

ANALYSE DE LA PRODUCTIVITE TOTALE DANS L'INDUSTRIE PUBLIQUE

Pr. KHERBACHI HAMID, BAAR HAMID

Laboratoire Economie et Développement, Université de Béjaïa, Algérie

Email : kher_bej@yahoo.fr

I- Introduction :

Bien que les théories de la croissance, que ce soit dans les modèles exogènes ou endogène, reconnaissent un rôle fondamental à l'investissement dans l'amélioration de la productivité et de la croissance économique des pays, des études et des analyses récentes ont montré que l'accroissement du capital joue un rôle important mais n'est pas décisif dans l'amélioration de la productivité (Drik PILAT ; OCDE, 1996). De ce point de vue, l'analyse de la productivité industrielle en Algérie s'avère plus que nécessaire pour aboutir à un constat qui sera d'un apport considérable dans l'élaboration des politiques industrielles par les décideurs publics et d'un indicateur pour les managers et les chefs d'entreprises pour se situer dans un environnement industriel ouvert à la compétition internationale. Ce genre d'analyse est intéressant, d'autant que depuis toujours, en Algérie toute croissance économique n'est possible que par l'engagement de nouveaux investissements. Cette formule très commode d'élargissement des capacités productives par accroissement du stock de capital physique essentiellement pratiquée pendant longtemps n'a guère amélioré la productivité des entreprises publiques algériennes et la croissance du secteur industriel. Evidemment, le secteur industriel algérien avait accumulé pendant longtemps des stocks considérables en matière des facteurs de production, le facteur capital dans le cadre du développement industriel concrétisé par la politique des industries industrialisantes et le facteur travail à travers le recrutement graduel des travailleurs. Il est intéressant de voir quelle est la contribution de ces facteurs à l'évolution de la production. Ainsi, l'évaluation du rythme de la croissance peut se faire par la mise en relation de la production et des facteurs de production. Certainement, quelques soient les éléments de réponse avancés par les écrits diffusés à la fois par les instances officielles et par les spécialistes et chercheurs universitaires, la réponse définitive doit être corroborée par une investigation empirique.

Ce travail, inscrit dans cette optique, consiste à mesurer la productivité totale des facteurs dans l'industrie algérienne à l'aide d'une fonction de production que nous allons estimer. Ainsi, il s'agira de cerner les déterminants de cette productivité en se focalisant sur l'effet de l'investissement sur la variation de la production et sur l'évolution de la productivité du travail.

Habituellement, l'étude du lien entre l'investissement et la productivité ainsi que l'amélioration de la croissance est bien établie dans le cadre de l'analyse de la productivité totale des facteurs de production. Ce cadre d'analyse est formalisé par les modèles de la croissance exogène. Clairement ce travail essaie d'apporter dans la mesure du possible une réponse à une situation préoccupante et propre aux branches industrielles publiques algériennes. Pratiquement, ces branches ont bénéficié de sommes colossales d'investissement sans pouvoir augmenter considérablement la production et la productivité et donc sans améliorer la croissance du secteur industriel. Ce dernier, au lieu d'être un moteur de la croissance économique, se trouve devant l'incapacité de créer de la richesse et d'assurer sa propre survie. De ce point de vue et dans un climat de fermeture des entreprises et du ralentissement de l'activité industrielle, il est intéressant d'analyser la productivité totale des facteurs (PTF) pour répondre à la question : est-il possible de réaliser plus de production, de gains de productivité et ainsi d'améliorer la croissance du secteur industriel avec un minimum d'investissements en évitant le recours systématique à leur extension ?

Cette investigation empirique est de nature à permettre une meilleure compréhension du progrès technique dans les entreprises industrielles. Mais elle nous permettra également de vérifier l'hypothèse essentielle, à savoir l'existence de potentialités considérables en matière d'amélioration de la productivité avec un minimum d'investissements. Le progrès technique sera mesuré par la construction d'un indicateur retraçant la croissance industrielle. La PTF, mesurée et analysée, permettra de déterminer les éléments des productivités (du travail ou du capital) influant son évolution. Pour ce faire, nous allons suivre une approche économétrique. La PTF, approchée économétriquement par l'estimation d'une fonction de production, implique logiquement des données sur la production et les facteurs de production.

I. Construction des séries de données

Dans le cadre d'une fonction de production Cobb-Douglas le problème se pose dans les termes suivants :

$$Y_t = AK_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \dots \dots \dots (1)$$

Où :

Y : production brute ou valeur ajoutée selon la base de calcul ;

L : Facteur de production travail ;

K_t : Facteur de production capital ;

A : Productivité totale (ou globale) des facteurs ;

α : Élasticité de Y par rapport au facteur K ;

1-α : Élasticité de Y par rapport au facteur L

Afin de mesurer la productivité totale (ou globale) des facteurs et son évolution dans le temps, il faudrait déterminer les élasticités du produit par rapport aux facteurs de production, le travail et le capital, qui seront retenues comme des

pondérations de ces facteurs respectivement. Pour ce faire, l'approche économétrique, en évitant de postuler pour les hypothèses retenues dans les modèles de croissance qui sont nécessairement reprises par l'approche indicelle, est généralement utilisée dans les analyses empiriques de la productivité en présence de longues séries de données¹. En effet, cette approche, selon la méthode de la comptabilité de la croissance, nécessite des renseignements et données fiables sur la production et les facteurs de production. Cependant, la construction des séries de donnée est un travail épineux qui fait beaucoup plus appel à des hypothèses discutables et les méthodes d'estimation sont conventionnelles. La construction des séries de données de production adaptées aux analyses de productivité au niveau des branches doit être précédée par la définition du concept de la production brute et de la valeur ajoutée, du choix de la base de calcul, des indices qu'on utilise pour mesurer les agrégats en volume et des données recherchées et leur source.

En réalité, une branche d'activité ou même une entreprise ne fabrique pas un seul produit. En ce sens et pour pallier ce problème d'hétérogénéité à un niveau agrégé, la théorie de production adopte l'hypothèse de la convergence des activités de production. Par exemple, le secteur des industries Sidérurgiques Métalliques Mécaniques Electriques et Electroniques (ISMME) regroupe les entreprises dont l'activité est assimilable : fabrication des emballages métalliques, panneaux de signalisation, matériel d'irrigation, engins de manutention etc. La production brute telle qu'elle est définie dans la comptabilité nationale, c'est-à-dire en incluant l'amortissement -d'où le qualificatif brute-, est une mesure obéissant à la logique de la théorie de la production. Par contre, la production nette, c'est-à-dire en excluant l'amortissement, permet de repérer les améliorations du bien être (Denson, 1974) mais elle est rarement utilisée dans les mesures de productivité²

En effet, le choix de la base de calcul ne se limite pas à la production brute et nette il s'étend à la valeur ajoutée. Ce choix est tributaire de l'objet de mesure et d'analyse de la productivité. Une mesure fondée sur la production brute laisse la comparaison de la variation de la PTF (ou PGF) entre les branches d'activités difficile à opérer parce que la variation de la PTF (ou PGF) pour l'ensemble des branches n'est pas la moyenne pondérée de ces branches à cause des consommations intra branches. «L'approche fondée sur la production brute fournit peu d'indication sur l'importance relative d'une entreprise ou d'une industrie dans la croissance de la productivité globale (à l'échelle d'un plus vaste secteur ou de l'économie tout entière) en raison des problèmes soulevés par les livraisons intra branches»³. La valeur ajoutée, contrairement à la production brute, permet de mieux appréhender la contribution d'une branche à l'ensemble des branches mais elle surestime le progrès technique. «...si le modèle de production constitue "le véritable" modèle du progrès technique, les calculs fondés sur la valeur ajoutée surestimeront le rythme du progrès technique...»⁴. Ainsi, nous opterons dans notre application à l'industrie algérienne (deuxième partie) pour la valeur ajoutée dans le but de mieux cerner les contributions de chacune des branches à la croissance de la productivité industrielle.

Les renseignements et données de la production tels qu'ils sont élaborés et publiés par les organismes statistiques pour servir aux mesures de la productivité doivent faire l'objet d'un soigneux traitement. Comme il a été signalé auparavant lorsque nous avons défini la productivité, l'opération de déflation est nécessaire quand il s'agit d'une analyse temporelle. En fait, la construction des séries de données de production brute ou de valeur ajoutée directement à partir des informations fournies par les comptes nationaux ne peut être complète voire même incorrecte. Il faudrait les adapter en terme de mesure en volume. Ce qui en principe doit conduire à l'utilisation des indices qui sont eux aussi calculés par les organismes statistiques à partir des formules d'indices synthétiques (Laspeyres, Paasche et d'autres). Ils peuvent être des indices de volume de production comme l'indice de la production industrielle ou des indices de prix desquels on se sert dans l'opération de déflation comme l'indice de prix à la production industrielle et l'indice de prix à la consommation. La mesure de la productivité suppose l'utilisation des données déflatées, c'est-à-dire la dissociation des valeurs en volumes et indices de prix. Ainsi, la production brute en volume ou la production brute déflatées est égale à sa valeur divisée sur l'indice de prix à la production industrielle. En l'absence d'un indice de prix approprié à la valeur ajoutée, la simple déflation n'est pas recommandable mais elle est souvent utilisée. Même la double déflation qui consiste à déflater la production brute et les consommations intermédiaires peut constituer un problème dans la mesure où le volume obtenu de la valeur ajoutée (production brute en volume moins les consommations intermédiaires en volume) peut prendre des valeurs négatives.

Il est vrai qu'en l'absence des données individuelles, les comptes nationaux constituent une source privilégiée de données pour la mesure et l'analyse de productivité. Cependant, l'indépendance des estimations de la production par rapport aux facteurs de production est nécessaire⁵.

En Algérie, l'Office National des Statistiques (ONS) publie des données sur la production brute et sur la valeur ajoutée des entreprises industrielles par secteurs d'activité (NSA). Il publie aussi des indices de prix à la production industrielle, des indices de la production industrielle et des indices de prix à la consommation. Ces données sont calculées à partir des différentes enquêtes menées par l'ONS et des différentes statistiques qui lui sont fournies par les différents ministères. Malheureusement, des indications méthodologiques sont absentes et si elles existent, elles se limitent aux formules de calcul sans d'autres explications sur la pertinence des données. Par exemple, on ne sait pas comment les variations de la qualité et les nouveaux produits sont intégrés à l'échantillon d'observations dans le calcul des indices de prix.

En ce qui concerne le facteur capital, il doit être mesuré en termes de services rendus. Ce service est calculé à partir d'un stock du capital et non pas à partir des flux de capital. En effet, la Formation Brute de Capital Fixe (FBCF) ne peut servir directement au calcul des services tirés du capital mais c'est une donnée qui sert évidemment au calcul du stock de

1 Voir : Paul SCHREYER. Mesurer la productivité : mesurer la croissance de la productivité par secteur et pour l'ensemble de l'économie. Manuel de l'OCDE, 2001.

2 Voir : Paul SCHREYER. Mesurer la productivité : mesurer la croissance de la productivité par secteur et pour l'ensemble de l'économie. Manuel de l'OCDE, 2001.

3- "Mesurer la productivité", Paul Schreyer et Drik Pilat, revue économique de l'OCDE n°33, 2001, p.141.

4- Idem, p.145.

5- A ce propos et pour plus de détails voir : Derek BLADES et al., « La mesure du capital : la mesure des stocks de capital, de la consommation de capital fixe et des services du capital », Manuel de l'OCDE 2001.

capital malgré ses insuffisances⁶. Dans certains pays comme les Etats-Unis, le Canada et l'Australie, des données sur le stock du capital et des services du capital sont disponibles malgré que ces deux types de mesures ne fassent pas partie de leur système de comptabilité nationale. En fait, les services du capital sont calculés à partir du stock du capital dans le but d'être utilisés dans l'analyse de la productivité. Selon qu'on s'intéresse à un actif donné ou à une branche donnée, des séries chronologiques des investissements sont indispensables. Dans les analyses empiriques relatives aux pays où des données sur les services du capital sont non disponibles, on utilise directement le stock de capital brut ou le stock de capital net. A ce niveau, il convient de noter que seul le stock de capital fixe productif doit être pris dans la mesure de la productivité afin que les résultats soient explicables.

Dans le cas algérien, nous pouvons citer deux travaux empiriques portant sur l'évaluation du capital. À notre connaissance, il n'existe que ces deux travaux : le premier est celui de SAID IGHLAHRIZ [1986] et le deuxième est celui de BOMGHAR [1998].

Enfin, les problèmes de mesure du facteur travail ne sont pas de moindre importance par rapport au facteur capital. Les mesures habituelles de ce facteur : telles que le nombre d'heures travaillées et le nombre d'emplois (travailleurs) ne sont pas complètes. Le nombre d'emplois considéré comme une mesure suffisante pour mesurer et analyser la productivité ne tient pas compte du travail partiel, du travail des contractuels, des heures supplémentaires, de l'absence des travailleurs, des congés, des personnes à plusieurs emplois...etc. Même le nombre des heures effectivement travaillées est, aussi, une mesure incomplète de par l'hétérogénéité du travail comme facteur de production : les différences de compétences, les écarts de niveaux d'instruction, l'expérience ne permettent pas de saisir la qualité du travail et son changement. Il en est de même des autres mesures basées sur les heures payés, sur le total des heures travaillées ou encore le nombre de travailleurs équivalents en temps plein. De plus, la mesure du travail en terme d'heures est pratiquement impossible, d'où le recours aux approximations à cause de l'inexistence de l'information statistique spécifique. En effet, les analystes de la productivité se contentent souvent du nombre d'emplois dans leurs travaux. En ce qui concerne la qualité du travail, rares sont les travaux qui tiennent compte des qualifications. Les statistiques telles qu'elles sont élaborées aujourd'hui négligent totalement l'aspect qualité et se préoccupent plus ou moins de l'aspect quantité. En conséquence, le recours à la combinaison de plusieurs sources est inévitable dans les pays où l'information statistique est à désirer.

En Algérie, les informations ou données communiquées par les différents ministères : ministère de l'industrie et ministère du travail de la protection sociale et de la formation professionnelle existent. Mais elles sont généralement tirées des enquêtes qui sont effectuées auprès des établissements ou des entreprises. Bien sur, celles ci sont plus complètes parce que elles concernent tous les établissements ou toutes les entreprises qui sont sous leur tutelle.

En réalité, les organismes statistiques, dans l'élaboration de leurs données sur l'emploi qui sont par branches ou par secteurs dans les comptes nationaux, combinent des sources différentes en exploitant les avantages comparatifs de chacune. En Algérie, à notre connaissance, il n'y a pas eu d'enquêtes sur le travail comme facteur de production et à des fins d'analyse de la productivité.

II- Application au cas de l'industrie algérienne :

II-1- Base de données :

La construction des séries de données pour les différentes branches de l'industrie publique manufacturière : ISMME, matériaux de construction, chimie et pétrochimie, agro-alimentaires, textiles et cuirs et enfin la branche du bois papier et divers. Un tel travail est difficile bien sur mais il est rendu possible par les données que nous avons pu tirer des différentes publications de l'ONS et par les données qui nous ont été fournies par le ministère de l'industrie et de la restructuration industrielle sur la valeur ajoutée, l'emploi, les investissements publics et sur les déflateurs.

En effet, les données dont nous avons besoin sont celles de la valeur ajoutée, de l'emploi, des investissements publics, d'indices pour la déflation de la valeur ajoutée, d'indices pour la déflation des séries du stock de capital, d'indices sur l'utilisation des capacités de production pour mieux saisir les fluctuations cycliques de la productivité et aussi des informations sur la dépréciation du stock de capital. Mais, afin de pouvoir mener à bien notre analyse, ces données doivent être rassemblées pour une période commune (de 1984 à 2001).

- **Données sur la valeur ajoutée :**

La série de valeur ajoutée en volume est obtenue à partir d'une série en valeurs courantes établie par l'ONS et d'une série d'indices des prix à la production industrielle. Cette dernière existe pour la période 1989-2001 base 100 en 1989. Elle est construite pour la période allant de 1984 à 1989 en utilisant un indice valeur de la production brute base 100 en 1984 et un indice volume de la production industrielle pour la même base et la même période. Le changement de base permettra d'obtenir une série complète base 100 en 1989 (voir annexe, tableau n°1). **Données sur l'emploi :**

Pour avoir une série complète sur les effectifs employés dans les branches industrielles deux sources de données sont utilisées. La première est celle de l'ONS de 1984 à 1994 et la deuxième est celle du ministère de l'industrie donnée pour la période allant de 1986 à 2001 (voir annexe, tableau :n°2).

- **Données sur les investissements publics :**

Concernant les investissements, deux séries de données sont utilisées. La première série fournie par le conseil national du plan (CNP) pour la période 1967-1989, la deuxième est celle fournie par le ministère de l'industrie pour la période allant de 1991 à 2001. La construction d'un indice des prix à l'ABFF est basée sur un indice donnée pour la période

⁶- Voir : Derek BLADES et al.. La mesure du capital : mesure des stocks de capital, de la consommation de capital fixe et des services du capital. Manuel de l'OCDE, 2001, p47.

1969-1994, base 100 en 1984, et sur une autre série calculée (générée) pour la période allant de 1984 à 2001, à partir des données sur l'évolution des équilibres ressources-emplois en volume et en valeur fournies par le CNP.

Le travail de Boumghar sur l'estimation du stock de capital nous a servi de référence dans l'évaluation du stock de capital. Nous avons utilisé les résultats de l'enquête industrie 1968 pour l'évaluation du stock initial en retenant la méthode de l'inventaire permanent avec un taux de dépréciation du capital égal à 4,5%. Pour prendre en compte uniquement le capital effectivement utilisé dans la fonction de production une série sur les taux d'utilisation des capacités de production fournie par l'ONS est utilisée afin d'obtenir une série corrigée (voir annexe, tableau n°3).

II-2- Analyse des données :

L'analyse des données a soulevée plusieurs problèmes, à savoir : le manque de renseignements sur certaines années et le recours obligatoire à la combinaison des sources de données et parfois même à l'estimation des années non renseignées. Nous avons, pour un meilleur aboutissement de ce travail, essayé de mettre en relation les différentes séries construites avec la réalité industrielle vécue dans la période 1984-2001. Les résultats de cette comparaison plaident pour une qualité assez bonne des séries de données auxquelles nous avons abouti. Ces séries caractérisent les différentes étapes de l'industrie publique algérienne. D'autres problèmes qui sont purement économétriques ont été soulevés comme la multicollinéarité entre les variables explicatives et la non stationnarité de certaines variables. Cependant, les solutions et traitements apportés aux différentes séries de données vont permettre des ajustements économétriques sans violation des hypothèses classiques des moindres carrés ordinaires.

L'étude de l'évolution des différentes variables montre une irrégularité de l'activité et de la production sur la période de notre analyse et pour toutes les branches industrielles étudiées.

L'analyse descriptive des variables prises individuellement pour chaque branche a montré qu'elles ont subi des influences communes. Les matrices de corrélations témoignent une relation importante pour certaines branches et moins importante pour d'autres. Les coefficients sont compris entre 0,35 et 0,83, ce qui peut constituer une limite pour nos estimations.

L'étude des caractéristiques statistiques des différentes variables affirme que les branches industrielles ont connu de fortes variations pour la valeur ajoutée, les effectifs employés et le stock du capital. La tendance générale est à la baisse mais avec l'enregistrement de plusieurs tentatives de reprises d'activité, ce qui reflète une certaine fragilité du système productif algérien.

L'étude des caractéristiques stochastiques des différentes séries prises individuellement par l'utilisation des tests de stationnarité de Dikey-Fuller augmentés montre que les variables sont non stationnaires.

Par ailleurs, une première estimation de la fonction Cobb-Douglas en niveau à effets fixes réalisée à partir des variables non stationnaires en utilisant les différentes méthodes et après correction semble donner des résultats pertinents. Pour vérifier la pertinence des résultats de cette première estimation, étant donné le modèle estimé en utilisant des séries stationnalisées donne des résultats non satisfaisants malgré les corrections opérées, à chaque fois, nous avons estimé le modèle en premières différences. Les résultats sont aussi non satisfaisants. La technique AR(1) selon la méthode de Cochrane-Orcutt n'a rien donné de plus. Pour cela, nous avons estimé la fonction pour chaque branche. Tout d'abord, en niveau puis en premières différences. Malheureusement, ni les estimations en niveau, ni les estimations en différences ne permettent de conclure sur les résultats obtenus.

Enfin, nous avons estimé une fonction de production modifiée en considérant la valeur ajoutée par travailleur (productivité du travail) comme une variable dépendante et le capital par travailleur (intensité capitaliste) comme variable indépendante. Les résultats de cette estimation corroborent les résultats de la première estimation. Nous avons aussi vérifié ces deux estimations qui apparaissent comme pertinentes par l'analyse des résidus.

II-3- Spécification et estimations des modèles économétriques :

Lors de la présentation des données mobilisées, nous avons délimité le champ de notre analyse à l'industrie publique, particulièrement aux six branches industrielles qui sont l'ISMME, les matériaux de construction, la chimie et la pétrochimie, l'agroalimentaire, les textiles et cuirs et la branche bois, papiers et divers et à la période allant de 1984 à 2001. Ce genre de données, en économétrie, est appelé données de panel (ou données croisées) parce qu'elles possèdent deux dimensions : la dimension temporelle représentée par les observations annuelles des différentes variables à savoir la valeur ajoutée, le stock du capital (ou le stock de capital corrigé par les taux d'utilisation des capacités de production) et les effectifs travailleurs et la dimension individuelle représentée par les six branches.

Ainsi, le modèle (1) s'écrit sous la forme suivante :

$$Q_{i,t} = A_i K_{i,t}^{\alpha} L_{i,t}^{\beta} e^{\varepsilon_{i,t}} \dots \dots \dots (2)$$

Avec : Q : la valeur ajoutée en volume ;

i=1,2,...,N indice relatif aux membres de l'échantillon et t=1,...,T indice relatif au temps ;

$e^{\varepsilon_{i,t}}$: formalise le terme d'erreur.

Par la suite, le modèle en log-linéaire devient :

$$\log Q_{i,t} = \alpha_i + \alpha_i \log K_{i,t} + \beta_i \log L_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \dots\dots\dots(3)$$

Avec $\alpha_i = \log A$

Selon les résultats des tests d'égalité des coefficients et le test d'égalité des constantes le modèle(3) peut être:

- Un modèle totalement homogène ;
- Un modèle à effets individuels (à effets fixes ou aléatoires) ;
- Constitué de six modèles différents avec des constantes différentes et des coefficients d'élasticité différents, c'est-à-dire la structure de panel n'est pas justifiée et l'estimation se fait équation par équation.

Les tests d'homogénéité appliqués à un modèle en panel considérant les variables non stationnaires plaident en faveur de l'absence d'une structure de panel pour le modèle(3) estimé en niveau. Cela, malgré les bons résultats des tests économétriques classiques tels que le R^2 et la statistique de Student associée à chaque paramètre (voir tableau n°1). D'une part, les tests d'homogénéité concluent à des données hétérogènes dans le cas de l'industrie publique algérienne. L'absence d'une structure de production commune à toutes les branches est justifiée par le test d'égalité des coefficients. Il prend une valeur F (10,90)=182,08 supérieure à la valeur critique au seuil usuel de 5%. Il est de même pour l'absence d'un même niveau moyen de la productivité pour toutes les branches parce que le test d'égalité des constantes prend une valeur F (5,100)=2399,99 supérieure à la valeur critique au seuil de 5%. D'autre part, les bons résultats des tests classiques peuvent être des signes d'une régression fallacieuse. La solution statistique de ce problème de spécification dans le cas il est vérifié se trouve dans la stationnarisation des variables. Ce travail de stationnarisation des variables est déjà fait dans précédemment lors de l'analyse descriptive des séries de données. Il est trop tôt pour conclure, directement à partir des résultats des tests d'homogénéité, et dire que les données sont hétérogènes. Une telle conclusion ne peut être vraie pour la simple raison que les branches industrielles algériennes ont une structure de production identique, ont bénéficiée des mêmes privilèges dans le cadre d'un développement industriel équilibré dans les années 1970 comme elles ont subi de la même façon les contraintes liées aux changements économiques de la fin des années 1980 et début des années 1990. La non stationnarité des séries de données est généralement justifiée par l'influence permanente sur le niveau des variables suite à un choc et/ou par les fluctuations conjoncturelles. Dans notre cas, la non stationnarité peut être justifiée par le choc pétrolier de 1986 qui s'est répercuté sur tous les secteurs, y compris le secteur industriel, et peut être aussi justifiée par la conjoncture économique du pays après les années 1988.

Tableau n°1: Résultats des estimations de la fonction CD en niveau avec effets fixes (séries individuelles non stationnaires)

	Modèle à EF Panel MCO	Modèle à EF Panel GLS	Modèle à EF Panel SUR	Modèle à EF Panel GLS (White)
Log (Kcorrigé)	0,156**** (3,904)	0,134**** (4,099)	0,110**** (5,513)	0,134**** (4,792)
Log (L)	0,048* (0,277)	0,177* (1,623)	0,211**** (2,623)	0,177**** (2,644)
Cste ISMME	7,345	6,013	5,807	6,013
Cste Matériaux de Construction	6,466	5,272	5,090	5,272
Cste Chimie et Pétrochimie	6,332	5,176	4,986	5,176
Cste Agroalimentaire	6,953	5,688	5,488	5,688
Cste Textile et Cuirs	6,453	4,940	4,940	5,179
Cste Bois	7,088	5,179	5,676	5,895
R^2	0,697	0,997	0,693	0,997
R^2 ajusté	0,676	0,997	0,671	0,997
F	230,373	43882,56	108	43882,56
Nombre d'observations	108	108	108	108
Durbin-Watson	0,267	0,256	0,247	0,256
Test de Hausman	CHISQ(2)=1,483			

Notes de lecteur : **** : significatif à 1%, *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%, * : non significatif.

Les valeurs entre parenthèses correspondent aux statistiques de T-Student.

L'application des tests d'homogénéité aux variables stationnalisées. Conclue à l'adoption d'une estimation en données de panel pour le modèle (3). Le test d'égalité des coefficients prend une valeur F (10,85)=1,75 inférieure à la valeur critique au seuil de 5% et le test d'égalité des constantes prend une valeur F (5,95)=2,18 supérieure à la valeur critique au seuil de 5%. Ce qui justifie hypothèse d'égalité des coefficients et l'estimation d'un modèle en panel à effets individuels puisque l'hypothèse d'égalité des constantes est rejetée. Les effets individuels sont fixes. Le test d'Hausman réalisé à l'aide d'un programme sous Eviews nous donne une valeur de 8,712. Alors, le terme constant du modèle varie selon les branches et cette spécification permettra de tenir compte des spécificités propres à chaque branche et par conséquence traiter les différences structurelles (productivités totales assimilées au résidu de Solow) de façon indépendante entre elles. Dans l'estimation du modèle (3) spécifié à effets fixes, la valeur ajoutée est la variable dépendante, le stock du capital corrigé et le travail sont des variables indépendantes. Les résultats des estimations sont résumés dans le tableau n°2.

Tableau n°2: Résultats des estimations d'une fonction de production CD avec effets fixes (Séries individuelles stationnaires)

	Modèle à EF Panel MCO	Modèle à EF Panel GLS	Modèle à EF Panel SUR	Modèle à EF Panel GLS(White)
Log (Kcor)	-0,18* (-0,71)	-0,04* (-0,90)	-0,07* (-1,49)	-0,04**** (-4,68)
Log (L)	-0,91* (-1,32)	-0,31*** (-2,09)	-0,43**** (-2,78)	-0,31**** (-6,89)
Cste ISMME	-0,01	0,008	0,003	0,008
Cste Matériaux de Construction	-0,02	-0,001	-0,006	-0,001
Cste Chimie et Pétrochimie	-0,04	-0,018	-0,023	-0,018

Cste Agroalimentaire	-0,02	-0,005	-0,008	-0,005
Cste Textile et Cuirs	0,33	0,369	0,363	0,369
Cste Bois	-0,11	-0,039	-0,053	-0,039
R ²	0,05	0,06	0,04	0,06
R ² ajusté	-0,01	-0,0005	-0,02	-0,0005
F	5,43	6,94		6,94
Nombre d'observations	103	103	103	103
Durbin-Watson	1,09	1,53	1,09	1,53
Test de Hausman	CHISQ(2)=8,712			

Notes de lecteur : **** : significatif à 1%, *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%, * : non significatif.

Les valeurs entre parenthèses correspondent aux statistiques de T-Student.

Le modèle en panel estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) donne des résultats non satisfaisants (colonne1), le travail et le capital sont non significatifs. L'estimation par la méthode des MCO en panel est équivalente à une estimation sur données empilées par branche. Elle s'est avérée inefficace (colonne2). Deux hypothèses d'explication peuvent être avancées : soit les résidus sont hétéroscédastiques non corrélés soit il sont hétéroscédastiques corrélés. Pour vérifier la première hypothèse, nous avons estimé le modèle en panel par la méthode des moindres carrés généralisés. Dans une première étape, la matrice des variances est calculée en estimant le modèle par la méthode des MCO en panel et, dans une deuxième étape les valeurs des coefficients et la matrice des covariances sont données par l'estimateur GLS standard. Les résultats de cette méthode (colonne2) sont plus au moins satisfaisants par rapport à la première méthode, mais le capital reste non significatif. Nous avons alors vérifié la deuxième hypothèse par l'estimation du modèle en utilisant la méthode SUR dont les résultats sont repris dans la colonne 3 et la non significativité du capital demeure. Ainsi, nous avons remarqué que l'hétéroscédasticité des erreurs persiste parce que la prise en considération de la corrélation n'a pas influencé considérablement nos résultats. De ce fait, nous avons corrigé les écarts-types par la méthode de White, option offerte directement par le logiciel. Les résultats, cette fois-ci, sont meilleurs puisque les facteurs de production sont significatifs (colonne 4). Bien que les résultats de cette dernière estimation soient significatifs, la statistique R² avec une valeur de 6% confirme l'absence d'une relation linéaire entre la variable réponse log(valeur ajoutée) et les variables explicatives log(capital corrigé) et log(travail). Ce résultat contredit même la théorie économique. Par conséquent, ce modèle ne peut pas être retenu.

De plus, on ne peut pas retenir le modèle estimé en considérant les variables stationnarisées parce qu'elles ne sont pas du même degré d'intégration⁷. Ainsi, la statistique R² supposée refléter une mauvaise relation entre la valeur ajoutée et le travail est biaisée. Traditionnellement, les variables qui admettent une racine unitaire sont stationnarisées par différenciation pour estimer une fonction de production. Les résultats de l'estimation d'une fonction de production CD, en premières différences, pour les industries manufacturières algériennes sont résumés dans le tableau³, ils sont aussi non satisfaisants.

Lorsque nous avons estimé un modèle pour l'industrie manufacturière en utilisant les variables non stationnaires, le test de Durbin Watson a relevé une auto-corrélation des termes d'erreur. Cependant, l'estimation d'un modèle en panel nécessite que les erreurs de chaque équation et pour chaque branche, à tout moment t, soient de même variance et non corrélées. Pour notre cas, trois explications de cette autocorrélation sont possibles : l'omission d'une variable explicative pour absence de données, les chocs ponctuels (déjà signalés auparavant) et/ou les données fournies par l'ONS et le ministère de l'industrie sont établies sur la base des techniques de lissage et d'interpolation. Ainsi, nous avons appliqué AR(1) en utilisant les variables non stationnaires dans l'estimation d'une fonction de production pour les industries manufacturières. En ce qui concerne le problème d'autocorrélation des erreurs, la technique AR(1), selon la méthode de Cochrane-Orcutt, représente les erreurs supposées corrélées entre elles par un terme indépendant et un terme dépendant d'un coefficient ρ d'autocorrélation estimé par l'équation $u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$.

Tableau n°3: Résultats des estimations d'une fonction de production CD avec effets fixes
(En premières différences)

	Modèle à EF Panel MCO	Modèle à EF Panel GLS	Modèle à EF Panel SUR
Log (Kcor)	-0,030* (-0,651)	-0,027* (-0,560)	-0,057* (-1,343)
Log (L)	0,234** (1,773)	0,242** (1,906)	0,260*** (2,314)
Cste ISMME	-0,069	-0,068	-0,073
Cste Matériaux de Construction	0,002	0,002	0,001
Cste Chimie et Pétrochimie	-0,010	-0,009	-0,013
Cste Agroalimentaire	-0,032	-0,031	-0,034
Cste Textile et Cuirs	-0,096	-0,095	-0,106
Cste Bois	0,053	0,054	0,048
R ²	0,108	0,099	0,105
R ² ajusté	0,042	0,032	0,038
F	11,487	10,352	
Nombre d'observations	102	102	102
Durbin-Watson	2,343	2,343	2,382

Notes de lecteur : **** : significatif à 1%, *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%, * : non significatif.

Les valeurs entre parenthèses correspondent aux statistiques de T-Student.

⁷- L'intégration des variables et l'analyse de la cointégration servent à l'identification des relations de long terme pour estimer des modèles à correction d'erreur. Leur application dans l'estimation d'une fonction de production à elle seule peut faire l'objet d'une thèse.

La stationnarité des variables du modèle estimé, en panel cette fois-ci, est vérifiée par l'analyse des résidus, une méthode utilisée souvent par les économètres parce que l'analyse de la stationnarité en panel est un domaine en pleine construction et la majorité des logiciels économétriques, contrairement au cas des séries temporelles, ne sont pas dotés des fonctions appropriées pour tester la présence d'une racine unitaire des variables en panel. Les résultats de l'estimation du modèle (5-2) sont résumés dans le tableau n°4.

Tableau n°4: Résultats des estimations d'un modèle à effets fixes avec l'utilisation de la technique AR (1)

	Modèle à EFPANEL MCO	Modèle à EFPANEL GLS	Modèle à EFPANEL SUR
Log (Kcor)	-0,016* (-0,340)	-0,005* (-0,102)	-0,021* (-0,687)
Log (L)	0,262** (1,980)	0,296*** (2,291)	0,262**** (2,841)
AR (1)	0,927**** (20,716)	0,912**** (18,612)	0,611**** (8,561)
Cste ISMME	5,315	5,026	6,100
Cste Matériaux de Construction	5,506	5,084	5,274
Cste Chimie et Pétrochimie	5,145	4,781	5,827
Cste Agroalimentaire	5,449	5,091	4,873
Cste Textile et Cuirs	3,837	3,695	5,944
Cste Bois	6,574	6,091	0,899
R ²	0,936	0,988	0,890
R ² ajusté	0,931	0,987	
F	686,338	3899,235	102
Nombre d'observations	102	102	1,062
Durbin-Watson	2,252	2,225	

Notes de lecteur : **** : significatif à 1%, *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%, * : non significatif.

Les valeurs entre parenthèses correspondent aux statistiques de T-Student.

Le modèle estimé par la méthode SUR (colonne3) semble plus robuste que les deux autres modèles. Dans le modèle estimé par les MCO en panel seulement, le terme AR (1) est significatif. Dans le modèle estimé par la méthode des moindres carrés généralisés en panel, le coefficient d'élasticité du facteur travail et le terme AR (1) sont significatifs. Le modèle estimé par la méthode SUR donne des résultats intéressants mais il relève une certaine instabilité des coefficients et des résidus. En effet, le logiciel indique que la matrice des résidus aléatoires est obtenue après 63 itérations. En résumé, le problème d'autocorrélation persiste toujours malgré la correction de l'estimation par la technique AR (1). Le coefficient d'élasticité du capital, sous réserve de sa non significativité, contribue négativement à la création de la valeur ajoutée. L'analyse graphique des résidus ainsi que l'analyse de la stationnarité des résidus par le teste ADF des différentes équations montrent que cette spécification est meilleure en panel. Selon le résultat de ce modèle, le facteur capital contribue négativement et de façon non significative à la croissance de la valeur ajoutée. Un résultat qui peut être expliqué par la faiblesse de la valeur ajoutée créée sur toute la période d'analyse par rapport aux stocks du capital existant. Afin de vérifier la vraisemblance de ce résultat, nous avons estimé dans un premier temps la fonction de production CD pour chaque branche et dans une deuxième étape la productivité du travail en fonction de l'intensité capitaliste.

Les estimations de la fonction de production de CD en niveau, branche par branche, sont résumées dans le tableau n°5. Les paramètres du modèle estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires pour la branche des ISMME sont significatifs à l'exception de la constante qui est devenue significative au seuil de 10% après correction des écart-types par la méthode de White compte tenu de l'hétéroscédasticité des résidus. Pour la branche des matériaux de construction, nous avons estimé la fonction de production par la méthode des MCO en appliquant la technique AR (1). Compte tenu de l'hétéroscédasticité et de la persistance de l'autocorrélation des résidus, nous avons corrigé nos estimations par la méthode de Newey-West. Pour la branche Chimie et pétrochimie, la statistique de Fisher confirme que le modèle est globalement non significatif parce que toutes les variables du modèle sont non stationnaires selon un processus DS (Differency Stationary). Ainsi, les résultats seront plus intéressants en premières différences. Pour la branche des industries agroalimentaires, la méthode des MCO a donnée des résultats pertinents et des estimations robustes. Pour la branche textiles et cuirs, nous avons utilisé les MCO en corrigeant les estimations par la méthode de Cochrane-Orcutt compte tenu de l'autocorrélation des erreurs confirmée par le test de Durbin-Watson dans l'estimation initiale. La convergence est obtenue après 17 itérations, à un niveau de confiance de 78%. Pour la branche bois, papiers et divers, la méthode des MCO donne des estimations robustes.

Cependant, l'analyse de la stationnarité avait montré que certaines variables sont non stationnaires. La différenciation, comme méthode de stationnarisation, nous a permis de vérifier les résultats obtenus dans les estimations des différentes fonctions en niveau. En effet, si les estimations en taux de croissance des modèles pour lesquels les résultats en niveau sont vraisemblablement pertinents ne donnent pas des résultats proches de ceux obtenus en niveau, la régression initiale est fallacieuse et elle ne peut pas être retenue. Pour les modèles non significatifs, il y a possibilité d'avoir de meilleurs résultats en les estimant en taux de croissance. Les résultats des modèles estimés en taux de croissance sont résumés dans le tableau n°6.

Tableau n°5 : Résultats des estimations de la fonction CD en niveau

Branches	Constante	Log (Kcorr)	Log (L)	AR (1)	Fisher	R ²	R ² ajusté	D-W
<i>ISMME</i>	-3,175** (-1,835)	0,261**** (7,890)	0,889**** (5,536)		116,642	0,939	0,931	1,738
Matériaux de construction	8,492**** (4,332)	0,189*** (2,359)	-0,168* (-0,799)	0,481**** (3,228)	3,833	0,469	0,346	1,703
Chimie et pétrochimie	5,995**** (4,653)	0,005* (0,157)	0,174* (1,253)		1,276	0,145	0,031	2,018
Industries agroalimentaires	-5,675**** (-3,246)	0,154**** (2,912)	1,203**** (6,654)		72,239	0,905	0,893	1,962
Textiles et cuirs	-4,864* (-1,067)	0,086* (0,958)	1,134*** (2,613)	0,783**** (3,011)	102,415	0,959	0,950	1,747
Bois, papiers et divers	12,051**** (10,157)	-0,115**** (-3,303)	-0,311**** (-2,377)		33,685	0,817	0,793	1,548

Notes de lecteur : **** : significatif à 1%, *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%, * : non significatif.

Les valeurs entre parenthèses correspondent aux statistiques de T-Student.

La statistique de Durbin-Watson du modèle initial estimé en taux de croissance, pour la branche ISMME, a indiqué une autocorrélation des erreurs. L'estimation par les MCO en utilisant la technique AR(1) et la correction de Newey-West, compte tenu de la persistance de l'autocorrélation et la présence de l'hétéroscédasticité des erreurs, conclue à une contribution négative et non significative du facteur capital à la variation de la valeur ajoutée. Le même résultat est obtenu dans

les estimations en panel mais le modèle, de par la valeur de la statistique de Fisher, est globalement non significatif. Le modèle estimé en taux de croissance pour la branche matériaux de construction est aussi globalement non significatif malgré que la correction des écarts-types de l'hétéroscédasticité par la méthode de White ait donné des coefficients significatifs pour le travail et le capital. Le modèle estimé en taux de croissance est globalement non significatif et tous les coefficients sont aussi non significatifs. Le modèle estimé en taux de croissance par la méthode des MCO pour la branche textiles et cuirs conclue à la non significativité du capital et de la constante. Enfin, le modèle estimé pour la branche bois, papiers et divers est non significatif. Malgré la correction de l'estimation par la méthode de Newey-West, le modèle reste globalement non significatif mais le coefficient associé au facteur travail est significatif.

Tableau n°6 : Résultats des estimations de la fonction CD en premières différences

Branches	Cte	Log(Kcorr)	Log (L)	AR (1)	Fisher	R ²	R ² ajusté	D-W
<i>ISMME</i>	-0,067**** (-2,689)	-0,104* (-1,029)	0,781*** (3,046)	-0,626**** (-2,961)	2,436	0,378	0,223	2,221
Matériaux de construction	-0,003* (-0,136)	0,127*** (2,148)	-0,341**** (-4,778)		1,226	0,149	0,027	2,204
Chimie et pétrochimie	-0,025* (-0,618)	-0,121* (-0,947)	-0,017* (-0,040)		0,451	0,060	-0,073	2,354
Industries agroalimentaires	-0,020* (-0,602)	-0,014* (-0,138)	0,751**** (3,720)		6,926	0,497	0,425	1,856
Textiles et cuirs	-0,026* (-0,454)	0,069* (0,689)	1,037**** (2,855)		4,103	0,369	0,279	1,715
Bois, papiers et divers	0,014* (0,605)	-0,058* (-1,282)	-0,282*** (-2,584)		0,687	0,089	-0,040	2,337

Notes de lecteur : **** : significatif à 1%, *** : significatif à 5%, ** : significatif à 10%, * : non significatif.

Les valeurs entre parenthèses correspondent aux statistiques de T-Student.

On peut constater que ni les estimations en niveau ni les estimations en taux de croissance ne permettent de trancher sur le premier résultat selon lequel l'impact du capital est non significatif. Nous avons estimé une fonction de production modifiée en considérant la valeur ajoutée par travailleur (productivité du travail) comme une variable dépendante et le capital par travailleur (intensité capitalistique) comme une variable indépendante. Les estimations sont faites en panel.

Par ailleurs, dans le cas des rendements d'échelle constants la fonction de production modifiée prend la forme

$\log(Q/L)_{i,t} = \log A_{i,t} + (1-\beta)\log(K/L)_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$. Le test des rendements d'échelle constants, à partir du modèle estimé en panel (tableau n°4 colonne 3), rejette l'hypothèse de rendements d'échelle constants. Pour estimer directement le paramètre des rendements d'échelle, nous avons considéré la spécification

$\log(Q/L)_{i,t} = \log A_{i,t} + (v-1)\log L_{i,t} + \alpha\log(K/L)_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$. Les résultats de cette estimation sont résumés dans le tableau n°7.

Tableau 7: Résultats des estimations de la fonction de production sous sa forme modifiée en panel

Dépendante variable	Modèle à EF
$\log(Q)-\log(L)$	Panel SUR
$\log(L)$	-0,677 (-9,700)
$\log(K)-\log(L)$	0,110 (5,513)
Cste ISMME	5,807
Cste Matériaux de Construction	5,090
Cste Chimie et Pétrochimie	4,986
Cste Agroalimentaire	5,488
Cste Textile et Cuir	4,940
Cste Bois	5,676
R ²	0,585
R ² ajusté	0,556
Nombre d'observations	108
Test de Hausman	CHISQ(2)=1,483

Le choix du modèle à effets fixes est justifié par la valeur du test de Hausman. Il apparaît que les résultats obtenus pour cette estimation sont robustes. Les coefficients sont significatifs au seuil de 1%. Le modèle, contrairement aux résultats précédents à l'exception de ceux du tableau n°1, conclue à une contribution positive du facteur capital à la variation de la valeur ajoutée et à des rendements d'échelle décroissants.

En effet, ces résultats sont proches de ceux de la colonne 4 du tableau n°1. Ils concluent à une contribution positive des deux facteurs de production utilisés, le travail et le capital. L'hypothèse des rendements d'échelle décroissants confirmée par le test de Wald dans les premiers résultats l'hypothèse $H_0: \alpha + \beta = 1$ était rejetée car la statistique de Fisher est égale à 156,510. Elle est confirmée, aussi, dans l'estimation de la fonction de production modifiée en panel par le paramètre associé au facteur travail et qui représente directement un paramètre de rendements d'échelle. Le résultat des rendements d'échelle décroissants est attendu par rapport au volume des facteurs de production mis en place dans le secteur industriel.

Maintenant, il convient de vérifier statistiquement les deux estimations.

Le problème de stationnarité des séries prises individuellement, évoqué auparavant, semble ne pas avoir lieu dans les séries prises en panel. Partant du principe que la non stationnarité viole l'hypothèse selon laquelle les résidus de la régression sont un bruit blanc et les statistiques traditionnelles deviennent insignifiantes, il est possible de vérifier une telle hypothèse en analysant la stationnarité des résidus à partir d'une représentation graphique de leur autocorrélation appelée correlogramme. Le correlogramme de l'estimation de la colonne 4 tableau n°1 que nous avons établi confirme que les résidus constituent un bruit blanc. Il est de même pour les résidus de la fonction de production modifiée estimée en panel.

II-4- Résultats empiriques :

A partir des estimations des modèles précédents retenus, nous avons essayé de décomposer et d'analyser la productivité totale des facteurs selon la formule suivante :

$$PTF_{i,t} = \frac{Q_{i,t}}{(K_{i,t})^\alpha (L_{i,t})^\beta} \Leftrightarrow \log(PTF_{i,t}) = \log(Q_{i,t}) - \alpha \log(K_{i,t}) - \beta \log(L_{i,t})$$

$$\begin{aligned}\Leftrightarrow \log(PTF_{i,t}) &= \alpha[\log(Q_{i,t}) - \log(K_{i,t})] + \beta[\log(Q_{i,t}) - \log(L_{i,t})] \\ \Leftrightarrow PTF_{i,t} &= \left(\frac{Q}{K}\right)_{i,t}^{\alpha} \left(\frac{Q}{L}\right)_{i,t}^{\beta}\end{aligned}$$

Cette formule permet de déterminer la contribution des productivités du capital et du travail à l'évolution de la PTF mais elle n'est valable que dans le cas où les rendements d'échelle sont constants. En effet, lorsque l'hypothèse des rendements d'échelle constants est vérifiée, l'évolution de la PTF peut être décomposée en deux effets : effet productivité du travail et effet productivité du capital. Pour notre cas, cette hypothèse est rejetée mais il est possible d'évaluer la PTF de chaque branche et sur toute la période étudiée à partir de l'estimation de la fonction de production retenue. La décomposition de la PTF des différentes branches étudiées est faite en se basant sur la première estimation retenue selon laquelle le coefficient d'élasticité du capital (α) est égal à 0,134 et le coefficient d'élasticité du travail (β) est égal à 0,177 sous réserve de la négligence de l'hypothèse des rendements décroissants.

Concernant la contribution des facteurs de production à la valeur ajoutée et évaluation de la PTF et selon les résultats économétriques, les facteurs de production (le travail et le capital) contribuent positivement à l'évolution de la valeur ajoutée. Pour l'ensemble de l'industrie, une augmentation du stock du capital de 10% entraîne une augmentation de la valeur ajoutée de 1,34% et une augmentation de 10% dans facteur travail entraîne une augmentation de 1,77% dans la valeur ajoutée. Ainsi, le travail contribue un peu plus à l'évolution de la valeur ajoutée par rapport au capital. La PTF, évaluée pour chaque branche de 1984 à 2001, est presque stable sur toute la période et pour toutes les branches. Si on compare son évolution à celle de la productivité du travail et à celle de la productivité du capital, on remarque qu'elle est déterminée par la productivité du travail pour toutes les branches, exception faite de la branche bois, papiers et divers. En effet la PTF de cette dernière est déterminée par celle du capital.

Les fluctuations qu'a connu la productivité du capital s'expliquent par la vitesse avec laquelle les investissements ont chuté pour toutes les branches étudiées et pour toute la période considérée. Elles s'expliquent aussi par l'évolution de la valeur ajoutée qui a enregistré une certaine stabilité après avoir chuté pendant la fin des années 1980 et début des années 1990. Par exemple, l'année 1996 constitue un point d'inflexion dans l'évolution de la productivité du capital pour indiquer clairement les effets d'un long processus de réformes et les effets du plan d'ajustement structurel sur le secteur industriel public. La stabilité qu'a connu la PTF témoigne des efforts d'ajustement des facteurs de production considérés à la production. Il apparaît que ces efforts sont plus importants pour le facteur capital puisque la productivité du travail n'a pas beaucoup évolué. Mais, les efforts d'ajustement de ce facteur ne peuvent pas être exclus parce que le secteur industriel, malgré qu'il a connu une forte diminution dans les effectifs travailleurs, utilise intensivement le facteur travail. Ces remarques ne s'appliquent pas à la branche bois, papiers et divers de par l'évolution de sa productivité du travail qui est déterminée par la reprise qu'a connue la valeur ajoutée et la diminution du nombre de travailleurs presque sur toute la période 1984-2001.

Concernant la décomposition de la PTF, elle confirme les conclusions concernant les contributions respectives du travail et du capital à l'accroissement de la PTF. Ainsi, l'évolution négative de la PTF est le fait de l'évolution de la productivité du travail qui a contribué au recul du secteur industriel. A ce niveau, il convient de signaler que seule la branche bois, papiers et divers, a réalisé en moyenne des gains de productivité sur toute la période malgré la contribution négative de la productivité du travail à la variation de la PTF, celle-ci est compensée par les gains réalisés par la productivité du capital.

En somme, seulement la branche bois, papiers et divers a réalisé en moyenne des gains de productivité sur toute la période. Malgré la contribution négative de la productivité du travail à la variation de la PTF, celle-ci est compensée par les gains de la productivité du capital. Pour le reste des branches, les gains réalisés dans de la productivité du capital sont détériorés par les pertes de productivité enregistrées pour le travail.

Conclusion :

En conclusion, l'estimation de la fonction de production Cobb-Douglas sur des données de panel, pour le cas de l'industrie publique algérienne, donne des résultats statistiques et économiques pertinents.

Les différents tests économétriques attestent de la réalité économique de l'industrie publique algérienne. En fait, la non stationnarité des séries de données prises individuellement confirme les fluctuations conjoncturelles des branches industrielles. L'estimation d'un modèle à effets fixes suggéré par les tests de spécification en panel confirme la structure commune des branches industrielles algériennes et leurs spécificités propres; qui concluent à des productivités totales différentes. Aussi, l'estimation d'un modèle à effets fixes, au lieu d'un modèle à effets aléatoires, implique que les spécificités individuelles structurelles (PTF) n'influencent pas le niveau du travail et du capital, c'est-à-dire que le niveau des facteurs de production utilisés par une branche n'est pas lié à sa productivité totale. Cela confirme que les facteurs de production sont plus importants que la production et la productivité elle-même. Cette conclusion est contradictoire aux enseignements de la théorie économique relative à l'allocation optimale des ressources entre différents secteurs d'activité, qui ne saurait ignorer la productivité des facteurs dans les différentes branches d'activité.

La PTF comme indice de la croissance indique que le secteur industriel n'a pas évolué dans le temps. La PTF, décomposée en deux effets, indique qu'elle est déterminée par la productivité du travail et cela pour toutes les branches exceptée la branche bois, papiers et divers. Le capital et le travail contribuent faiblement à la production de par le fait que les rendements d'échelle sont décroissants.

Références Bibliographiques :

- 1- **Mohamed BENOUDA KEFIF** (1998), « Une fonction de production pour l'industrie algérienne », Revue algérienne d'économie et de gestion n°02, PP.130-48.
- 2- **Mohamed BENOUDA KEFIF** (2001), « Impact des prix et des volumes de facteurs sur la productivité », Les cahiers du CREAD n°57, PP.115-23.
- 3- **Derek BLADES** et al., « La mesure du capital : la mesure des stocks de capital, de la consommation de capital fixe et des services du capital », Manuel de l'OCDE 2001.
- 4- **Mouhammed Yazid BOUMGHAR**, « Essai de mesure du stock de capital productif », Attaché de recherche au CREAD, Rapport de recherche 2004.
- 5- **Mouhammed Yazid BOUMGHAR**, « Essai de mesure du stock de capital et estimation de la fonction de production », Mémoire de Magister, INPS, 1998.
- 6- **Sébastien DESSUS** (1998), « Ouverture et productivité à Taiwan », Revue économie internationale n°73, PP.51-71.
- 7- **Simeon DJANKOV and Bernard HOEKMAN** (2000), « Foreign investment and productivity growth in Czech enterprises », The World Bank: Economic Review, Number 1 volume 14, PP.49-64.
- 8- **Tarhan FEYZIOGLU, Vinaya SWAROOP and Minzhu** (1998), « A Panel Data Analysis of the Fungibility of Foreign Aid », The World Bank: Economic Review, Number 1 volume 12, 29-58.
- 9- **Christophe HURLIN**, « L'économétrie des données de panel : Modèles linéaires simples », Université de Paris Dauphine, Ecole doctorale Edocif, séminaire méthodologique, 2001.
- 10- **Saïd IGHILAHIRIZ** (1986), « Evaluation du stock de capital : méthode-données-résultats », Revue du CE. N.E.A.P, n°7, PP.56-103.
- 11- **François JEGER**, « La productivité dans les entreprises de TRM vue au travers des fonctions de production », Notes de synthèses du SES, septembre-octobre 2000.
- 12- **Elisabeth KREMP et Xavier REIF** (2002), « Industrie : enjeux de la productivité », Revue problèmes économiques n°2.780, PP.14 -17.
- 13- **M. LARBI** (1986), « Facteurs explicatifs de la faiblesse de la productivité en Algérie », Revue du CE. N.E.A.P, n°7, PP108-23.
- 14- **André L. A. VINCET**, « Mesure de la productivité », Paris : DUNOD, 1968.
- 15- **Drick PILAT** (1996), « Concurrence, productivité et efficience », Revue économique de l'OCDE n°27, PP.122-64.
- 16- **Paul SCHREYER et Drik PILAT** (2001), « Mesure de la productivité », Revue économique de l'OCDE, n°33, PP.137-84.
- 17- **Paul SCHREYER** (2001), « Manuel de la productivité de l'OCDE : guide de mesure de la productivité intra-industrielle », Revue observateur international de la productivité OCDE, n°2, 40-54.
- 18- **Paul SCHREYER**, « Mesurer la productivité : mesurer la croissance de la productivité par secteur et pour l'ensemble de l'économie », Manuel de l'OCDE, 2001.
- 19- **Diana WEINHOLD** (1996), « Tests de causalité sur données de panel : une application à l'étude de la causalité entre l'investissement et la croissance », Revue Economie et Prévision n°126, PP.163-175.
- 20- **Ahmed ZAKANE** (2003), « Capital physique, main d'oeuvre et croissance économique : essai d'analyse appliquée au cas de l'Algérie », Revue des sciences économiques, de gestion et de commerce, Université d'Alger, n°08, PP.59-75.
- 21- **Ahmed ZAKANE** (2003), « croissance endogène et mesures de politique économique », Revue d'économie et de statistique appliquée n°01, PP.65-75.

Tableau n°1 : Evolution de la valeur ajoutée de 1984 à 2001 (en dinars constants de 1989).
En millions de dinars de 1989

Branches	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992

ISMME	15145,1705	15373,416	16432,3843	13127,9915	15191,3772	11309,9	12947,7896	10742,9779	11333,3648
Matériaux de construction	3082,12878	3387,99076	3595,06303	3743,26711	3788,72497	3644,4	3642,25166	3123,63977	3295,44519
Chimie et pétrochimie	2117,97945	2528,89843	2880,72917	2377,0195	2506,13027	2260,1	2407,06416	2348,16137	2284,00123
Agro-alimentaires	5210,68548	6457,67442	7820,16985	7826,15658	6879,69303	6745,6	8220,51048	8022,77657	7637,55556
Textiles et cuirs	5155,36627	5226,69826	5118,50153	4555,64024	4052,53623	3954,9	4297,3665	3534,90522	2748,5474
bois, papiers et divers	3000,15649	3117,477	3451,70068	3259,43012	2911,52648	3126,7	2993	2308,62534	4333,16699
Total industrie manufacturière	33711,487	36092,1549	39298,5486	34889,505	35329,9882	31041,6	34507,9824	30081,0862	31632,0812

Branches	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
ISMME	9811,84589	8653,62776	8267,77325	6719,35424	4341,26902	4599,71817	4821,01205	4957,70202	4594,21639
Matériaux de construction	3106,28735	2787,7782	3168,97025	3358,91317	2906,13853	3213,36248	2432,50198	2519,03209	2958,03381
Chimie et pétrochimie	2164,93015	2811,07948	2614,137366	2102,80969	2458,55722	2166,84543	2178,0531	2391,77685	1814,78123
Agro-alimentaires	5909,66074	5630,68396	3638,95009	3907,37811	3625,72058	4032,57892	3948,91892	3696,02808	2952,80537
Textiles et cuirs	2573,95111	2779,39533	1984,57191	1259,27429	966,884728	1004,09463	789,0659101	710,160312	1040,17838
bois, papiers et divers	4967,99406	4679,27597	5920,5863	5774,64597	6583,10837	6083,52343	5916,09548	5533,37764	6696,99248
Total industrie manufacturière	28534,6693	27341,8407	25594,9892	23122,3755	20881,6784	21100,1231	20085,6474	19808,077	20057,0077

Tableau n°2 : Evolution de l'emploi dans les branches de l'industrie manufacturière publique

Branches	I.S.M.M.E	Matériaux de construction	Chimie et pétrochimie	Agro-alimentaires	Textiles et cuirs	Bois, Papiers et divers	Total
1984	107267	36614	18833	56688	48993	31285	299680
1985	118659	36871	21283	61195	49663	31077	318748
1986	124355	37000	22508	63448	49998	30973	328282
1987	130051	37128	23733	65701	50333	30869	337815
1988	129999	38265	24102	64486	52848	30176	339876
1989	129585	37677	25723	61586	53025	35106	342702
1990	132489	38551	26194	66284	65999	28339	357856
1991	130836	40063	26027	77881	54108	34201	363116
1992	125016	43489	26358	66904	53940	33038	348745
1993	124068	40641	25190	65579	51870	32879	340227
1994	121159	40439	24599	68454	51143	30972	336766
1995	103576	23350	19850	39891	46685	17379	250731
1996	87513	24013	17626	45664	37434	15194	227444
1997	79482	24344	16514	48550	32809	14101	215800
1998	71450	24675	15401	51436	28183	13008	204153
1999	71078	24718	15297	49152	27900	12699	200844
2000	67914	23229	13442	42162	22943	11264	180954
2001	68763	22853	15552	40461	25269	11133	184031

Tableau n°3 : Evolution du stock de capital corrigé en dinars constants de 1984 à 2001
En millions de dinars de 1989

Branches	I.S.M.M.E	Matériaux de construction	Chimie et pétrochimie	Agro-alimentaires	Textiles et cuirs	Bois, papiers et Divers
1984	10463,480	1853,464	1856,948	3199,081	2946,838	1843,508

KHERBACHI HAMID, BAAR HAMID

1985	8758,602	2057,247	1546,975	2717,173	2465,477	1951,450
1986	7289,866	1861,478	1414,318	2051,968	1631,634	1265,188
1987	5640,357	1630,903	1165,942	1489,982	1111,681	880,820
1988	6578,805	2061,334	1340,110	2420,118	1053,686	581,845
1989	4893,251	1150,657	1312,569	3868,980	745,576	622,004
1990	3645,929	1485,262	797,224	2392,492	508,982	388,808
1991	2938,531	1755,749	493,771	1713,757	256,261	236,344
1992	2258,929	1941,559	323,618	1251,475	161,062	120,731
1993	1764,344	1582,564	285,007	1046,663	153,478	95,744
1994	1097,451	981,125	218,677	979,672	110,976	51,615
1995	1059,101	637,710	177,344	692,328	81,352	33,828
1996	813,204	543,955	129,684	756,285	33,624	18,235
1997	905,519	533,752	117,340	469,980	18,001	13,391
1998	1215,403	844,129	256,164	495,161	27,474	74,657
1999	752,002	784,451	190,860	764,214	10,754	43,289
2000	540,011	663,076	166,529	624,205	13,903	30,840
2001	508,843	644,195	193,202	475,806	4,079	22,765