

# **Ouverture commerciale et output indésirable: Evidence en termes d'efficacité productive pour le MENA**

*Kodjo KODJO-KOMNA, CERDI \**

## **Résumé**

Cet article utilise les données de panel agrégées pour examiner empiriquement l'effet de l'ouverture commerciale sur l'efficacité productive en termes d'output indésirable (émissions de CO<sub>2</sub>) dans les pays du Moyen-Orient et d'Afrique du Nord (MENA).

L'idée principale de cet article est d'analyser l'impact de l'ouverture commerciale sur l'efficacité technique productive par l'output indésirable du MENA.

Afin de pouvoir estimer cet effet; nous avons emprunté de Battese et Coelli (1995), la méthode de la mesure ajustée de l'efficacité technique en estimant une frontière de production stochastique où l'ouverture commerciale est supposée affecter simultanément la technologie de production et l'efficacité technique. Bien avant de procéder à l'estimation, on peut observer deux approches alternatives de mesures proposées dans la littérature sur l'efficacité. La première suppose que l'ouverture commerciale peut modifier la courbe de la frontière de production, et l'autre montre qu'elle affecte directement l'efficacité technique. Dans notre article, une comparaison sera faite entre ces deux approches. Nos résultats préliminaires montrent que les pays ouverts sont plus efficaces en termes de réduction d'inefficacité d'émissions du CO<sub>2</sub> par rapport aux pays fermés. Toute fois, l'application de la méthode ajustée à l'ouverture commerciale donne des résultats similaires aux pays plus exposés à l'ouverture commerciale.

**Mots-clés :** Output indésirable, Ouverture commerciale, Frontière stochastique, Efficacité technique, Méthode ajustée, Gap d'efficacité

\***CERDI** : Centre d'Etudes et de Recherche sur le Développement International,  
Clermont- Ferrand (France)

## 1. Introduction

L'une des préoccupations actuelle de notre planète est la prise en compte des catastrophes naturelles qui semblent être imputables aux changements climatiques et risquent de générer de fortes externalités négatives dommageables au bien être de la population. Une telle situation peut s'expliquer par l'adhésion de plusieurs pays au processus international de libéralisation des échanges, suite à la conclusion du cycle Uruguay, ou dans le cadre d'accords régionaux. Un tel processus comporte un double risque : le premier est de voir les émissions de gaz à effet de serre augmenter avec le surplus de croissance susceptible de résulter de la libéralisation commerciale ; le second est de voir certains pays en développement se spécialiser davantage dans des processus productifs fortement polluants (Lee et Roland-Holst, 1994), en raison de leurs avantages comparatifs, ou d'un souci moins prononcé de leurs gouvernements en matière de contrôle de la pollution.

Avec le regain des problèmes environnementaux, nous nous sommes intéressé aux pays du MENA pour essayer de voir la relation entre les émissions de gaz à effets de serre (CO<sub>2</sub>) et libéralisation économique. En effet, la littérature stipule que les pays connaissant une forte croissance économique sont plus susceptibles de polluer plus. A partir des données de panel agrégées des pays du MENA, nous avons analysé l'impact de l'ouverture commerciale sur l'efficacité technique productive. Nos résultats montrent que les pays ouverts sont plus efficaces en termes de réduction d'inefficacité d'émissions du CO<sub>2</sub> par rapport aux pays fermés. Toute fois, l'application de la méthode ajustée à l'ouverture commerciale donne des résultats similaires aux pays plus exposés à l'ouverture commerciale. Outre ces résultats, nous trouvons également que l'hypothèse de l'existence de paradis pour pollueurs n'est pas vérifiée pour le CO<sub>2</sub>. En effet, nos résultats montrent que les pays «MENA» subiraient des pressions positives de leurs partenaires commerciaux pour hausser ses standards environnementaux.

Afin de pouvoir estimer cet effet; nous avons emprunté de Battese et Coelli (1995), la méthode de la mesure ajustée de l'efficacité technique en estimant une frontière de production stochastique où l'ouverture commerciale est supposée affecter simultanément la technologie de production et l'efficacité technique. Avant de procéder à l'estimation, on peut observer deux approches alternatives sur la littérature de mesure d'efficacité concernant la façon de prendre en compte la variable ouverture. La première approche suppose que l'ouverture commerciale influence la forme de la frontière de production, et donc celle-ci devrait être incluse directement dans la fonction de production comme variable indépendante

(Good et al. 1993). La seconde suppose elle que l'ouverture commerciale influence le degré d'inefficience technique et celle-ci doit être modélisée pour qu'elle influence directement le terme d'inefficience (Battese et Coelli, 1995). Nous présenterons et comparerons les résultats obtenus avec ces deux approches alternatives. Notons que la première approche donne des scores d'efficience technique nets d'influence d'ouverture commerciale, tandis que la seconde donne des scores d'efficience intégrant les effets d'ouverture commerciale et qu'on peut nommer scores d'efficience brutes. Afin de rendre comparables ces scores d'efficience, nous allons utiliser la technique de la mesure ajustée de Battese et Coelli (1995) qui consiste à transformer les scores d'efficience nette en scores d'efficience brute. La frontière de production paramétrique est estimée en utilisant des données de panel agrégées des inputs et outputs de 16 pays du MENA sur la période 1980-2000.

L'article s'organise de la façon suivante : en section 2, nous présenterons une revue théorique et empirique de la relation ouverture commerciale-efficience productive. Dans la section 3, nous présenterons les deux approches alternatives prenant en compte l'ouverture commerciale dans une frontière stochastique. La description des données et la spécification du modèle constitueront la section 4. Enfin, les résultats empiriques, discussions et conclusion seront présentés dans la section 5.

## 2. Cadrage de l'analyse et revue de la littérature

### a. Le cadrage

- **Effets d'échelle, de composition et technique**

L'effet de l'ouverture commerciale sur l'environnement soulève beaucoup d'inquiétudes. Afin de comprendre la relation entre ces deux variables, il est utile de prendre en compte trois mécanismes qui surviennent suite à une ouverture, soit les effets d'échelle, de composition et technique (Grossman et Krueger, 1993).

L'**effet d'échelle** (*scale effect*) met en relation l'évolution du commerce et l'expansion de l'activité économique. Les hypothèses sous-jacentes à cette relation sont que si les activités et les technologies restent les mêmes, plus de commerce et plus d'investissement entraînerait plus de pollution. Un tel mécanisme semble renforcé l'intuition des environmentalistes qui plaident qu'une hausse du commerce accroît la pollution.

L'**effet de composition** (*composition effect*) se fonde sur l'approche d'Heckscher-Ohlin qui stipule qu'une ouverture commerciale amène chaque pays à se spécialiser dans les secteurs où il dispose d'un avantage comparatif. Le commerce affecte alors la composition de la production. Ainsi, si nous considérons l'environnement comme intrant dans le processus de production, un pays avec une abondance relative en environnement va augmenter sa spécialisation dans les biens intensifs en pollution suite à une ouverture du commerce. À l'opposé, un pays qui importe un bien polluant va voir sa production diminuer suite à l'ouverture. Cette théorie fait référence à l'hypothèse du paradis de pollution (*pollution haven hypothesis*), selon laquelle les pays ayant des normes environnementales peu contraignantes verront les firmes polluantes migrer vers leur territoire. Toutefois, il est possible que les sources d'avantages comparatifs soient plus « traditionnelles », c'est-à-dire les différences relatives d'abondance en capital et travail. Low (1992) indique que la moyenne pondérée des dépenses en contrôle et réduction de la pollution dans les secteurs industriels aux États-Unis n'est que de 0,54% des coûts totaux de production. Ceci laisse présager que les firmes pourraient ne pas être guidées en premier lieu par ce type d'avantage comparatif pour se localiser. L'impact du commerce via l'effet de composition serait alors plus ambigu, les dotations en facteurs telles que le capital et le travail seraient alors les forces qui dictent le commerce international. Cette théorie est connue sous le vocable de dotation en facteurs (*factor endowment hypothesis*). En général, les pays en voie de développement ont une abondance relative en travail par rapport au capital. Ainsi, une dégradation de l'environnement suite à l'ouverture au commerce dans ces pays serait plus probable si les

secteurs intensifs en main d'œuvre étaient polluants. En étudiant cinq industries polluantes<sup>1</sup>, Tobey (1990) a démontré que l'abondance relative en main-d'oeuvre non-qualifiée a un impact significatif sur les exportations nettes de biens polluants que pour une seule industrie, soit celle des métaux non ferreux. Ce résultat nous amène donc à croire que via l'effet de composition, les PVD n'ont pas nécessairement un avantage comparatif pour la production de biens polluants.

**L'effet technique** (*technical effect*). La libéralisation, en ouvrant les pays en développement aux investissements, peut conduire à un transfert de technologies plus modernes et plus propres vers ceux-ci ; la libéralisation peut surtout entraîner une augmentation des revenus des pays en développement, et par là même induire une demande plus forte pour un environnement plus propre. Dans notre cas, l'output (CO<sub>2</sub> par unité de production) devrait diminuer et ce, spécialement dans les PVD et particulièrement dans les pays du MENA. Premièrement, les firmes étrangères devraient transférer des technologies plus modernes dans l'économie locale lorsque les restrictions sur l'investissement étranger sont relâchées. Suite au courant de sensibilisation environnemental et à la diminution des coûts, les nouvelles technologies sont conçues de manière à émettre moins d'émissions polluantes que les précédentes. Ainsi, le degré de pollution par unité de production est réduit. En second lieu, la théorie du commerce international indique qu'une libéralisation engendre une hausse dans les niveaux de revenus des différents pays participants. Si tel est le cas, les électeurs vont demander une amélioration des normes environnementales comme expression de la hausse de la richesse nationale. L'hypothèse derrière ce raisonnement est qu'un environnement sain est considéré comme un bien normal. Par l'interaction de ces deux éléments, l'effet technique résultera donc en une diminution de la pollution suite à l'ouverture.

On pourra, pour expliquer le lien entre l'ouverture commerciale et l'output indésirable ou efficience-CO<sub>2</sub>, se focaliser sur quelques effets.

- **Croissance économique et environnement**

La relation entre l'ouverture commerciale et l'environnement est loin de faire l'unanimité lorsqu'on considère les trois mécanismes présentés précédemment. Différents facteurs conduisent la théorie économique à formuler que le commerce international engendre

---

<sup>1</sup> Les industries polluantes sont définies comme celles où les coûts de réduction de la pollution sont supérieurs à 1,85% des coûts totaux. Tobey se base sur la situation américaine où les secteurs qui correspondent à ce critère sont l'industrie chimique, minière, des pâtes et papiers, des métaux non ferreux et de l'acier.

une augmentation de la croissance économique. En effet, la hausse de la croissance économique qui résulte du commerce international peut s'expliquer par des facteurs tels que l'augmentation de la productivité via la spécialisation, les économies d'échelle qui résultent de l'extension du marché, le progrès technique qui découle des contacts avec l'étranger et la plus forte compétition qui s'installe suite à l'arrivée de la concurrence étrangère (Krueger, 1980). Sous cet aspect, il serait important de vérifier si la littérature trouve une relation entre la productivité économique et l'environnement.

Dans l'analyse de l'effet de la croissance économique sur l'environnement, deux approches ont été proposées. Une première [(Grossman et Krueger, 1993 et 1995), (Selden et Song, 1994), (Shafik, 1994), (Holtz-Eakin et Selden, 1995), (Hettige et al., 1997), (Xepapadeas et Amri, 1998)] estime la relation entre le revenu par habitant et différents indicateurs environnementaux. La seconde approche (Hettige et al., 1992) utilise plutôt un indice qui mesure l'intensité toxique de la production manufacturière sectorielle pour refléter la qualité de l'environnement (polluants atmosphériques et aquatiques, déchets municipaux par habitant, l'accès à de l'eau potable ou à un certain niveau d'hygiène urbaine, et des indicateurs de déforestation). La plupart de ces études tendent à démontrer qu'il existe une relation ayant la forme d'un U inversé entre le développement économique et le niveau de pollution. Cette relation est comparée à celle identifiée par Kuznets (1955) qui associait plutôt le développement économique aux inégalités de revenu.

Une explication de cette relation serait que, dans un premier temps, la croissance économique, qui est associée au début de l'industrialisation et à la modernisation de l'agriculture, cause une dégradation de l'environnement. Par la suite, une série de facteurs fait en sorte que lorsqu'un certain niveau de développement économique a été atteint, une amélioration relative de l'environnement s'ensuit, du moins pour certains polluants. Ces facteurs consistent en i) une élasticité revenu positive pour la qualité environnementale; ii) des changements dans la composition de la consommation et de la production; iii) une augmentation du niveau d'éducation et de sensibilité environnementale; et iv) des systèmes politiques plus ouverts (Selden et Song).

Les différents résultats présentés dans la littérature sont importants pour notre étude puisqu'ils nous indiquent que la croissance économique via l'ouverture commerciale, a un effet significatif sur l'environnement. L'impact de l'ouverture sur l'environnement n'est toutefois pas nécessairement favorable. Ainsi, bien que la relation trouvée ait souvent la forme d'un U inversé, ce qui laisse présager des jours meilleurs, pour certains polluants, le sommet

de la fonction est souvent à un niveau supérieur au revenu par tête de plusieurs nations. Ceci laisse entrevoir que la situation environnementale de ces pays devrait continuer de s'aggraver pour les stades de développement économique ultérieurs. Une ouverture au commerce international pourrait toutefois permettre une productivité plus rapide et ainsi permettre un passage plus vite dans la partie descendante de la courbe de Kuznets.

#### b. Revue de la littérature

- **Aspects théoriques**

Cette partie a pour objectif d'appréhender l'évolution de la littérature théorique qui nous mène à choisir notre modèle.

Les premiers modèles qui ont abordés la relation entre le commerce international et l'environnement ont montré que les nations avec des normes environnementales moins strictes ont un avantage concurrentiel pour la production de biens polluants, ce qui augmente les exportations et diminue les importations de ce type de produit. Ces dernières années ont été caractérisées par l'apparition de modèles plus pertinents pouvant prendre en compte les trois mécanismes cités ci-dessus. Copeland et Taylor (1994, 1995) ont critiqué les études antérieures en indiquant qu'elles ne parviennent à définir la structure du commerce que dans une situation où les politiques environnementales sont fixes. Ces modèles ne permettent donc pas d'évaluer la situation où la réglementation environnementale est endogène aux conditions qui prévalent dans un pays. Comme il a été illustré précédemment, à un certain niveau de développement, la croissance économique est associée à une amélioration des conditions environnementales. Il est donc important de considérer la réglementation environnementale comme sensible à la croissance économique dans les modèles. De plus, dans le modèle de Copeland et Taylor (1994), les trois mécanismes sont abordés sous une approche théorique.

Richelle (1996) a ajouté à l'approche de Copeland et Taylor, le facteur capital qui ne comportait que le travail. Avec un tel modèle, on explique mieux le rôle de l'abondance des inputs dans la détermination de la structure du commerce. L'amélioration de Richelle a été incluse dans l'étude théorique et empirique d'Antweiler et al. Leurs modèles permettent donc, aux différences de revenu et d'abondance en facteurs dans les différents pays, de déterminer conjointement la structure du commerce. Cette considération est d'autant plus importante dans un modèle empirique puisque la majorité des industries polluantes sont fortement

intensives en capital, point mentionné précédemment lorsque nous avons fait référence à l'étude de Tobey.

Concernant notre article, nous nous orienterons dans l'aspect productif en prenant l'output indésirable comme seul output du processus. Ce qui nous oriente vers la théorie productif.

### **Aspects empiriques**

La relation empirique entre l'ouverture commerciale, l'environnement et efficacité technique a émergé suite aux nombreuses études théoriques. Comme nous ne disposons pas assez d'études reliant ces trois variables, nous essayerons de présenter en deux sous parties l'aspect empirique : ouverture-environnement (CO<sub>2</sub>) et ouverture-efficacité technique.

#### **Ouverture-environnement (CO<sub>2</sub>) :**

La référence en matière de la relation ouverture et environnement par de l'étude de Grossman et Krueger (1993) qui présente l'approche des trois mécanismes. L'objectif de leur étude était d'évaluer les impacts environnementaux de l'ALENA. En se basant sur trois mesures de la qualité de l'air (les concentrations en dioxyde de soufre (SO<sub>2</sub>), en particules et en fumée) dans différentes villes à travers le monde, ils ont estimé ces indicateurs environnementaux sur le revenu par tête (effets d'échelle et technique), des variables spécifiques à chaque site d'observation, une variable d'intensité commerciale (effet de composition), de même qu'une tendance linéaire. Ils abordent également la relation entre les coûts de réduction de la pollution, la structure du commerce et des investissements entre le Mexique et les États-Unis. En utilisant des données qui couvrent une période pouvant s'étaler de 1977 à 1988, et qui englobent de 13 à 32 pays, selon le polluant, les résultats indiquent qu'une ouverture commerciale peut augmenter la spécialisation du Mexique dans les secteurs qui causent moins de dommages environnementaux. De plus, les résultats indiquent que peu de liens significatifs sont trouvés entre une plus grande ouverture au commerce international et le niveau de pollution.

Antweiler, Copeland et Taylor (2001) présentent une recherche empirique focalisée explicitement sur les effets du commerce sur l'environnement et sont les premiers ayant séparé et testé économétriquement l'ampleur des trois effets : d'échelle, de composition et technique. Ils concluent que la libéralisation des échanges, en élevant l'échelle de l'activité économique de 1%, contribue à l'augmentation des concentrations de SO<sub>2</sub> de 0,25 à 0,5% par



l'intermédiaire de l'effet d'échelle, mais son effet technique accompagnateur réduit les concentrations de 1,25 à 1,5% de telle sorte que l'effet total est finalement bénéfique. Ce résultat, tout comme celui de Grossman et Krueger (1993) pour le SO<sub>2</sub>, est en opposition avec l'intuition des environnementalistes qui croient qu'un pays plus ouvert sera l'hôte de firmes polluantes.

Frankel et Rose (2005) trouvent, pour un niveau donné de revenu, des effets du commerce sur plusieurs mesures de pollution de l'air (en particulier SO<sub>2</sub> et concentrations NO<sub>x</sub>) sont plutôt bons que mauvais. Pourtant, aucune de ces études ne mentionne le problème lié au fait que le commerce peut être plutôt le résultat d'autres facteurs que la cause.

Dean (1998) explique la non robustesse sur la relation entre l'ouverture et l'environnement présentés dans la littérature par une mauvaise spécification du modèle. Elle avance la possibilité que la croissance du revenu et la dégradation de l'environnement soient déterminées conjointement. Dean estime donc un modèle à équations simultanées pour permettre la présence d'effets dynamiques entre la croissance du revenu et des émissions. Elle conclut que l'ouverture aggrave directement l'environnement via l'influence de la spécialisation, mais que cet impact négatif est atténué par l'effet technique. Il est à noter que cette approche n'est pas le modèle central de l'étude de Antweiler et al., mais qu'ils ont considéré la simultanéité dans une analyse de second niveau pour démontrer la robustesse de leurs estimations. Les résultats obtenus sont considérablement en ligne avec leur modèle à une équation. Dean (2002) développe un système de deux équations simultanées pour estimer les effets de l'ouverture économique sur la croissance des revenus et de l'augmentation des derniers sur la pollution de l'eau dans les provinces chinoises entre 1987-1995. L'auteur trouve que l'ouverture commerciale aggrave directement la pollution de l'eau, mais l'atténue indirectement par l'intermédiaire de son effet sur l'augmentation des revenus. Des simulations suggèrent que la réforme du commerce pendant la période étudiée aurait eu un impact net bénéfique sur la pollution de l'eau.

Après avoir appréhendé la relation ouverture-environnement, nous observons qu'elle va dans plusieurs sens : ouverture aurait soit un impact positif ou négatif sur l'environnement. Nous essayerons de présenter dans la partie suivante, celle d'ouverture-efficacité technique, ce qui nous donnerons une vision générale de cette triple relation à travers une analyse productive. Notons que le terme efficacité technique désigne l'efficacité-CO<sub>2</sub>.

## **Ouverture-efficacité technique :**

Bernard et Jensen, (1995) ; Clerides, Lach et Tybout, (1998) ont montré que ce ne sont point les exportations la source de gains de productivité, mais que l'ouverture au commerce international est un facteur de sélection des firmes les plus efficaces. Le soubassement d'une telle approche réside dans le principe que les gains de productivité résultent d'une réallocation de l'activité entre firmes (forcément hétérogènes) dans l'industrie (Melitz, 2003 ; Bernard *et alii*, 2003). L'existence de coûts de l'échange fait que seules les firmes les plus productives pénètrent les marchés d'exportation. Par suite, quand ces coûts diminuent, la productivité de l'industrie augmente car les firmes non exportatrices à faible niveau de productivité disparaissent et les firmes ayant un niveau élevé de productivité se développent grâce aux exportations. Cette théorie est confirmée par l'analyse empirique conduite sur données d'établissements dans les industries manufacturières américaines (Bernard, Jensen et Schott, 2006), dont l'une des conclusions est que les prédictions de la théorie valent pour les pays développés autant que pour les pays émergents. Toutefois, il faut remarquer que, suivant cette étude, les coefficients d'interaction entre les variations des coûts d'échange et la productivité ne sont pas significatifs : cela va à l'encontre d'un aspect de la théorie, dans la mesure où serait infirmée la prédiction que la réduction des coûts de l'échange conduirait les firmes non exportatrices les plus productives à pénétrer les marchés étrangers (Tybout, 2006). Une explication possible est que la décision de commencer à exporter dépend essentiellement de chocs idiosyncrasiques aux firmes. Dès lors, une baisse des coûts de l'échange augmente le nombre de firmes qui exportent, mais sans que la sélection de ces firmes aient un rapport avec leur niveau de productivité : la sélection dépend des chocs idiosyncrasiques (Tybout, *ibid.*). On peut aussi penser que les firmes qui décident d'exporter subissent temporairement une diminution de leur productivité, conséquence de l'existence de coûts non immédiatement recouvrables. On peut remarquer que l'ouverture commerciale va de pair avec une amélioration du niveau de productivité suivi d'une performance environnementale en ce sens que les politiques économiques seront plus enclines à imposer des mesures environnementales aux entreprises exportatrices-importatrices nationales et internationales.

Saviotti et Pyka (2004) montrent qu'une prise en compte des conditions environnementales dans un pays donné conduit à une dynamique industrielle au niveau des entrées et des sorties des firmes. Ces pressions environnementales augmenteraient l'innovation au niveau des

entreprises en matière de réduction de pollution à travers l'amélioration de leur technologie productive.

Collins et Harris (2005) trouvent comme d'autres auteurs que les entreprises qui dépensent dans les activités réductrices de pollution suite à l'ouverture, réduisent probablement leur efficacité technique. Ils expliquent cela du fait que ces entreprises en oeuvrant pour un environnement sain, baissent du coup leurs investissements en matières intermédiaires, en capital toutes choses égales par ailleurs.

Les arguments concernant le lien entre ouverture et efficacité productive des entreprises ont montré que l'ouverture permet l'accès des entreprises locales à la meilleure connaissance technologique étrangère et aux inputs intermédiaires. Ceci mènerait également à une efficacité plus élevée de production. Les développements récents de la théorie de croissance ont appréhendé ce rôle de transmission de la connaissance par le commerce international (Grossman et Helpman, 1991a; 1991b et Romer, 1989). Par exemple pour citer Coe et autres (1995) "un régime d'ouverture commerciale augmente l'interaction entre les producteurs locaux avec les producteurs et acheteurs étrangers. Cette interaction stimule l'apprentissage de production au niveau de la frontière, de la conception de produits, des méthodes d'organisation et du conditions". Sous cet aspect, l'ouverture pourrait être considérée comme canal de transmission de la connaissance technologique.

Certaines des études qui ont examiné l'effet des réformes de politique commerciale, sur l'efficacité technique incluent Tybout et al (1991), Alam et Morrison (2000):

Tybout et al. (1991) ont analysé l'effet de la libéralisation du commerce du Chili sur le rendement industriel. Ils ont constaté que la réduction de la protection tarifaire est corrélée avec l'augmentation de l'efficacité et diminuent avec la variance des scores d'efficacité. Cependant, leurs résultats prouvent également qu'onze sur vingt un industries étudiées ont enregistré une baisse de leur niveau d'efficacité après la réforme commerciale. De plus, les auteurs concluent que les études additionnelles de niveau des usines, basées sur des données de panel et d'autres indicateurs d'ouverture sont nécessaires pour confirmer leurs résultats.

Alam et Morrison (2000) dans leur étude sur le Pérou prouvent que quinze sur vingt industries ont connu une augmentation de leur efficacité productive après la réforme commerciale. Dans cette étude les auteurs examinent si les changements de l'efficacité après la réforme soient corrélés avec des changements de diverses mesures de politique commerciale.

Un certain nombre d'études sur l'ouverture et la productivité totale de facteur dans la décennie 90 a été mené sur l'Inde comme celles de Balakrishnan et al (2000), Krishna et Mitra (1998) et Kusum Das (1998):

Balakrishnan et al. (2001) ont utilisé des données de panel au niveau des industries qui ont fait face à une plus grande réduction de protection commerciale pour la période 1988-89 à 1997-98. Ils constatent que la croissance de productivité a été faible après la réforme commerciale.

Krishna et Mitra (1998) ont également utilisé des données de panel sur quelques industries sélectionnées sur la période 1986-1993. Ils n'ont pas pu trouver une évidence forte pour l'effet de productivité de la réforme.

Kusum Das (1998) a analysé soixante-dix six industries de trois chiffres couvrant la période 1980-81 à 1993-94. Cette étude a également constaté que la réponse de productivité à la réforme de politique commerciale est mélangée. Cette étude a également montré l'existence de corrélation entre la croissance de productivité et différentes mesures d'ouverture commerciale.

Cependant, les études précédentes prouvent que dans la majorité des cas, la variable d'ouverture commerciale a un rapport positif statistiquement insignifiant avec la croissance de productivité. Il y a également des études qui ont examiné l'efficacité technique des industries manufacturières dans les années 90. Celles-ci incluent Agarwal (2001), Mitra (1999) et Agarwal et Goldar (1999). La première étude analyse la performance de quelques entreprises publiques en termes d'efficacité technique et la deuxième sur l'analyse de l'efficacité technique des entreprises manufacturières de 1976-77 à 1992-93. Agarwal et Goldar (1999) ont examiné les déterminantes de l'efficacité technique des sociétés.

L'examen des études empiriques montre que la politique commerciale a un effet positif et plutôt peu concluant sur l'efficacité, en dépit d'un certain nombre d'arguments soutenant l'effet positif. Après avoir passé en revue la littérature théorique et empirique sur l'effet de la politique commerciale sur l'efficacité technique Deraniyagala et al. (2001) observent que " l'évidence empirique concernant la politique commerciale et l'efficacité également ne fournit pas d'appui concluant pour cet argument ".

L'Hypothèse de Porter affirme qu'une réglementation environnementale plus sévère stimule l'innovation technologique et, par conséquent, elle a des effets positifs à la fois sur l'économie et l'environnement, par le biais des économies d'énergie, par exemple (Porter et Van Der Linde, 1995). Le raisonnement analytique de ce point de vue n'est pas toujours clair. Elle est

peut-être mieux comprise en analysant le principe du « first mover advantage ». S'il y a tendance dans le monde d'aller vers une direction particulière, telle que de trouver des sources d'énergie renouvelable, alors le pays qui innove avec de tels produits et technologies avant les autres aura l'avantage de vendre «ses fruits » aux retardataires (Xepapadeas et de Zeeuw, 1999).

Au regard de ces points de vue divergents sur la relation ouverture-CO2-efficacité technique, nous essayerons à travers une étude sous un aspect productif appréhender l'effet simultané de l'ouverture sur l'efficacité technique et le niveau d'émissions du CO2 de quelques pays du MENA.

### **3. Frontière de production et ouverture**

Une fonction de production, d'une façon plus générale, est une relation entre les inputs et les outputs. Elle peut être aussi conçue comme une frontière, c'est-à-dire, celle du possible pour une entreprise ou toute autre unité de décision compte tenu de sa technologie.

La productivité, c'est l'efficacité avec laquelle l'économie transforme les intrants en produits. On retrouve ainsi, la technique selon laquelle, une entreprise peut obtenir des quantités optimales d'outputs possibles pour tout niveau des inputs et pour tout niveau d'outputs, des quantités minimales nécessaires à leur obtention. La prise en compte de l'hypothèse de maximisation du produit et celle de minimisation des quantités d'inputs, nous conduit à l'utilisation de la notion de frontière que celle de la fonction de production.

Le terme de frontière d'efficacité fait donc référence à une fonction limite pour le producteur ou l'entreprise. La méthodologie des frontières permet l'identification, la mesure et l'analyse de l'efficacité. Trois types d'efficacité peuvent être observés au niveau de l'entreprise (Chaffai, 1996) :

- l'efficacité technique : Une entreprise est techniquement efficace, lorsqu'elle se situe sur la frontière ; c'est-à-dire qu'avec une quantité déterminée de facteurs, elle obtient le plus haut niveau d'outputs ;
- l'efficacité allocative : Elle implique que l'entreprise d'une part minimise ses coûts totaux de production, et d'autre part elle choisit le niveau de cette dernière qui doit être socialement optimal (notamment par une politique de prix de vente ou tarification, appropriée) ;

- l'efficacité à l'échelle : C'est le cas d'une entreprise en situation de concurrence parfaite, et qui opère à une échelle appropriée, c'est-à-dire que son coût marginal doit être égal au prix du marché de son produit.

Dans le cas de notre article, nous ferons recours à la notion d'efficacité technique puisse qu'elle peut être améliorée sans le recours à des investissements supplémentaires (Chaffai, 1996) : il suffit d'améliorer l'utilisation des facteurs utilisés pour atteindre la frontière. De plus, nous appréhenderons l'effet de l'ouverture sur cette dernière notion.

### **L'hypothèse principale de notre modèle :**

Nous examinons si l'efficacité environnementale (productivité, efficacité-CO<sub>2</sub>), provenant de l'innovation et des changements structurels menant à la réduction d'émission, est affectée par l'ouverture commerciale dans un processus technologique. L'hypothèse que nous assumons implicitement dans le modèle empirique est que les incidences sur l'environnement (efficacité environnementale) dépendent des facteurs de production, de la technologie et de l'ouverture commerciale.

### **Productivité : méthodologies utilisées**

La mesure de la productivité technique passe le plus souvent par l'approche non paramétrique et paramétrique (économétrique).

La méthode de l'Analyse des Données par Enveloppement (DEA) : approche non paramétrique, et l'Analyse stochastique des frontières (SFA) : approche paramétrique, utilisent des méthodologies distinctes pour l'estimation des frontières de production et de la mesure de l'efficacité. Chacune de ces méthodes présentent des insuffisances et des points forts.

- a. DEA: le modèle de Charnes et Cooper (1978) et Färe et al. (1985)

Pour cette méthode, une firme est déclarée efficiente dans un échantillon si aucune autre firme ne la domine, qui produirait plus d'outputs avec la même quantité d'inputs. La frontière estimée, ici, est non statistique, elle est déterminée par une programmation linéaire sous des hypothèses relatives à la convexité et la monotonie de l'ensemble des possibilités de

production. De plus, on ne spécifie pas de forme analytique particulièrement pour la frontière. Soulignons que le DEA découle des travaux initiaux de Farrell (1956). Ce modèle se limitait à des mesures d'inefficience à rendements constants. Afin de pouvoir intégrer de rendements variables, ce modèle a été amélioré par Banker et al. (1984) permettant d'obtenir les mesures d'efficience technique et d'échelle. Le modèle a subi de nouvelles modifications pour la mesure des inefficiences allocatives (Banker et Maindiratta, 1988).

b. SFA : le modèle de Aigner et Chu (1968)

Ce modèle est basé sur une spécification particulière de la technologie de production dont on estime les paramètres. D'une façon générale, l'inefficience est représentée par l'introduction d'une variable asymétrique d'erreur dans la fonction de production, de coût, de revenu et de profit. Cette frontière paramétrique peut prendre la forme déterministe et stochastique.

- Frontière paramétrique déterministe (FPD)

Pour illustrer cette FDP, nous prenons comme fonction de production ( $f(x_{it}, \beta)$ ), celle qui donne l'output ( $Y_{it}$ ) maximum réalisable à partir du vecteur d'input ( $x_{it}$ ) et qui respecte les propriétés de concavité, continuité et de monotonocité :

$$Y_{it} = f(x_{it}, \beta) - u_{it}, (1)$$

avec  $u_{it} \geq 0$

Afin d'estimer l'efficience, il suffit de minimiser soit la valeur absolue, soit le carré des écarts entre les observations de l'output et la frontière de production. On peut obtenir une telle estimation en résolvant les systèmes suivants (MCO) :

$$\sum |Y_{it} - f(x_{it}, \beta)|$$

s/c  $Y_{it} \leq f(x_{it}, \beta)$

ou :

$$\sum |Y_{it} - f(x_{it}, \beta)|^2$$

s/c  $Y_{it} \leq f(x_{it}, \beta)$

Une telle méthode ne tient pas compte des contraintes qui puissent agir sur les termes d'inefficiences, donc pas très appropriée. Recours à des estimations statistiques : méthodes

des moindres carrés corrigés, moindres carrés déplacés, des estimations de maximum de vraisemblance. Son avantage principal est qu'elle permet l'estimation directe des inefficiences à partir des résidus. Cette approche a été dépassée, en ce sens que les firmes ne peuvent pas contrôler totalement les facteurs (pannes de machines, grèves de personnel, les conditions climatiques...) influençant la production ou les coûts. Il existe aussi des erreurs d'approximation dans la technologie de production traduite par une relation fonctionnelle. La prise en compte de ces constats, a conduit Aigner et al. (1977) puis Meeusen et al. (1977) vers une approche stochastique.

- Frontière paramétrique stochastique (FPS)

Aigner, Lovell et Schmidt (1997), ont spécifié une frontière de production stochastique avec un terme d'erreur composé. Afin de simplifier notre présentation, considérons une technologie de production à la Cobb-Douglas :

$$\ln CO_{2it} = a_0 + \ln f(x_{it}, \beta) + v_{it} - u_{it}, \quad (2)$$

$CO_{2it}$  : L'efficacité-CO2 du pays i à la période t,

$x_{it}$  : Les inputs du pays i à la période t,

Dans cette approche on ajoute un terme d'erreur aléatoire symétrique non contrôlable par les entreprises ( $v$ ) dans (1), et on obtient un modèle à erreur composée, et  $v_{it}$ , un terme d'erreur aléatoire qui suit une distribution normale  $N(0, \sigma_v^2)$ .

Par une telle spécification, nous pouvons obtenir l'efficacité technique grâce à l'estimation de la frontière par le Maximum de Vraisemblance. L'intuition derrière le modèle à erreur composée est que toute déviation par rapport à la frontière de production sera captée par le terme d'efficacité technique ( $u_{it}$ ) qui résulte des facteurs sous contrôle des entreprises comme la détermination et l'effort des producteurs et des employés, et des facteurs responsables des produits défectueux. Aigner, Lovell et Schmidt (1997). Cependant, la frontière de production peut varier aléatoirement à travers les pays à cause de la composante aléatoire ( $v_{it}$ ). Sous une telle interprétation, notre frontière est stochastique, avec la distribution aléatoire, peut être le résultat des événements extérieurs favorables et non favorables. Toutefois, la présence d'erreur dans l'observation et de mesure de la production sera captée par la composante aléatoire dans le modèle de notre frontière. L'efficacité



technique dépendrait de la composante résiduelle globale de la frontière ( $e_{it} = v_{it} + u_{it}$ ) et non de  $u_{it}$ . Battese et Coelli (1988) remarquent qu'un estimateur approprié de l'efficacité technique pourrait prendre la forme d'une espérance conditionnelle de  $\exp(-u_{it})$  à la variable aléatoire  $e_{it}$ . On peut alors définir l'efficacité technique comme :

$$TE_{it} = E \left[ \frac{\exp(u_{it})}{e_{it}} \right] (3)$$

c. Mesure ajustée (Battese et Coelli 1995) : stratégie économétrique

Notre modèle de frontière de production définie ne prend pas en compte la possibilité selon laquelle les pays pourront faire face à une variable d'ouverture qui peut avoir un impact sur leur niveau d'efficacité technique. Pour capter un tel effet, nous ferons recours à deux approches alternatives :

Approche 1 :

Nous supposons que la variable d'ouverture a une influence directe sur la structure productive et on pourrait modéliser la technologie de production en introduisant en plus des facteurs de production, la variable ouverture. Cela supposerait que chaque pays fait face à une frontière de production différente. En ajoutant la variable ouverture dans la frontière de production initiale (2), nous obtenons une frontière modifiée (4):

$$\ln CO_{2it} = \beta_0 + \beta_1 \ln k_{it} + \beta_2 \ln l_{it} + \sum_{j=1}^M \phi_j \ln Ouv_{j, it} + v_{it} - u_{it}, (4)$$

où:

$\phi_j$  paramètres à estimer,

M, le nombre de variables captant l'ouverture commerciale,

L'utilisation de la formule de l'efficacité technique définie en (3) pour obtenir une estimation de l'ET relative à la frontière modifiée (4), nous donnera une mesure d'ET nette d'effets d'ouverture.

Approche 2 :

Kumbhakar, Ghosh and McGuckin (1991) and Battese and Coelli (1995) ont montré dans leur études que les variables environnementales affecteraient directement l'ET. Dans le

cadre de notre rapport, nous pourrions faire cette même hypothèse selon laquelle, l'ouverture commerciale affecterait directement aussi l'ET. Une telle hypothèse supposerait que les pays partagent la même technologie de production (2) et que l'ouverture aurait seulement d'influence sur la distance séparant chaque pays par rapport à sa frontière de production optimale. Afin, de pouvoir mesurer l'impact de l'ouverture sur l'ET, deux techniques sont possibles :

La technique en deux étapes : qui consiste à estimer une frontière stochastique de production et récupérer le résidu (ET), ensuite régresser l'ET sur l'ouverture commerciale. Une telle technique est incohérente dans la mesure où dans la première régression, la frontière stochastique de production est estimée sous l'hypothèse que les termes d'erreurs sont identiquement distribués, tandis que dans la deuxième étape, l'ET prédite est régressée sur l'ouverture, en supposant que le terme d'inefficience n'est plus identiquement distribué : Battese et Coelli, (1995). Une approche plus appropriée exigerait une spécification du modèle dans laquelle les relations seront estimées en une seule étape. De tels modèles ont été proposés par Kumbhakar, Ghosh et McGuckin (1991) et Battese et Coelli (1995). Ces auteurs modélisent une frontière de production stochastique dans laquelle les effets de l'inefficience technique dépendent des caractéristiques pays. On peut le voir à travers le modèle suivant :

$$\ln CO_{2it} = \left( \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k \ln x_{k,it} \right) e^{v_{it} - u(\ln Ouv_{it})}, \quad (5)$$

Battese et Coelli (1995) ont proposé le modèle ci-dessus qui est identique au modèle (2) à la seule exception que le terme d'inefficience est une fonction explicite d'un vecteur de l'ouverture commerciale ( $Ouv_{it}$ ), en précisant que  $u_{it}$  est indépendamment (et non identiquement) distribué, semi-tronqué non négatif sous la forme de :

$$N(m_{it}, \sigma^2) = N \left[ \delta_0 + \sum_{j=1}^M \delta_j \ln Ouv_{j,it}, \sigma^2 \right]$$

Où  $\delta_0$  et  $\delta_1$  sont des paramètres à estimer

Notons que les coefficients ( $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \delta_0, \delta_j$ ) et la variance globale ( $\sigma_u^2$  et  $\sigma_v^2$ ) sont obtenus simultanément par la méthode du maximum de vraisemblance.

Battese et Coelli (1993) par leur programme, reparamétrisent le modèle en posant comme variance globale ( $\sigma_u^2$  et  $\sigma_v^2$ ) et un paramètre  $\gamma$  ( $\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2}$ ) qui est compris entre 0 et 1

Ils proposent la mesure de l'ET conditionnelle prédite  $\exp(-u_{it})$  par rapport à la variable aléatoire  $\varepsilon_{it}$

$$TE_{it} = E \left[ \exp(-u_{it}) \mid \varepsilon_{it} \right]$$

$$= \left\{ \exp \left[ -u_{it} + \frac{1}{2} \sigma_*^2 \right] \right\} \cdot \left\{ \frac{\Phi \left[ \frac{\mu_{it}}{\sigma_*} - \sigma_* \right]}{\Phi \left[ \frac{\mu_{it}}{\sigma_*} \right]} \right\},$$

Où  $\Phi(\cdot)$ , une fonction de distribution aléatoire

$$\mu_{it} = (1 - \gamma) \left[ \delta_0 + \sum_{j=1}^M \delta_j \ln Ouv_{j, it} \right] - \gamma \varepsilon_{it},$$

$$\sigma_*^2 = \gamma(1 - \gamma) \sigma^2$$

En remplaçant les paramètres inconnus dans la nouvelle formule prédite de l'ET par l'estimation de MV, on obtient un prédicteur pour l'ET<sub>it</sub> du pays i à la période t.

Par rapport à l'approche 1, l'approche 2 nous donne des mesures globales d'ET qui prend en compte l'influence de l'ouverture au commerce. Si nous utilisons l'approche 2, nous pouvons

obtenir l'ET nette (de l'ouverture) en remplaçant  $\sum_{j=1}^M \delta_j \ln Ouv_{j, it}$  dans la nouvelle formule

prédite de ET par  $\max \sum_{j=1}^M \delta_j \ln Ouv_{j, it}$  (c'est-à-dire, en exposant les pays faiblement ouverts à

une ouverture plus forte) et on recalcule l'ET prédite. Un tel ajustement pourrait être interpréter comme des scores d'ET nets, puisqu'ils affectent le niveau des scores d'ET lorsque tous les pays sont supposés être influencés par les mêmes conditions d'exposition à l'ouverture. Il faut noter que la différence entre les mesures d'ET globale et nette entre les pays peut être considérée comme la part contributive de l'ouverture au commerce dans l'efficacité de chaque pays de l'échantillon. Par ailleurs, nous pouvons supposer qu'en présence de l'ouverture, la mesure d'ET nette peut être interprétée comme une mesure de performance en termes de gestion environnementale ou d'efficacité-CO2.

La description des données et la spécification du modèle constitueront la section suivante.

## **4. Données et spécification**

### a. Données

Nos données couvrent 16 pays du MENA sur une période allant de 1980 à 2000. Elles proviennent, pour la plupart des cas, du World Development Indicators (WDI) et du Global Development Finance (GDF).

### **Agrégation des facteurs de production :**

Comme on ne peut pas observer la vraie fonction d'utilité, on pourrait approximer nos facteurs de production par l'indice quantité Divisia. La construction de ces indices repose sur plusieurs hypothèses simplifiées qu'on ne retrouve pas nécessairement dans la pratique, mais donne un raisonnement approximatif pour plusieurs marchés. En particulier, on suppose une concurrence pure et parfaite dans tous les marchés, une technologie de production est à rendement d'échelle constant, une technologie neutre au sens de Hicks et une absence de changement du coût d'ajustement au niveau des inputs. Avec de telles hypothèses, les composantes non observables comme les produits marginaux et les élasticités pourront être mesurés par les prix des inputs et la part du produit.

i) on peut prendre en compte les coûts d'ajustement (la possibilité que des changements dans le partage entre facteurs de production soient d'autant plus coûteux qu'ils sont mis en œuvre rapidement) et les variations du taux d'utilisation des équipements ; ii) on peut tester des modalités différentes du progrès technique de la spécification neutre à la Hicks, qui va nécessairement de pair avec l'utilisation d'indices ; iii) il n'est plus nécessaire de faire l'hypothèse de rendements d'échelle constants pour les fonctions de production.

### **Indices**

On estime en général la productivité en rapportant un indice de quantité de la production à un indice de quantité des facteurs de production. On a besoin d'indices parce qu'on ne peut pas cumuler les différents types de biens et de services en raison de leur hétérogénéité. Cependant, les résultats d'une agrégation dépendent en général des formules d'indice. On doit donc choisir ces formules avec soin, à la fois pour des raisons conceptuelles et pratiques.

i) Sur plusieurs périodes, la littérature économique et le système de comptabilité nationale de 1993 (OCDE) concordent : les comparaisons inter temporelles sur longue période doivent être obtenues par chaînage, c'est-à-dire en liant les évolutions d'année en année. Le chaînage

permet principalement de retenir des poids qui reflètent le comportement économique : par exemple, une baisse relative des prix d'un bien stimulera en général la consommation de ce bien, ce qui modifiera la part de cet article dans la dépense totale. Les indices chaînés reflètent de tels changements dans les structures de dépenses parce que le système de pondération y est régulièrement mis à jour<sup>2</sup>.

ii) Un deuxième choix concerne la formule d'agrégation des indices. Les indices agrégés<sup>3</sup> les plus largement utilisées sont les indices de Laspeyres (utilise les pondérations de la période de départ) et de Paasche (utilise les pondérations de la période d'arrivée), l'indice de Fisher (une moyenne géométrique des indices de Laspeyres et de Paasche) et l'indice Törnqvist (moyenne géométrique pondérée des indices de Laspeyres et de Paasche).

Diewert (1976) a montré qu'il y a des formes fonctionnelles (de type translog) qui permettent d'estimer des fonctions homogènes arbitraires et deux fois différentiables. Il a de plus montré que ces formes fonctionnelles peuvent être représentées avec exactitude par certains types d'indices qu'il appelle « indices superlatifs », comme ceux de Fisher et de Törnqvist. Il souligne qu'une justification économique est importante pour le choix de ces indices superlatifs. En effet, ces « indices superlatifs » ou « agrégats flexibles » sont des formes fonctionnelles qui fournissent une approximation au deuxième ordre d'une fonction homogène, linéaire, deux fois différentiable et arbitraire. Cette catégorie d'agrégats rassemble une gamme étendue de fonctions d'utilité, de production, de coût ou de revenu.

Dans le cadre de notre étude, nous avons fait recours aux indices agrégés de l'indice Törnqvist<sup>4</sup> qui répond à la flexibilité d'une fonction translogarithmique, et les séries des services du capital et du travail se fondent généralement sur des indices à pondérations flexibles.

---

<sup>2</sup> Quand les indices sont fondés sur des poids qui reflètent une situation connue de référence remontant à plusieurs années avant la période de comparaison, les pondérations risquent d'être obsolètes, ce qui peut introduire un biais dans l'estimation des prix ou du volume.

<sup>3</sup> Le choix entre ces formules dépend d'une batterie de critères séduisante a été élaborée grâce à la recherche sur les indices qui a débuté par le travail d'Irving Fisher (1922). Voir aussi Balk (1995) pour un panorama de test sur les indices.

<sup>4</sup> Il se base sur une différence logarithmique des taux de croissance pondérés par l'effet de chaque coût des facteurs de production dans le coût total.

Au niveau l'analyse de la productivité, chaque type de biens est lié à un flux particulier de services du travail et capitalistiques et on pose l'hypothèse d'une stricte proportionnalité<sup>5</sup> entre services du travail/capitalistiques et respectivement le nombre d'heures effectivement travaillées et stocks de capital.

Pour quantifier les services des facteurs de production, nous avons adopté la méthodologie suggérée par Jorgenson (1963) et Jorgenson et Griliches (1967) utilisant l'hypothèse de la stricte proportionnalité qui leurs permettent de prendre en compte l'hétérogénéité des facteurs. Nous obtenons ainsi les mesures agrégées des facteurs de production :

**Pour le travail,**

$$\ln\left(\frac{L_t}{L_{t-1}}\right) = \sum_{i=1}^n \frac{1}{2}(v_{it} - v_{it-1}) \ln\left(\frac{H_{it}}{H_{it-1}}\right)$$

avec  $H_{it}$ , le nombre d'heures travaillées du pays  $i$  à la période  $t$  et

$v_{it}$ , le taux de rémunération par rapport au coût du travail total qui est égal à:

$$v_{it} = \frac{(w_{it}H_{it})}{\sum_{i=1}^n w_{it}H_{it}}$$

avec  $w_{it}$ , le prix du facteur travail du pays  $i$  à la période  $t$

**Pour le capital,**

$$\ln\left(\frac{K_t}{K_{t-1}}\right) = \sum_{i=1}^n \frac{1}{2}(\lambda_{it} - \lambda_{it-1}) \ln\left(\frac{C_{it}}{C_{it-1}}\right)$$

avec  $C_{it}$ , le stock du capital productif et  $\lambda_{it}$ , la part du capital dans la valeur totale des facteurs

Nous captions le stock de capital productif en utilisant la méthode de l'inventaire permanent décrite par Van Pottelsberghe (1996). Ainsi, le stock du capital "K" de l'année "t" est égal à son stock en "t-1" ajusté d'un taux de dépréciation plus l'investissement "I" en t.

$K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_t$ , où  $I_t$  est la formation brute du capital fixe (FBCF) et  $\delta$  (= 7%,

Benhabib et Spiegel (1994)), le taux de dépréciation.

---

<sup>5</sup> Cette hypothèse se fonde sur celle des marchés concurrentiels et de l'équilibre, où les coûts d'usage reflètent la productivité marginale des différents facteurs de production.

Le stock de capital productif initial  $K_{t-1}$  est égal à l'investissement initial  $I_t$  divisé par la somme du taux de croissance annuel  $g$  de l'investissement  $I_t$  (qui est égal à celui du capital et du produit à l'état stationnaire) et du taux de dépréciation ( $\delta$ ) du capital physique :

$$K_{t-1} = \frac{I_t}{g_t + \delta}$$

On peut alors avoir le stock de capital productif pour les années suivantes. L'objectif de ce calcul est d'uniformiser le stock de capital dans notre échantillon, car il est calculé individuellement par chaque pays avec des taux de dépréciation souvent différents.

### **Variable dépendante :**

**Output indésirable (CO2) :** suite au processus productif, nous avons souvent l'output souhaité (productivité totale et partielle des facteurs, valeur ajoutée, etc.), mais cela n'empêche les industries de dégager d'autres outputs (CO2, SO2) qui ne représentent que de sous produits non désirés. Dans cet article, l'output indésirable est considéré comme une efficacité environnementale, c'est-à-dire l'ensemble des innovations et changements structurels conduisant à une réduction des émissions de CO2 que nous désignerons « efficacité-CO2 ».

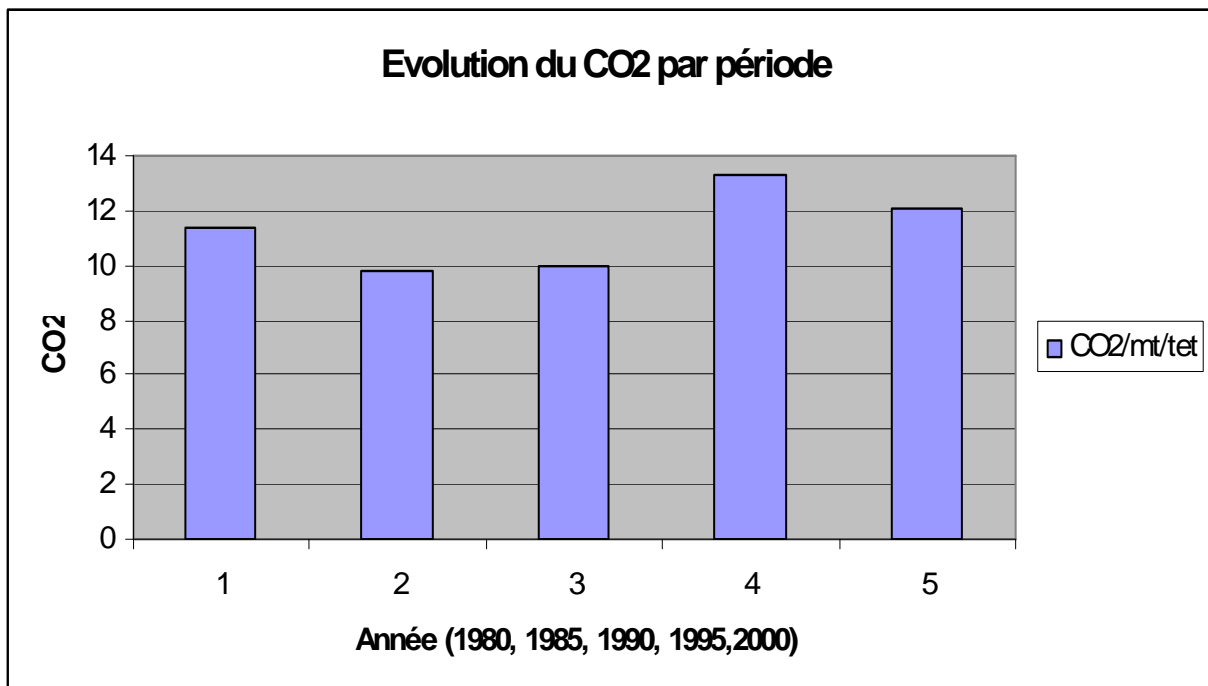
Le CO<sub>2</sub>, comme tout gaz à effet de serre, absorbe les radiations infrarouges de la terre, qui créent une couche autour de la planète empêchant la chaleur de quitter l'atmosphère. Au cours du dernier siècle, la température de la planète a augmenté de 0,3 à 0,6 degré Celsius. La moitié d'une telle hausse est attribuable au CO<sub>2</sub> (Tétrault, 1992). De tels changements dans la température planétaire pourraient provoquer des modifications dans le niveau des précipitations et dans les zones climatiques, causer des conditions météorologiques plus extrêmes et augmenter le niveau des mers que nous observons actuellement. Les principales causes de l'augmentation de CO<sub>2</sub> dans l'atmosphère sont la combustion de charbon, pétrole et gaz naturel, de même que la déforestation. Afin de faire face aux problèmes associés aux émissions de CO<sub>2</sub>, plus de 160 pays ont adhéré au Protocole de Kyoto en 1997 où les signataires se sont engagés à diminuer leurs émissions d'ici 2012 par rapport à la situation qui prévalait en 1990. Des objectifs spécifiques ont été assignés à chaque pays<sup>6</sup>.

Le choix du dioxyde de carbone (CO<sub>2</sub>) pour notre article passe par plusieurs raisons. Tout d'abord, ce polluant est un gaz à effet de serre et constitue actuellement l'objet de grands débats et négociations sur le plan international (protocole Kyoto, en premier lieu). Ensuite,

---

<sup>6</sup> Par exemple, le Canada s'est engagé à réduire ses émissions de l'ordre de 6% d'ici 2010.

c'est le seul polluant pour lequel il existe des données annuelles pour tous les pays en transition<sup>7</sup>. Finalement, on remarque pendant la dernière décennie un phénomène assez intéressant quand à l'évolution des émissions de CO2 dans les pays du MENA. On remarque d'abord, une baisse progressive du niveau d'émissions du CO2 de 1980 à 1990 qui caractérise bien l'efficience-CO2. Ensuite, une augmentation des émissions du CO2 en début de la décennie 90 due peut être à l'environnement géopolitique de la région plus spécialement la guerre du golfe. Enfin, la décennie 2000 s'annonce favorable pour une tendance baissière des émissions. Ce qui est une bonne nouvelle pour les environnementalistes. On peut voir de telles évolutions sur le graphique ci-dessous.



Source : auteur

#### Variable d'intérêt :

*Ouverture commerciale* considérée ici comme input du processus productif. Caractérisée par plusieurs approches, l'ouverture au commerce peut être appréhendée par :

- Un ratio, qui est plus utilisé dans la littérature économique, et simple pour refléter le degré d'ouverture d'un pays au commerce international est la somme des exportations et des importations sur le PIB. Cet indicateur peut donc nous informer de la taille relative du commerce extérieur du pays  $i$  par rapport à sa production nationale à l'année  $t$ . De plus, il est aisément calculable pour chaque pays. Un tel ratio nous

<sup>7</sup> Source : Agence Internationale pour l'Environnement (AIE).



permet seulement de prendre en considération des variables telles que des barrières au commerce international et ne nous permet pas de tenir compte d'autres variables qui pourraient influencer directement le niveau des échanges commerciaux d'un pays. Par exemple, un pays peut nous sembler très ouvert, étant donné la proportion élevée de ses échanges commerciaux par rapport à la taille de son économie. Toutefois, ceci peut être le résultat de la proximité d'un partenaire commercial important. Le cas du Canada serait un bon exemple étant donné sa proximité avec les États-Unis. À l'opposé, un autre pays peut nous sembler fermé alors que sa superficie peut permettre d'éviter l'importation de différentes ressources naturelles.

- Une mesure directe, qui consiste à saisir directement les mesures restrictives de politique commerciale paraît mieux cibler l'objet des études. Tel est, par exemple, le cas de Barro et Lee (1994) qui utilisent les données de la CNUCED pour les barrières tarifaires (tarifs moyens) et non tarifaires (pourcentage des importations). Néanmoins, les mesures directes n'apparaissent pas toujours comme les indicateurs les plus significatifs pour expliquer le volume des échanges d'un pays (Serranito, 1999). En ce qui concerne les tarifs, la moyenne proposée n'est pas, en général, pondérée par les parts de commerce. L'indicateur favorise donc les pays qui imposent le plus fortement les quelques produits qu'ils importent en grande quantité et fait apparaître comme plus fermés les pays qui maintiennent une protection forte sur des secteurs marginaux.

Au regard des avantages et inconvénients des différentes approches, nous optons pour le ratio d'ouverture au commerce, du fait de sa simplicité et de sa disponibilité pour chaque pays du MENA.

### **Les intrants du modèle**

#### ***Capital :***

La littérature stipule que les pays dotés d'industries intensives en facteur capital sont plus enclins à une pollution massive. Concernant notre étude, le niveau de pollution est supposé en moyenne plus élevé en ce sens que ces pays sont pour la plus part des cas en transition. Mais, les externalités technologiques assez considérables provenant de l'ouverture commerciale pourraient atténuer un tel effet par une modernisation des techniques productives et par une nécessité de se mettre en conformité avec les normes internationales environnementales (Grossman et Krueger, 1993).

**Travail:**

La relation entre le facteur travail et niveau d'émission dans un processus productif est mise en évidence par l'étude de Mazzanti et Zoboli (2007). En effet, ils trouvent un lien positif entre le travail et la baisse du niveau d'émissions (CO, CO<sub>2</sub>, NO<sub>2</sub>, CH<sub>4</sub>, SOX, NOX...). Les auteurs montrent que le facteur travail permet d'accroître généralement l'output attendu par les entreprises, mais contre conduit à une baisse d'émissions de gaz à effet de serre dans la mesure où ce facteur incorpore moins de technologies polluantes que le facteur capital.

Un résumé de la description des différentes variables du modèle se retrouve dans le tableau 1 en annexe.

b. Spécification du modèle

La fonction translogarithmique donne des justifications théoriques pour l'utilisation des parts moyennes de facteurs de production et la différence logarithmique comme un moyen d'extension pour l'analyse d'indice Divisia de la productivité. Si l'on admet une forme translogarithmique comme approximation d'une fonction de production et que l'on a recours à des hypothèses standard quant aux comportements des producteurs (rendement d'échelle constant, concurrence pure et parfaite, taille optimale des pays), l'indice de quantité de Törnqvist<sup>8</sup> fournit une formulation exacte pour les inputs et la production.

Notre technologie de production est celle d'une frontière de production translogarithmique avec un progrès technique non neutre :

$$\ln CO_{2it} = \beta_0 + \beta_l \ln l_{it} + \beta_k \ln k_{it} + \beta_t + \frac{1}{2} \beta_{ll} (\ln l_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{kk} (\ln k_{it})^2 + \beta_{lk} (\ln l_{it} \cdot \ln k_{it}) + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2 + \beta_{lt} (\ln l_{it} \cdot t) + \beta_{kt} (\ln k_{it} \cdot t) + v_{it} - u(Ouv_{it}),$$

Où  $CO_{2it}$  , l'efficience-CO<sub>2</sub> en termes de baisse d'émissions de CO<sub>2</sub> du pays i au temps t;  $l_{it}$ ,  $k_{it}$  et  $t$  respectivement le travail, la capital et la tendance temporelle,  $v_{it}$  le terme d'erreur aléatoire normalement distribué et  $u_{it}$  l'inefficience technique avec une distribution semi normale tronquée est fonction de l'ouverture au commerce.

---

<sup>8</sup> Caves, Christensen et Diewert (1982) en ont apporté la démonstration, et Balk (1998) a généralisé ce résultat.

## 5. Estimation, résultats, et conclusions

Avant de procéder à nos estimations, nous avons recouru à un test de ratio de vraisemblance permettant de faire le choix de spécification du modèle. Coelli (1995) montre que le test de ratio a plus de puissance que celui de Wald. Le tableau 1, ci-dessous, nous montre que le modèle contraint (Cobb-Douglas) est rejeté à un seuil de 1%, ce qui nous conduit à choisir pour la suite de nos estimations, le modèle translogarithmique qui est beaucoup plus flexible.

<b>Tableau 1 : Test de ratios de vraisemblance (LR test)</b>		
<b>Modèles</b>	LR calculé	LR lu à 5% et à 8 ddl
<b>Cobb-Douglas</b>	259,87251	7,81
<b>Translog (TL)</b>	276,67435	15,51
Décision	Rejet de Ho	

\* LR est donné par :  $-2[\ln(Ho)-\ln(Ha)]$   
\* Ho : Modèle contraint (Cobb-Douglas)

Le tableau 2, ci-dessous, nous donne les coefficients estimés provenant de quatre modèles différemment spécifiés. La première colonne regroupe les estimations du modèle translogarithmique sans l'ouverture commerciale, dans la seconde colonne ; la variable ouverture est supposée affectée la technologie de production (approche 1), dans la troisième colonne ; l'ouverture est introduite comme étant une variable explicative de l'efficacité technique ou qu'elle l'affecte directement (approche 2) enfin la dernière colonne donne une imbrication des deux approches.

Le modèle translog (TL) de la première colonne ne prenant pas en compte l'ouverture commerciale est rejeté en faveur des approches une et deux sur la base d'un test de ratio de vraisemblance. Ce résultat montre que l'ouverture au commerce a une influence sur l'efficacité productive des pays de notre échantillon et qu'on devrait en tenir compte dans l'estimation. Les différentes approches (1et 2) nous donnent des résultats presque similaires au niveau des rendements d'échelle d'une frontière de production translogarithmique. L'hypothèse d'un rendement d'échelle décroissant ne peut être rejetée au niveau des deux approches ainsi qu'au niveau du modèle imbriqué. La plupart des coefficients issus des dérivés secondes sont significatifs. Le progrès technique moyen estimé est de l'ordre de 10% par année durant la période d'étude, affecte négativement et significativement le niveau d'émissions. Ce qui confirme l'hypothèse de l'effet technique par un transfert de technologies plus modernes (émettant moins d'émissions polluantes dans l'économie locale, et par une

hausse de revenu due à l'ouverture commerciale qui permettra aux électeurs d'accéder à une réclamation d'amélioration de normes environnementales). On peut aussi expliquer cet effet par une augmentation de la sphère du secteur privé et de la réduction relative de la participation de l'Etat dans les entreprises, qui aurait stimulé l'innovation et une efficacité au niveau du fonctionnement des entreprises.

Les coefficients estimés issus de l'ouverture commerciale dans les approches (1et 2) ont les signes attendus. L'ouverture affecte négativement et significativement la frontière de production et l'efficacité-CO2 des pays du MENA : ce qui porte à croire que l'ouverture conduit à une diminution des possibilités de production en termes de CO2 et aussi à une réduction des émissions de CO2. D'abord, l'augmentation des exportations vers l'Europe de l'Ouest et les Etats-Unis doublée de la contrainte de se conformer avec les normes internationales du commerce, conduit les pays du MENA à une réduction d'émissions du CO2 provenant d'un tel processus. Ensuite, l'accroissement des investissements directs étrangers avec leurs externalités technologiques larges conduit à une modernisation des techniques productives en termes efficacité-CO2. Enfin, un durcissement des politiques environnementales de la part des autorités publiques pourrait conduire à un tel effet.

On remarque que l'effet de composition à travers l'hypothèse du « paradis de pollution » ne semble pas vérifiée pour les pays du MENA.

L'analyse de l'efficacité-CO2 passe d'abord par une prise en compte du coefficient « gamma » qui représente la part estimée de la composante d'inefficacité dans la variance du terme d'erreur composé. Nous observons que la part de cette composante est plus importante dans l'approche 2 (0.98) que celle de l'approche 1 (0.97). Une telle différence explique pourquoi l'ouverture au commerce est prise en compte dans nos modèles.

**Tableau 2 : Approches différentes de frontière de production intégrant l'ouverture**

	Approche 1	Approche 2	Approche imbriquée	
	TL sans Ouv	Ouv dans Frontière	Ouv dans Frontière et Ineffcience	
<b>Frontière</b>				
Constante	0.328 (0.043)	0.431 (0.002)	0.025 (0.204)	0.072 (0.516)
LnK	0.128 (0.106)	0.123 (0.122)	0.134 (0.093)	0.032 (0.072)
LnL	-0.195 (0.000)	-0.205 (0.000)	-0.207 (0.000)	-0.166 (0.063)
T(trend)	-0.107 (0.003)	-0.111 (0.003)	-0.114 (0.000)	-0.097 (0.037)
Ln(K) <sup>2</sup>	-0.050 (0.007)	-0.030 (0.007)	-0.090 (0.016)	-0.049 (0.437)
Ln(L) <sup>2</sup>	-0.148 (0.000)	-0.147 (0.000)	-0.155 (0.000)	-0.110 (0.196)
T <sup>2</sup>	0.001 (0.170)	0.055(0.237)	0.004 (0.153)	0.008 (0.143)
LnK*LnL	0.044 (0.015)	0.050 (0.009)	0.038 (0.048)	-0.002 (0.939)
lnK*T	-0.006 (0.110)	-0.006 (0.124)	-0.006 (0.097)	-0.001 (0.729)
lnL*T	0.012 (0.000)	0.011 (0.152)	0.012 (0.000)	0.009 (0.088)
Ouv	-	-0.035 (0.040)	-	-0.696 (0.046)
<b>Ineffcience</b>				
Constante	-	-	-1.920 (0.371)	1.354 (0.073)
Ouv	-	-	-0.091 (0.082)	-0.223 (0.064)
Gamma	0.967	0.979	0.987	0.917
Log vraisembl	276.513	276.914	279.262	263.449
N	280	280	280	280
* p-value en ( )				

Le tableau 3, ci-dessous, nous présente la mesure de l'efficience-CO2 selon nos deux approches spécifiées précédemment.

Quelques remarques peuvent être faites sur le tableau 3. D'abord, les scores d'efficience-CO2 obtenus sous l'approche (1) sont plus faibles que ceux de l'approche (2). L'efficience-CO2 moyenne globale varie de 91,8 % sous l'approche (1) à 91,5 % sous l'approche (2). Ce qui expliquerait que les pays du MENA sont en moyenne plus efficace en termes de réduction d'émissions de CO2 dans la mesure globale sans prise en compte de la variable ouverture. Ensuite, le gap d'efficience-CO2 entre la mesure ajustée de BC et le global est plus faible sous l'approche 1 (1.058) que sous l'approche 2 (1.091), donc de 3,3 %. Un tel résultat montre que la prise en compte de la variable ouverture dans la composante d'inefficience affecte plus l'efficience-CO2 que dans le cas où elle est intégrée dans la frontière de production. Enfin, nous observons que les pays qui ont vu leur variable ouverture ajustée ont eu un gain d'efficience plus élevé dans l'approche 2 ( ) que dans l'approche 1 ( ) par rapport aux pays de

référence (Bahreïn, Jordanie, Emirats Arabe Unis, et le Koweït)<sup>9</sup>. Au regard de ces résultats, nous constatons que dans le cadre d'une prise en compte des effets de l'ouverture commerciale sur l'efficience-CO2, nos deux approches semblent tenir, sauf que les mesures de BC dans l'approche 2 donne des scores plus importants d'efficacité-CO2 des pays du MENA suite à l'ouverture au commerce.

**Tableau 3 : Efficience-CO2 (moyenne) globale et nette de l'échantillon**

<i>Pays</i>	<i>Scores d'efficience-CO2</i>					
	<i>Approche1: Ouv dans Frontière</i>			<i>Approche2 : Ouv dans ineff</i>		
	Globale	*BC	*BC/globale	Globale	*BC	*BC/globale
Algérie	0.897	0.973	1.09	0.902	0.974	1.07
Arabie-Saoudite	0.904	0.979	1.08	0.908	0.985	1.08
Egypte	0.936	0.966	1.03	0.940	0.972	1.03
Iran	0.932	0.972	1.04	0.949	0.976	1.02
Israël	0.902	0.979	1.08	0.896	0.987	1.10
Liban	0.925	0.961	1.04	0.921	0.964	1.05
Libye	0.910	0.966	1.06	0.918	0.953	1.03
Maroc	0.946	0.961	1.01	0.949	0.964	1.02
Oman	0.948	0.963	1.02	0.945	0.978	1.04
Qatar	0.945	0.962	1.02	0.944	0.963	1.02
Syrie	0.929	0.960	1.03	0.935	0.962	1.03
Tunisie	0.932	0.964	1.03	0.930	0.972	1.05
<b>Moyenne des pays</b>	<b>0.925</b>	<b>0.967</b>	<b>1.045</b>	<b>0.927</b>	<b>0.971</b>	<b>1.046</b>
<b>**Bahreïn</b>	0.931	0.975	1.05	0.916	0.986	1.08
<b>** Jordanie</b>	0.922	0.977	1.06	0.913	0.985	1.07
<b>**Emirats Arabe</b>	0.897	0.975	1.09	0.890	0.985	1.11
<b>** Koweït</b>	0.891	0.979	1.09	0.893	0.984	1.10
<b>Moyenne globale</b>	<b>0.918</b>	<b>0.971</b>	<b>1.058</b>	<b>0.915</b>	<b>0.978</b>	<b>1.091</b>
*BC						
**Pays plus exposés						

En somme, nous observons que l'ouverture au commerce loin d'augmenter le niveau d'émissions de CO2 des pays du MENA, elle est un moyen d'amélioration d'efficacité environnementale. Ce qui porte à croire que l'ouverture au commerce aurait contribué un renouvellement du capital existant (installations, équipements, etc.) fortement polluant par des technologies plus modernes (investissements étrangers plus propres) et par conséquent explique cet effet baissier des émissions de CO2. L'hypothèse de « havres de pollution » pour les pays du MENA semble être infirmée, puisque ces pays améliorent leur efficacité

<sup>9</sup> Nous avons ajusté en prenant les 25% de la variable ouverture commerciale de ces pays supposés être plus ouverts.

environnementale face à l'ouverture commerciale. L'effet technique semble joué un rôle considérable dans cette efficacité-CO2 des pays du MENA.

### **Robustesse de la stratégie économétrique :**

Pour un choix plus empirique entre nos deux approches utilisées, on peut procéder à un test de ratio de vraisemblance qui permet de confronter les deux approches par un modèle imbriqué (construit artificiellement) qui prend en compte simultanément l'ouverture au commerce dans la frontière et dans l'inefficacité. L'hypothèse nulle serait l'approche (1) ou l'approche (2) contre l'hypothèse alternative (modèle imbriqué).

**Tableau 4 : LR test, choix entre Approche 1 et Modèle imbriqué**

Modèles	LR calculé	LR lu à 5% et à 8 ddl
Approche 1	276.90992	15,51
Modèle imbriqué	278.89721	
Décision	Rejet de Ho	
* LR est donné par : $-2[\ln(Ho)-\ln(Ha)]$		
* Ho : modèle contraint (Approche 1)		

**Tableau 5 : LR test, choix entre Approche 2 et Modèle imbriqué**

Modèles	LR calculé	LR lu à 5% et à 8 ddl
Approche 2	279.19607	15,51
Modèle imbriqué	278.89721	
Décision	Rejet de Ha	
*LR est donné par : $-2[\ln(Ho)-\ln(Ha)]$		
*Ho : modèle contraint (Approche 2)		

Les résultats des tableaux ci-dessus montrent que l'approche (1) peut être rejetée au détriment du modèle imbriqué, tandis que l'approche (2) est acceptée. Un tel résultat montre que l'approche (2) semble être le modèle le plus appropriée quant à l'analyse des effets de l'ouverture commerciale sur l'efficacité-CO2.

Notons que dans notre étude, nous avons supposé qu'il y aurait une indépendance totale entre les inputs et le terme d'erreur composé, de plus dans les fonctions de production moyennes le problème d'endogénéité ne se pose pas.

## Conclusion

Notre article nous a permis d'appréhender l'efficacité environnementale de 16 pays du MENA en présence de l'ouverture commerciale sur une période de 1980 à 2000. L'utilisation d'une frontière de production stochastique a conduit à l'obtention d'efficacité-CO2 qui a été ajustée en intégrant l'ouverture au commerce comme intrant. En effet, nous trouvons essentiellement que l'ouverture au commerce international engendre une hausse de l'efficacité-CO2, c'est-à-dire que l'ouverture commerciale conduirait à une baisse d'émissions de CO2 pour les pays du MENA. L'application de la mesure ajustée aux pays peu ouverts au commerce, montre qu'ils retrouvent des scores d'efficacité-CO2 relativement plus élevée. Les résultats semblent confirmer l'effet technique qui conduit à une baisse d'émissions de CO2. Ceci s'explique par les transferts de technologies propres par le biais de l'investissement, les gains de l'échange et l'effet richesse de la libéralisation. Sous cet angle, le commerce des biens et des services va de pair avec les flux internationaux de capitaux privés susceptibles de modifier le type de spécialisation en faveur d'une meilleure protection de l'environnement.

Malgré que nos résultats rejettent l'hypothèse de l'existence de paradis pour pollueurs, et de l'effet d'échelle (l'augmentation du volume du commerce, à activités et technologies inchangées, entraîne automatiquement plus de pollution), nous ne concluons pas pour autant qu'une plus grande ouverture au commerce international pour un pays est bénéfique pour son environnement.

Bien que nos résultats ne permettent pas une généralisation des implications de la libéralisation des échanges commerciaux sur l'efficacité environnementale, ils fournissent un élément de plus aux décideurs et tenants de la mondialisation quant à la crainte de voir les pays en développement, en transition se spécialiser dans la production de biens polluants. Notre article permet de relativiser la crainte des environnementalistes quant à l'existence des havres de pollution dans les pays du MENA.



## ANNEXES

**Tableau 1 : Description des variables du modèle**

Variables	Définition	Sources	Moyenne	Ecart-type
CO2 en log	Emissions de CO2 par tête en milliers de tonnes métriques	WDI (World Development Indicator), 2005	1.780	1.137
K en log	Agrégation du facteur capital par la méthode de l'inventaire permanent	GDF (Global Development Finance), 2005	3.108	0.276
L en log	Agrégation du facteur travail par le nombre d'heures effectivement travaillé	WDI (World Development Indicator), 2005	7.476	1.371
Tendance temporelle (trend)	Représente la technologie de production	-	-	-
Ouverture (Ouv) en log	(X+M)/PIB	WDI (World Development Indicator), 2005	4.306	0.482

**Tableau 2 : Liste des pays du MENA de l'échantillon**

<b>Pays du MENA (16)</b>	Algérie, Arabie-Saoudite, Bahreïn, Egypte, Emirats Arabes Unis, Iran, Israël, Jordanie, Koweït, Liban, Libye, Maroc, Oman, Qatar, Syrie, Tunisie.
--------------------------	---

## **BIBLIOGRAPHIE**

**Agarwal R.N. (2001)**, "Technical Efficiency and productivity Growth in the Central Public Sector Enterprises in India during 1990s" Discussion paper No. 28/2001, *Institute of Economic Growth*, New Delhi.

**Agarwal R.N et B.N. Goldar. (1999)**, "Technology Imports, growth and efficiency and export performance of Indian Engineering firms in pre and post reform period", Working Paper No. E/201/99, *Institute of Economic Growth*, New Delhi.

**Aigner, D. J., C. A. K. Lovell, et P. Schmidt. (1977)**, "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models." *Journal of Econometrics* 6, 21–37.

**Aigner, D. J. et S. Chu. (1968)**, "On Estimating the Industry Production Function". *Amer. Econ. Rev.* 58: 826-39.

**Antweiler, W., B.R. Copeland et M.S. Taylor. (2001)**, "Is Free Trade Good for the Environment?", *American Economic Review*, 877-908 p.

**Alam, Semick I.M et A.R. Morrison (2000)**, "Trade reform and dynamics of technical efficiency: The Peruvian experience", *The World Bank Economic Review*, vol.14(2), pp.309-330.

**Balakrishnan, P., K. Pushpangdan and M. Suresh Babu. (2000)**, "Trade Liberalisation and Productivity Growth in manufacturing: Evidence from firm-level panel data", *Economic and Political Weekly*, vol. 35 (41), October 7. pp.3679-3682.

**Banker R.D., Charnes A. et Cooper W.W. (1984)**, "Some models for estimating technical and scale efficiencies in Data Envelopment Analysis", *Management Science*, 30, pp. 1078-1092.

**Banker R. D. et A. Maindiratta (1988)**, "Nonparametric Analysis of Technical and Allocative Efficiencies in Production," *Econometrica* 56, 1315-1332.

**Battese, G. E. et Coelli, T. J. (1988)**, « Prediction of Firm-Level Technical Efficiencies With a Generalised Frontier Production Function and Panel Data », *Journal of Econometrics*, vol. 38:pp. 387–399.

**Battese, G.E., et Coelli, T.J. (1993)**, "A Stochastic Frontier Production Function Incorporating a Model for Technical Inefficiency Effects", Working Papers in *Econometrics and Applied Statistics*, No. 69.

**Battese, G. E., et T. J. Coelli. (1995)**, "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data." *Empirical Economics* 20, 325–332.

**Benhabib, J et Spiegel, M. (1994)**, "The role of human capital in economic development: Evidence from aggregate cross-country data", *Journal of Monetary Economics*, n°34, pp. 143-179.

**Bernard, Andrew, J. Braford Jensen et Peter Schott (2006)**, “Survival of the Best Fit: Exposure to Low Wage Countries and the (Uneven) Growth of US Manufacturing Plants”, *Journal of International Economics* vol. 68, pp. 219-237.

**Carr, David L., James R. Markusen, et Keith E. Maskus, (2001)**, “Estimating the Knowledge-Capital Model of the Multinational Enterprise.” *American Economic Review*, 91(3), pp. 693-708.

**Caves, D., Christensen, L. et Diewert, W, (1982)**, “The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input Output and Productivity” *Econometrica*, 50:6, 1393-1414.

**Charnes, A., et Copper Hodes, W.W, (1978)**, “Measuring the efficiency of decisions making units”, *European Journal of Operational Research*, 2, 29-444.

**Chaffai M. (1997)**, «Estimation de frontières d'efficience : un survol des développements récents de la littérature », *Revue d'économie du développement*, 3, pp. 33-67.

**Coelli, T. (1995)**, "Estimators and Hypothesis Tests for a Stochastic Frontier Function: A Monte Carlo Analysis", *Journal of Productivity Analysis*, 6, 247-268.

**Coelli T.J, Perelman S, et Romano E. (1999)**, “Accounting for Environmental Influences in Stochastic Frontier Models: With Application to International Airlines.” *Journal of Productivity Analysis*, 11, 251-273.

**Collins. A et R.I.D. Harris. (2005)**, "The Impact Of Foreign Ownership And Efficiency On Pollution Abatement Expenditure By Chemical Plants: Some Uk Evidence," *Scottish Journal of Political Economy, Scottish Economic Society*, vol. 52(5), pages 747-768, November

**Copeland, B.R. et M.S. Taylor. (1994)**, “North-South Trade and the Environment”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, #3, p.755-787.

**Copeland, B.R. et M.S. Taylor. (1995)**, “Trade and Transboundary Pollution”, *American Economic Review*, vol. 85, #4, p.716-737.

**Dean, J. (1998)**, “Testing the Impact of Trade Liberalization on the Environment: Theory and Evidence”, *Johns Hopkins University*, Washington, 22 p.

**Dean J. (2002)**, “Does trade liberalization harm the environment? A new test”. *Canadian Journal of Economics*, 35(4), 819-842.

**Deraniyagala, S. (2001)**, “Technical Change and Technical Efficiency: Evidence from the Clothing and Agricultural Machinery Industries in Sri Lanka”. *Oxford Development Studies*, Vol 29, No 1, 101-114.

**Diewert, W.E. (1976)**, « Exact and Superlative Index Numbers », *Journal of Econometrics* 4, 115-145. (Réimprimé dans *Essays in Index Number Theory*, volume 1, W.E. Diewert et A.O. Nakamura (éd.), Amsterdam: North-Holland).

**Färe, R., S. Grosskopf et C. A. K. Lovell. (1985)**, “Measurement of Efficiency of Production”. Boston: Kluwer Nijhoff. Farrell, M.J. (1956), “The Measurement of Productive Efficiency,” *Journal of the Royal Statistical Society, Series A, General* 120: 253–282.

**Fisher I. (1922)**, “The making of index numbers: a study of their Varieties, Tests, and Reliability”, reprinted by *Augustus M. Kelley Publishers*, New York.

**Frankel J. et A. Rose. (2005)**, “ Is Trade Good or Bad for the Environment? Sorting Out the Causality” *The review of Economics and Statistics* Vol. 87, Issue 1.

**Good, D., M. Nadiri, L. H. Röller, et R. C. Sickles. (1993)**, “Efficiency and Productivity Growth Comparisons of European and U.S. Air Carriers: A First Look at the Data.” *The Journal of Productivity Analysis* 4, 115–125.

**Grossman, G. et E. Helpman. (1991a)**, "Trade Knowledge Spillovers and Growth", *European Economic Review*, vol.35, pp.517-526.

**Grossman, G. et E.Helpman. (1991b)**, "Innovation and Growth in the Global Economy", *MIT Press*, Cambridge, MA.

**Grossman, G.M. et A.B. Krueger. (1993)**, “Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement”, *The U.S.-Mexico Free Trade Agreement*, P.Garber (éditeur), Cambridge, MIT Press, p. 13-56.

**Grossman, G.M. et A.B. Krueger. (1995)**, “Economic Growth and the Environment”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, #2, p.353-377.

**Hettige, H., R.E.B. Lucas et D. Wheeler. (1992)**, “The Toxic Intensity of Industrial Production : Global Patterns, Trends and Trade Policy”, *American Economic Review*, vol. 82, #2, p.478-481.

**Hettige, H., M. Mani et D.Wheeler. (1997)**, “Industrial Pollution in Economic Development: Kuznets Revisited”, World Bank, *Policy Research Working Paper*.

**Holtz-Eakin, D. et T.M. Selden. (1995)**,”Stocking the fires? CO2 Emissions and Economic Growth”, *Journal of Public Economics*, vol. 57, #1, p.85-101.

**Jaffe, A.B., S.R. Peterson, P.R. Portney et R.N. Stavins. (1995)**, “Environmental Regulation and the Competitiveness of U.S. Manufacturing: What Does the Evidence Tell Us? “, *Journal of Economic Literature*, 1995, p.132-163.

**Krishna., P. et D. Mitra. (1998)**, "Trade liberalisation, market discipline and productivity growth: new evidence from India", *Journal of Development Economics*, vol. 56, pp.447-462.

**Krueger, A.O. (1980)**, “Trade Policy as an Input to Development”, *National Bureau of Economic Research*, Working Paper # 466.

**Kumbhakar, S. C., S. C. Ghosh, et J. T. McGuckin. (1991)**, “A Generalised Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in U.S. Dairy Farms.” *Journal of Business and Economic Statistics* 9, 279–286.

**Kusum Das, Deb. (1998)**, "Trade Liberalisation and Productivity Growth: A Desegregated Analysis of Indian Manufacturing sectors" Working Paper No. E/200/1998, *Institute of Economic Growth*, New Delhi.

**Lee, H. et D. Roland-Holst (1994)**, "International Trade and the Transfer of Environment Cost and Benefits", in J.Francois et K.Reinert (dir.pub.), *Applied Trade Policy Modeling*, Cambridge UK, Cambridge University Press.

**Low, P. (1992)**, "Trade Measures and Environmental Quality : The Implications for Mexico's Exports", in International Trade and Environment, *World Bank Discussion Paper #159*, Washington, World Bank, 1992, p. 105-120.

**Massimiliano Mazzanti et Roberto Zoboli. (2007)**, "Environmental Efficiency, Emission Trends and Labour Productivity: Trade-Off or Joint Dynamics? Empirical Evidence Using NAMEA Panel Data" *NOTA DI LAVORO* 40.April, 2007.

**McGuire, M. (1982)**, "Regulation, Factor Rewards, and International Trade", *Journal of Public Economics*, vol. 17, #3, p.335-354.

**Meeusen, W. et Van Den Broeck, J. (1977)**, « Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions With Composed Error », *International Economic Review*, vol. 18 : pp. 435–444.

**Mitra, A. (1999)**, "Total factor productivity growth and Technical Efficiency in Indian industries: A Study of Panel data for fifteen major states" Working Paper No. E/203/99, *Institute of Economic Growth*, New Delhi.

**Moreau, J. (1998)**, « La différence de sévérité dans la réglementation environnementale de plusieurs pays de l'OCDE », *HEC, Montréal*, 66 p.

**Porter, M.E., et Van Der Linde, C. (1995)**, "Green and Competitive: ending the stalemate", *Harvard Business Review*, septembre-octobre, p.120-134.

**Richelle, Y. (1996)**, "Trade Incidence on Transboundary Pollution : Free Trade can Benefit the Global Environmental Quality", *Université Laval, Cahier de recherche #9616*, 35 p.

**Romer, P.(1989)**, "Capital Accumulation in the Theory of long run Growth", in R.Barro ed., *Modern Business Cycle Theory*, Cambridge Harvard University Press, pp. 51-127.

**Saviotti, P.P. et Pyka, A. (2004)**, "Economics development by creation of new sectors", *Journal of Evolutionary Economics*, 14, 1-35.

**Selden, T.M. et D. Song. (1994)**, "Environmental Quality and Development: Is There a Kuznets Curve for Air Pollution Emissions?", *Journal of Environmental Economics and Management*, vol. 27, , p.147-162.

**Tétrault, M. (1992)**, « Changing the Atmosphere», *Development*, Agence canadienne de développement international, printemps, p.4-8.

**Tobey, J.A. (1990)**, "The Effects of Domestic Environmental Policies on Patterns of World Trade: An Empirical Test", *Kyklos*, vol. 43, #2, p.191- 209.

**Tybout, J.R., et al. (1991)**, "The effects of trade reform on trade and technical efficiency: New evidence from Chile", *Journal of International Economics*, vol.31, pp.213-250.

**Tybout, J.R (1992)**, "Linking Trade and Productivity: New Research directions", *World Bank Economic Review*, vol.6 (2), pp.189-211.

**Tybout, J.R, D. Sanghamitra, M. Roberts. (2006)**, "Market Entry Costs, Producer Heterogeneity and Export Dynamics", *Econometrica*, forthcoming.

**Xepapadas, A. et E. Amri. (1998)**, "Some Empirical Indications of the Relationship Between Environmental Quality and Economic Development", *Environmental and Resource Economics*, 11, p.93-106.