HELPMAN et W. HOFFMAISTER (1997), « North-South R&D spillovers », *The Economic Journal*, vol. 107, n° 440, January, pp. 134-149.
- Dunning, J. H., 1988, The Eclectic paradigm of international production: A restatement and some possible extensions, *Journal of international business studies*, vol. 19, pp. 1-31
- DELAPIERRE M. et C. MILELLI (1995), *Les firmes multinationales*, Vuibert.
- DUNNING J. (1981), *International production and the multinational enterprise*, George Allen and Unwin, London.
- Economist Intelligence Unit (2007): *World investment prospects to 2011. Foreign direct investment and the challenge of political risk*. Columbia Program on International Investment.
- 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.
- Edwards. S : "How Effective Are Capital Controls?" *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 13, fall, pp. 65-84, 1999.
- Ferrara, L., & Henriot, A., 2004, *La localisation des entreprises industrielles : comment apprécier l'attractivité des territoires ?*, *Economie Internationale*, n°99, pp. 91-111

- FEMISE: FDI inflows to the MENA region, An Empirical Assessment of their Determinant and Impact on Development, Femise Reserach Program N°FEM 21-15
- FEMISE : Analyse des investissements publics de croissance, Femise Reserach Program N°FEM 22-26, 2006, Berthomieu Cl. & alii .
- 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.
- Flôres R. Fontoura M. and Santos R. 2000, "Foreign Direct Investment Spillovers: What Can We Learn from Portuguese Data?", *Working Paper*, 4, Universidade Técnica de Lisboa.
- Globerman S., 1979, "Foreign Direct Investment and Spillovers Efficiency Benefits in Canadian Manufacturing Industries", *Canadian Journal of Economics*, 2, pp. 42-56.
- Henisz J. W. "The Institutional Environment for Multinational Investment". Working paper of the Reginald H. Jones Center, The Wharton School, University of Pennsylvania, 2000.
- Heritage Foundation (2007): index of economic freedom
- Hatem, F., 2004, Investissement international et politiques d'attractivité, *Economica*, p. 220-222.
- Hirsch, S., 1976, An International Trade and Investment Theory of the Firm, *Oxford Economic Papers*, vol. 28, pp. 258-270.
- HADDAD M. et A. HARRISON (1993), « Are there spillovers from direct foreign investment ? », *Journal of Development Economic*, n°42, pp. 51-74.
- IACE : L'attractivité des IDE au Maghreb : Une Perspective Comparative, Fehri.H, Journées de l'Entreprise 2007
- Independent Evaluation Office (IEO - IMF): The IMF's approach to capital account liberalization, 2005-2006
- International Monetary Fund (IMF): Staff Country Reports: Tunisia, (Diverses livraisons).
- International Monetary Fund (IMF): Staff Country Reports: Morocco, (Diverses livraisons).
- KOIZUMI T. et K.J. KOPECKY (1977), « Economic growth, capital movements and the international transfer of technical knowledge », *Journal of International Economics*, vol. 7, pp. 45-65.
- 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.
- Levy Yeyati, E., E. Stein and C. Daude (2001). Regional Integration and the Location of FDI. Washington, DC, United States: Inter-American Development Bank. Mimeographed document.
- Markusen, J. R., & Venables, A., 1999, Foreign Direct Investment as a Catalyst for Industrial Development, *European Economic Review*, n° 43, pp. 335-356
- Michalet, C.A., 1998, La Tunisie : le renforcement de l'attractivité, in Bellon B. et R. Gouia (eds.), *Investissements Directs Etrangers et développement industriel méditerranéen*, *Economica*, Paris.
- Michalet, C. A., 1999, La séduction des nations : ou comment attirer les investissements directs étrangers, *Economica*, p. 47-71
- Mucchielli, J.L., 2001, Investissements directs et exportations : compléments ou substituts, *Accomex*, n°40, pp 9-15.
- Mucchielli, J. L., 1991, Alliance stratégique et firmes multinationales, une nouvelle théorie pour de nouvelles formes de multinationalisation, *Revue d'économie industrielle*, n°55, 1^{er} trimestre, p. 118
- Mucchielli, J. L., 1992, Déterminants de la localisation et firmes multinationales, *Revue économique*, n°4, pp. 647-660
- Makdisi S., Fattah Z., and I. Limam, "Determinants of Growth in the MENA Region", the Global Development Network, Prague, 2000.
- Maddala .G .S : "Limited dependent and qualitative variables in econometrics" Cambridge, Cambridge University Press, 1983

- Mc.Fadden .D : "Quantal choice analysis: a survey" *Annals of Economics and Social Measurement* 5/4, (pp.363-90), 1976.
- Mouley.S et B.Guilhon : "L'euro, l'intégration des PECO dans l'UE et la compétitivité de la filière textile en Tunisie: détournement d'échanges ou création de trafic ?" in "Les enjeux de l'intégration économique régionale" Boudhief.M et T.Rajhi eds, Tunis 2000
- MACDOUGALL G.D.A. (1960), « The benefit and costs of private investment from aboard : A theoretical Approach », *Economic Record*, vol. 36, pp. 13-35.
- MANSFIELD E. (1961), « Technical changes and the rate of imitation », *Econometrica*, October
- MARKUSEN J.R. (1995), « The Boundaries of multinational enterprises and the theory of international trade », *Journal of Economic Perspectives*, 9 : 2, 169-189.
- MARKUSEN J.R.et A. VENABLES (1995), « The increased importance of multinationals in North America economic relationships : A convergence hypothesis » in M. CANZONERI, W. ETHIER et GRILLI eds., *The new transatlantic economy*, Cambridge University Press, London.
- MICHALET C.-A. (1999), *La séduction des nations ou comment attirer les investissements*, Economica.
- Nabli. M.K (2006): "une nouvelle vision pour l'intégration économique du Maghreb?" communication aux journées de l'entreprise.
- OCDE (2007) : la Chine est-elle un nouveau centre de délocalisation des services informatiques et des services liés aux TIC ? document de travail non classifié.
- OCDE., 2002, *New Horizons for foreign direct investment*, Publications OCDE, Paris, p. 182
- Porter, M., 1993, *L'avantage concurrentiel des nations*, InterEditions, Paris.
- Richet, X., & Guerraoui, D., 1997, *Les investissements directs étrangers : facteurs d'attractivité et de localisation*, Les éditions Toubkal et l'Harmattan, pp. 271-279
- Rodrick .D : "The new global economy and developing countries : making openness work" John Hopkins University Press,1999.
- Rodrik .D : "Who Needs Capital-Account Convertibility?" Peter Kenen (ed.), "Should the IMF Pursue Capital Account Convertibility?" *Essays in International Finance*, No. 207, International Finance Section, Department of Economics, Princeton University, 1998.
- Rogoff .K : "Rethinking Capital Controls: When Should We Keep an Open Mind?" *Finance and Development*, Vol. 39, December, 2002.
- RODRICK D. et F. RODRIGUEZ (1999), « Trade policy and economic growth : a skeptic's guide to the cross-national evidence », *CEPR Discussion Paper*, May, n° 2143.
- ROSENBLUTH G. (1970), « The relation between foreign control and concentration in canadian industry », *Canadian Journal of Economics*, vol. 3, pp.14-38.
- Sachs, J. and A. Warner (1995), *Economic reform and the process of global integration*, *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 1-117.
- Smith, A., 1987, *Strategic investment, Multinational corporations and trade policy*, *European Economic Review*, vol. 31, n°1, pp. 89-96
- Stiglitz .J : *Capital Market Liberalization, Economic Growth and Instability*, *World Development*, Vol. 28, No. 6, pp. 1075-86, 2000.
- Stiglitz .J : "Capital-Market Liberalization, Globalization, and the IMF", *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 20, No. 1, pp. 57-71, 2004.
- Sadik A.T., and Bobol A.A. (2001) *Capital flows, FDI, and technology spillovers : evidence from Arab countries*. *World Development*, 89 (12), 2111-2125.
- SAFARIAN A.E. (1966), *Foreign ownership of Canadian industry*, McGraw-Hill, Toronto.
- SAVARY J. (1981), *Les multinationales françaises*, PUF.
- Transparency International (2007) : *Corruption perception index*
- UNCTAD (2007): *World Investment Report : World investment prospects survey 2007-2009*

- Williamson .J et M. Mahar : "A Survey of Financial Liberalization," Essays in International Finance, No. 211, International Finance Section, Department of Economics, Princeton University, 1998.
- Vernon, R., 1966, International Investment and International Trade in the product Cycle, Quarterly Journal of Economics, vol. 80, pp. 190-207
- WANG J. et M. BLOMSTROM (1992), « Foreign investment and technology transfer », European Economic Review, n° 36.
- WANG. J. (1990), « Growth technology transfer, and the long-run theory of international capital movements », Journal of International Economics, vol. 29.
- Wells, L., & Wint, A., 1990, Marketing a country, Foreign Investment Advisory Service, Occasional Paper n° 1.
- World Bank (2007) : Doing Business in 2008 , Governance indicators database
- World Bank : « République de Tunisie : Revue des politiques de développement » Rapport 29847-TN, Octobre 2004.
- ZANDER U. (1991), Exploiting a technological edge. Voluntary and involuntary dissemination of technology, Institute of international business, Stockholm School of Economics.