

**EFFICIENCE TECHNIQUE DU SECTEUR
MANUFACTURIER IVOIRIEN :
ESTIMATION D'UNE FRONTIÈRE DE PRODUCTION
STOCHASTIQUE SUR DONNÉES DE PANEL**

Jean-Yves LESUEUR*
Patrick PLANE**

***Résumé** - L'objectif de cet article est de mettre en relation l'efficacité productive des entreprises du secteur manufacturier ivoirien avec leur stratégie de gestion des ressources humaines. Une mesure de l'efficacité technique est obtenue par l'estimation économétrique d'une frontière de production stochastique à partir de la stratification d'un panel non cylindré d'entreprises observées de 1983 à 1991. On s'intéresse dans une deuxième étape aux effets des incitants managériaux sur l'efficacité technique. En se référant aux travaux relatifs à la théorie du salaire d'efficacité, on montre que les incitants managériaux tels que le salaire et le contrôle hiérarchique ont exercé un effet variable selon le degré de contestabilité auquel ont dû faire face les entreprises.*

Mots-clés - EFFICIENCE TECHNIQUE, SALAIRE D'EFFICIENCE, CONTRÔLE HIÉRARCHIQUE, CÔTE D'IVOIRE, SECTEUR MANUFACTURIER.

* CERDI, Université d'Auvergne.

** CERDI, Université d'Auvergne, CNRS.

1. INTRODUCTION

Dans un contexte où la libéralisation a conduit à un élargissement des domaines de concurrence, les secteurs manufacturiers sont de plus en plus soumis à une exigence d'amélioration de leur comportement productif. Cette profonde mutation de l'économie mondiale vaut particulièrement pour les pays en développement. Longtemps en effet, leur activité industrielle a bénéficié d'une protection commerciale élevée ayant joué le rôle d'un véritable anesthésiant. A l'abri de la concurrence extérieure, de nombreuses industries se sont accommodées d'un mode de production "tranquille", caractérisé par une faible innovation et des gaspillages de ressources notoires. L'intérêt que l'on porte ici à l'analyse du secteur manufacturier ivoirien procède de plusieurs raisons qui ne sont pas dictées par la présupposition d'une inefficacité particulière.

En 1989, ce secteur contribuait pour 17 % au produit intérieur brut. Ce pourcentage plaçait la Côte d'Ivoire aux tout premiers rangs des pays "industriels" sub-sahariens. Au cours du programme d'ajustement structurel, commencé en 1983, le secteur manufacturier a connu un environnement local peu favorable. Son activité a subi de plein fouet la stagnation de la demande interne. Certes, la pénétration des marchés extérieurs constituait sans doute une solution prometteuse, mais de mise en œuvre difficile compte tenu d'un système de change fixe ayant pour effet de créer des rigidités dans la structure des prix relatifs internes. D'une certaine manière, on peut dire que la recherche de gains de compétitivité passait par une amélioration du comportement productif des firmes.

L'objectif que l'on assigne à cet article est précisément d'appréhender ce comportement à travers une analyse de l'efficacité productive. Pour cela, une estimation économétrique d'une frontière de production stochastique est proposée. Elle porte sur la stratification d'un panel d'entreprises représentatives du secteur manufacturier ivoirien. La section 2 propose un survol des techniques de détermination de la frontière de production. On y décrit également le panel avant de mesurer le degré d'efficacité des entreprises. Ces mesures sont obtenues après estimation d'une frontière stochastique dérivée d'une technologie de production de type Cobb-Douglas. Dans la section 3, on s'attache à l'analyse des déterminants de l'efficacité. On cherche plus particulièrement à identifier la relation qu'elle a pu entretenir avec des variables représentatives des stratégies de gestion des ressources humaines. Les résultats obtenus montrent que l'influence des incitants managériaux tels que le salaire et le contrôle hiérarchique a été variable selon le degré de contestabilité du marché auquel doivent faire face les entreprises.

2. TECHNIQUES D'ESTIMATION ÉCONOMÉTRIQUE DES FRONTIÈRES DE PRODUCTION ET RÉSULTATS

2.1. Les méthodes d'estimation

On dit d'une entreprise qu'elle est techniquement efficace lorsqu'elle se situe sur sa frontière des possibilités de production ; c'est-à-dire qu'avec une quantité déterminée de facteurs, elle obtient le plus haut niveau d'output réalisable. En comparaison des rapports de productivité apparente, la notion de frontière permet de dégager une seule mesure de l'efficacité qui prend simultanément en compte l'ensemble des facteurs pertinents. On élimine ainsi le risque d'avoir à porter une appréciation de synthèse à partir d'indicateurs non convergents de productivité apparente de chaque facteur.

Deux paradigmes sont concurrents dans la manière de construire la frontière et d'en dériver la mesure des efficacités relatives. Le premier implique le recours aux techniques de programmation mathématique et procède de l'extension des travaux initiaux de Farrell (1957). Le second requiert l'utilisation de l'économétrie. La préférence donnée à l'un ou à l'autre de ces paradigmes a fluctué au cours du temps en liaison avec le développement de la recherche opérationnelle et des techniques d'estimation économétrique.

L'approche non paramétrique a pour principal avantage de ne pas exiger la spécification d'une technologie de production. Cet élément de souplesse est d'autant plus appréciable que dans un échantillon hétérogène, la forme fonctionnelle qui conviendrait à la majorité des entreprises n'est pas forcément pertinente pour un sous-ensemble d'observations. En contrepartie, la démarche souffre de certaines lourdeurs de traitements informatiques qui ont longtemps fait figure de repoussoir. La frontière s'avère par ailleurs sensible à des perturbations statistiques aléatoires résultant d'épiphénomènes totalement étrangers à la manière dont est gérée l'organisation. Ces inconvénients ont été en grande partie levés avec le développement récent de la méthode Data Envelopment Analysis (DEA) dont l'article de Seiford et Thrall (1990) donne une présentation instructive.

L'approche paramétrique de la frontière de production et des mesures relatives d'efficacité repose sur l'estimation d'une fonction de production. Fixer la forme fonctionnelle de la technologie est bien sûr une démarche restrictive. Les mesures de l'efficacité sont relatives à des observations empiriques et n'ont qu'un rapport ténu avec la frontière des possibilités de production au sens de la théorie néoclassique (Bös, 1988). Cet inconvénient se trouve accentué par le fait que toute mesure est conditionnée par une seule combinaison productive que l'on obtient par

translation de la fonction de production jusqu'au point de tangence à la courbe le plus élevé. En contrepartie, l'estimation d'une fonction de production permet de corriger les degrés d'efficience technique de l'impact structurel des variables exogènes à la gestion interne.

Dans les tests économétriques portant sur des données individuelles cumulant une dimension coupe (*between*) et une dimension temporelle (*within*), deux procédures de tests peuvent être retenues. Elles se distinguent l'une de l'autre par la conception déterministe ou stochastique du terme résiduel. Dans le premier cas, le terme d'efficience est généralement capté à travers un effet fixe par entreprise ; c'est l'estimateur *within* dont les propriétés statistiques ont été mise en lumière dans les travaux relatifs à l'économétrie des données de panel (Mundlak, 1978 ; Hausman et Taylor, 1981). L'efficience est alors calculée par rapport à l'effet fixe estimé dont la valeur est la plus élevée (Schmidt et Sickles, 1984). Ainsi, dans le cas d'une fonction de production Cobb-Douglas où l'output (Q) est relié à un vecteur d'intrants (X), si le terme aléatoire qui gouverne la loi des résidus est normalement distribué et non corrélé avec les intrants et les effets fixes certains a_i , on peut écrire :

$$(1) \quad \text{Log } Q_{i,t} = a_i + \sum_k \beta_k \cdot \text{Log } X_{k(i,t)} + v_{i,t}$$

$$\text{soit } \hat{a} = \max_i \hat{a}_i$$

L'efficience technique est alors définie par :

$$(1b) \quad \text{EFI}_i = \exp(\hat{a}_i - \hat{a}) \quad \text{avec } 0 \leq \text{EFI} \leq 1$$

Dans le second cas, auquel va notre préférence, la frontière est de type stochastique. Elle peut être évaluée par l'estimateur du maximum de vraisemblance ou bien encore par celui des moindres carrés généralisés (GLS). On se situe alors dans le cadre d'un modèle à erreurs composées dont les deux distributions sont gouvernées par des lois aléatoires indépendantes. La première (v_{it}) suit une loi normale de moyenne nulle et de variance $\text{Var}(v_{it})$. Elle capte principalement les erreurs de mesure et les chocs ayant un caractère de bruits blancs. Le deuxième fait référence au terme d'efficience (u_i). L'effet individuel est alors appréhendé dans le résidu d'estimation ; il n'est plus "certain" comme dans le cadre de l'estimateur *within* des frontières déterministes, mais aléatoire. Dans les modèles estimés par le

maximum de vraisemblance, ce terme suit une distribution unilatère (u_i positif ou nul) de type Gamma, Weibull, semi-normale ou exponentielle dont le choix ne peut se départir d'un certain arbitraire. L'estimateur GLS a pour lui l'avantage de n'impliquer aucune hypothèse sur la loi de distribution des u_i . En comparaison avec l'estimateur *within*, il permet de retenir, lors de la spécification du modèle, des variables exogènes invariantes dans le temps. La frontière de production s'écrit comme suit :

$$(2) \quad \text{Log } Q_{i,t} = a + \sum_k \beta_k \cdot \text{Log } X_{k(i,t)} - (u_i - v_{i,t})$$

$$\text{où } \varepsilon_{i,t} = v_{i,t} - u_i$$

Une efficacité technique moyenne par entreprise peut-être calculée sous l'estimateur GLS en retrouvant un effet spécifique a_i à partir des résidus d'estimation (Schmidt et Sickles, 1984 ; Cornwell, Schmidt et Sickles, 1990), soit :

$$a_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{i,t} \quad \text{avec } T \rightarrow \infty \text{ et } \hat{\varepsilon}_{i,t} \text{ les résidus de GLS}$$

$$\text{Soit } \hat{a} = \max_i a_i$$

L'efficacité technique moyenne est alors définie par :

$$(2b) \quad \text{EFI}_i = \exp(a_i - \hat{a}) \quad \text{avec } 0 \leq \text{EFI} \leq 1$$

Pour résumer cette revue des modes de détermination de la frontière, on peut dire que les frontières non paramétriques suscitent, depuis quelques années, un regain d'intérêt en ce sens qu'elles dispensent de la spécification d'une technologie de production. Les frontières stochastiques gardent toutefois un caractère rassurant puisqu'elles reposent sur l'estimation économétrique donc sur des résultats soumis aux lois statistiques. Comme le note Bauer (1990), la différence entre ces deux paradigmes est appelée à se réduire. Dans le cadre de cet article, la technique des moindres carrés généralisés (GLS) est adoptée sous l'hypothèse que le terme d'efficacité n'est pas corrélé avec les régresseurs de la fonction de production.

2.2. Présentation du panel et analyse des données sectorielles

2.2.1. Caractéristiques des échantillons sectoriels

Les échantillons sectoriels ont été construits à partir de la stratification d'un panel non cylindré de soixante-huit entreprises ivoiriennes. Les données exploitées sont issues de la banque des données financières de Côte d'Ivoire et portent sur la période 1983-1991. Quatre échantillons sectoriels d'entreprises ont pu être constitués à partir du code de nomenclature des activités. Ils représentent les secteurs industriels de l'agro-alimentaire (IAA), des biens de consommation (BC), des biens d'équipement (BE) et des biens intermédiaires (BI). Pour l'année 1986, le tableau 1 décrit la couverture sectorielle des échantillons, en pourcentage de la valeur ajoutée et de l'emploi.

Tableau 1 : Couverture sectorielle du panel (année 1986)

%	IAA	BC	BE	BI	Total
Valeur ajoutée	44.5	58.7	14.9	18.8	37.8
Emploi	34.6	59.6	29.2	22	40.0
Nombre d'établissements	17	20	15	16	68

Source : Banque des données financières (bdf) de Côte d'Ivoire

Au total, les soixante-huit entreprises restituent près de 38 % de la valeur ajoutée nationale des secteurs représentés et 40 % de l'emploi. Le tableau 2 précise, pour l'année 1986, la représentativité des échantillons. Pour la valeur ajoutée et l'emploi il compare la structure sectorielle du panel à la structure sectorielle nationale issue des données agrégées de la banque des données financières (bdf).

Tableau 2 : Représentativité du panel (année 1986)

%	IAA	BC	BE	BI	Total
Valeur ajoutée panel	47.0	34.8	7.4	10.8	100
Valeur ajoutée bdf	40.3	22.3	10.2	27.2	100
Emploi panel	40.3	46.0	5.5	8.2	100
Emploi bdf	46.7	30.9	7.5	14.9	100

Source : Banque des données financières de Côte d'Ivoire

La lecture du tableau 2 fait apparaître une bonne représentativité des secteurs de l'agroalimentaire et des biens d'équipement alors que les autres secteurs sont soit sur-représentés (BC), soit sous-représentés (BI). Ce biais d'échantillonnage n'a toutefois pas d'incidence sur les résultats, car les estimations économétriques sont réalisées par secteur.

2.2.2. Les variables

En l'absence d'un indice des prix à la production par secteur, la valeur ajoutée brute a été déflatée par l'indice général des prix. L'emploi total (E) regroupe le personnel d'exécution (L), les cadres et maîtrises locaux et les cadres expatriés (H). L'évaluation du stock de capital à partir de données de bilan est plus délicate. La règle comptable impose généralement aux entreprises d'enregistrer leurs investissements à l'actif pour la valeur d'acquisition du bien. Les équipements sont ensuite amortis en tenant compte de leur durée de vie probable selon un mode linéaire ou dégressif. La valeur brute des immobilisations, plus proche de l'interprétation économique du capital fixe, est donc conservée à l'actif du bilan tant que le bien n'est pas déclassé, alors que la valeur nette comptable décroît (pour chaque génération de capital), compte tenu de la loi de mortalité supposée. Pour évaluer correctement le stock de capital brut pour chaque période, des informations complémentaires (non disponibles dans notre fichier), sont généralement nécessaires telles que l'âge de sortie des équipements et leurs valeurs de remplacement. Par ailleurs, les données bilantielles utilisées ne nous permettaient pas de tenir compte des éventuelles opérations de réévaluation légale des bilans qui ont pu se manifester pour certaines entreprises. Pour toutes ces raisons, nous avons préféré évaluer le stock de capital fixe à partir des investissements nets cumulés. Ce choix présente l'inconvénient d'imposer aux équipements une loi de mortalité plus comptable qu'économique, mais celle-ci assure, en partie au moins, une certaine correction des ruptures sérielles occasionnées par les éventuelles réévaluations réalisées dans la période. Un indice de prix de la formation brute de capital fixe du secteur manufacturier ivoirien prenant pour base 100 l'année 1984 a été retenu comme déflateur de l'évaluation monétaire du stock de capital fixe.

2.3. Estimations des frontières de production et efficiences techniques

On suppose que la technologie de production peut être représentée de manière satisfaisante par une fonction de production de type Cobb-Douglas dans laquelle la valeur ajoutée à prix constant (Q) est expliquée par l'emploi salarié (E), le stock de capital (K) et un terme tendanciel captant l'influence d'un progrès technique neutre. On admet généralement que l'efficacité des firmes peut être soumise à l'action de facteurs exogènes à sa gestion intérieure et qu'il convient de

contrôler ceux ci lors de la spécification de la frontière de production. A ce titre, l'introduction de variables destinées à contrôler l'effet de l'environnement extérieur et spécifique à chaque entreprise n'a pas produit de résultats statistiquement concluants. C'est à cette fin que nous avons testé un indicateur de taille de l'entreprise, en l'occurrence l'importance relative du chiffre d'affaires de chacune d'elles dans son secteur d'appartenance. De la même manière, les tests statistiques ont rejeté la pertinence du taux d'ouverture calculé ici par le pourcentage du chiffre d'affaires exporté, mais aussi les variables descriptives de la structure du capital des entreprises (taux de détention du capital social par l'Etat ou par les expatriés).

Enfin, le test de Hausman (1978) suggère la robustesse économétrique de GLS par rapport à l'estimateur *within* et rejette l'hypothèse d'interdépendance entre l'effet spécifique aléatoire (u_j) et les intrants de la fonction de production (X_{it}).

Les résultats de la procédure d'estimation opérée par le logiciel LIMDEP pour les quatre secteurs sont consignés dans le tableau 3.

Tableau 3 : Estimations par GLS des frontières de production sectorielles

	IAA	BC	BE	BI
Log K	0.184 (2.67)**	0.3 (4.8)**	0.281 (4.6)**	0.286 (3.25)**
Log E	0.495 (4.34)**	0.548 (10.7)**	0.863 (9.6)**	0.433 (5.9)**
T	0.019 (2.78)**	0.002 (0.04)ns	0.012 (2.14)**	0.014 (2.73)**
Cte	- 36.3 (- 2.6)**	1.47 (0.14)ns	- 24.1 (- 2.0)**	1.83 (6.0)**
R²	0.60	0.83	0.74	0.45
Var(u_j)	0.114	0.035	0.019	0.076
Var(e_{it})	0.04	0.03	0.023	0.02
Test de Hausman	6.63	9.4	3.05	4.09
Within vs GLS (Chi-2 à 5 %)	ns	ns	ns	ns

R^2 = coefficient de détermination ; les chiffres entre parenthèses sont les t de student :

(**) significatif au seuil de 1 %

(ns) non significatif

Tableau 4 : Caractéristiques des niveaux d'efficience par secteur

	IAA	BC	BE	BI
Nombre d'établissements	17	20	15	16
Nombre d'observations	153	180	135	144
Moyenne	39.8	58.5	65.2	43.9
Minimum	24.1	38.3	49.2	26.9
Maximum	69.7	80.2	73.7	58.8
Coefficient de Variation de l'efficience	0.08	0.032	0.021	0.062

Les équations restituent de 45 % à 83 % de la variance de la valeur ajoutée. Les élasticités partielles de la production par rapport à l'emploi et au capital sont dans les ordres de grandeur attendus. Les rendements d'échelle, relativement proches de la valeur unitaire se situent entre 0,68 pour la valeur la plus basse (IAA) et 1,1 pour la plus élevée (BE). Les variances de l'erreur composée sont mentionnées dans les dernières lignes du tableau. Le terme de l'efficience technique témoigne d'une dispersion assez forte pour les industries agroalimentaires et les biens intermédiaires ($\text{Var}(u_i)$), ce que traduit également au niveau de ces mêmes secteurs le coefficient de variation et les écarts relatifs entre les efficacités minimales et maximales des firmes (tableau 4).

3. EFFICIENCE TECHNIQUE, INCITANT SALARIAL ET CONTRÔLE HIÉRARCHIQUE

3.1. Fondements méthodologiques

Les résultats économétriques qui précèdent permettent d'évaluer les inefficiences productives pour chaque firme. Leurs facteurs explicatifs sont à rechercher dans les stratégies organisationnelles propres à la gestion de l'entreprise (dimension intra-organisationnelle) mais également dans des facteurs externes à l'entreprise (dimension inter-organisationnelle), c'est-à-dire dans les relations entre l'organisation et son environnement. Nous centrerons l'éclairage dans ce qui suit sur la première dimension. En effet, les résultats obtenus doivent être interprétés à la lumière des fondements microéconomiques, et notamment des travaux relatifs à la nouvelle économie industrielle et à la microéconomie de l'emploi sur les origines et les formes d'inefficiences organisationnelles. Au-delà des analyses pionnières de Leibenstein (1966) à travers le concept d'inefficience-X, et plus généralement de la théorie des organisations (Arrow, 1974; Williamson, 1985), le programme de

recherche développé à partir de la théorie normative de l'agence (Ross, 1973 ; Laffont, 1977 ; Salanié, 1994) et son application dans les modèles de salaire d'efficience (Yellen, 1984 ; Akerlof et Yellen, 1986) offre un cadre méthodologique tout à fait adapté à l'étude des facteurs explicatifs de l'inefficience technique d'ordre intra-organisationnel.

Les modèles de tricherie sont des exemples typiques dans lesquels l'incitant salarial ou la menace de sanction par le licenciement constituent les seuls recours pour éviter les comportements de *rent-seeking* en situation d'aléa-moral. Dans ce cas en effet, l'employeur soupçonne son personnel d'une certaine propension à la paresse, dès lors qu'il ne peut observer avec certitude l'effort fourni par celui-ci. Les contrats de travail ne sont donc pas complets puisqu'ils ne peuvent pas prédéterminer, de manière explicite, le niveau de productivité exigé en échange du salaire. La proposition d'un salaire plus élevé que le niveau de rémunération offert sur le marché externe augmente le coût d'opportunité de la paresse et doit inciter le travailleur à fournir un effort plus élevé. Ce coût est renforcé lorsque le licenciement est utilisé comme menace vis à vis des actifs tentés par un absentéisme réel ou fictif (Shapiro et Stiglitz, 1984). Cette menace est d'autant plus crédible que le chômage est élevé et les possibilités de réinsertion difficiles sur le marché externe. La contrainte incitative de la relation d'agence consiste donc, pour le principal, à rétribuer l'agent sur le résultat observable de son travail et non sur son effort sur lequel il ne dispose d'aucune information. Dans cette situation, la politique salariale de la firme constitue une variable stratégique pouvant affecter l'efficience technique. La critique essentielle qui peut être adressée à ce schéma d'incitation tient à l'hypothèse d'exogénéité de la structure hiérarchique. Le recours à l'encadrement constitue en effet une stratégie alternative de contrôle et de surveillance du personnel d'exécution. Or, en attribuant au principal le double rôle d'autorité et de contrôle vis à vis du personnel d'exécution, on est amené à postuler que la collaboration du principal au contrôle est sans coût, ou qu'il supporte un coût, mais que son effort est vérifiable, et donc considéré comme une variable exogène par l'agent. La capacité du principal à s'engager par la seule contrainte incitative du contrat est donc fortement contestable. En effet, la crédibilité de la menace exercée sur l'agent ne peut être garantie si celui-ci est conscient du fait que le principal ne peut pas, faute d'une technologie de contrôle appropriée ou du caractère non vérifiable de son effort de surveillance, détecter correctement la flânerie. Le problème d'aléa moral de l'agent se double donc d'un problème d'aléa moral du principal-contrôleur. De plus, même dans l'hypothèse où l'effort de contrôle de l'employeur n'est pas mis en cause, l'agent peut également avoir conscience de l'incapacité de celui-ci à exécuter une sanction dont le coût d'opportunité serait au moins aussi élevé que celui de l'agent. Il en sera ainsi chaque fois que le principal ne pourra évaluer qu'imparfaitement le coût de rotation

de la main d'œuvre.

L'absence dans la relation d'agence d'un échelon de décision intermédiaire, spécialisé dans la tâche de surveillance et de supervision, fragilise l'efficacité de l'incitant salarial dans sa capacité à garantir l'efficacité de l'organisation. La relation d'autorité qui prévaut dans le modèle traditionnel de la relation d'agence doit être complétée d'une relation hiérarchique. On se trouve alors en présence de relations d'agence imbriquées, dans lesquelles le principal délègue à un superviseur la fonction de contrôle de l'exécution du travail par l'agent. La délégation se substitue donc à l'engagement, car elle rend crédible des comportements qui ne le seraient pas autrement. Les travaux réalisés dans ce domaine permettent d'aboutir à la détermination endogène de la structure hiérarchique de l'organisation, l'intervention d'un troisième participant (le superviseur) se substituant au seul incitant salarial pour répondre au problème de l'asymétrie informationnelle.

Mirrlees (1976) a ainsi montré que le contrôle de l'effort peut être réalisé en ayant recours à une structure organisationnelle dans laquelle le principal engage le superviseur pour assurer la tâche de surveillance et ce dernier engage l'agent pour fournir l'effort de production. Macho-Stadler, Perez-Castrillo (1992) montrent que lorsque le principal (ou le superviseur dans le modèle de Mirrlees) n'a pas la possibilité de s'engager sur sa stratégie de contrôle ou sur l'honnêteté de celui-ci, une structure hiérarchique principal-superviseur-agent dans laquelle le principal conçoit tous les contrats est dominante sur la relation d'autorité simple principal-agent. Les travaux menés par Aoki (1988 et 1990) sur le management japonais soulignent que la hiérarchisation des grades permet de parer à l'aléa moral et à la sélection contraire en incitant les salariés à satisfaire aux critères de promotion interne et à éviter l'exclusion du groupe. Une compétition s'instaure entre les employés tout au long de leur carrière pour leur montée en grade à partir de signaux tels que les années de services et le mérite, c'est-à-dire la capacité de l'agent à résoudre les problèmes de production et à coopérer. Le département du personnel se voit ainsi déléguer une pleine autorité dans les tâches de recrutement, de supervision, de gestion des grades et des carrières.

On remarque alors que l'établissement d'une structure hiérarchique visant à corriger les situations d'asymétrie informationnelle dans l'entreprise peut se substituer à l'établissement d'une contrainte salariale incitative telle que celle retenue dans les modèles de salaire d'efficacité.

L'existence d'un *trade-off* entre le salaire et le contrôle est plus explicite dans le modèle d'agence proposé par Eaton et White (1983). En retenant une fonction de coût de surveillance dans laquelle le salaire et la fréquence de contrôle sont les

deux variables de décision de la firme, ces auteurs montrent qu'une politique de salaire élevé peut se substituer à un contrôle coûteux du personnel d'exécution. Les résultats des estimations économétriques issus des travaux de Léonard (1987), Azam et Lesueur (1993 et 1995), Azam, Chambas, Lesueur et Plane (1994), Osterman (1994) ne réfutent pas l'hypothèse d'un arbitrage entre le salaire efficient et le contrôle hiérarchique.

Cette hypothèse sera donc retenue pour expliquer la dispersion des degrés d'efficience technique obtenus à l'issue de l'estimation des frontières de production pour chaque secteur d'activité. Une telle orientation nourrit un double enjeu :

- D'une part elle aborde une voie de recherche relativement peu explorée dans la littérature relative à l'estimation économétrique des frontières de production. En effet, celle-ci semble avoir privilégié le problème de la mesure plus que des déterminants endogènes de l'efficience technique. On s'attache généralement dans les tests économétriques à identifier puis à neutraliser lors de l'évaluation de l'efficience technique, les facteurs externes à l'entreprise susceptibles d'affecter (favorablement ou défavorablement) son classement dans la hiérarchie. Les méthodes d'estimation usuelles dans ce domaine sont soit directes, par intégration des facteurs exogènes dès l'estimation de la frontière de production (Schmidt et Sickles, 1984 ; Deprins et Simar, 1989 ; Barla et Perelman, 1989), soit indirectes, les indicateurs d'efficience techniques étant, dans une deuxième étape, régressés sur un ensemble de variables exogènes (Lesueur et Plane, 1995b).

- D'autre part, l'étude des déterminants endogènes à la gestion des ressources humaines débouche sur un autre test de réfutation de la théorie du salaire d'efficience. En effet, pour l'essentiel appliqué au cadre des pays industrialisés, les travaux économétriques réalisés jusqu'à présent se sont attachés à établir puis à évaluer la dispersion des liaisons salaire-productivité enregistrées sur le marché du travail. Ils procèdent pour les uns à des tests directs visant à mesurer l'élasticité de l'effort au salaire (Nickell et Wadhvani, 1987 ; Wadhvani et Wall, 1988 ; Blanchard et Sevestre, 1991 ; Lesueur, 1992 ; Azam et Lesueur, 1993 ; Blanchard, Cayatte et Sevestre, 1994) et pour d'autres, à des tests indirects cherchant à déceler l'existence d'écarts de salaire persistant entre des individus rendus équivalents du point de vue de leur dotation en capital humain (Krueger et Summers, 1988 ; Plassard et Tahar, 1990 ; Moll, 1993). Le cadre des PVD, pourtant initialement privilégié par le modèle précurseur de la théorie du salaire d'efficience (Leibenstein, 1957), n'a cependant donné lieu à ce jour qu'à quelques tentatives limitées de tests économétriques. A partir de données individuelles d'entreprises ou de recensement de population, les travaux effectués dans la littérature ont porté sur le secteur rural indien (Deolalikar, 1988) et les secteurs manufacturiers de Côte

d'Ivoire (Chambas et Lesueur, 1992 ; Azam, Chambas, Lesueur et Plane, 1994 ; Azam et Lesueur, 1995) et d'Afrique du sud (Moll, 1993).

3.2. Les résultats économétriques

L'efficience technique dépend d'une fonction d'effort (e) de type Cobb-Douglas faisant apparaître la substituabilité de l'incitant salarial (w) et du contrôle hiérarchique (H/L), et d'autres facteurs exogènes dont l'effet s'identifie ici à une constante A . Le contrôle hiérarchique est mesuré en rapportant l'effectif des cadres et maîtrises (H) au personnel d'exécution (L).

$$(3) \quad \text{Log EFI}_{i,t} = \text{Log } e_{i,t} + \text{Log } A$$

où A est une constante,

$$(4) \quad \text{Log } e_{i,t} = a. \text{Log } w_{i,t} + b. \text{Log} \left[\frac{H}{L} \right]_{i,t}$$

Soit d'après (3) et (4) :

$$(5) \quad \text{Log EFI}_{i,t} = a. \text{Log } w_{i,t} + b. \text{Log} \left[\frac{H}{L} \right]_{i,t} + \text{Log } A$$

Tableau 5 : Efficience technique et arbitrage "salaire-contrôle hiérarchique"

	IAA	BC	BE	BI
Log w_{it}	1.11 (7.5)**	0.34 (3.5)**	0.42 (4.5)**	0.53 (4.8)**
Log(H/L)$_{it}$	0.03 (0.8)ns	0.035 (1.7)+	0.098 (4.2)**	0.10 (4.4)**
cte	- 1.12 (- 12.4)**	- 0.66 (- 12.6)**	- 0.81 (- 11.6)**	- 1.22 (- 18.1)**
Log de Vraisemblance	- 10.74	20.52	84.01	44.54

Les valeurs entre parenthèses sont les t de student : (**) = significatif au seuil de 1 % ; (*) = significatif au seuil de 5 % ; (+) = significatif au seuil de 10 % ; n.s = non significatif.

L'incitant salarial ($w_{i,t}$) est mesuré par un indice de salaire réel rapportant le salaire moyen à l'indice des prix à la consommation des ménages africains. Afin de neutraliser l'effet de structure attendu de l'encadrement sur le niveau de rémunération nous avons, dans un premier temps, régressé le logarithme du salaire réel sur le rapport hiérarchique ($H / L+H$), puis réintroduit le résidu de cette estimation pour procéder à l'estimation économétrique de l'équation (3). Le logarithme de l'efficacité technique étant censuré à droite en zéro, le recours à une procédure de test TOBIT a été retenu pour effectuer la régression (5). Les résultats obtenus sont consignés dans le tableau 5 :

Les résultats économétriques montrent que les arguments de la fonction d'effort ont exercé un effet particulièrement significatif sur l'efficacité technique dans les entreprises du secteur des biens d'équipement et dans le secteur des biens intermédiaires. Pour les activités de l'agroalimentaire et des biens de consommation en revanche, seul le salaire a un effet statistiquement significatif sur l'efficacité technique. L'influence et l'intensité de la relation d'efficacité pratiquée par chaque entreprise ont semblé-t-il être conditionnées par le degré de contestabilité auquel elles ont été confrontées sur le marché des produits (Baumol et Lee, 1991 ; Lesueur et Plane, 1995a). En effet, le mouvement de déprotection qui a accompagné la mise en place des programmes de réformes structurels dans les années quatre-vingt, a pu stimuler les stratégies de gestion des ressources humaines axées sur la réduction des phénomènes d'inefficacité-X. De plus, pour un pays de la zone franc tel que la Côte d'Ivoire, la recherche d'une minimisation du coût de l'unité efficace en travail s'est imposée avec d'autant plus d'intensité pour le secteur industriel que l'environnement macroéconomique ne permettait pas d'ajustement de la parité de la monnaie propre à favoriser le développement des exportations. Ainsi, face à une dégradation sensible du salaire réel dans le secteur public et parapublic (Lesueur et Plane, 1994a et 1994b), une certaine "viscosité" du salaire a caractérisé le marché du travail du secteur moderne privé (Levy et Newman, 1989 ; Lindauer, 1989 ; Van der Gaag, Stelcner et Vijverberg, 1989). Toutefois la libéralisation commerciale n'a été que progressive. Sous l'action de groupes de pression, elle a même été enrayée à partir de 1987 dans certains secteurs tels que l'agroalimentaire et les biens de consommation. Plus exposés à la concurrence internationale, les activités des biens d'équipement et des biens intermédiaires ont dû adopter une stratégie de gestion des ressources humaines plus axée sur la recherche de gains de productivité source de compétitivité (Lesueur et Plane, 1995a).

4. CONCLUSION

L'estimation économétrique d'une frontière de production stochastique sur

des données d'entreprises du secteur manufacturier ivoirien a permis de mesurer pour chaque secteur d'activité la dispersion des degrés d'efficacité technique. La littérature dans ce domaine s'attache généralement à neutraliser l'influence de certains facteurs exogènes, soit lors de l'estimation de la frontière de production, soit indirectement après avoir évalué la série des degrés d'efficacité technique. Nous avons en revanche focalisé notre attention dans cette étude sur le rôle exercé par la stratégie de gestion des ressources humaines en tant que support de motivation du personnel. Les fondements méthodologiques retenus à ce niveau relèvent des prolongements de la théorie normative de l'agence dans le cadre du modèle d'aléa moral de la théorie du salaire d'efficacité. Un amendement au modèle standard de salaire d'efficacité est proposé à ce niveau en retenant l'hypothèse d'une fonction d'effort dans laquelle l'incitant salarial et le contrôle hiérarchique sont substituables pour neutraliser le comportement de collecte de rente du personnel d'exécution. On montre que ces deux arguments exercent un effet statistiquement significatif sur l'efficacité technique des secteurs des biens d'équipement et des biens intermédiaires, secteurs dont le degré de contestabilité a pu stimuler une stratégie de gestion de main d'œuvre propice à la recherche de gains de productivité. En revanche, le contrôle hiérarchique n'exerce aucun effet statistiquement significatif au seuil de 5 % dans les secteurs relativement abrités de la concurrence tels que les industries agro-alimentaires et les biens de consommation.

BIBLIOGRAPHIE

- AKERLOF G. A. et YELLEN J., 1986, *"Efficiency Wages Models of the Labor Market"*, Cambridge University Press, Cambridge.
- AOKI M., 1988, *"Information, Incentives, and Bargaining in the Japanese Economy"*, Cambridge University Press, Cambridge.
- AOKI M., 1990, "Toward an Economic Model of the Japanese Firm ", *Journal of Economic Literature*, Vol. 28, Mars.
- ARROW K.J., 1974, *"Les Limites de l'Organisation"*, PUF, Paris.
- AZAM J.P. et LESUEUR J.Y., 1993, "Arbitrage salaire-encadrement dans le contrat de travail : le cas des secteurs industriels français", Communication aux journées de l'AFSE, *Économie des Ressources Humaines*, Dijon 27 et 28 Mai, *Études et Documents CERDI*, n° E.93.05.

- AZAM J.P., CHAMBAS G., LESUEUR J.Y. et PLANE P., 1994, "Incitant salarial vs contrôle hiérarchique dans le contrat de travail : estimation économétrique d'un modèle de salaire d'efficience sur données d'entreprises ivoiriennes", *Communication aux 11èmes journées de microéconomie appliquée*, GREQAM, Marseille, 2 et 3 Juin.
- AZAM J.P. et LESUEUR J.Y., 1995, "Efficiency Wage and Supervision in the Ivorian Manufacturing Sector", *Document de Travail CERDI*, Mars.
- BARLA P. et PERELMAN S., 1989, "Technical Efficiency in Airlines under Regulated and Deregulated Environments", *Annales de l'Économie Publique Sociale et Coopérative*, Vol. 60, n° 1.
- BAUER P. W., 1990, "Recent Developments in the Econometric Estimation of Frontiers", *Journal of Econometrics*, Vol 46, n° 1-2, Octobre-Novembre.
- BAUMOL W. et LEE K. S., 1991, "Contestable Markets, Trade and Development", *The World Bank Research Observer*, Washington, Janvier.
- BLANCHARD P. et SEVESTRE P., 1991, "La Théorie du Salaire d'Efficienc : un test empirique sur données d'entreprises", *Communication aux 8èmes journées de microéconomie appliquée*, Université de Caen, 30 et 31 Mai.
- BLANCHARD P., CAYATTE J.L. et SEVESTRE P., 1994, "L' Hétérogénéité de la Relation d'efficience : une analyse sur données d'entreprises", Communication au XLII colloque international de l'Association d'Économétrie Appliquée, *Modélisation et économétrie des salaires*, Aix en Provence, 28 et 29 Avril.
- BOS, 1988, "*Privatization, Theoretical Treatment*", Oxford University Press.
- CALVO G.A. et WELLISZ S., 1978, "Supervision, Loss of Control, and the Optimum Size of the Firm", *Journal of Political Economy*, Vol. 86, n° 5, Octobre.
- CHAMBAS G. et LESUEUR J.Y., 1992, "Relations d'efficience salaire-productivité dans l'industrie ivoirienne : un test économétrique sur des données d'entreprises", *Communication aux journées de l'AFSE*, Clermont-Ferrand, Mai, *Études et Documents CERDI*, E92.03.

- CORNWELL C., SCHMIDT P. et SICKLES R. C., 1990, "Production Frontiers with Cross-Sectional and Time-Series Variation in Efficiency Levels", *Journal of Econometrics*, Vol. 46, n° 1-2, Octobre, Novembre.
- DEOLALIKAR A. B., 1988, "Nutrition and Labor Productivity in Agriculture: Estimates for Rural South India", *Review of Economics and Statistics*, Août.
- DEPRINS D. et PERELMAN S., 1989, "Estimating Technical Inefficiencies with Correction for Environment Conditions with an Application to Railway Companies", *Annales de l'Économie Publique Sociale et Coopérative*, Vol. 60, n° 1.
- EATON C. et WHITE W.D., 1983, "The Economy of High Wages: an Agency Problem", *Economica*, Vol 50.
- FARRELL M.J., 1957, "The Measurement of Productive Efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society*, Séries A, 120.
- HAUSMAN J.A., 1978, "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, Vol. 46.
- HAUSMAN J.A. et TAYLOR W., 1981, "Panel Data and Unobservable Individual Effects", *Econometrica*, Vol. 49.
- KRUEGER A.B. et SUMMERS L.H., 1988, "Efficiency Wages and the Wage Structure", *Econometrica*, Mars.
- LAFFONT J.J., 1977, "Le risque moral dans la relation de mandat", *Revue Économique*, Janvier.
- LEIBENSTEIN H., 1957, "*Economic Backwardness and Economic Growth*", John Wiley, New-York.
- LEIBENSTEIN H., 1966, "Allocative Efficiency vs X-Efficiency", *American Economic Review*, Vol. 58, Juin.
- LEONARD J.S., 1987, "Carrots and Sticks: Pay, Supervision and Turnover", *Journal of Labor Economics*, Vol. 5, n° 4, Part. 2, Octobre.

- LESUEUR J.Y., 1992, "Relations d'efficience, structures de marché et ajustement de l'Emploi : une étude appliquée au cas des secteurs industriels français ", *Revue d' Économie Industrielle*, n° 61, 3ème Trimestre.
- LESUEUR J.Y. et PLANE P., 1994a, "*Les services publics africains à l'épreuve de l'assainissement : une évaluation économique et sociale*", Ed. l'Harmattan, Paris.
- LESUEUR J.Y. et PLANE P., 1994b, "Human Resource Management and the Restructuring of Public Utilities: Water and Electricity in Africa", *International Labour Review*, Vol. 133, n° 3.
- LESUEUR J.Y. et PLANE P., 1995a, "Structures industrielles et stratégies salaire-emploi en Côte d'Ivoire : une estimation économétrique sur données d'entreprises", *Actualité Économique*, Revue d'Analyse Économique, Septembre.
- LESUEUR J.Y. et PLANE P., 1995b, "Frontière de production et mesure de l'efficacité technique : le cas de l'électricité en Afrique sub-saharienne", *Annales d'Économie Publique Sociale et Coopérative*, CIRIEC, De Boeck ed., Septembre.
- LEVY V. et NEWMAN J. L., 1989, "Wage Rigidity: Micro and Macro Evidence on Labor Market Adjustment in the Modern Sector", *World Bank Economic Review*, Vol. 3, n° 1.
- LINDAUER D. L., 1989, "Government Pay and Employment Policy: A Parallel Market in Labor", Chap. 6 in *Markets in Developing Countries*, M. ROEMER and C. JONES (eds.), San Francisco.
- MACHO-STADLER I. et PEREZ-CASTRILLO J.D., 1992, "Le Rôle de la délégation dans une relation d'agence", *Économie et Prévision*, n° 102-103 1/2.
- MIRRELES J.A., 1976, "The Optimal Structure of Incentives and Authority within an Organization", *Bell Journal of Economics*, Vol. 7, Été.
- MOLL P. G., 1993, "Industry Wage Differentials and Efficiency Wages: a Dissenting View with South African Evidence", *Journal of Development Economics*, Vol. 41.

- MUNDLAK Y., 1978, "On the Pooling of Time Series and Cross-Section Data", *Econometrica*, Vol. 46.
- NICKELL S. et WADHWANI S., 1987, "Financial Factors, Efficiency Wages and Employment: Investigations Using U.K. Micro Data", L.S.E., Center for Labour Economics, *Discussion Paper*, n° 295, Novembre.
- OSTERMAN P., 1994, "Supervision, Discretion, and Work Organization", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, Mai.
- PLASSARD J.M. et TAHAR G., 1990, "Théorie du salaire d'efficience et disparités non compensatrices : évaluation à partir de l'enquête F.Q.P.", *Économie et Prévision*, n° 92-93.
- REES R., 1987, "The Theory of Principal and Agent: Part I and II", in *Surveys in the Economics of Uncertainty*, HEY J.D. et LAMBERT P.J. (eds.), Basil Blackwell.
- ROSS S., 1973, "The Economic Theory of Agency: The Principal's Problem", *American Economic Review*, Mai.
- SALANIE B., 1994, "Théorie des contrats", *Economica*, Coll. ESA, Paris.
- SCHMIDT P. et SICKLES R.C., 1984, "Production Frontiers and Panel Data", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 2, n° 4, Octobre.
- SEIFORD L.M. et THRALL R.M., 1990, "Recent Developments in DEA", in Lewin, A.Y. et C.A.K. Lovell (eds.), *Frontier Analysis: Parametric and Nonparametric Approaches*, *Journal of Econometrics*, Vol. 46.
- SHAPIRO C. et STIGLITZ J. E., 1984, "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device", *American Economic Review*, n° 3.
- STIGLITZ J.E., 1982, "Alternative Theories of Wage Determination and Unemployment, The Efficiency Wage Model", in Gersovitz et alii (ed.), *The Theory and Experience of Economic Development*, London.
- STIGLITZ J. E., 1990, "Perspectives on Economic Development Markets, Market Failure and Development", *American Economic Review*, Mai, Vol. 79, n° 2.

VAN DER GAAG J., STELCNER M. et VIJVERBERG W., 1989, "Wage Differentials and Moonlighting by Civil Servants: Evidence from Côte d'Ivoire and Peru", *World Bank Economic Review*, Vol. 3, n° 1.

WADHWANI S. et WALL M., 1988, "A Direct Test of the Efficiency Wage Model Using UK Micro-Data", Center for Labour Economics, L.S.E., *Discussion Paper*, n° 313, Juin,

WILLIAMSON O. E., 1975, "*Markets and Hierarchies*", Free Press, New-York.

WILLIAMSON O. E., 1985, "*The Economic Institutions of Capitalism*", Free Press, New-York.

YELLEN J., 1984, "Efficiency Wage Models of Unemployment", *American Economic Review*, Vol. 74, n° 2, Mai.

Abstract

The aim of this paper is to establish a link between the technical efficiency of Ivory Coast manufacturing firms and their human resource management. The paper adopts a two-stage approach. Firstly, a stochastic frontier production function is estimated from unbalanced panel data. An index of productive efficiency is then obtained for each firm. In a second stage, using microeconomic foundations about efficiency wage theory, the effects of wage and supervision on productive efficiency are estimated. It is found that the incidence of these managerial incentives is sensitive to the contestability of the markets.

Resumen

El objetivo de este artículo es relacionar la eficiencia productiva de empresas del sector manufacturero de la Costa de Marfil con su estrategia de gestión de los recursos humanos. Una medida de la eficiencia técnica se obtiene con la estimación econométrica de una frontera de producción estocástica a partir de la estratificación de un panel no cilindrado de empresas observadas de 1983 hasta 1991. En un segundo plan nos interesaremos a los efectos de los incitantes del management en la eficiencia técnica. Refiriéndonos a los estudios relativos a la teoría del salario de eficiencia, demostramos que los incitantes del management

tal como el salario y el control jerárjico han producido un efecto variable según el grado de contestación al cual han tenido que enfrentarse las empresas.