

Conférence régionale sur
« L'Education en Afrique de l'Ouest : Contraintes et
opportunités »
1/2 Novembre 2005 - Dakar (Sénégal)

**L'IMPACT DES NIVEAUX DE QUALIFICATION DE LA
MAIN D'ŒUVRE SUR LA PRODUCTIVITE DES
ENTREPRISES : ANALYSE APPLIQUEE AU
SECTEUR INDUSTRIEL SENEGALAIS**

Abdoul Alpha DIA¹

RESUME

Sur la question des effets du capital humain, les études consacrées aux pays africains sont relativement rares, et en grande majorité, il s'agit d'ailleurs soit d'analyses macro-économiques, soit d'études consacrées au secteur agricole. Dans le cadre de cette étude, nous nous proposons d'analyser l'impact des niveaux de qualification de la main d'œuvre industrielle sur les performances productives des entreprises. Plus particulièrement, quatre catégories de main d'œuvre sont ici prises en compte : (i) les cadres, (ii) les techniciens supérieurs, (iii) les techniciens et agents de maîtrise, et enfin (iv) les employés ouvriers et manœuvres.

Les résultats obtenus ici n'indiquent globalement pas un impact considérable de la structure des qualifications (et plus particulièrement des catégories de main d'œuvre les plus qualifiées) sur les performances productives, et ce quelle que soit la spécification retenue (Cobb-Douglas ou Translog). Assurément, il s'agit ici d'un résultat très largement contre-intuitif, qui s'oppose autant aux postulats de la théorie économique qu'aux résultats de la recherche internationale consacrée à cette question (cf. plus particulièrement les études conduites en France, aux Etats Unis ou en Grande Bretagne). En ce qui concerne les facteurs en mesure d'expliquer un tel résultat, ils sont de plusieurs ordres : la faible qualité des formations dispensées (et donc la forte inadéquation formation/emploi), le poids très minime de la main d'œuvre qualifiée au sein des entreprises (on serait donc en présence d'un effet de seuil), la répartition très inégale de la main d'œuvre industrielle (et plus particulièrement l'hypertrophie des services administratifs au détriment des services « productifs »), et enfin les caractéristiques structurelles du secteur industriel sénégalais (cf. notamment le faible niveau de progrès technique caractérisant la plupart des entreprises, lequel aurait donc globalement tendance à limiter le potentiel productif du capital humain).

MOTS CLEFS

Capital Humain – Niveaux de Qualification de la Main d'œuvre – Secteur Industriel – Productivité – Sénégal

¹ Doctorant à l'IREDU (CNRS, Université de Bourgogne)
Esplanade Erasme - B.P. 26513 - F 21065 Dijon Cedex
Tél. 00 (0)3 80 39 54 50 - Fax 00 (0)3 80 39 54 79
Email : abdoulalphadia@hotmail.com

Sur la question des effets du capital humain, les études consacrées aux pays africains sont relativement rares, et en grande majorité, il s'agit d'ailleurs soit d'analyses macro-économiques (BM, 1991 ; OJO et OSHIKOYA, 1995 ; PRITCHETT, 1997 ; SACERDOTI et *al.*, 1998), soit d'études consacrées au secteur agricole (HOPCRAFT, 1974 ; MOOK, 1981 ; GURGAND, 1993). Globalement, ces différentes études ont conduit à des résultats plutôt décevants, puisque pour une bonne part, elles indiquent un impact du capital humain soit non significatif, soit n'affichant pas le signe attendu. Les critiques adressées à ces études² et bien d'autres raisons invitent certainement à un élargissement et à un approfondissement de l'analyse appliquée aux pays africains, afin soit de mieux appréhender la relation entre le capital humain et la croissance, soit de mieux expliquer les raisons pour lesquelles, au sein de ces pays, cette relation semble finalement si fragile.

En ce qui nous concerne, nous nous proposons, au titre de l'élargissement de l'analyse précédemment évoqué, de débattre de l'impact des niveaux de formation et/ou de qualification de la main d'œuvre sur les performances des entreprises du secteur industriel sénégalais. Sur cette question, on sait encore moins de choses en Afrique, puisque les études sont quasiment inexistantes, tout autant d'ailleurs sur ce que sont véritablement ces niveaux de formation ou de qualification que sur leurs éventuels effets. En ce qui concerne tout d'abord l'appréciation de ces niveaux, certes il y a une forte propension à considérer qu'ils sont relativement faibles au sein des entreprises africaines, mais en vérité, on doit néanmoins reconnaître qu'on dispose sur cette question de peu de données précises ; le plus souvent, on se contente donc d'extrapolations plus ou moins approximatives, à partir notamment de variables et/ou d'indicateurs scolaires, alors même que ces derniers ne rendent pas toujours fidèlement compte des niveaux réels de qualification de la main d'œuvre (par exemple, tous les processus liés à l'apprentissage sur le tas ou à la formation continue ne sont pas pris en compte ici). Ensuite, au sein des entreprises du secteur moderne, les très rares fois où les effets de ces niveaux de formation ou de qualification sur la productivité ont été étudiés, ils l'ont surtout été du point de vue des salaires (et donc de la productivité individuelle), et quasiment jamais donc à l'échelle même des entreprises. Ainsi, quelques études effectuées en Côte d'Ivoire ont notamment conclu à un impact positif de l'éducation sur les salaires (VAN DER GAAG et VIJVERBERG, 1987), et ont estimé plus particulièrement à 10% l'impact d'une année supplémentaire d'instruction sur l'accroissement des revenus (KOMENAN, 1987). Toutefois, les études les plus récentes consacrées à cette question ont conduit à des résultats plus mitigés (APPLETON et *al.*, 1997 ; BIGSTEN et *al.*, 1999³), et ce qui semble indiqué ici, c'est donc une tendance à la baisse des effets de l'éducation sur les salaires.

D'un point de vue théorique, les arguments ne manquent certainement pas pour amener à supposer que les performances productives des entreprises seront fortement influencées par leurs dotations en capital humain. On doit donc s'attendre à ce que les entreprises les plus performantes (et ce à tous les points de vue : technique, financier, organisationnel, etc.) soient celles au sein

² En ce qui concerne les approches macro-économiques, les critiques concernent par exemple la non fiabilité des données utilisées (BENNELL, 1996), ou encore la non prise en compte par ces mêmes données des autres sources de formation non scolaires (les stocks de capital humain seraient donc sous-estimés, d'où leur faible impact).

³ Il s'agit ici d'une étude comparative conduite dans 5 pays (Ghana, Cameroun, Zimbabwe, Kenya et Zambie).

desquelles les salariés et/ou les dirigeants disposent (en moyenne) des niveaux de formation ou de qualification les plus élevés. De ce point de vue, il n'est donc guère étonnant de constater que quasiment partout dans le monde, la corrélation a été très forte entre, d'une part la croissance et/ou le développement économique, et d'autre l'élévation constante des niveaux d'éducation et/ou de qualification de la main d'œuvre (et ce au sein tout particulièrement des activités du secteur moderne).

Cette analyse que nous nous proposons d'effectuer quant aux effets des niveaux de qualification de la main-d'œuvre sur les performances productives des entreprises du secteur industriel sénégalais sera organisée de la façon suivante. Dans un premier temps, nous proposerons une revue de littérature sur les travaux ayant porté sur cette question, de façon à disposer de quelques éléments de repère et donc à mieux orienter notre réflexion. Ensuite, nous expliciterons notre cadre d'analyse, et en attendant d'y revenir, contentons-nous de préciser ici que nous serons amenés à nous fonder sur une analyse en données de panels. Puis nous traiterons des résultats obtenus, et à ce propos, il peut être utile de préciser que les estimations de notre modèle seront effectuées sous une double spécification, Cobb-Douglas d'abord et Translog ensuite (ultérieurement, nous reviendrons bien évidemment sur l'intérêt d'une telle double spécification). Enfin dans une quatrième et dernière partie, nous proposerons une interprétation globale des principaux résultats auxquels nous aura conduit cette étude, et ce faisant, nous tenterons en même temps d'élargir l'analyse, de façon à intégrer notre problématique initiale dans une réflexion plus globale et plus dynamique, relative notamment aux déterminants et/ou aux mécanismes de la croissance.

1- Qualification de la main d'œuvre et productivité des entreprises : une revue de littérature

D'une façon générale, l'impact des niveaux de qualification de la main d'œuvre (et plus généralement des investissements en capital humain) sur les performances productives a été très peu étudiée au sein des entreprises africaines, et cela tient au moins à deux raisons : d'une part, la recherche s'est jusqu'ici davantage intéressée aux effets du capital humain sur les performances des petits producteurs, et en particulier au sein du secteur agricole, et d'autre part, dans ces pays, les données nécessaires à de telles études ne sont pas toujours disponibles.

A un niveau international, de nombreuses études ont été cependant consacrées à cette question, et en grande majorité, elles montrent que les performances des entreprises sont significativement influencées par les niveaux de formation ou de qualification de la main-d'œuvre. En Grande Bretagne, une étude effectuée au sein de plusieurs entreprises industrielles (et sur une période de cinq ans) a par exemple montré que la croissance de la part de la main d'œuvre hautement qualifiée (notamment les ingénieurs et autres personnels scientifiques) avait non seulement un impact positif et significatif sur la productivité, mais qu'en plus, cet impact s'amplifiait avec le temps, au delà d'un certain seuil (BUXTON, 1977). Aux Etats-Unis, il a été calculé qu'une augmentation d'environ 10% des niveaux moyens de formation de la main d'œuvre (soit approximativement une année supplémentaire d'études) se traduisait par une hausse significative du chiffre d'affaire : environ 8.5% dans le secteur manufacturier, et 12.7% dans le secteur non manufacturier (BLACK et LYNCH, 1996). Selon une autre étude américaine,

réalisée par le NATIONAL CENTER OF THE EDUCATIONAL QUALITY OF THE WORKFORCE⁴, un tel accroissement du niveau moyen d'instruction des travailleurs (soit de l'ordre de 10%) se traduisait également par une augmentation d'environ 10% de la production. Enfin, une dernière étude américaine qui peut être citée ici, c'est celle de HOROWITZ et SHERMAN (1980), qui avait été conduite au sein de chantiers navals américains. La productivité avait été mesurée de différentes manières (fréquence et nombre des pannes, durée des réparations, etc.), et le principal résultat de cette étude avait été de montrer que les travailleurs plus performants étaient ceux dont les niveaux de formation étaient également les plus élevés⁵.

En France, de nombreux travaux se sont également intéressés à cette question, et pour la plupart, ils ont consisté à estimer des fonctions de production mettant en jeu la structure des qualifications, de façon notamment à prendre en compte l'influence différenciée des différentes catégories de la main d'œuvre (MAIRESSE et CUNEO, 1985 ; CHOFFEL et *al.*, 1988 ; SASSENOU, 1988 ; MAIRESSE et SASSENOU, 1989 ; SEVESTRE, 1990 ; GREANAN et *al.*, 93 ; BENSALID et *al.*, 1997 ; CREPON et MAIRESSE, 1994 ; HUIBAN, 1994 ; etc.).

Tout d'abord, les estimations conduites par MAIRESSE et SASSENOU (1989) indiquent un impact positif et significatif de l'ensemble des facteurs qualitatifs considérés (que ces facteurs aient été pris en compte séparément ou conjointement), mais surtout elles montrent que les personnels ingénieurs et tertiaires sont la variable dont l'impact est le plus important. Selon également cette étude, l'efficacité ou la productivité marginale des ingénieurs serait environ cinq fois plus importante que celle des autres personnels, et ce rapport serait grosso modo comparable à celui des salaires moyens, qui est de l'ordre de quatre ; quant à l'efficacité relative des personnels tertiaires, elle serait de l'ordre de 1.6, et une telle valeur ne serait que très peu inférieure au rapport des salaires moyens. Tous ces résultats de MAIRESSE et SASSENOU seront par la suite amplement confirmés par l'étude de SEVESTRE (1990). Plus exactement, ce dernier a montré que les entreprises les plus productives, comparativement aux entreprises les moins productives, employaient en moyenne 6 fois plus de techniciens, 2 fois plus de cadres administratifs et commerciaux, et 2.5 fois moins de personnel non qualifié (et plus généralement, la concordance serait systématique entre la productivité du travail et la composition de la main d'œuvre). Par ailleurs, l'impact sur la production d'un accroissement de la part des ingénieurs et des techniciens serait plus important que celui résultant de l'augmentation des cadres administratifs et commerciaux, ou encore de celle des ouvriers et des employés qualifiés. L'impact sur la production d'une élévation de la part des ingénieurs et des techniciens dépendrait même assez peu au total des caractéristiques des entreprises, étant donné que l'accroissement d'un point de cette part conduit, pour les différents groupes d'entreprises étudiés, à un accroissement de la production compris entre 1.4% et 1.7%, alors même que ces entreprises différaient sensiblement à tous points de vue (taille, intensité capitaliste, composition de la main d'œuvre, etc.). Par contre, l'impact sur la production d'une augmentation de la part des cadres administratifs et commerciaux dépendrait lui de façon très marquée des caractéristiques structurelles des entreprises considérées : cet impact serait donc assez faible pour les entreprises à faible productivité du travail, et au contraire, il serait significatif pour celles mettant en œuvre une technologie fortement capitaliste

⁴ Cité par LOGOSSAH (1994).

⁵ Cette étude constitue par ailleurs l'un des rares travaux consacrés à l'impact de l'éducation de la formation sur la productivité « physique » des travailleurs au sein du secteur moderne.

et employant une main d'œuvre déjà fortement qualifiée. Enfin, l'estimation de la productivité marginale des ingénieurs et des techniciens relativement à celle des ouvriers et des employés non qualifiés est plus faible dans l'étude de SEVESTRE que dans celle MAIRESSE et SASSENOU, : en effet, ici, le rapport est compris ici entre 2 et 3.5, selon les spécifications retenues (Cobb-Douglas ou Translog⁶).

Quant à l'étude de HUIBAN (1994), même si elle s'inspire des approches de MAIRESSE et SASSENOU et de SEVESTRE, elle s'en distingue néanmoins par le fait d'intégrer la dimension sectorielle dans l'analyse (elle prend donc en compte le fait que les entreprises appartiennent à des logiques productives et d'emploi différentes). L'intensité capitaliste est utilisée comme critère distinctif, et cette étude reprend ainsi à son compte la traditionnelle opposition entre les industries capitalistes et les industries de main d'œuvre. Sur cette base, vont donc être identifiées deux logiques différentes du point de vue de la contribution de la main d'œuvre à la productivité du travail : dans le cas des industries de main d'œuvre, le rôle principal serait joué par les chefs d'entreprises et les catégories intermédiaires, tandis que dans les industries lourdes, celui-ci serait joué par l'encadrement, les employés et les ouvriers qualifiés.

En ce qui concerne l'étude de BENSARD *et al.* (1997⁷), les résultats auxquels elle aboutit sont grosso modo conformes à ceux qui viennent d'être indiqués, à deux nuances près. D'abord, au sein du secteur tertiaire, la productivité des employés serait plus faible (du simple au double) que celle des ouvriers (par contre, au sein du secteur industriel, la productivité des employés serait plus élevée que celle des ouvriers). Ensuite, les écarts sont plus considérables pour ce qui est de l'estimation des rapports de productivité marginale : par exemple, la productivité marginale des cadres serait de cinq à vingt fois supérieures à celle des ouvriers, et cela autant d'ailleurs dans les entreprises du tertiaire que dans celles du secteur industriel.

Si la plupart des études qui viennent d'être citées indiquent donc que la productivité du travail est bel et bien fortement influencée par les niveaux de qualification de la main-d'œuvre, il convient cependant de préciser que toutes les études qui ont été consacrées à cette question n'ont pas abouti à une telle conclusion. Par exemple, l'étude de LAYARD *et al.* (1971), qui portait sur les entreprises d'ingénierie électrique au Royaume Uni, avait conclu à l'absence de relation positive et/ou significative entre les niveaux d'éducation des travailleurs et la productivité moyenne. Les études de BERG (1970) et de BERRY (1980) n'avaient pas non plus réussi à mettre clairement en évidence une relation positive significative entre l'éducation et la productivité pour les tâches exigeant de hauts niveaux de formation.

En ce qui concerne plus spécifiquement maintenant le Sénégal, à notre connaissance, seulement deux études ont été consacrées à la question des effets du capital humain sur les performances productives des entreprises du secteur moderne (LATREILLE et VAROUDAKIS, 1997 ; MBAYE, 2002). Ainsi, selon LATREILLE et VAROUDAKIS, d'une part l'utilisation d'une main d'œuvre qualifiée améliorerait le niveau de la productivité globale des facteurs, et d'autre part, le faible niveau du capital humain expliquerait (entre autres raisons, dont

⁶ Plus précisément, ce rapport s'élève à 2.2 avec la Cobb-Douglas, et est compris entre 2.8 et 3.4 avec la Translog.

⁷ Cette étude distingue en fait les entreprises du secteur industriel de celles du secteur tertiaire ; quant aux estimations, elles sont faites ici à partir d'abord des données de 1984, puis de celles de 1992.

l'insuffisance des infrastructures et le niveau élevé de protection commerciale) la baisse de la productivité globale des facteurs au sein des différentes branches industrielles. Quant à MBAYE, il a conclu à un lien fort et significatif entre l'éducation et la productivité, puisque, dans ses différentes estimations, le coefficient de la variable du capital humain est toujours significatif, avec le signe positif attendu (il s'agirait même de la seule des variables, avec l'intensité capitaliste, à être robuste à toutes les spécifications). Cependant, ces deux études étaient fondées sur des estimations relativement approximatives des stocks de capital humain, puisque faute de disposer de données précises sur les niveaux de formation ou de qualification de la main d'œuvre, les écarts entre les salaires moyens et le SMIG avaient été utilisés comme indicateurs, ce qui, à plusieurs points de vue, est critiquable, autant d'ailleurs sur le plan théorique (cf. analyses qui considèrent que les marchés du travail sont loin d'être concurrentiels en Afrique, d'où une déconnexion plus ou moins forte entre la formation, l'emploi et les revenus) que méthodologique (les effets de structures ne sont par exemple pas pris en compte ici : différents sous-secteurs peuvent en effet présenter un même écart de leurs salaires moyens par rapport au SMIG, sans pour autant que leurs structures des qualifications ne soient identiques). Par conséquent, les résultats auxquels ont conduit ces deux études doivent être interprétés avec prudence, et surtout, ils appellent à des recherches complémentaires, s'appuyant sur des données beaucoup plus précises : c'est donc ce que nous nous proposons de faire ici, en recourant à la composition de la main d'œuvre selon les différentes catégories socioprofessionnelles.

II- Le cadre d'analyse

Dans le cadre de ce travail, nous nous proposons de développer une analyse fondée d'une part sur la fonction de production, laquelle permet de quantifier les liens entre les facteurs de production et la production finale, et d'autre part sur l'économétrie des données de panels. Concernant cette dernière, ses avantages sont multiples (DORMONT, 1989 ; SEVESTRE, 2002). Tout d'abord, elle fournit, comparativement à l'analyse en coupes instantanées ou en séries temporelles, « plus d'informations, plus de variabilité (...) et plus d'efficacité » (BALTAGI, 1995, p. 4). Ensuite, elle permet de contrôler l'hétérogénéité des individus (dans les analyses en coupe instantanée ou en séries temporelles, c'est d'ailleurs l'absence d'un tel contrôle qui provoque des biais dans les estimations). Enfin, l'analyse en données de panels permet de contrôler les caractéristiques inobservables des individus : en effet, leur double dimension (spatiale et temporelle) permet « d'isoler » l'influence de ces facteurs inobservables, et dès lors qu'ils sont stables dans le temps, on peut les représenter par des effets individuels spécifiques. Dans le cadre de notre étude, cet aspect est particulièrement important, car certaines caractéristiques des entreprises que nous n'observons pas ici (telles que par exemple la qualité de management, les politiques en matière de gestion de la main d'œuvre, le climat social, la structure de l'actionnariat, etc.) ont également une incidence sur les performances productives.

Si différentes spécifications sont possibles au titre de l'analyse en données de panel (DORMONT, 1989 ; SEVESTRE, 2002) le modèle à erreurs composées est cependant le plus courante, et nous même, c'est celui que nous utiliserons.

La forme générale de ce modèle à erreurs composées est la suivante :

$$Y_{it} = b_0 + \sum_{k=1}^K b_k x_{kit} + \varepsilon_{it}$$

avec :

- x_{kit} et b_k des vecteurs des régresseurs non constants et des paramètres, l'indice t faisant référence au temps et l'indice i à l'individu.
- ε_{it} la perturbation, composée de deux éléments μ_i et ω_{it} ; μ_i désigne l'effet individuel, et rend donc compte de l'influence des variables non prises en compte, dès lors que celles-ci sont stables dans le temps; ω_{it} indique l'influence des autres variables omises, variant d'un individu à l'autre et dans le temps⁸.

La forme générale de notre fonction de production est la suivante :

$$Y_{it} = A K_{it}^\alpha L_{it}^{\beta}$$

avec K une mesure du stock de capital physique et L^* une mesure du travail efficace.

En nous inspirant de MAIRESSE et SASSENOU (1989) ou de SEVESTRE (1990), le travail L^* sera ensuite exprimé en unités de même efficacité⁹, et nous aurons donc :

$$L_{it} = \sum_{j=1}^p \alpha_j L_{jit}$$

où L_{jit} représente les effectifs employés correspondant à un niveau de qualification j et α_j le rapport entre la productivité marginale d'un salarié de qualification j et celle de la catégorie de référence, la $p^{\text{ième}}$:

Après une transformation logarithmique, et en nous inspirant toujours de MAIRESSE et SASSENOU (1989), le modèle que nous allons estimer est le suivant :

$$\text{Log}VA_{it} = \alpha \text{Log} C + \beta \text{Log} L + \beta\mu \text{Pcad}_{it} + \beta\nu \text{Pts}_{it} + \theta\omega \text{Ptadm}_{it} + \text{Cte} + \varepsilon_{it}$$

avec VA la valeur ajoutée, C le capital physique, L le travail, $Pcad$, Pts et $Ptadm$ la proportion respectivement des cadres, des techniciens supérieurs, et des techniciens et agents de maîtrise¹⁰, ε_{it} le terme d'erreur ou de perturbation (comme indiqué précédemment, celui-ci représente les facteurs non expliqués et autres éléments ignorés ou inconnus, et on supposera ici qu'ils ne sont pas ou qu'ils sont peu corrélés avec les facteurs pris en compte)¹¹.

⁸ En réalité, il s'agit ici d'un modèle « élémentaire » à erreurs composées, dans la mesure où il ne comporte qu'un effet individuel. Le modèle « général » à erreurs composées comprend un effet spécifique individuel et un effet spécifique temporel (cf. SEVESTRE, 2002).

⁹ Il s'agit ici d'une approche assez ancienne (cf. les travaux de FELDSTEIN, 1967 ; BOWLES, 1970 ; DOUGHERTY, 1972), qui a été notamment utilisée pour analyser les formes de substitution entre les différentes composantes du facteur travail.

¹⁰ On trouvera en annexe une présentation plus détaillée des variables utilisées ici. La catégorie de référence étant constituée ici par celle des employés, ouvriers et manœuvres.

¹¹ En nous inspirant de SEVESTRE (1990, p. 114), nous aurions pu également retenir l'écriture suivante :

D'après donc ce modèle, la production (mesurée ici par la valeur ajoutée) d'un sous-secteur donné i pendant l'année t dépendra de son stock de capital (C_{it}), de ses effectifs (L_{it}), et du poids des différentes catégories de main d'œuvre (L_{jit}/L_{it} , avec ici $j=1,2,3$).

III- Les résultats

Nous allons recourir à une double spécification, nous inspirant en cela de l'approche développée dans de nombreux travaux (MAIRESSE et SASSENOU, 1989 ; SEVESTRE, 1990 ; CREPON et MAIRESSE, 1993 ; BALLOT et *al.*, 1998 ; etc.) : dans un premier temps, l'analyse sera donc effectuée au moyen d'une fonction de production Cobb-Douglas, et par la suite, nous passerons à une formulation Translog. En ce qui concerne tout d'abord la fonction de production Cobb-Douglas, qui a été largement utilisée dans les études consacrées à la détermination des facteurs de la productivité, elle présente plusieurs avantages, parmi lesquels le fait de permettre d'abord de déterminer directement l'élasticité de chaque input par rapport à la production, ou encore celui d'estimer directement les rendements d'échelle. Cependant, il s'agit en même temps d'une forme assez restrictive, puisqu'elle est fondée sur l'hypothèse que les facteurs de production sont substituables (dans le cas par exemple d'une fonction à deux inputs, l'élasticité de substitution est donc unitaire). Plusieurs spécifications permettent cependant de s'affranchir des restrictions imposées par la Cobb-Douglas, et pour notre part, nous allons recourir à la fonction translogarithmique ou Translog (CHRISTENSEN, JORGENSEN et LAU, 1973), qui constitue un développement limité à l'ordre deux d'une fonction quelconque¹². Avec la Translog, les élasticités d'inputs, de substitution ainsi que les rendements d'échelle ne sont donc plus fixés a priori.

III-1 Les résultats avec une spécification Cobb-Douglas

Comme indiqué précédemment, le modèle que nous allons estimer ici est le suivant :

$$\text{Log}VA_{it} = \alpha \text{Log}K_{it} + \beta \text{Log}L_{it} + \beta \mu \text{Pcad}_{it} + \beta \nu \text{Pts}_{it} + \beta \omega \text{Ptadm}_{it} + \text{Cte} + \varepsilon_{it}$$

Dans le cadre du modèle à erreurs composées, différents estimateurs peuvent être retenus. Pour notre part, nous avons retenu les estimateurs conventionnels, à savoir donc l'estimateur par les moindres carrés ordinaires (MCO), l'estimateur *between* (ou interindividuel), l'estimateur à effets fixes (ou *within* ou intra-individuel), et enfin l'estimateur à effets aléatoires (ou par les moindres carrés généralisés, MCG)¹³.

$$\text{Log}VA_{it} = \text{Log}A + \alpha \text{Log}C_{it} + \beta \text{Log}L_{it} + \beta \sum_{j=1}^3 \mu_j (L_{jit}/L_{it}) + \varepsilon_{it}$$

¹² La fonction Translog se différencie donc de la Cobb-Douglas par l'adjonction, comme variables explicatives, du carré des variables et de leurs produits croisés.

¹³ L'estimateur MCO, calculé à partir des données empilées, présuppose l'homogénéité des sous secteurs industriels et l'absence d'évolution au cours du temps de la relation étudiée. L'estimateur *between*, en calculant des moyennes, élimine le biais induit par le caractère pro cyclique de la production ou des dotations factorielles, mais n'élimine pas la persistance des effets spécifiques sous sectoriels qui peuvent biaiser l'estimation. L'estimateur *within* obtenu à partir des données calculées en écart aux moyennes individuelles élimine les différences persistances et permanentes entre les différents sous secteurs. Cet estimateur privilégie donc la variabilité intra individuelle et

A titre comparatif, nous avons également estimé notre modèle sous l'hypothèse d'homogénéité du facteur travail (cela revient donc à se limiter à une fonction de production à deux facteurs, le capital et le travail).

Les résultats obtenus sont les suivants¹⁴ :

Tableau 1
Résultats des estimations sous Cobb-Douglas

	MCO		BETWEEN		EFFETS FIXES		EFFETS ALEATOIRES	
Constante	2.29*** (3.62)	2.16*** (3.81)	2.28*** (3.90)	2.13*** (4.05)	-	-	1.87 ^{ns} (1.44)	2.62** (2.21)
Log K	0.28*** (2.72)	0.31** (2.51)	0.31*** (2.63)	0.34** (2.26)	0.15 ^{ns} (1.41)	0.20* (1.83)	0.17 ^{ns} (1.55)	0.23** (2.00)
Cadres (Cad)	-6.65 ^{ns} (-1.36)	-	-6.61 ^{ns} (-0.99)	-	4.90 ^{ns} (0.90)	-	0.07 ^{ns} (0.01)	-
Tech. Sup. (TS)	-9.57 ^{ns} (-1.32)	-	-11.91 ^{ns} (-1.28)	-	10.12 ^{ns} (1.62)	-	2.23 ^{ns} (0.40)	-
Tech./agents maitrise (TADM)	5.53*** (4.36)	-	5.88*** (4.87)	-	1.98* (1.87)	-	3.21*** (2.66)	-
Log L	0.47*** (3.20)	0.50*** (2.67)	0.44*** (2.78)	0.47** (2.16)	0.82*** (3.42)	0.51** (2.31)	0.62*** (3.21)	0.54*** (2.94)
EFFETS FIXES								
1 Alim div.								
2 Bois					0.305	3.101		
3 CG alim.					0.202	2.107		
4 Chimie					-0.322	3.468		
5 Conf.					0.272	3.813		
6 Construc.					-1.728	0.728		
7 I. extract.					1.890	4.179		
8 Grains					0.258	2.953		
9 I. mécan.					1.060	3.725		
10 Papier					0.055	3.174		
11 Pêche					0.690	3.094		
12 I. polyg.					0.336	3.133		
13 Sucre					-0.559	2.872		
14 Tabac					0.843	3.389		
15 Textile					1.370	3.900		
					0.181	2.801		
R²	0.673	0.508	0.730	0.546	0.932	0.922	0.919	0.909
R² ajusté	0.654	0.497	0.713	0.536	0.913	0.905	0.914	0.907
Ecart type	0.727	0.877	0.631	0.803	0.363	0.380	0.361	0.376
N	90		15		90		90	

Nota Bene

1- t- student entre parenthèses.

2- ***, ** et * qui indiquent les seuils de significativité, à respectivement 1%, 5% et 10%.

3- Coefficients non significatifs qui sont signalés par la mention ^{ns}.

Comparativement aux estimations fondées sur l'hypothèse d'homogénéité du travail, on constate donc que les estimations prenant en compte l'hétérogénéité du travail fournissent des résultats de meilleure qualité : en effet, la précision des ajustements, qu'elle soit évaluée en termes de R² ou d'écart type, est systématiquement moins importante dans les modèles à deux facteurs que dans

retient l'information d'ordre temporel et transitoire. Quant à l'estimateur à effets aléatoires, il postule l'existence d'un effet sous secteur spécifique incertain, non directement observable et exogène par rapport aux variables explicatives.

Une présentation plus détaillée de ces différents estimateurs est proposée en ANNEXE.

¹⁴ Toutes nos estimations ont été effectuées moyennant une correction selon la méthode de WHITE pour tenir compte de l'hétéroscédasticité (correction fournie par le logiciel utilisé).

les modèles « élargis »¹⁵. Par contre, pour ce qui est des coefficients estimés pour les facteurs capital et travail, les résultats fournis par nos deux spécifications sont plus mitigés. L'impact du capital est par exemple systématiquement positif et significatif dans les estimations à deux facteurs, tandis que dans les estimations fondées sur l'hétérogénéité du travail, cet impact, s'il reste positif, est cependant soit moins important (MCO et *between*), soit non significatif (estimateurs à effets fixes et à effets aléatoires)¹⁶. Quant au facteur travail, même si son impact est systématiquement positif et statistiquement significatif, quelle que soit donc la spécification retenue, on constate néanmoins des écarts notables selon les spécifications : ainsi, avec les estimateurs MCO et *between* les coefficients obtenus pour ce facteur travail sont plus importants avec les modèles à deux facteurs que dans les modèles « élargis », alors qu'avec les estimateurs à effets fixes et à effets aléatoires, on est dans une situation exactement contraire¹⁷.

Après ces quelques remarques d'ordre général, nous allons maintenant nous appesantir plus spécifiquement sur les résultats des estimations prenant en compte l'hétérogénéité du facteur travail. Dans un premier temps, nous allons comparer les résultats obtenus au moyen des différents estimateurs, et par la suite, au moyen des tests d'abord d'existence des effets individuels spécifiques et ensuite d'indépendance des effets spécifiques sous sectoriels, nous déterminerons l'estimateur à privilégier.

III-1.1 Comparaisons des résultats obtenus au moyen des différents estimateurs

Lorsque l'on compare les résultats obtenus selon les différents estimateurs, plusieurs remarques peuvent être faites.

Premièrement, pour l'ensemble des quatre estimateurs, la part de la variance inexplicée ($1-R^2$) est relativement faible, puisque celle-ci est de 33% avec l'estimateur MCO, de 27% avec l'estimateur *between*, et de seulement respectivement 7% et 8% pour les estimateurs à effets fixes et aléatoires. Ensuite, on peut noter aussi, mais cette fois-ci à une échelle plus réduite, que les résultats des estimateurs MCO et *between* sont quasiment identiques, et cela à tous les points de vue (élasticité de la production par rapport au capital et au travail, impact des différentes catégories de main d'œuvre, ou encore qualité globale des ajustements). Cependant cette forte similitude entre les estimations MCO et *between* est assez usuelle dans le cadre des analyses en données de panels (et surtout encore lorsque les données en question sont de type micro-économiques) dans la mesure où ici, la variabilité interindividuelle représente généralement l'essentiel de la variabilité totale. On constate également que l'estimateur des MCG est plus près de l'estimateur *within* que de l'estimateur MCO, et ceci montre donc bien que dans notre panel, la variance temporelle

¹⁵ Par exemple, pour ce qui est du R^2 ajusté, le gain de précision apporté par l'introduction de la structure des qualifications est compris (selon les estimateurs) entre 1.2% et 17.7%.

¹⁶ Cela pourrait donc signifier soit que les modèles à deux facteurs surestiment l'impact du capital, soit que les modèles « élargis » sous-estiment cet impact du même capital.

¹⁷ On constate donc ici l'existence d'une parfaite symétrie entre d'une part les estimateurs MCO et *between*, et d'autre part les estimateurs à effets fixes et à effets aléatoires. Ainsi soit (*hypothèse 1*) dans le cadre de l'hypothèse d'homogénéité (d'hétérogénéité) du facteur travail, l'impact de ce travail serait surestimé (sous-estimé) avec les estimateurs MCO et *between* (estimateurs à effets fixes et à effets aléatoires), soit (*hypothèse 2*) dans le cadre de l'hypothèse d'hétérogénéité (d'homogénéité) du facteur travail, l'impact du travail serait surestimé (sous-estimé) avec les estimateurs à effets fixes et à effets aléatoires (estimateurs MCO et *between*).

pour chaque sous secteur (intra classe) domine la variance sous sectorielle (inter classe).

Ensuite, en ce qui concerne les coefficients obtenus pour les facteurs capital et travail, ils ont ici des ordres de grandeurs qui, globalement, sont conformes à ceux qui sont obtenus habituellement dans ce type d'études ; pour être plus précis, l'élasticité de la production par rapport au capital est toujours comprise entre 0.2 et 0.3, et celle du travail est toujours située entre 0.7 et 0.8. En ce qui concerne maintenant les divergences à ce propos entre les différents estimateurs¹⁸, on constate, pour ce qui est notamment du capital, que les coefficients obtenus avec les estimateurs MCO et *between* sont deux fois plus importants que ceux obtenus avec les estimateurs à effets fixes et aléatoires.

En ce qui concerne maintenant les résultats obtenus pour les différentes catégories de main d'œuvre, plusieurs remarques peuvent être établies à ce sujet.

Tout d'abord, quel que soit l'estimateur retenu, les coefficients obtenus pour les cadres et les techniciens supérieurs sont toujours non significatifs. Il s'agit là d'un résultat bien surprenant, et qui, plus précisément, est à l'opposé de celui auquel on aurait pu s'attendre.

En ce qui concerne ensuite les techniciens et agents de maîtrise, leur impact est toujours significatif, et cela quel que soit l'estimateur (il s'agit donc de la seule catégorie de main d'œuvre à être robuste à toutes les spécifications). Toutefois, selon les estimateurs, les coefficients obtenus diffèrent ici sensiblement, dans un rapport de l'ordre du simple au triple : en effet, ce coefficient n'est pas loin de doubler lorsqu'on passe de l'estimateur *within* à l'estimateur à effets aléatoires, puis est multiplié par quasiment trois avec les estimateurs MCO et *between*.

Quoiqu'il en soit, dans la mesure où nos différents estimateurs ne convergent pas vers des valeurs communes (c'est d'ailleurs souvent le cas avec des panels de dimension temporelle réduite), il est nécessaire de recourir aux tests de spécification, afin de déterminer l'estimateur efficace.

III-1.2 Tests de spécification

Nous allons procéder ici à deux types de tests : d'une part le test d'existence des effets spécifiques sous sectoriels et d'autre part le test d'indépendance de ces effets spécifiques sous sectoriels. Plus exactement, nous allons donc recourir respectivement au test du multiplicateur de LAGRANGE et au test de HAUSMAN (une présentation détaillée de ces différents tests est fournie en ANNEXE).

Les résultats obtenus pour ces différents tests sont les suivants :

¹⁸ Notons juste que nous ne reviendrons pas ici sur les divergences qui avaient déjà été rappelées (cf. comparaison des résultats du modèle à deux facteurs avec celui à travail hétérogène).

Tableau II
Résultats des tests d'existence et d'indépendance des effets fixes

EXISTENCE D'EFFETS SPECIFIQUES SOUS SECTORIELS (TEST DU MULTIPLICATEUR DE LAGRANGE)		INDEPENDANCE DES EFFETS SPECIFIQUES SOUS SECTORIELS (TEST DE HAUSMAN)		
Statistique calculée ¹⁹	Existence ?	Statistique calculée ²⁰	X ² (5) 5%	Indépendance ?
112.79***	Oui	4.11	11,07	Non

Deux conclusions peuvent être tirées de ces tests. Tout d'abord, le test du multiplicateur de LAGRANGE valide l'existence d'effets spécifiques sous sectoriels (ce test amène donc à rejeter l'estimation par les MCO). Ensuite, la valeur du test de HAUSMAN conduit à rejeter la corrélation des variables explicatives avec les caractéristiques inobservables, et donc à opter pour le modèle à effets aléatoires²¹.

III-1.3 Analyses des résultats du modèle à effets aléatoires

Puisque les tests effectués précédemment conduisent à retenir l'estimateur à effets aléatoires, nous allons dorénavant consacrer nos commentaires aux résultats fournis par cet estimateur.

Tout d'abord, observons que la qualité de l'ajustement dans le cadre de ce modèle à effets aléatoires est particulièrement importante (la part de la variance inexpliquée n'est par exemple que de 9%).

Ensuite, on constate que le coefficient du capital est ici non significatif (même si par ailleurs il est positif). Il s'agit assurément d'un résultat fort surprenant, mais comme l'ont fait remarquer HALL et MAIRESSE (1995) ou encore BALLOT et *al.* (1998), les études de ce type conduisent fréquemment à un tel résultat, du fait certainement de l'ajustement non instantané du capital (pour surmonter ce problème, il faudrait donc disposer de séries plus longues).

En ce qui concerne maintenant le coefficient obtenu pour le travail, il est relativement conforme à celui que l'on retrouve habituellement dans les études de ce type. Etant donné la formulation log-linéaire de notre modèle, ce coefficient du travail peut-être interprété en terme d'élasticité : toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de 1% des effectifs entraînerait donc une augmentation d'environ 0.62% de la valeur ajoutée.

Après ces quelques commentaires, nous allons maintenant nous intéresser plus spécifiquement aux résultats obtenus du point de vue de l'impact des différentes catégories de main d'œuvre. Dans un premier temps, nous commenterons donc les coefficients estimés pour les différentes catégories de main d'œuvre, et par la suite, nous en viendrons à l'analyse de leur efficacité marginale.

¹⁹ Fournie par le logiciel.

²⁰ Fournie par le logiciel.

²¹ Ajoutons, à titre indicatif, que nous avons également effectué ces deux tests à partir des modèles à deux facteurs de production (capital et travail). Les statistiques obtenues ici au titre de multiplicateur de LAGRANGE (146.94, significatif qu seuil de 1%) et pour le test de HAUSMAN (0.24, alors que la valeur théorique, correspondant à un degré de liberté de 2, est de 5.99) conduisent cependant d'une part à postuler l'existence d'effets spécifiques sous sectoriels et d'autre part à opter pour le modèle à effets aléatoires.

III-1.3.1 Impact des différentes catégories de main d'œuvre

En ce qui concerne les résultats relatifs à l'impact des différentes catégories de main d'œuvre, plusieurs observations peuvent être faites.

Tout d'abord, l'impact à la fois des cadres et des techniciens supérieurs (soit donc les deux catégories de main d'œuvre disposant des niveaux de qualification les plus élevés) n'est pas significatif²², et comme indiqué précédemment, un tel résultat, d'une part est contre intuitif (étant donné les hypothèses à la base de notre modèle et/ou la théorie économique), et d'autre part n'est pas conforme aux résultats qui sont habituellement ceux de la recherche sur cette question.

Par contre, en ce qui concerne les techniciens et agents de maîtrise, leur impact sur la production est à la fois positif et significatif, et il s'agit de la seule catégorie dans ce cas ; au sein du secteur industriel sénégalais, c'est donc la seule catégorie de main d'œuvre à exercer une influence significative sur la production.

Nous allons maintenant tenter de comparer ces résultats que nous avons obtenus pour le Sénégal avec ceux auxquels ont abouti d'autres études qui, sur cette question, ont été effectuées ailleurs, et plus particulièrement en France. Ici, et comme rappelé tantôt, les différentes études disponibles ont conclu pour la plupart à un impact positif et significatif du travail qualifié sur la production et/ou la productivité (MAIRESSE et SASSENOU, 1989 ; SEVESTRE, 1990 ; CREPON et MAIRESSE, 1993 ; BENSAID *et al.*, 1994 ; HUIBAN, 1994 ; etc.). Plus exactement, ces études ont globalement montré, et cela quelle qu'ait été d'ailleurs la décomposition retenue du point de vue de ces différentes catégories de main d'œuvre²³, que l'impact des catégories de main d'œuvre les plus qualifiées était plus élevé que celui des catégories les moins qualifiées²⁴.

Globalement, il semble donc que l'impact de la main-d'œuvre qualifiée, toutes choses égales par ailleurs, soit plus important en France qu'au Sénégal. Afin de rendre compte d'un tel résultat, plusieurs explications peuvent être avancées, et nous allons donc tenter d'en énumérer quelques-unes. Premièrement, on pourrait invoquer les écarts quant aux niveaux réels de qualification : ainsi les salariés français les plus qualifiés seraient relativement plus productifs que leurs homologues sénégalais tout simplement parce qu'ils auraient bénéficié de

²² Même lorsque les cadres et les techniciens sont regroupés au sein d'une seule et même catégorie, leur impact reste non significatif.

²³ Par exemple, MAIRESSE et SASSENOU ainsi que CREPON et MAIRESSE distinguent deux principales catégories, qui sont d'une part les ingénieurs et d'autre part les personnels occupant des fonctions administratives et commerciales. Quant à SEVESTRE, il identifie quatre catégories de main d'œuvre : les techniciens et ingénieurs, les cadres administratifs et commerciaux, les ouvriers et employés qualifiés, et enfin les ouvriers et employés non qualifiés. BENSAID *et al.* distinguent entre les cadres administratifs, les cadres de production, les employés administratifs et les employés de production. Enfin, HUIBAN, distingue six catégories de main d'œuvre : les chefs d'entreprises salariés, les cadres, les professions intermédiaires, les employés, les ouvriers qualifiés et les ouvriers non qualifiés.

²⁴ Toutefois, au delà d'une telle tendance globale, précisons que quelques unes de ces études n'avaient pas réussi à mettre en évidence un impact positif et/ou significatif de certaines catégories de main d'œuvre, soit par exemple les cadres, administratifs et/ou commerciaux (GREENAN *et al.*, 1993), les chercheurs (BENSAID *et al.*, 1994) ou encore les employés et les ouvriers qualifiés (HUIBAN, 1994).

formations (initiale et/ou en cours d'emploi) de meilleure qualité. Une seconde explication qui pourrait être retenue tiendrait aux différences du point de vue des environnements productifs et/ou organisationnels, lesquels seraient notamment plus « propices » ou plus « avantageux » dans un pays comme la France que dans un pays comme le Sénégal. Ensuite, une explication d'ordre méthodologique pourrait être retenue, et elle tiendrait plus particulièrement au fait que les différentes catégories retenues au titre de la main d'œuvre qualifiée ne sont pas tout à fait les mêmes. Enfin, une quatrième et dernière explication serait d'ordre structurel, et tiendrait notamment au fait que le poids des catégories de main-d'œuvre supérieures est significativement plus important en France qu'au Sénégal²⁵.

III-1.3.2 Efficience marginale des différentes catégories de main d'œuvre

En plus de mesurer l'impact des différentes catégories de main d'œuvre sur la production, notre modèle permet également d'estimer l'efficience (ou la productivité) marginale de chacune de ces catégories.

En nous inspirant des travaux de SEVESTRE et de MAIRESSE et SASSENOU, on peut en effet écrire :

$$L_{it} = \sum_{j=1}^p \alpha_j L_{jit}$$

où L_{jit} représente les effectifs employés correspondant à un niveau de qualification j et α_j le rapport entre la productivité marginale d'un salarié de qualification j et celle de la catégorie de référence, la $p^{\text{ième}}$:

$$\alpha_j = \frac{\delta Q_{it}}{\delta L_{jit}} / \frac{\delta Q_{it}}{\delta L_{pit}}$$

En suivant toujours la démarche de SEVESTRE et de MAIRESSE et SASSENOU, on peut déduire de nos estimations le rapport α_j entre la productivité marginale d'un salarié de qualification j et celle de la catégorie de référence (dans le cadre de notre étude, il s'agit donc des employés, ouvriers et manœuvres), puisqu'on a $\alpha_j = \mu_j + 1$.

Etant donné que l'impact des cadres et des techniciens supérieurs n'est pas significatif dans le cadre du modèle à effets aléatoires, ce coefficient d'efficience marginale ne pourra être calculé que pour les techniciens et agents de maîtrise. Pour les techniciens et agents de maîtrise, le coefficient d'efficience marginale que nous obtenons s'élève à 6.1. D'un point de vue strictement théorique, la grandeur de ce coefficient est acceptable, dans la mesure où il est strictement supérieur à 1 (la productivité marginale de la catégorie de référence, soit donc les employés, ouvriers et manœuvres, étant en effet égale à l'unité). En France également, l'efficience marginale des catégories de main d'œuvre les plus qualifiées est assez nettement supérieure à celle des catégories « inférieures », si l'on en croit en tout cas la plupart des études effectuées sur cette question et qui avaient été rappelées tantôt.

²⁵ Par exemple, les cadres et les techniciens supérieurs constituent 12.39% de la main d'œuvre industrielle en France, contre seulement 7.23% au Sénégal (le rapport est donc ici quasiment du simple au double).

Ainsi, selon MAIRESSE et SASSENOU, la productivité marginale des ingénieurs serait environ cinq fois plus importante que celle des ouvriers non qualifiés, et d'après SEVESTRE, la productivité marginale des ingénieurs et des techniciens serait environ 2.2 fois plus importante que celle des ouvriers et des employés non qualifiés²⁶. Quant à HUIBAN (1994), il parvient aux coefficients suivants (ici aussi, la catégorie de référence est constituée par les ouvriers et les employés non qualifiés) : 7.68 pour les chefs d'entreprises salariés, 3.84 pour les cadres. Enfin, les coefficients d'efficiences marginales des cadres (administratifs ou de production) obtenus par BENSARD et *al.* (1994) sont d'une grande variabilité, puisqu'ils sont compris entre 7 et 20, selon les années considérées (ici, la catégorie de référence est constituée par l'ensemble des ouvriers).

En ce qui concerne les professions intermédiaires, leur productivité marginale serait également variable selon les études ; cependant, la plupart des études (MAIRESSE et SASSENOU, SEVESTRE, HUIBAN, BENSARD et *al.*, etc.)²⁷ aboutissent à un rapport de l'ordre du double.

Dans tous les cas, les coefficients d'efficiences productives qui ont été estimés en France ont globalement des ordres de grandeurs plausibles, dans la mesure notamment où ils sont pour la plupart conformes aux rapports entre les salaires.

Pour en revenir maintenant à notre estimation du coefficient d'efficiences marginales pour les techniciens et agents de maîtrise, même si, comme indiqué tantôt, elle semble plausible, il n'en demeure pas moins qu'elle est relativement élevée, et surtout, elle est disproportionnée comparativement au rapport des salaires : en effet, nous avons comparé les salaires moyens d'une part des techniciens et agents de maîtrise et d'autre part des employés, ouvriers et manœuvres, et le rapport obtenu n'est ici que de 2.80²⁸, et cela signifie donc que le rapport des productivités est environ le double de celui des salaires. Evidemment, comme l'ont fait remarquer MAIRESSE et SASSENOU, il faudrait se garder d'avoir une interprétation simpliste des coefficients d'efficiences relatives. Toutefois, ce que notre estimation à ce propos pourrait indiquer, c'est que les écarts de salaires ne rendent pas fidèlement compte au sein du secteur industriel sénégalais des différences en termes de productivité, et cela dans un sens bien différent à celui qui est souvent entendu (en effet, ici, c'est plutôt le rapport des productivités marginales qui est supérieur à celui des salaires).

III-2 Les résultats avec une spécification Translog

En dépit des résultats intéressants fournis par la Cobb-Douglas, il s'agit d'une forme assez restrictive (en effet, avec la Cobb-Douglas, et comme indiqué précédemment, d'une part, les facteurs sont supposés substituables, et d'autre part, les élasticités de chacun des facteurs sont présumées identiques pour tous

²⁶ Les écarts relativement importants entre ces deux études tiennent au fait que SEVESTRE a regroupé les ingénieurs et les techniciens, ce qui a pour conséquence d'atténuer les écarts de qualification.

²⁷ On peut rappeler ici, à titre comparatif, que DUBOIS (1985), qui s'était basé sur les salaires, avait estimé que la productivité d'un salarié ayant terminé ses études entre 22 et 24 ans était environ le double de celle d'un salarié les ayant terminés avant 15 ans.

²⁸ Cette estimation a été effectuée à partir de données relatives à la répartition de la masse salariale selon les différentes catégories de main d'œuvre. Ajoutons à titre comparatif que ce rapport des salaires moyens s'élève à 12.8 pour les cadres et à 6.3 pour les techniciens supérieurs.

les individus), et à ce titre, on peut donc émettre quelques réserves quant à sa pertinence. Pour toutes ces raisons, il s'avère donc intéressant de recourir à une spécification qui soit plus flexible, et pour notre part, nous allons recourir ici à la fonction trans-logarithmique (Translog), dont la forme générale est la suivante (CHRISTENSEN et al. 1973) :

$$\text{Log } Y = \alpha_0 + \sum_i a_i \text{Log} X_i + \sum_i \sum_{j \geq i} b_{ij} (\text{Log} X_i \text{Log} X_j)$$

Cette fonction Translog présente donc l'avantage de lever les hypothèses de substituabilité des facteurs et d'homogénéité de l'élasticité de la production par rapport à chacun de ces facteurs. D'une part, les paramètres b_{ij} , avec $i \neq j$, vont nous indiquer le sens de la relation entre les différents facteurs : ainsi, si $b_{ij} > 0$, les facteurs i et j sont substituables, et si $b_{ij} < 0$, alors les facteurs i et j sont complémentaires²⁹. D'autre part, l'élasticité de la production par rapport à chacun des facteurs peut être calculée à partir de la formule suivante :

$$\frac{d\text{Log} Y}{d\text{Log} X_i} = a_i + \sum_{j \geq 1} b_{ij} (\text{Log} X_j) + 2b_{ij} (\text{Log} X_i)$$

Par conséquent, les élasticités ne sont donc plus fixées et identiques, et plus exactement, l'élasticité d'un facteur donné dépendra non seulement de la quantité disponible de ce facteur, mais aussi des quantités des autres facteurs (et ce pour chacun des individus, et à chaque période).

Le modèle que nous avons estimé dans le cadre de cette spécification Translog est le suivant :

$$\begin{aligned} \text{Log} VA_{it} = & b_0 + D_t + b_1 \text{Log} K_{it} + b_2 (\text{Log} K_{it})^2 + b_3 \text{Log} K_{it} \text{Log} L_{it} \\ & + \sum_{j=1}^3 b_{4j} \text{Log} (K_{it}) (L_{jit} / L_{it}) + c_1 \text{Log} L_{it} + c_2 (\text{Log} L_{it})^2 \\ & + \sum_{j=1}^3 c_3 (\text{Log} L_{it}) (L_{jit} / L_{it}) + \sum_{j=1}^3 e_{1j} (L_{jit} / L_{it}) \\ & + \sum_{j=1}^3 \sum_{n \geq j} e_{2nj} (L_{jit} / L_{it}) (L_{nit} / L_{it}) + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

Plus exactement, deux estimateurs ont été retenus ici, à savoir d'une part les MCO et d'autre part l'estimateur *within* (ou à effets fixes). Par ailleurs, en nous inspirant de la démarche de SEVESTRE, les estimations ont été effectuées ici d'abord sans contraintes, et ensuite sous contraintes³⁰. Les résultats obtenus sont les suivants :

²⁹ La prise en compte de ces paramètres b_{ij} permet également d'affiner l'estimation de l'impact d'une variable donnée, puisqu'en réalité, cet impact résulte à la fois des effets spécifiques et des effets d'interaction (or dans le cadre de la Cobb-Douglas, ces effets d'interaction n'avaient pas été pris en compte).

³⁰ Les estimations « contraintes » correspondent à la réestimation du modèle dans lequel les coefficients apparus non significatifs dans les premiers résultats ont été contraints à la nullité (cf. SEVESTRE, p. 113)

Tableau III
Résultats des estimations sous Translog

	MCO		EFFETS FIXES	
	<i>Estimation non contrainte</i>	<i>Estimation contrainte</i>	<i>Estimation non contrainte</i>	<i>Estimation contrainte</i>
C	-3.56 ^{ns} (-1.032)	9.03*** (26.16)		
LOG K	0.91 ^{ns} (1.163)		-1.45 ^{ns} (-1.47)	
CAD	164.87*** (3.549)	-174.90*** (-7.50)	-6.02 ^{ns} (-0.14)	
TS	39.86 ^{ns} (1.126)		-0.35 ^{ns} (-0.008)	
TADM	12.10* (1.947)		5.30 ^{ns} (0.68)	
LOG L	0.32 ^{ns} (0.190)		1.93 ^{ns} (1.04)	
(LOG K) ²	0.08 ^{ns} (0.570)		0.06 ^{ns} (0.40)	
(LOG K)*(CAD)	-12.45* (-1.882)	14.51*** (7.39)	-5.72 ^{ns} (-1.08)	
(LOG K)*(TS)	0.97 ^{ns} (0.128)		10.01* (1.74)	
(LOG K)*(TADM)	2.05 ^{ns} (1.010)		-1.38 ^{ns} (-0.60)	
(LOG K)*(LOG(L))	-0.29 ^{ns} (-0.929)		0.044 ^{ns} (0.109)	
(LOG L) ²	0.23 ^{ns} (1.220)		-0.072 ^{ns} (-0.238)	
(LOG L)*(CAD)	-7.10 ^{ns} (-0.652)		14.346* (1.798)	
(LOG L)*(TS)	-4.65 ^{ns} (-0.370)		-14.00* (-1.940)	
(LOG L)*(TADM)	-3.13 ^{ns} (-1.122)		1.609 ^{ns} (0.493)	
(CAD) ²	248.08** (2.261)	356.94*** (2.93)	232.3*** (2.86)	235.94** (2.31)
(CAD)*(TS)	-993.31*** (-3.558)		-812.0*** (-5.47)	-328.40** (-2.29)
(CAD)*(TADM)	73.26 ^{ns} (1.117)		8.84 ^{ns} (0.07)	
(TS) ²	-177.00* (-1.737)	-544.22*** (-5.45)	285.98*** (3.14)	141.57*** (2.92)
(TS)*(TADM)	235.17* (2.615)	416.53*** (6.04)	91.71 ^{ns} (0.71)	
(TADM) ²	-42.33*** (-4.199)	-50.18*** (-5.29)	-15.86 ^{ns} (-0.87)	
EFFETS FIXES				
1 Alim div.			1.183	9.022
2 Bois			1.806	5.990
3 CG alim.			0.754	8.874
4 Chimie			0.650	10.093
5 Confection			0.393	5.868
6 Construction			4.028	8.952
7 Ind. extractives			1.595	8.639
8 Grains			2.653	8.881
9 Ind. mécaniques			0.975	8.971
10 Papier			2.555	7.575
11 Pêche			1.400	9.500
12 Ind. polyg.			0.432	7.224
13 Sucre			2.494	9.631
14 Tabac			3.344	8.242
15 Textile			1.357	8.419
R ²	0.895	0.611	0.945	0.913
R ² ajusté	0.864	0.583	0.911	0.893
Ecart type	0.455	0.798	0.368	0.403
N			90	

Nota Bene

Dans l'estimation par les MCO, le coefficient de la variable TADM est significatif dans l'estimation non contrainte, mais devient non significatif dans les estimations contraintes . Dans le cadre de l'estimateur à effets fixes, il en est de même pour les coefficients de l'interaction entre le capital et les techniciens supérieurs, les effectifs et les cadres, et les effectifs et les techniciens supérieurs. .

Les résultats des estimations effectuées dans le cadre de la Translog appellent plusieurs commentaires.

Premièrement, comparativement aux résultats de la Cobb-Douglas, les ajustements semblent de meilleure qualité avec la Translog³¹, si l'on s'en tient en tout cas aux R^2 ou aux écarts types estimés. Dans le cadre du modèle MCO, le passage de la Cobb-Douglas à la Translog améliore considérablement la précision de l'ajustement (d'une part, en terme de variance expliquée, le gain est de l'ordre de 22%, et d'autre part, l'écart type de l'estimation est réduit de presque moitié). Dans le cadre du modèle à effets fixes, on note aussi une amélioration significative de la précision de l'ajustement, puisque la part expliquée de la variance augmente ici de 2% (certes il s'agit ici d'une hausse moins importante que celle mise en évidence avec l'estimateur par les MCO, mais la raison en est que le R^2 , qui était ici de 91%, était déjà relativement élevé).

En ce qui concerne maintenant les facteurs capital et travail, le passage de la Cobb-Douglas à la Translog, globalement, entraîne une perte de significativité. En effet, d'une part, avec l'estimateur MCO, à la fois le capital et le travail perdent leur significativité, et d'autre part, avec l'estimateur par les effets fixes, le travail lui aussi perd sa significativité (quant au capital, il était déjà non significatif).

Pour ce qui est ensuite des variables liées à la main d'œuvre, les résultats obtenus dans le cadre de la Translog sont plus contrastés. Tout d'abord, l'impact des cadres devient significatif dans le cadre de l'estimation par les MCO : toutefois, cette variable n'est pas ici robuste, puisque le signe de son coefficient change lorsqu'on passe de l'estimation non contrainte à l'estimation contrainte. Quant aux techniciens supérieurs, ils sont toujours non significatifs dans le cadre de la Translog, et cela quelque soit l'estimateur retenu. Enfin, en ce qui concerne les techniciens et agents de maîtrise, le passage de la Cobb-Douglas à la Translog a pour effet de les rendre non significatifs, quel que soit l'estimateur retenu³².

Quant aux variables supplémentaires introduites par la Translog, les résultats obtenus, en terme de significativité, sont assez contrastés. En ce qui concerne par exemple les carrés des différentes variables (qui, rappelons-le sont au nombre de cinq), 3 sont statistiquement significatifs dans le cadre de l'estimation par les MCO, contre 2 avec l'estimateur à effets fixes. Pour ce qui est ensuite des termes d'interaction, alors qu'ils sont au nombre de 10, seulement trois sont

³¹ En ce qui concerne la formulation Translog, nous retenons, pour cette comparaison, les estimations non contraintes.

³² Cette catégorie, qui était la seule à être robuste à tous les estimateurs dans le cadre de la Cobb-Douglas, devient donc dans le cadre de la Translog, systématiquement non significatif (et cela même si on prend en compte les termes d'interaction, comme nous le verrons tout à l'heure).

significatifs avec l'estimateur par les MCO, et 4 avec l'estimateur par les effets fixes. Pour la majorité des variables supplémentaires introduites par la Translog, les coefficients obtenus ne sont donc pas significatifs, et cela pourrait donc signifier que cette spécification n'est pas ici tellement pertinente.

Malgré tout, par rapport à l'impact des différentes catégories de main d'œuvre, le passage de la Cobb-Douglas à la Translog fournit des indications très intéressantes. Le fait par exemple que l'impact des différentes catégories de main d'œuvre ne soit significatif que par rapport à leurs termes d'interaction est un résultat fort intéressant, car il pourrait signifier que l'impact de ces différentes catégories de main d'œuvre, globalement, dépend à la fois de leurs quantités propres (cf. termes au carré³³) et de leurs interactions avec les autres facteurs de production (cf. produits croisés). Cela est donc de nature à justifier le passage à une spécification Translog, puisque dans le cadre de la Cobb-Douglas, on ne disposait pas de telles indications (celles-ci proviennent donc de l'introduction de variables supplémentaires).

Nous allons nous appesantir maintenant sur les éclairages supplémentaires apportés par la formulation Translog, qui, comme indiqué précédemment, se rapportent d'une part à la détermination des relations entre les différentes variables (complémentarité ou substituabilité), et d'autre part à différentes élasticités des l'estimation prenant en compte les spécificités individuelles.

III-2.1 Les relations entre les différents facteurs de production

Comme indiqué précédemment, l'un des intérêts de recourir à une fonction de production Translog est qu'elle permet de déterminer les relations liant les différents facteurs de production, et ce à partir notamment des coefficients des produits croisés, soit donc les paramètres B_{ij} (avec $i \neq j$) : comme indiqué également tantôt, les facteurs i et j sont substituables si $B_{ij} > 0$, et plutôt complémentaires si $B_{ij} < 0$.

Selon les estimateurs (MCO et *within*), les résultats fournis à ce propos sont les suivants³⁴ :

Tableau IV
Relations (complémentarité ou substituabilité) entre les différents facteurs de production

		CAPITAL	TRAVAIL	CADRES	TECH. SUP.	TECH./ AG. MAITRISE
MCO	CAPITAL					
	TRAVAIL	<i>n.s</i>				
	CADRES	complémentaires	<i>n.s.</i>			
	TECH. SUP.	complémentaires	<i>n.s</i>	<i>n.s</i>		
	TECH./ AG. MAITRISE	<i>n.s</i>	<i>n.s</i>	<i>n.s</i>	substituables	
WITHIN	CAPITAL					
	TRAVAIL	<i>n.s</i>				
	CADRES	<i>n.s</i>	substituables			
	TECH. SUP.	substituables	complémentaires	complémentaires		
	TECH./ AG. MAITRISE	<i>n.s</i>	<i>n.s</i>	<i>n.s</i>	<i>n.s</i>	

³³ Les carrés significatifs se rapportent d'ailleurs ici uniquement aux différentes catégories de la main d'œuvre.

³⁴ Précisons que nous déduisons ces relations à partir des estimations non contraintes.

Globalement, il n'existe pas ici de convergence entre nos deux estimateurs. Cependant, étant donné que nous postulons l'existence d'effets spécifiques sous sectoriels, nous serons amenés, en cas de divergence, à privilégier davantage les résultats obtenus avec l'estimateur *within*.

En ce qui concerne maintenant les résultats les plus intéressants qui peuvent être tirés du tableau précédent, ils sont de plusieurs ordres.

Premièrement, alors que la Cobb-Douglas supposait une substituabilité entre tous les facteurs de production, la Translog nous indique plusieurs relations de complémentarité (celles ci sont au nombre de deux avec l'estimateur *within*, et de trois avec les MCO). De ce point de vue, le recours à la Translog apporte donc quelques précisions utiles.

En ce qui concerne les relations entre d'une part nos deux facteurs de production (capital et travail) et d'autre part les différentes catégories de la main d'œuvre, les résultats les plus intéressants, globalement, sont surtout obtenus avec l'estimateur *within* : toutefois, il est important de noter ici que ce dernier estimateur confirme la substituabilité (postulée auparavant par la Cobb-Douglas) entre le capital et les techniciens supérieurs. Par contre, avec l'estimateur par les MCO, les hypothèses de la Cobb-Douglas sont rejetées, puisque c'est une complémentarité qui est ici mise en évidence entre le capital et les cadres³⁵. En combinant les résultats obtenus au moyen de nos deux estimateurs, l'hypothèse de la « *capital-skill complementary* » (GRILICHES, 1969), qui suppose une complémentarité forte entre le capital et le travail qualifié, pourrait donc être affinée, tout au moins pour ce qui concerne plus spécifiquement le secteur industriel sénégalais. En effet, ce que montrent nos estimations, c'est que les deux catégories de main d'œuvre dont les niveaux de qualification sont les plus élevés (soit donc les cadres et les techniciens supérieurs) sont liées différemment au capital. En ce qui concerne les facteurs qui sont à la base d'une telle divergence, quelques hypothèses peuvent être avancées. Tout d'abord, la complémentarité entre les cadres et le capital pourrait s'expliquer très classiquement par le fait que toute élévation du stock de capital et/ou de l'intensité capitaliste implique, pour diverses raisons (liées à l'organisation, aux modes de production, etc.) de renforcer le personnel d'encadrement, et notamment sa composante la plus qualifiée³⁶. Quant à la substituabilité entre le capital et les techniciens supérieurs, elle pourrait découler des caractéristiques structurelles du secteur industriel sénégalais, et plus particulièrement de la prédominance en son sein d'industries de main d'œuvre, caractérisées donc par une faible intensité capitaliste et/ou des technologies de production peu sophistiquées.

Par rapport maintenant aux relations liant les différentes catégories de main d'œuvre entre elles, deux remarques s'imposent. Premièrement, l'estimateur par les MCO confirme la substituabilité (auparavant indiquée par la Cobb-Douglas) entre les techniciens supérieurs et les techniciens/agents de maîtrise. Deuxièmement, les estimateurs MCO et *within* convergent pour ce qui est de la relation entre les cadres et les techniciens supérieurs, puisque tous les deux révèlent une complémentarité. A titre comparatif, ajoutons que la plupart des études effectuées sur cette question en France ont plutôt conclu à une

³⁵ Toutefois, on notera que cette relation n'est pas vraiment robuste avec les MCO, puisque l'estimation contrainte conduit à un résultat diamétralement opposé (substituabilité).

³⁶ En France, cela a été mis en évidence par de nombreuses études : cf. par exemple MAIRESSE et CUNEO (1985), MAIRESSE et SASSSENOU (1989), SEVESTRE (1990), etc.

substituabilité entre les catégories de main d'œuvre les plus qualifiées (dans l'étude de SEVESTRE, il s'agissait par exemple des cadres administratifs et des ingénieurs/techniciens). Le résultat auquel nous avons abouti ici pourrait tenir à la forte « différenciation », au sein du secteur industriel sénégalais, entre les emplois de cadres et ceux de techniciens supérieurs. La question qu'on pourrait maintenant se poser, c'est de savoir si cette non interchangeabilité des cadres et des techniciens supérieurs tient à des causes « objectives » (caractéristiques organisationnelles, modes de production, etc.) ou plutôt « artificielles » (bureaucratisation, etc.). Dans le premier cas de figure, les implications en seraient importantes du point de vue notamment des politiques en matière d'éducation et/ou de la problématique de l'adéquation formation/emploi, tandis que la seconde hypothèse conduit elle à s'intéresser plutôt aux modes de gestion de la main d'œuvre.

III-2.2 L'élasticité de la production par rapport aux différentes catégories de main d'œuvre

Dans le cadre de la fonction de production Cobb-Douglas, l'impact sur la production d'une variation de la part des différentes catégories de main d'œuvre, est supposé identique pour tous les sous-secteurs. Incontestablement, il s'agit là d'une hypothèse relativement forte, étant donné que les caractéristiques de ces différents sous-secteurs sont loin d'être homogènes. Nous avons donc ici la seconde raison pour laquelle il est intéressant de recourir à une formulation Translog : en effet, celle-ci tient compte des spécificités des différents sous-secteurs, et de ce fait, elle permet donc d'aboutir à des élasticités qui ne sont plus nécessairement identiques.

Plus généralement, ces différentes élasticités peuvent être estimées à partir de l'écriture suivante³⁷ :

$$\frac{dY}{dX_i} = \beta_{ij} + \sum_j \beta_{ij} X_i$$

Pour ce qui nous concerne ici, cette formule permet donc d'estimer l'influence sur la production d'une variation de la part de chacune des catégories de main d'œuvre (et plus globalement donc de toute modification dans la structure des qualifications)³⁸.

En ce qui concerne tout d'abord l'impact sur la production d'une variation de la part des cadres, elle est indiquée par la formule suivante :

$$\frac{\partial VA_{it}}{\partial Cad_{it}} = 471,88 \text{ Cad}_{it} - 328,4 \text{ Ts}_{it}$$

³⁷ Ajoutons deux remarques pour préciser davantage la façon dont nous nous servirons de cette formule générale. Tout d'abord, du fait de l'hypothèse concernant l'existence d'effets spécifiques sous sectoriels, ces élasticités seront estimées à partir des résultats obtenus avec l'estimateur *within*. Ensuite, en nous inspirant de la démarche de SEVESTRE (1990), ces différentes élasticités seront calculées à partir des estimations contraintes.

³⁸ Toutefois, étant donné qu'aucun des termes supplémentaires relatifs aux techniciens et agents de maîtrise n'est ici significatif, l'élasticité de la production par rapport à ces derniers ne pourra être calculée ici.

Ainsi, l'impact d'une augmentation de la part des cadres serait d'autant plus important que, toutes choses égales par ailleurs, d'une part la part des cadres serait elle même importante³⁹, et d'autre part serait faible le poids des techniciens supérieurs. L'influence positive de la part des cadres sur leur propre rendement constitue un résultat quelque peu contre intuitif, puisque théoriquement, il était plus logique de s'attendre à une diminution du rendement des cadres lorsque que leurs effectifs augmentent (cf. loi de décroissance des productivités marginales). Quoiqu'il en soit, la relation que nous observons ici pourrait s'expliquer par le fait que les cadres ne constituent qu'une infime proportion de la main-d'oeuvre industrielle⁴⁰, d'où par conséquent le caractère systématiquement productif de leur embauche.

Quant à l'impact sur la production d'une variation de la part des techniciens supérieurs, elle peut être déduite de la formulation suivante :

$$\frac{\partial VA_{it}}{\partial Pts_{it}} = 283,14 Ts_{it} - 328,40 Cad_{it}$$

Toutes choses égales par ailleurs, l'augmentation de la part des techniciens supérieurs aurait donc un impact sur la production d'autant plus important qu'eux-mêmes (c'est-à-dire donc les techniciens supérieurs) seraient nombreux, et/ou que le poids des cadres serait faible⁴¹. Ici encore, la croissance de la productivité marginale des techniciens supérieurs pourrait s'expliquer par leur poids également faible au sein de la main d'oeuvre⁴².

Au-delà de ces relations d'ordre général qui viennent d'être indiquées, les estimations de la Translog permettent également d'estimer, et ce au niveau de chacun des sous-secteurs industriels, l'élasticité de la production par rapport aux différentes catégories de main d'oeuvre.). Les différentes valeurs obtenues pour ces élasticités moyennes sont les suivantes, et elles s'interprètent donc tout simplement comme le taux de variation de la production, suite à une augmentation de un point de la part des cadres ou des techniciens supérieurs (et cela au détriment donc des employés, ouvriers et manœuvres, qui constituent ici la catégorie de référence)⁴³.

³⁹ Il s'agit d'ailleurs ici d'un résultat qui pouvait être obtenu à partir de l'observation du signe du carré de la variable *cadres*.

⁴⁰ Par exemple, sur l'ensemble de la période 1992/1997, les cadres n'ont représenté en moyenne que 2.67% de l'ensemble des salariés du secteur industriel.

⁴¹ Par rapport à la relation mise en évidence précédemment pour les cadres, la symétrie est donc parfaite.

⁴² Rappelons ici encore quelques chiffres : sur l'ensemble de la période 1992/1997, ces techniciens supérieurs n'ont représenté en moyenne que 4.39% des employés du secteur industriel sénégalais, avec un minimum de 1.9% (industries du bois) et un maximum de 9.1% (industries polygraphiques).

⁴³ Pour être plus précis, ajoutons que l'estimation de nos différentes élasticités a été effectuée à partir des points moyens (calculés sur l'ensemble de la période 1992/1997). Il s'agit ici d'une démarche qui a été employée dans de nombreuses études (cf. par exemple SEVESTRE, 1990).

Tableau V
Elasticités moyennes de la production par rapport aux cadres et aux techniciens supérieurs (1992/1997)

	CADRES	TECHNICIENS SUPERIEURS
ALIM DIVERSES	5,48	-1,57
BOIS	2,26	-0,52
CG ALIMENTAIRES	0,20	4,15
CHIMIE	-4,98	7,35
CONFECTION	-4,14	6,23
CONSTRUCTION	1,66	0,91
I. EXTRACTIVES	0,47	1,77
GRAINS	-5,85	6,79
I. MECANIKES	-0,25	2,85
PAPIER	-1,80	3,95
PECHE	-1,82	2,81
I. POLYGRAPHIQUES	11,20	-2,83
SUCRE	-6,96	6,29
TABAC	-8,10	8,30
TEXTILE	1,86	0,45

Même si ces élasticités moyennes doivent être interprétées avec prudence, il n'en demeure pas moins qu'elles invitent ici à plusieurs commentaires.

Tout d'abord, globalement, les élasticités obtenues sont d'une grande (voire même d'une extrême) variabilité, et cela autant du point de vue d'ailleurs de leurs valeurs que de leurs signes. Autrement dit, l'impact d'une modification de la structure des qualifications est bien loin d'être identique pour tous les sous-secteurs (de ce point de vue, les résultats de la Translog infirment donc l'hypothèse de base de la Cobb-Douglas). Il semblerait également que l'éparpillement des élasticités sous sectorielles soit relativement moins important pour les techniciens supérieurs que pour les cadres.

Ensuite, la comparaison des élasticités par rapport d'une part aux cadres et d'autre part aux techniciens supérieurs n'indique aucune hiérarchie particulière : par conséquent, il n'existe donc pas une catégorie de main d'œuvre dont l'impact, toutes choses égales par ailleurs, serait structurellement plus important ou plus faible. Ici encore, il s'agit d'un résultat qui justifie le passage de la Cobb-Douglas à la Translog (en effet, avec la Cobb-Douglas, l'impact de chacune des catégories de main d'œuvre était supposé « fixe », et on pouvait donc les hiérarchiser). Par contre, pour ce qui est des signes de ces élasticités, on constate l'existence d'une symétrie relativement importante : en effet, pour 11 sous secteurs (sur un total de 15), ces élasticités par rapport aux cadres et aux techniciens supérieurs sont de signes contraires, et cela signifie donc qu'une augmentation simultanée de la part des cadres et des techniciens supérieurs serait globalement contre-productive. Implicitement, c'est l'importance « productive » de la main d'œuvre de base qui est mise ici en évidence, et celle-ci découlerait notamment des caractéristiques structurelles du secteur industriel sénégalais. En effet, et comme indiqué tantôt, au sein du secteur industriel sénégalais, les industries de main d'œuvre sont largement majoritaires, d'où le fait par conséquent que l'accroissement simultanée de la part des deux catégories de main d'œuvre les plus qualifiées (au détriment donc des autres catégories) n'implique pas nécessairement une hausse de la production. En effet, cet accroissement pourrait davantage traduire l'inefficience des politiques en matière de gestion de la main d'œuvre (bureaucratisme, promotions artificielles, répartition non optimale de la main d'œuvre selon services, etc.), et ce plutôt qu'un véritable renforcement des capacités productives.

Lorsque ces élasticités sont rapportées aux dotations en main d'œuvre des différents secteurs, on s'aperçoit d'une part que l'élasticité des cadres est d'autant plus forte que le poids des cadres est lui-même important (le taux de corrélation s'élève en effet à 0.715)⁴⁴, et d'autre part que l'élasticité des techniciens supérieurs est inversement liée à la part des cadres (le coefficient de corrélation est ici de -0.461). Deux de nos résultats précédents sont donc confirmés, à savoir d'une part la croissance de la productivité marginale des cadres et d'autre part la complémentarité entre les cadres et les techniciens supérieurs (en effet, l'impact des techniciens supérieurs est inversement proportionnel au poids des cadres). Par contre, lorsque ces élasticités sont rapportées à d'autres caractéristiques structurelles, les résultats obtenus ne sont guère probants. Par exemple, la liaison est globalement faible entre d'une part l'élasticité de la production par rapport aux différentes catégories de main d'œuvre, et d'autre part l'intensité capitalistique (le coefficient de corrélation entre l'élasticité des cadres et l'intensité capitalistique s'élève à notamment 0.044, tandis que celui entre l'intensité capitalistique et l'élasticité des techniciens supérieurs n'est que de -0.018).

Malgré tout, il y a lieu de reconnaître que les différentes élasticités calculées pour le Sénégal souffrent de plusieurs faiblesses. D'abord, elles ont des valeurs qui sont parfois relativement démesurées (quelques unes de ces élasticités sont notamment à deux chiffres). Ensuite, elles sont parfois négatives (ce qui signifie donc que les effets liés à l'élévation des niveaux moyens de qualification ne sont pas systématiquement positifs). Enfin, elles semblent distribuées de façon totalement aléatoire, en ce sens qu'elles sont relativement indépendantes des catégories de main-d'œuvre et/ou des sous-secteurs industriels.

Quoiqu'il en soit, il s'avère certainement utile de procéder sur cette question à quelques comparaisons internationales, de façon notamment à disposer de points de repères. Pour notre part, nous allons cependant nous limiter à la France, étant donné que la plupart des comparaisons que nous avons précédemment effectuées ont porté sur ce pays. A ce propos, on pourrait donc rappeler que l'un des résultats les plus importants auxquels avait abouti SEVESTRE (1990) avait été de montrer que l'augmentation du poids d'une catégorie de main d'œuvre donnée avait un impact sur la production d'autant plus important que les niveaux de qualification correspondants étaient élevés : ainsi, l'élasticité des ingénieurs serait comprise, selon les entreprises, entre 1.4% et 1.7%, celle des cadres administratifs et commerciaux entre 0.37% et 0.99%, et celle des ouvriers et employés qualifiés entre 0.26% et 0.46%. Toujours d'après SEVESTRE, l'élasticité des ingénieurs, contrairement à celle des autres catégories de main d'œuvre dépendrait au final assez peu des caractéristiques des entreprises (taille, intensité capitalistique, structure des qualifications, etc.). Comparativement aux résultats qui viennent d'être rappelés pour la France, nos estimations conduisent donc à des élasticités sensiblement différentes. Tout d'abord, en valeurs absolues, les élasticités obtenues pour le Sénégal sont très largement supérieures à celles de la France⁴⁵ : cela pourrait donc signifier que la production est beaucoup plus sensible (toutes choses égales par ailleurs) aux

⁴⁴ Il est à ce propos intéressant d'observer que l'élasticité de la production par rapport aux cadres atteint sa valeur maximale pour le sous secteur qui dispose proportionnellement du plus de cadres (il s'agit donc des industries polygraphiques).

⁴⁵ Les élasticités obtenues pour la France sont globalement beaucoup plus « acceptables » ou « raisonnables », car elles n'indiquent pas un effet relativement « démesuré » des variations de la structure des qualifications sur les niveaux de production.

variations affectant la composition de la main d'œuvre au Sénégal qu'elle ne l'est en France ; le fait que la composition de la main d'œuvre soit de très loin plus homogène ou plus équilibrée au sein des entreprises françaises que dans les entreprises sénégalaises pourrait constituer ici un important facteur explicatif. Ensuite, contrairement à ce qui a été observé en France, les élasticités obtenues pour le Sénégal semblent distribuées très aléatoirement, puisque qu'elles ne sont hiérarchisées en fonction ni des catégories de main d'œuvre, ni des branches industrielles.

Quoiqu'il en soit, il n'est cependant pas surprenant de constater ici l'existence de disparités relativement importantes entre la France et le Sénégal, étant donné, comme l'ont d'ailleurs montré de nombreuses études, que l'impact du travail, et plus particulièrement des différentes catégories de main d'œuvre, dépend fortement des caractéristiques et/ou des spécificités nationales.

IV- Interprétation de nos résultats et élargissement de l'analyse

Il ressort de notre analyse qu'au sein du secteur industriel sénégalais, l'impact sur la productivité des différentes catégories de main d'œuvre est globalement loin d'être conforme à ce que la logique de construction du modèle et/ou la théorie économique pouvaient amener à postuler. Assurément, il s'agit là d'un résultat fort surprenant, et il convient donc d'en apporter l'explication. Pour notre part, quatre facteurs vont retenir ici notre attention : la faible qualité des formations dispensées par le système éducatif, l'existence d'effets de seuil, la tendance à une bureaucratisation excessive, et enfin la faiblesse de l'innovation et/ou du progrès technique.

En ce qui concerne tout d'abord l'efficacité du système éducatif sénégalais, de nombreuses raisons conduisent à penser qu'elle est globalement faible, autant d'ailleurs d'un point de vue interne (résultats scolaires, niveaux de connaissances des élèves, etc.) qu'externe (adéquation formation/emploi, etc.), et cela pourrait donc expliquer que nos différentes estimations, globalement, n'aient pas réussi à mettre en évidence un impact significatif du capital humain. Comme l'avaient du reste fait remarquer BEHRMAN et BIRDSALL (1983), la plupart des PVD se sont pendant longtemps davantage préoccupés de l'expansion quantitative de leurs systèmes éducatifs, et très souvent, cela s'est fait au détriment de la qualité, et le Sénégal ne fait donc pas exception à la règle. Pour ce qui est tout d'abord de l'efficacité interne du système éducatif sénégalais, plusieurs faits peuvent être rappelés. Tout d'abord, les tests de connaissance effectués au titre du PASEC⁴⁶, indiquent que la moyenne obtenue par les élèves sénégalais est de loin inférieure à celles des élèves des autres pays⁴⁷. Ensuite l'évolution des différents indicateurs de l'efficacité interne (taux de redoublement ou d'abandon, coefficient d'efficacité, etc.) semble indiquer une dégradation relativement importante de la qualité du système éducatif sénégalais. Au sein de l'Université de Dakar, il a été calculé par exemple que pour produire un maîtrisard en maths-physique ou en économie-gestion, il fallait « consommer » respectivement 90 et 78 années-élèves (DIAGNE et DAFFE, 1999). Sur le plan de l'efficacité externe, le système éducatif sénégalais est caractérisé d'une part par une répartition inégale de l'offre de formation selon les types et les niveaux d'enseignement (et plus

⁴⁶ Programme d'Analyse des Systèmes Educatifs de la Confemen.

⁴⁷ La moyenne des élèves sénégalais s'élève à 40 (sur une note maximale de 100), contre 58 pour les camerounais, 56 pour les malgaches, 50 pour les ivoiriens et les burkinabés.

particulièrement par une prépondérance d'une part de l'enseignement général et d'autre part des formations littéraires, et tout cela au détriment notamment de l'enseignement scientifique et technique), et d'autre part par une très faible diversification. Les besoins spécifiques du secteur industriel sont par conséquent relativement mal pris en charge, et cela pourrait donc expliquer que globalement, l'impact du capital humain (et plus particulièrement de la main-d'œuvre qualifiée ou semi qualifiée) soit si faible. A ce propos, il est d'ailleurs utile de rappeler l'existence de quelques études qui ont notamment montré qu'un faible développement de l'enseignement scientifique et technique pouvait influencer négativement la croissance (CARTER et WILLIAMS, 1964 ; BISHOP, 1992 ; HANUSHEK et KIMKO, 2000)

Au delà de ces questions liées à l'efficacité du système éducatif sénégalais, d'autres facteurs explicatifs, propres aux entreprises elles mêmes peuvent être invoquées ici. C'est le cas par exemple de la structure des qualifications, et plus particulièrement du poids très faible de la main d'œuvre semi qualifiée et surtout qualifiée. Au sein de l'ensemble du secteur industriel, en moyenne les cadres ne constituent que 2.77% des salariés, et les techniciens supérieurs 4.43%. Dans l'ensemble, ces deux dernières catégories de main d'œuvre ne représentent donc qu'une part très faible de la main d'œuvre industrielle, et si, comme l'ont montré de nombreuses études (en France, cf. par exemple SEVESTRE, 1990 ; BENSALD et *al.*, 1994), l'impact du capital humain au sein des entreprises est caractérisé par des effets de seuil (autrement dit, si l'impact d'une catégorie donnée de main d'œuvre n'est pas indépendant de son propre poids au sein des effectifs), alors on pourrait comprendre que l'impact des cadres et des techniciens supérieurs soit globalement si faible au sein du secteur industriel sénégalais. Ces deux dernières catégories n'auraient donc pas encore atteint le seuil critique à partir duquel elles pourraient véritablement influencer positivement et significativement la productivité. Sur cette question, un parallèle intéressant peut d'ailleurs être fait avec certaines études macro-économiques, qui ont elles aussi montré que l'impact du capital humain sur la croissance n'était significatif qu'à partir d'un certain seuil (LAU, JAMISON et LOUAT, 1991 ; AGHION et HOWITT, 1998).

Au titre toujours des facteurs internes aux entreprises dont l'influence serait ici déterminante, il y a la question de la répartition de la main d'œuvre. En effet, même si on a souvent tendance à ne s'intéresser à la main d'œuvre que d'une façon globale, il ne faudrait néanmoins pas ignorer qu'au sein des entreprises, elle est répartie différemment entre les différents services et/ou fonctions, et que cela n'est pas neutre du point de vue de l'impact du capital humain sur la productivité. Or sur la base d'abord des observations et des données que nous avons nous mêmes recueillies sur place⁴⁸, et ensuite des résultats de quelques études qui se sont intéressés à cette question (DIA et *al.*, 1995 ; GAYE, 1997), on peut affirmer que les entreprises du secteur industriel sénégalais sont caractérisées par une forte hypertrophie de leurs services administratifs, et cela au détriment des services « productifs ». Or comme l'ont indiqué de nombreuses études (CHAMBAS et *al.*, 1995 ; PRITCHETT, 1997), une telle tendance à la bureaucratisation que l'on constate au sein des entreprises africaines limiterait fortement les effets du capital humain sur la productivité.

⁴⁸ Sur cette question, nous avons en effet pu mener quelques études de cas, au sein de plusieurs entreprises appartenant à des sous secteurs différents (chimie, ind. alimentaire, matériaux de construction).

Enfin, les derniers facteurs auxquels nous allons nous intéresser ici sont le progrès technique et/ou le degré de modernisation. Leur prise en compte apporte en effet un éclairage intéressant sur nos résultats, étant donné que de nombreuses études ont montré qu'il s'agissait de facteurs dont l'influence sur la relation entre le capital humain et la productivité était particulière. Tout d'abord, selon NELSON et PHELPS (1966), le capital humain influençait la productivité en renforçant surtout les capacités d'innovation et/ou d'adaptation, et de ce fait, ses effets différaient sensiblement selon par exemple les types d'emplois (selon qu'ils soient notamment « routiniers » ou « complexes »), et plus globalement en fonction du rythme du progrès technique. Dans le même ordre d'idées, WELCH (1970) et SCHULTZ (1975) considèrent que le capital humain développait surtout les capacités individuelles en matière de perception et de traitement de l'information, dont l'importance serait proportionnelle aux niveaux de modernisation ou d'innovation ou encore à la force des déséquilibres. Cette idée a été par la suite reprise par ROSENZWEIG (1995), qui considère lui que le potentiel productif du capital humain est corrélé avec la complexité des tâches productives, et plus particulièrement avec les risques de mauvais emploi des équipements. A ce jour, la plupart des études empiriques consacrées à toutes ces questions ont été surtout effectuées en milieu agricole (CHAUDHRI, 1968 ; TOLLEY, 1970 ; HUFFMAN, 1974, 1977 ; FOSTER et ROSENZWEIG, 1996 ; etc.). Toutefois, quelques travaux existent, qui ont été consacrés au secteur industriel. On peut citer tout d'abord MANSFIELD et *al.* (1971) qui ont montré que les entreprises dont les niveaux de formation des dirigeants étaient les plus élevés étaient également les plus innovantes⁴⁹. Ensuite, il y a BARTEL et LICHTENBERG (1987), qui ont montré d'une part que les rendements du capital humain étaient plus élevés au sein des entreprises dont les équipements étaient plus récents et/ou qui faisaient de la R&D, et d'autre part que les choix en matière d'adoption/renouvellement des technologies étaient fortement influencés par les niveaux de formation de la main d'œuvre. Pour toutes ces raisons, des réserves ont été émises par certains chercheurs (BENHABIB et SPIEGEL, 1994 ; GURGAND, 2000) quant au bien-fondé de l'assimilation du capital humain à un facteur de production classique, et plus particulièrement de son incorporation dans des fonctions de production agrégées. D'après ces derniers, le capital humain ne déterminerait pas, à technologie donnée, le niveau de production, mais plutôt les capacités d'innovation et d'adaptation.

Pour en revenir maintenant au Sénégal, son secteur industriel est caractérisé par un niveau de progrès technique particulièrement faible : ici, les industries de main d'œuvre sont en effet largement majoritaires, et pour la plupart, elles sont donc caractérisées par de faibles niveaux d'intensité capitaliste ou d'innovation, ainsi que par une R&D inexistante, etc. Il se pourrait donc que ce soit là une des principales raisons pour lesquelles le capital humain, en définitive, n'exerce guère d'impact sur la production et/ou la productivité. Autrement dit, ce faible impact serait davantage structurel que conjoncturel, et il résulterait donc davantage des caractéristiques même du secteur industriel que de celles du capital humain. Au lieu donc que d'estimer que l'impact du capital humain est faible, on devrait donc considérer que c'est plutôt le « potentiel productif » qui est faible au sein de ces entreprises, étant donné justement leurs caractéristiques productives, et en particulier le fait qu'elles soient faiblement gagnées par le progrès technique et/ou la modernisation.

⁴⁹ Plus exactement, cette étude a montré que les technologies à commandes numériques avaient été introduites plus rapidement au sein de ces entreprises dont les dirigeants étaient plus diplômés.

BIBLIOGRAPHIE

- AGHION P. et P. HOWITT, 1998, *Endogenous Growth Theory*. Cambridge, MA, MIT Press.
- APPLETON S. et F. Teal (1997), "Human capital and economic development", Background paper prepared for the African Development Report, mimeo, 29 pages.
- BALLOT G., F. KAKHFAKH, E. TAYMAZ (1998) « Formation continue, recherche et développement, et performance des entreprises », *Formation Continue* n° 64, p. 43-58.
- BALTAGI, BADI (1995), *Econometric Analysis of Panel Data*, New York, J. Wiley & Sons.
- BARTEL A.P. et LICHTENBERG F.R. (1987), "The comparative advantage of educated workers in implementing new technology", *The Review of Economic and Statistics*, vol. 69, n° 1, p. 1-11.
- BEHRMAN J.R. et N. BIRDSALL (1983), "The quality of education : quantity alone is misleading ", *American Economic Review*, vol. 73, n° 5, p. 928-946.
- BENHABIB J. et M.M. SPIEGEL (1994), "The role of human capital in economic development : evidence from aggregate cross-country data", *Journal of Monetary Economics*, vol. 34, n° 2, p. 143-174.
- BENNELL PAUL (1996), "Rates of return to education : does the conventional pattern prevail in sub-Saharan Africa ?", *World Development*, vol. 24, n° 1, p. 183-199.
- BENSAID A., N. GREENAN, J. MAIRESSE (1997), « Information, recherche et productivité », *Revue Economique*, vol. 48, n°3.
- BERG I. (1970), *Education and jobs : the great training robbery*, Har Monsworth, Penguin.
- BERRY A. (1980), « Education, income, productivity and urban poverty » in T. King « Education and Income » World Bank Staff Working Paper, n° 402, Washington D.C.
- BIGSTEN A., P. Collier, S. Dercon, B. Gauthier, J.W. Gunning, A. Isakson, A. Oduro, R. Oastendorp, C. Pattilo, M. Soderbom, M. Sylvain, F. Teal, A. Zeufack, (1997), "Investment in Africa's manufacturing sector : a four country panel data analysis", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, n°4.
- BISHOP J. (1992), "The impact of academic competencies of wages, unemployment and job performance", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, December, vol. 37, p. 127-194.
- BLACK S.E, LYNCH L. (1996), "Human capital investments and productivity", *American Economic Review*, vol. 86, n°2, p. 263-267.
- BUXTON A. (1977), « Some evidence on the productivity of qualified manpower in Britain », *Journal of Economic Research*, vol. 29, n° 15, p. 61-68.
- CARTER C.F. et B.R. WILLIAMS (1964), *Government scientific policy and the growth of the british economy*, The Manchester School, September.
- CHAMBAS G., J.Y. LESUEUR, P. PLANE (1995), « Les relations salaire-emploi-productivité », in *Ajustement, Education, Emploi*, GDR-CNRS Emploi, Formation, Développement, Michel Vernières éd, Economica, p.123-151.
- CHOFFEL, CUNEO ET KRAMARZ (1988), « Qualifications des emplois et performances des entreprises : quelles logiques d'adaptation ? », Communication aux Deuxièmes Journées d'Etudes sur l'Utilisation des Données de Panel, ERUDITE, Université Paris XII.

- CHRISTENSEN L.R, D.W. JORGENSON et L.J. LAU (1973), "Transcendental logarithmic production frontiers », *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LV, p. 28-45.
- CREPON B. et MAIRESSE J. (1993), Productivité, R-D et qualifications, In D. Guellec (dir.) *Innovation et compétitivité*, INSEE Coll. Méthodes, 37-38, p. 181-221.
- DIAGNE ET DAFTE (1999), *Revue des Dépenses dans le Secteur de l'Education*, MEN, MEFP, CREA, 173 pages.
- DIA A.L., B. TIJANI, A. GAYE (1995), « L'approche socioculturelle de l'entreprise sénégalaise », Document de recherche du CREA, n° 95/06/GE-1, 28 pages.
- DORMONT B. (1989), *Introduction à l'économétrie des données de panels : théories et application à des échantillons d'entreprises*, Monographies d'Econométrie, INSEE, Paris.
- FOSTER A.D. et M.R. ROSENZWEIG (1996), "Technical change and human capital returns and investments : evidence from the Green Revolution", *American Economic Review*, vol. 86, n° 4, p. 931-953.
- GAYE A. (1997), « Le domaine industriel : instrument de développement local », Communication présentée aux Journées Scientifiques sur l'Economie Sénégalaise, 2^{ème} édition, Dakar, 13 et 14 juin, 16 pages.
- GREENAN N. et GUELLEC D. (1993), « Organisation du travail, technologie et performances : une étude empirique », *Economie et Prévision*, n° 113-114, p.39-56.
- GRILICHES, Z. (1969), « Capital-skill complementarity » *Review of Economics and Statistics*, vol. 51, n° 4, p. 465-469.
- GURGAND M. (1993), « Les effets de l'éducation sur la productivité agricole, application à la Cote d'Ivoire », *Revue d'Economie du Développement*, n° 4, p. 37-54.
- GURGAND M. (2000), « Sait-on mesurer le rôle économique de l'éducation ? », *Revue Française d'Economie*, vol. 15, n° 2, p. 121-156.
- HALL B. et MAIRESSE J. (1995), « Exploring the relationship between R&D and productivity in french manufacturing firms », *Journal of Econometrics*, vol. 65, p. 263-293.
- HANUSHEK E.A. et KIMKO D.D. (2000), « Schooling, labor-force quality, and the growth of nations », *American Economic Review*, vol. 90, n° 5, p. 1184-1208.
- HOROWITZ S. et SHERMAN A. (1980) « A direct measure of the relationship between human capital and productivity », *Journal of Human Resources*, vol. 15, n° 1, p. 67-76.
- HUFFMAN W.E. (1974), "Decision making : the role of education", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 56, p. 85-97.
- HUFFMAN W.E. (1977), "Allocative efficiency : the role of human capital", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 91, p. 59-79.
- HUIBAN J.P. (1994), « La relation entre la qualité du facteur travail et son efficacité productive », *Economie et Prévision*, n° 116, p. 63-78.
- KOMENAN A. G. (1987), « Education, expérience et salaires en Cote d'Ivoire : une analyse à partir de l'enquête de main d'œuvre de 1984 », *Discussion Papers 99*, Banque Mondiale.
- LATREILLE T. et A. VAROUDAKIS (1997), « Les facteurs structurels de la compétitivité manufacturière : une analyse en données de panel pour le Sénégal », *Revue Economique*, vol. 48, n°3.

- LAU, JAMISON et LOUAT (1991), "Education and productivity in developing countries : an aggregate production function approach", Working Papers Series 612, Banque Mondiale.
- LAYARD R., SARGAN J., AGER M. et JONES D. (1971), *Qualified manpower and economic performance*, Allen Lane, The Penguin Press, London.
- LOGOSSAH KINVI D.A. (1994), « Capital humain et croissance économique : une revue de littérature », *Economie et Prévision*, n° 116, p. 17-34.
- MAIRESSE J. et M. SASSENOU (1989), « Les facteurs qualitatifs de la productivité : un essai d'évaluation », *Economie et Prévision*, n° 91, p. 35-42.
- MAIRESSE J. ET P. CUNEO (1985), « Recherche-développement et performances des entreprises : une étude économétrique sur données individuelles », *Revue Economique*, n° 5, p. 1001-1041.
- MANSFIELD. E., RAPAPORT J., SCHNEE J., WAGNER S., HAMBURGER M. (1971), *Research and innovation in the modern corporation*, New York, Norton & Co Inc, p. 186-205.
- MBAYE A.A. (2002), « Capital humain, compétence et productivité du travail au Sénégal : une analyse empirique », *Economies et Sociétés, Série F, n°40, « Développement » - IV, 3/4*, p. 567-588.
- MOOK P.R. (1981), "Education and technical efficiency in small-farm production ", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 19, p. 723-739.
- NELSON R. et PHELPS E. (1966), "Investments in humans, technological diffusion and economic growth", *American Economic Review*, vol. 61, n° 2, p. 69-75.
- OJO O., OSHIKOYA T. (1995), "Determinants of Long-Term Growth : Some Africa Results", *Journal of African Economics*, vol. 4, n° 2.
- PRITCHETT L. (1997), "Where has all the education gone ?", *World Bank Working Papers Series 1581*, World Bank, Washington DC.
- ROSENZWEIG M.R. (1995), "Where are returns to schooling ?", *American Economic Review*, vol. 85, n° 2, p. 153-158.
- SACERDOTI E., BRUNDSCHWIG S., TANG J. (1998), "The impact of human capital on growth : evidence from West Africa", *Working Papers 98/163*, FMI.
- SASSENOU M. (1988), « La liaison entre la qualification et la productivité du travail », *Rapport au Commissariat Général du Plan*.
- SCHULTZ T.W. (1975), "The value of the ability to deal with disequilibria", *Journal of Economic Literature*, vol. 13, n°3, p. 827-846.
- SEVESTRE P. (1990), « Qualification de la main d'œuvre et productivité du travail », *Economie et Statistique*, n° 237-238, p. 109-120.
- SEVESTRE P. (2002), *Econométrie des données de panels*, Dunod, 211 pages.
- VAN DER GAAG ET VIJVERBERG (1987), « Wage determinants in Cote d'Ivoire », *LSMS Working Papers 33*, Banque Mondiale.
- WELCH, F. (1970) "Education in production", *Journal of Political Economy*, vol. 78, n° 1, p. 35-59.

ANNEXE 1 PRESENTATION DES DONNEES

Dans le cadre de ce travail, la production est mesurée grâce à la valeur ajoutée, qui est certainement un des indicateurs qui rend le mieux compte de l'efficacité de la combinaison capital/travail dans le processus de production, et cela d'autant plus d'ailleurs qu'elle permet de faire abstraction des consommations intermédiaires. Par ailleurs, comme il est d'usage avec les estimations de la productivité, la valeur ajoutée a été calculée en volume (c'est-à-dire par la méthode des prix constants, et l'indice des prix a donc été utilisé comme déflateur).

L'estimation du capital physique K a été effectuée à partir des immobilisations corporelles inscrites aux bilans, en les revalorisant pour tenir compte de l'augmentation des prix des équipements. Tel qu'il est mesuré, ce capital K est donc en principe égal à la somme des volumes d'investissements $I_{\tau/t}$ (en prix et francs de l'année de référence), provenant des différentes générations τ et faisant encore partie des équipements à la date t .

Quant au facteur travail, il est mesuré à travers les effectifs. Certes, il s'agit d'un indicateur qui a été beaucoup critiqué, étant donné qu'il ne tient par exemple pas compte de la durée ou de l'intensité du travail. A ce titre, d'autres méthodes ont donc été proposées, qui reposent par exemple sur la prise en compte du volume horaire de travail ou des salaires : mais pour différentes raisons, ces derniers indicateurs ne sont pas eux mêmes exempts de tout reproche, et par conséquent, le recours aux effectifs constitue une approche acceptable.

En ce qui concerne la structure des qualifications, elle est prise en compte à travers la part des différentes catégories de main d'œuvre dans l'emploi total. Les employés, ouvriers et manœuvres (EOM) constituant la catégorie de référence, les autres catégories de main d'œuvre auxquelles nous nous intéressons ici sont donc les cadres (CAD), les techniciens supérieurs (TS) et les techniciens et agents de maîtrise (TADM).

Toutes les données que nous utilisons dans le cadre de cette étude nous ont été fournies par la DIRECTION DE LA PREVISION ET DE LA STATISTIQUE (DPS).

ANNEXE 2 PRESENTATION DES DIFFERENTES CATEGORIES DE MAIN D'ŒUVRE

La classification de la main d'œuvre opérée par le CUCI repose sur les catégories socioprofessionnelles (CSP), et à ce titre, elle est essentiellement articulée autour donc d'une division technique des emplois.

Les différentes catégories prises en compte sont au nombre de quatre, à savoir les suivantes :

CATEGORIES SOCIO-PROFESSIONNELLES	DEFINITION (SELON NOMENCLATURE CUCI-DPS)	NIVEAUX THEORIQUES D'EDUCATION ET/OU DE FORMATION CORRESPONDANTS
Cadres	« Personnes occupant des emplois exigeant normalement un niveau de formation supérieur ou équivalent à celui conféré par l'obtention d'un diplôme d'ingénieur, d'une maîtrise ou par l'acquisition de compétence pratique équivalente compte tenu d'une certaine expérience professionnelle (...). Ces personnes exercent des fonctions de direction, de recherche ou d'enseignement dans des domaines interdisciplinaires ou comportant des décisions largement autonomes ».	Licenciés, maîtrisards, ingénieurs, titulaires de formation de troisième cycle, docteurs.
Techniciens supérieurs	« Salariés occupant des emplois exigeant normalement un niveau de formation supérieur ou équivalent à celui qui peut être atteint par deux années d'études méthodiques et complètes au-delà du brevet de technicien ou du baccalauréat ou l'acquisition d'une compétence pratique équivalente en raison d'une expérience professionnelle prolongée (...). Ces personnes directement sous une autorité supérieure, assument des fonctions de direction d'unités intégrées dans des ensembles plus vastes. Ces fonctions s'exercent dans des domaines d'une discipline et comportent une certaine autonomie par rapport à l'environnement ».	Brevet de technicien supérieur (BTS), diplôme universitaire technologique (DUT), autres formations supérieures de niveau bac+2
Techniciens et agents de maîtrise	« Emplois de maîtrise atteints après une expérience pratique ou possédant une qualification d'un niveau équivalent à celui conféré par le brevet de technicien ou le baccalauréat (...). Ce personnel possède une connaissance approfondie d'une technique complexe ; il peut être chargé de la direction d'un établissement de petite taille ou d'un service dans une unité intégrée à un ensemble. Il jouit d'une autonomie limitée et assume une responsabilité restreinte ».	Brevet de technicien, baccalauréat, diplômés de l'enseignement technique et/ou professionnel, diplômés de l'enseignement secondaire général.
Employés, ouvriers et manœuvres	« Personnel faiblement qualifié, ou celui dont la seule formation se limite à l'enseignement élémentaire ou une préformation de courte durée au poste de travail (...). Ce personnel ne dispose d'aucune autonomie ».	Diplômés de l'enseignement moyen, titulaires du CAP ou du BEP, salariés non diplômés ou non scolarisés.

ANNEXE 3 REPARTITION DE LA MAIN D'ŒUVRE INDUSTRIELLE SELON LES DIFFERENTES CATEGORIES (MOYENNE 1992/1997)

	CADRES	TECHNICIENS SUPERIEURS	TECHNICIENS ET AGENTS DE MAITRISE	EMPLOYES, OUVRIERS ET MANŒUVRES
ALIMENTAIRES DIVERSES	4,02	4,11	15,31	76,57
BOIS	1,82	1,93	13,20	83,05
CORPS GRAS ALIMENTAIRES	5,52	7,87	44,87	41,74
CHIMIE	3,90	7,12	33,38	55,60
CONFECTION	3,39	6,13	2,45	88,03
CONSTRUCTION	3,00	3,80	17,92	75,28
IND. EXTRACTIVES	2,78	3,85	22,06	71,31
GRAINS	2,23	4,98	15,83	76,96
IND. MECANIQUES	3,37	4,91	24,68	67,05
PAPIER	3,06	4,94	12,84	79,15
PECHE	1,58	2,83	12,61	82,98
IND. POLYGRAPHIQUES	8,70	9,09	21,28	60,92
SUCRE	0,36	2,64	6,88	90,11
TABAC	1,68	4,88	28,49	64,95
TEXTILE	2,62	3,20	12,50	81,67
ENSEMBLE SECTEUR INDUSTRIEL	2,67	4,39	18,26	74,69

ANNEXE 4 PRESENTATION DES DIFFERENTS SOUS SECTEURS INDUSTRIELS

BRANCHES	SOUS SECTEURS	ACTIVITES CORRESPONDANTES
Industries agricoles et alimentaires	Industries alimentaires diverses	Industries laitières, fruits et légumes, glace, vinaigre, aliments de bétail, brasseries, boissons gazeuses, boissons hygiéniques, eau gazeuse
	Pêche	Conserves de poissons
	Corps gras alimentaires	Huileries
	Grains et farines	Minoteries et décorticage
	Sucre et confiserie	Sucre, confiserie, cacao, chocolat
	Tabac	Tabac
Industries des biens d'équipement	Industries mécaniques	Fabrication d'articles en métal (dômes), charpentes, constructions métalliques, fûts et emballages, fabrication de moteurs et de turbines, matériels agricoles, électricité industrielle, petit matériel électrique, réparation navale, construction de matériels ferroviaires, fabrication de motocycles et de cycles, fabrication et réparation de matériels de précision
	Matériaux de construction	Fabrication de matériels de construction, cimenteries, préfabriqués, amiante
Industries des biens intermédiaires	Industries chimiques	Chimie de base (gaz), fabrication d'engrais et de pesticides, matières plastiques brutes, peinture, vernis, colorants, fabrication de produits pharmaceutiques, savons et détergents, raffinage (pétrole), pneumatique et chambres à air, ouvrages en matière plastique
	Industries polygraphiques	Imprimerie
	Industries extractives	Pétrole brut, minerais, phosphates, sel, tourbe
	Industries du bois	Scieries, fabrication de meubles
	Industries textiles diverses	Filature et tissage
Industries des biens de consommation courante	Papier et carton	Fabrication d'emballages et de cartons, papier hygiénique, enveloppes
	Confection et maroquinerie	Linge de maison, sacs, rideaux, bonneterie, tapis, carpettes, câbles, cordes, ficelles, habillement, tannerie, articles cuirs non chaussants, chaussures