

Structures industrielles et stratégies salaire-emploi en Côte d'Ivoire

Une estimation économétrique sur données d'entreprises

Industrial Structures and Wage-Employment Strategies in Côte-d'Ivoire

An Econometric Estimation on Panel Data

Jean-Yves Lesueur and Patrick Plane

Volume 71, Number 3, septembre 1995

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/602179ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/602179ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Lesueur, J.-Y. & Plane, P. (1995). Structures industrielles et stratégies salaire-emploi en Côte d'Ivoire : une estimation économétrique sur données d'entreprises. *L'Actualité économique*, 71(3), 291–307.
<https://doi.org/10.7202/602179ar>

Article abstract

Contemporaneous models of labor economics have brought the basic microeconomic elements to observe a segmented labor market. The objective of minimising the cost of efficient labor unit is at the root of both the efficiency wage and "insiders-outsiders" models. In this paper we are interested in determining the impact of the industrial structure (contestability of the market...) on wage bill management in Ivorian enterprises.

A dynamic adjustment model of employment is elaborated and estimated. The speed of adjustment of the actual to the desired level of employment is supposed to be a function of real wages and job structure. A typology of sectoral activities is highlighted. Sectoral relationship between wages and the employment strategy proves to be correlated with the degree of competition characterizing each of the five sectors considered over the 1983-1989 period.

STRUCTURES INDUSTRIELLES ET STRATÉGIES SALAIRE-EMPLOI EN CÔTE D'IVOIRE : UNE ESTIMATION ÉCONOMÉTRIQUE SUR DONNÉES D'ENTREPRISES*

Jean-Yves LESUEUR
Université d'Auvergne, CERDI
Patrick PLANE
CNRS, CERDI

RÉSUMÉ — Les modèles contemporains de l'économie du travail ont apporté des fondements microéconomiques à l'observation d'un marché du travail segmenté. La recherche d'une minimisation du coût de l'unité efficace de travail est ainsi à la base de la théorie du salaire d'efficacité et des modèles «*insiders-outsiders*».

L'objet de cet article est de soumettre à un test économétrique l'influence attendue des structures industrielles dans lesquelles évoluent les entreprises ivoiriennes (degré de contestabilité du marché) sur leurs stratégies de gestion de la masse salariale. On propose l'estimation économétrique d'un modèle d'ajustement dynamique de l'emploi dans lequel la vitesse d'ajustement des effectifs dépend du salaire réel et de la structure des effectifs. On met en évidence une typologie sectorielle des politiques salaire-emploi conforme au degré de concurrence qui caractérise chacun des cinq secteurs considérés sur la période 1983-1989.

ABSTRACT — *Industrial Structures and Wage-Employment Strategies in Côte-d'Ivoire: an Econometric Estimation on Panel Data.* Contemporaneous models of labor economics have brought the basic microeconomic elements to observe a segmented labor market. The objective of minimising the cost of efficient labor unit is at the root of both the efficiency wage and «*insiders-outsiders*» models. In this paper we are interested in determining the impact of the industrial structure (contestability of the market ...) on wage bill management in Ivoirian enterprises.

* Les auteurs tiennent à remercier Jean-Paul Azam, Jean-Michel Marchat de l'Université d'Auvergne dont les commentaires ont permis d'amender la version initiale de cet article. Celle-ci a également bénéficié des remarques et propositions constructives des arbitres anonymes de la revue. Cet article a été présenté dans une version préliminaire aux troisièmes journées du SESAME organisées par le GREQE, Arles, septembre 1993.

A dynamic adjustment model of employment is elaborated and estimated. The speed of adjustment of the actual to the desired level of employment is supposed to be a function of real wages and job structure. A typology of sectoral activities is highlighted. Sectoral relationship between wages and the employment strategy proves to be correlated with the degree of competition characterizing each of the five sectors considered over the 1983 - 1989 period.

INTRODUCTION

La Côte d'Ivoire est une petite économie à revenu intermédiaire dont la réputation s'est faite, après l'indépendance, à travers l'efficacité de sa politique de développement des produits agricoles d'exportation. L'envolée des cours mondiaux du café et du cacao (1973-1978) ainsi que l'élargissement des possibilités d'endettement extérieur ont favorisé, dans les années soixante-dix, la constitution d'un secteur industriel, aujourd'hui l'un des plus denses en Afrique subsaharienne (17 % du PIB en 1989). Cet effort de diversification du système productif a été réalisé sur la base d'une politique de substitution à l'importation avec application du principe de protection des activités naissantes (*infant industry*). Comme dans la majorité des pays ayant mené une expérience comparable, cette stratégie commerciale a échoué. Le mouvement de protection a induit des distorsions dans le système de prix intérieurs, donc dans le mécanisme des incitations et de l'allocation des ressources. Schématiquement, on peut dire que le secteur des biens d'équipement a été exposé à la concurrence internationale, aux fins notamment de ne pas pénaliser la croissance des activités en aval. Au contraire, le niveau de protection a été particulièrement élevé dans les branches les plus proches du stade de la consommation finale¹. Aux inefficacités d'allocation, la protection a ajouté des inefficacités techniques. Les entreprises abritées n'ont développé qu'une faible propension à l'innovation et à la maîtrise des coûts, soit des conditions propices à l'émergence d'inefficience-X (Leibenstein, 1966 et 1989).

En 1983, sous la pression conjointe du FMI et de la Banque mondiale, le gouvernement ivoirien esquisse un ambitieux programme de réformes structurel qui répond à un objectif de libéralisation commerciale. Dans la pure tradition du courant libre-échangiste, il s'agira d'éliminer les restrictions quantitatives, de procéder à une harmonisation à la baisse du taux de protection effective et d'instaurer une subvention à l'exportation propre à assurer une symétrie de traitement entre l'ensemble des biens internationalement échangeables. Ce programme va se heurter à de telles difficultés qu'en 1987, le gouvernement décide d'en suspendre l'exécution.

1. Une étude du ministère de l'industrie et du plan de Côte d'Ivoire portant sur un échantillon de 68 entreprises du tissu industriel pour l'année 1989 montre qu'en moyenne, les taux de protection effective sont de l'ordre de 71 % pour l'agro-alimentaire, 79 % pour les biens de consommation, 72 % pour les biens intermédiaires contre 53 % pour les biens d'équipement. Ce schéma de protection tarifaire a toutefois été renforcé dans la période par des restrictions quantitatives touchant plus particulièrement les secteurs situés plus en aval dans le processus de production (agro-alimentaire, biens de consommation notamment).

La responsabilité de cet échec se partage entre plusieurs facteurs. Le subventionnement public des exportations s'est d'abord avéré impossible en raison des tensions budgétaires durables. Mais surtout, de vives résistances se sont manifestées envers la libéralisation commerciale et donc le renforcement de la contestabilité des marchés locaux (Baumol et Lee, 1991). Dans ce contexte, une contraction et une redistribution des rentes entre gestionnaires, actionnaires et salariés doit être attendue. Ainsi transparaît une influence de la politique commerciale sur la gestion de la masse salariale. La dichotomie analytique en termes de biens entre secteur abrité et secteur exposé à la concurrence crée les conditions permissives d'une dichotomie en termes de statuts de l'emploi. Entre les biens et les facteurs, il y a donc une interface que les fondements microéconomiques contemporains de la segmentation du marché du travail permettent d'éclairer.

Le secteur abrité est caractérisé par une certaine rigidité dans les conditions d'ajustement de l'emploi effectif à l'emploi techniquement efficace. La main-d'œuvre est en quelque sorte quasi fixe (Oi, 1962), et souvent dominée par des comportements de types «*insiders*» (Lindbeck et Snower, 1989). La stratégie syndicale privilégie la protection de l'emploi et des salaires en agissant directement (fixation d'un salaire limite) ou indirectement (harcèlement) sur les coûts de rotation de main-d'œuvre supportés par la firme en cas d'embauche et/ou de licenciement.

Soumis aux règles du marché, le secteur exposé est en revanche plus sensible à la recherche de la flexibilité des salaires et de l'emploi. La minimisation du coût de l'unité efficace en travail pourra éventuellement passer par l'établissement d'une politique de salaire d'efficience différenciée selon les caractéristiques des postes (degré de spécificité du capital humain) comme des contraintes de production (Akerlof et Yellen, 1986 ; Yellen, 1984 ; Weiss, 1990). La hiérarchie des salaires sur le marché du travail peut ainsi refléter le degré de fidélisation de la relation de travail. Face aux exigences de compétitivité, flexibilité fonctionnelle (ajustement de la qualité de la main-d'œuvre aux modifications de la demande des consommateurs) et flexibilité numérique (ajustement quantitatif de la main-d'œuvre face aux aléas de la conjoncture) pourront être respectées par le recours à une segmentation des emplois adaptée aux contraintes rencontrées sur le marché des produits (Magnac, 1991). Sous l'éclairage de cette typologie, rien d'étonnant à ce que la politique de déprotection ait rencontré des obstacles rédhibitoires. À court terme, la remise en cause des statuts est en effet porteuse d'un coût social, même si les consommateurs ivoiriens ont collectivement à gagner au changement.

On va suggérer dans cet article que le maintien d'une politique commerciale distorsive a tenu aux difficultés de s'attaquer aux rentes. Pour ce faire, l'étude utilise comme soubassement théorique un modèle non linéaire d'emploi de court terme que l'on teste au niveau de cinq secteurs d'activité. Quatre d'entre eux sont manufacturiers et diversement exposés à la concurrence. Le cinquième

regroupe les commerces et les services, c'est-à-dire des produits pour lesquels la protection est quasi naturelle ; ce secteur constitue une norme de référence vis-à-vis des degrés de protection respectifs des quatre autres. La première section donne une description rapide du modèle testé. La section 2 présente les caractéristiques des échantillons étudiés. La section 3 commente les estimations obtenues par secteur en mettant en parallèle les stratégies salaire-emploi. La section 4 revient en conclusion sur les principaux résultats.

1. SPÉCIFICATION DE LA FONCTION D'EMPLOI DE COURT TERME

Le modèle théorique retenu pour identifier la relation entre la politique de gestion de main-d'œuvre et l'évolution du salaire réel s'inscrit dans le cadre des travaux relatifs à l'estimation des fonctions d'emploi de court terme (Cohen-Skalli et Laskar, 1980 ; Smyth, 1984 ; Cette, 1986 ; Dormont et Sevestre, 1986). Au-delà des hypothèses spécifiques qui conditionnent la détermination de l'emploi désiré, la difficulté majeure rencontrée dans ce type de spécification réside dans la modélisation du processus d'ajustement dynamique entre l'emploi effectif et l'emploi désiré. En nous inspirant de la littérature développée dans ce domaine, on privilégie un modèle intégré de demande de travail tiré des conditions de minimisation d'une fonction de coût d'ajustement dynamique de l'emploi (Smyth, 1984 ; Artus et Muet, 1986). L'intérêt d'une telle présentation tient à la possibilité d'établir une relation de dépendance fonctionnelle entre la flexibilité du travail (mesurée par le degré d'inertie de l'emploi) et la politique salariale. Une telle spécification est de plus conforme à une typologie des politiques « salaire-emploi » basée sur la recherche d'une minimisation des coûts de rotation de main-d'œuvre.

Par opposition au modèle standard d'équation d'ajustement de l'emploi tiré d'une distribution géométrique des retards, la vitesse d'ajustement de l'emploi effectif à l'emploi désiré n'est donc plus constante. De plus, la faiblesse des restrictions théoriques imposées par le modèle nous a permis de tenir compte de l'effet de structure de qualification dû à l'ivoirisation du personnel d'encadrement. *A priori*, il est difficile de prédéterminer le sens de la relation entre la qualification de la main-d'œuvre et la flexibilité de l'emploi. En effet, outre son influence directe sur le coût salarial, la hausse du taux d'encadrement renforce la mission de surveillance et de contrôle hiérarchique. Elle exerce par là même un effet positif sur la vitesse d'ajustement de la main-d'œuvre en neutralisant les phénomènes d'inefficience-X observables au niveau du personnel d'exécution. Toutefois, une augmentation de l'inertie de l'emploi peut également se manifester dans cette situation. En effet, comme nous l'avons souligné plus haut, la constitution d'une main-d'œuvre « quasi fixe » (Oi, 1962) dotée d'un niveau élevé de formation spécifique peut rigidifier les conditions d'ajustement de l'emploi sur le marché primaire. Ici encore un modèle de demande de travail à vitesse d'ajustement variable nous a paru mieux à même de capter la résultante de ces deux effets.

Ainsi, au-delà du coût statique minimal de détention de la main-d'œuvre à son niveau désiré, une fonction de coût d'ajustement doit être explicitée lorsque l'emploi effectif est différent de l'emploi optimal. Les deux catégories de coûts qui la compose sont spécifiées sous forme quadratique afin de respecter les conditions d'optimisation du profit.

— Le coût de désajustement traduit, soit la détention du travail oisif en présence de sureffectif, soit le recours aux heures supplémentaires et/ou à une augmentation de l'intensité du travail lorsque l'emploi effectif (L) est inférieur à l'emploi optimal (L^*). En exprimant les variables en logarithme, on peut écrire :

$$C_1 = a(\text{Log}L^* - \text{Log}L)^2 \text{ avec } a \geq 0 \quad (1)$$

— Le coût d'ajustement dynamique proprement dit fait référence aux coûts engendrés par toute variation de la taille de l'effectif lors des phases de recrutement ou de licenciement. Il s'exprime sous la forme suivante :

$$C_2 = b(\text{Log}L - \text{Log}L_{-1})^2 \text{ avec } b = b_0 + \sum_i b_i X_i \quad (2)$$

où X_i représente les variables qui influencent le coût marginal d'ajustement dynamique de l'emploi. Elles feront référence dans notre modèle au taux d'encadrement et au salaire réel.

Les fonctions de coûts C_1 et C_2 étant exprimées sous forme quadratique, la condition de minimisation du premier ordre du coût total ($C_1 + C_2$) est suffisante pour déterminer le volume d'emploi optimal (ici exprimé en logarithme). Après résolution on obtient :

$$\text{Log}L = \frac{a}{a+b} \text{Log}L^* + \frac{b}{a+b} \text{Log}L_{-1} \quad (3)$$

Soit encore d'après (2) et (3) :

$$\text{Log} \frac{L}{L_{-1}} = \left[1/1 + \frac{b_0}{a} + \sum_i \frac{b_i}{a} X_i \right] \text{Log} \frac{L^*}{L_{-1}} \quad (4)$$

$$\text{avec } \lambda = \left[1/1 + \frac{b_0}{a} + \sum_i \frac{b_i}{a} X_i \right]$$

défini comme la vitesse d'ajustement de l'emploi à la norme théorique reliée de manière non linéaire aux variables exogènes X_i .

Sous une formulation standard de la demande de travail, l'emploi désiré ne dépend que de la contrainte de débouchés et du progrès technique. Lorsque la

fonction de production est de type CES, l'élasticité de l'emploi désiré à la valeur ajoutée permet d'évaluer la nature des rendements d'échelle (Ireland et Smyth, 1970; Artus et Muet, 1986; Dormont, 1994). Elle est unitaire lorsque les rendements d'échelle sont constants, respectivement inférieure ou supérieure à l'unité selon qu'ils sont croissants ou décroissants, soit :

$$\text{Log}L^* = \frac{1}{\nu} \text{Log}Q - \frac{\gamma}{\nu} T + \delta \quad (5)$$

où Q est la valeur ajoutée, T une variable de tendance, ν est le facteur d'échelle, et γ est le taux de progrès technique.

Les conditions (4) et (5) conduisent à la forme réduite du modèle testé, soit après regroupement des paramètres :

$$\text{Log} \frac{L}{L_{-1}} = \left[\frac{1}{A} + \sum_i B_i X_i \right] \left[\frac{1}{\nu} \text{Log}Q - \frac{\gamma}{\nu} T + \delta - \text{Log}L_{-1} \right] \quad (6)$$

2 PRÉSENTATION DU PANEL ET ANALYSE DES DONNÉES SECTORIELLES

2.1 *Caractéristiques des échantillons sectoriels*

Les échantillons sectoriels ont été construits à partir de la stratification d'un panel non cylindré de quatre-vingts entreprises ivoiriennes. Les données exploitées sont issues de la banque des données financières de Côte d'Ivoire et portent sur la période 1983-1989. Dans la section introductive, on a indiqué qu'en 1987, la politique de libéralisation du commerce extérieur s'était soldée par un échec. Au-delà d'une procédure d'estimation économétrique qui gagne en fiabilité avec le nombre de degrés de liberté, ce que veut suggérer l'extension du champ d'analyse jusqu'en 1989, c'est l'inertie des comportements sectoriels en matière de gestion des ressources humaines. La typologie des politiques d'ajustement, selon le degré d'exposition à la concurrence internationale, serait donc maintenue. Cela constitue une hypothèse dont la réfutabilité peut être étudiée sur la base d'un test de stabilité temporelle des équations.

Cinq échantillons sectoriels d'entreprises ont pu être constitués à partir du code de nomenclature des activités. Ils représentent les secteurs de l'agro-alimentaire (IAA), des biens de consommation (BC), des biens d'équipement (BE), des biens intermédiaires (BI) ainsi que les commerces et services (CS). Pour l'année 1986, le tableau 1 décrit la couverture sectorielle des échantillons, en pourcentage de la valeur ajoutée et de l'emploi. Il indique par ailleurs quel est le taux moyen d'exportation du chiffre d'affaires par secteur.

TABLEAU 1

COUVERTURE SECTORIELLE ET TAUX D'EXPORTATION PAR SECTEUR
(année 1986)

	IAA	BC	BE	BI	CS	Total
% valeur ajoutée	44.5	58.7	27.2	14.9	18.8	28.7
% emploi	34.6	59.6	29.2	22	9.5	32.5
Nbre ets	17	20	15	16	12	80
Taux d'exportation par secteur						
(%)	21	18.2	26.5	23.8	14	

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

Au total, les quatre-vingts entreprises restituent près de 29 % de la valeur ajoutée nationale des secteurs représentés et 32.5 % 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	CS	Total
% valeur ajoutée panel	32.2	23.8	5.0	7.4	31.6	100
% valeur ajoutée bdf	21.0	11.6	5.3	14.2	47.9	100
% emploi panel	37.4	42.7	5.1	7.6	7.2	100
% emploi bdf	35.2	23.3	5.6	11.2	24.7	100

SOURCE: Banque des données financières de Côte d'Ivoire.

La lecture du tableau 2 fait apparaître une bonne représentativité du secteur des biens d'équipement alors que les autres secteurs sont soit sur-représentés (IAA et BC), soit sous-représentés (BI et CS). Ce biais d'échantillonnage n'a toutefois pas d'incidence sur les résultats, car les estimations économétriques sont réalisées par secteur. Sur la base d'un test de stabilité des équations en fonction du taux d'exportation du chiffre d'affaires par entreprise, il est apparu opportun de procéder à une décomposition de l'agro-alimentaire en deux sous-secteurs. Ce critère de stratification permet d'observer que 36 % des entreprises commercialisent environ la moitié de leur production à l'extérieur et fonctionnent *de facto* sur des marchés concurrentiels (IAA2). Les activités de l'autre sous-secteur sont en revanche réservées à un marché local protégé (IAA1). Ce faisant, une typologie sectorielle se dessine où les secteurs concurrentiels IAA2, mais également BE et BI s'opposent aux secteurs abrités IAA1 et BC. Le statut des activités de commerce et de services (CS) est quelque peu particulier, car essentiellement constitué d'entreprises bénéficiant d'une protection quasi naturelle. On peut noter que cette typologie fondée sur le taux d'exportation est en correspondance avec ce que suggèrent les taux de protection effective.

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 prix². Les variables dont on suppose qu'elles influencent la vitesse d'ajustement de l'emploi (X_t) sont le taux d'encadrement (*tenc*), mesuré par le rapport des effectifs cadres et maîtrises à l'emploi total, et le salaire réel (*salr*). La variable *tenc* se compose du poids des cadres et maîtrises locaux (*peq*) et du poids du personnel expatrié (*pexpat*). L'indice de salaire réel a été calculé en déflatant le salaire moyen par l'indice des prix à la consommation des ménages africains. Afin de neutraliser l'effet de structure de qualification sur le niveau de rémunération, le logarithme du salaire réel a d'abord été régressé sur les variables *peq* et *pexpat*; le résidu de cette estimation, c'est-à-dire le salaire corrigé de ces deux effets (*salrc*), a ensuite été utilisé pour procéder au test économétrique de l'équation (6). L'absence d'informations statistiques sur la distribution des effectifs par âge et par sexe ne nous a pas permis de contrôler l'action de ces caractéristiques individuelles sur le salaire réel. Les valeurs moyennes et les évolutions des variables principales des échantillons sont retracées dans le tableau 3 ci-dessous.

2. Un déflateur sectoriel aurait sans doute été préférable. Celui établi pour les biens industriels n'est cependant pas satisfaisant. Par sa composition d'abord, il est soumis à l'influence du prix des activités d'extraction notamment le pétrole pour la Côte d'Ivoire, tandis qu'il exclut le prix des services. Ensuite, le profil de son évolution est très incertain comme en témoignent les écarts inexplicables que l'on a pu observer entre les séries des deux dernières éditions des World Tables de la Banque Mondiale. Le coefficient de détermination entre ces deux séries sur la période 1979-1991 n'est en effet que de 9 %.

TABLEAU 3

DESCRIPTION DES VARIABLES DU MODÈLE

	IAA	IAA1	IAA2	BC	BE	BI	CS
Valeurs moyennes des taux d'encadrement (%)							
<i>Tenc</i>	13.8	13.3	14.8	12.9	18.0	18.3	33.9
<i>Peq</i>	10.7	10	12.3	7.9	11.6	13.8	23.0
<i>Pexpat</i>	3.1	3.4	2.4	5.0	6.4	4.5	10.9
Taux de croissance annuel moyen (1983-1989) (%)							
<i>Salr</i>	0.4	0.2	3.3	0	0.2	- 1.7	2.1
<i>Tenc</i>	3	2.5	4.8	4.3	- 1.7	- 0.5	4.1
<i>Peq</i>	5.5	6.2	5.1	5.7	- 1.9	2.6	5.4
<i>Pexpat</i>	- 5.8	-10.6	2.2	3.7	- 4.5	- 8.2	- 1.6
Emploi	- 0.3	- 1.0	0.2	8.8	1.5	1.8	9.1
Production	1.5	1.4	1.7	0.4	1.8	1.8	- 1.0

Sur le tableau 3, on remarque que le pouvoir d'achat des salariés a été maintenu dans les secteurs des IAA1, BC, BE. Il a progressé dans le sous-secteur IAA2 et les commerces et services en liaison avec la croissance du taux d'encadrement. Dans les BC, l'effet direct du mouvement de qualification de la main-d'œuvre sur l'évolution de la masse salariale a semble-t-il été compensé par des recrutements à un coût salarial plus faible. Une analyse plus approfondie des évolutions catégorielles des salaires serait nécessaire pour affiner l'interprétation de ce résultat et apprécier l'influence respective des changements intervenus dans la structure par âge, par ancienneté ou par sexe. En l'absence d'informations statistiques suffisantes, on ne peut qu'émettre l'hypothèse selon laquelle, dans un contexte de restriction des emplois publics, l'insertion de jeunes diplômés dotés d'un niveau élevé de formation générale, mais peu expérimentés, a contribué à infléchir le coût salarial des entreprises. L'ivoirisation du personnel d'encadrement reste toutefois plus marquée dans l'agro-alimentaire protégé (IAA1) et les commerces et services que dans le secteur des biens de consommation où le poids du personnel expatrié progresse régulièrement. Pour l'ensemble de ces activités, plutôt représentatives du secteur non concurrentiel, la croissance de l'emploi a été forte et peu compatible avec l'évolution de la production. L'emploi progresse ainsi au rythme annuel moyen de 9 % l'an pour les biens de consommation et les commerces et services alors que dans la période, la valeur ajoutée à prix constant ne progresse annuellement que de 0.4 % pour les premiers et régresse au rythme de -1 % pour les seconds.

En réponse à une faible croissance de la valeur ajoutée, les deux sous-secteurs des industries agro-alimentaires ont observé, dans le meilleur des cas, une stagnation des effectifs. La dégradation de la conjoncture intérieure et la libéralisation du commerce extérieur ont tiré vers le bas la croissance des activités de substitution à l'importation (travail des grains et farines, boissons); tandis que les exportations des industries de conservation alimentaire et des corps gras ont favorisé le maintien d'une performance acceptable des IAA2 dans un contexte de surévaluation du franc CFA. Dans les biens de consommation, la dynamique de l'emploi n'est pas adaptée à l'effondrement du marché intérieur (textile, bois ...). En effet, la forte progression des effectifs est à mettre en relation avec l'absence d'une réelle politique de libéralisation dans la période. Le maintien des restrictions quantitatives dans le textile est à ce titre illustratif des fortes résistances face au processus d'ajustement mis en œuvre dans ce secteur.

En ce qui concerne les secteurs des biens d'équipement et des biens intermédiaires, la progression de l'emploi, autour de 1.5 à 2 % l'an, est conforme à l'évolution de la production. Elle s'est assortie d'un mouvement de déqualification de la main-d'œuvre avec des effets opposés sur l'évolution du salaire réel selon les secteurs. Toutes choses égales par ailleurs, la baisse du taux d'encadrement accompagne un maintien de la stabilité du salaire réel dans les biens d'équipement contre une dégradation dans les biens intermédiaires, laquelle suit le mouvement des expatriés. Dans ces deux secteurs toutefois, les valeurs moyennes du taux d'encadrement, environ 18 %, restent les plus élevées du secteur manufacturier.

3. RÉSULTATS ÉCONOMÉTRIQUES ET TYPOLOGIE DES POLITIQUES SALAIRE-EMPLOI

L'équation (6) a été soumise à la procédure d'estimation non linéaire (NLS). En regard des échantillons (non cylindrés), l'estimation économétrique a été effectuée en retenant un effet fixe pour chaque entreprise. Cette méthode, équivalente à une estimation sur la dimension intra-individuelle de l'échantillon, garantit une correction des caractéristiques d'entreprises que le modèle ne peut capter en raison de l'information statistique disponible ou de la spécification de la fonction d'emploi. Les résultats économétriques obtenus par la procédure d'itération du programme NLS sont consignés dans le tableau 4. Le test d'exogénéité de Nakamura et Nakamura (1981) a été mis en œuvre pour révéler un éventuel problème de simultanéité inhérent à la présence dans l'équation de la valeur ajoutée et du salaire réel courants. La démarche a consisté à régresser ces variables sur l'ensemble des régresseurs exogènes du modèle et à tester la significativité statistique du résidu d'estimation introduit comme variable additionnelle dans l'équation. Sur la base du t de Student, seule l'exogénéité de *salrc* est rejetée pour les biens d'équipement (BE) et les biens de consommation (BC). La correction du biais d'estimation a impliqué de retenir le salaire réel retardé d'une période pour ces deux secteurs. Par ailleurs, le test de stabilité des équations accepte l'hypothèse d'invariance des coefficients après la rupture de la politique de libéralisation en 1987.

TABLEAU 4
ESTIMATION PAR SECTEUR DES ÉQUATIONS NON LINÉAIRES
DE DEMANDE D'EMPLOI DE COURT TERME (1983-1989)

	IAA ₁	IAA ₂	BE*	BC*	BI	CS
A	13.3 (1.91)*	8.8 (4.48)**	2.00 (5.3)**	11.9 (2.81)*	4.32 (3.1)**	9.7 (3.62)**
TENC	-0.395 (-1.92)*			-0.16 (-1.56) ^{ns}		
PEQ						-0.151 (-3.62)**
PEXPAT						0.154 (2.19)*
SALRC	-4.16 (-2.00)*	12.0 (4.48)**	0.47 (3.12) ⁺	-8.9 (-4.4)**	2.76 (2.28)*	-16.2 (-3.73)**
LVAPC	0.682 (1.39) ^{ns}	0.57 (27.0)* ⁺	0.54 (3.51)*	0.54 (3.88)**	0.494 (2.54)*	0.261 (3.81)**
T	0.05 (1.14) ^{ns}				0.018 (2.05)*	
R ²	0.96	0.54	0.87	0.38	0.54	0.92
F	70	4.4	22	3.00	4.41	34
N	60	34	99	73	94	63
Pour mémoire – Test d'autocorrélation sérielle des résidus						
LM	0.94 ^{ns}	0.49 ^{ns}	0.28 ^{ns}	0.81 ^{ns}	-0.95 ^{ns}	-0.18 ^{ns}
Pour mémoire – Test d'exogénéité de Nakamura et Nakamura (1981)						
NK (LVAPL)	-1.38 ^{ns}	-0.05 ^{ns}	-1.23 ^{ns}	-0.52 ^{ns}	0.56 ^{ns}	-0.28 ^{ns}
NK (SALRC)	-1.35 ^{ns}	-1.60 ^{ns}	-1.87 ⁺	-2.35*	-1.31 ^{ns}	1.50 ^{ns}
Pour mémoire – Test de stabilité temporelle des équations Chow (1960)						
	F(5.50)	F(3.28)	F(4.92)	F(3.80)	F(4.86)	F(5.53)
5 %	1.80 ^{ns}	1.28 ^{ns}	2.0 ^{ns}	1.95 ^{ns}	1.13 ^{ns}	1.53 ^{ns}

** significatif au seuil de 1 %

* significatif au seuil de 5 %

+ significatif au seuil de 10 %

ns non significatif

NB: A : constante; TENC : taux d'encadrement; PEQ : taux d'emploi qualifié; PEXPAT : taux d'emploi expatrié; SALRC : salaire réel corrigé du taux d'emploi qualifié et du taux d'emploi expatrié; LVAPC : valeur ajoutée à prix constant; T : trend; R² : coefficient de détermination; F : test de Fisher-Snedecor; LM : test du multiplicateur de Lagrange; N : nombre d'observations utilisées pour l'estimation; NK : test de Nakamura et Nakamura; F () : test de Chow sur la stabilité des équations après 1987. Soit SCRC la somme des carrés des résidus correspondant aux deux sous-périodes et SCRN, celle correspondant à l'estimation de l'équation sur l'ensemble des données disponibles, la variable $\frac{SCRC_c - SCRN / k}{SCRN / (n_1 + n_2 - 2k)}$ suit une loi de distribution de Fisher-Snedecor, notée F ().

Les équations de BE* et BC* sont estimées avec le salaire retardé (SALRC) d'une période. Le test d'exogénéité donné pour mémoire dans la partie basse du tableau vient donner un fondement économétrique à cette démarche. NK(SALRC). Par ailleurs, le secteur IAA est décomposé selon le critère du chiffre d'affaires exporté : IAA₁, branches protégées et IAA₂, branches relativement exposées.

SOURCE: Centrale des bilans de Côte d'Ivoire.

Dans l'ensemble, les équations restituent de 38 à 96 % de la variance de l'emploi selon les secteurs d'activité. Le pouvoir explicatif du modèle s'avère relativement satisfaisant pour IAA1, BE et CS ; il reste moyen pour les BI alors que la qualité de la spécification est limitée pour le secteur des biens de consommation. Ce dernier résultat corrobore les observations faites en amont sur l'inadéquation de la politique de l'emploi à l'état de la conjoncture. Afin de tester la robustesse économétrique des relations, nous avons procédé à un test complémentaire visant à détecter l'autocorrélation sérielle des résidus. Pour tous les secteurs, la méthode du LM test de Lagrange³ a été appliquée. Un tel biais d'estimation est toujours rejeté comme en témoigne le caractère non significatif du coefficient d'autorégression des résidus.

Abstraction faite du secteur des biens intermédiaires, pour les autres équations testées, la variable de tendance qui capte l'influence éventuelle du progrès technique non incorporé s'est avérée non significative. Le signe positif de cet effet de tendance pour les biens intermédiaires manifeste toutefois l'existence d'un progrès technique de type *labor using*. L'élasticité à long terme de l'emploi à la production varie selon les secteurs de 26 % (CS) à 68.2 % (IAA1). Pour les secteurs de l'industrie, le facteur d'échelle (ν), se situe entre 1.4 et 2. L'effet du taux d'encadrement sur la vitesse d'ajustement est significatif au seuil de 10 % pour le secteur IAA1 et au seuil de 12 % pour les BC. Il est également significatif pour les CS où une décomposition de l'effet du taux d'encadrement entre le personnel local (*peq*) et expatrié (*pexpat*) améliore la qualité de la régression. En revanche, le mouvement de déqualification observé précédemment dans les secteurs des biens d'équipement et des biens intermédiaires n'a *a priori* exercé aucun effet significatif sur la vitesse d'ajustement de l'emploi dans la période. L'effet de la politique salariale sur la flexibilité de l'emploi est significatif pour tous les secteurs. Les valeurs sectorielles moyennes de la vitesse d'ajustement de l'emploi et le sens des liaisons obtenues entre celle-ci et les variables *tenc* (ou ses composantes) et *salrc* sont résumés dans le tableau 5 ci-dessous.

3. Cette procédure de test découle directement du principe général du multiplicateur de Lagrange. Les résidus d'estimation ont été régressés sur l'ensemble des variables explicatives du modèle auxquelles on a adjoint les résidus retardés d'une période. L'autocorrélation est décelée quand la valeur du F-test est statistiquement significative, ce qui n'est pas le cas pour les équations testées.

TABLEAU 5

LA SENSIBILITÉ DE LA VITESSE D'AJUSTEMENT À LA POLITIQUE SALAIRE-EMPLOI
(période 1983-1989)

	IAA1	IAA2	BC	BE	BI	CS
vitesse d'ajust. (%) moyenne	12.8	12.5	8.5	50	24.5	14.9
effet salaire	+	-	+	-	-	+
effet encadrement	+	ns	+	ns	ns	+(*)

NOTES : (*) effet positif pour *peq* et négatif pour *pexpat*, soit au total, une accélération de la vitesse d'ajustement eu égard au mouvement d'ivoirisation du personnel d'encadrement prononcé.

À la lecture de ce tableau, on remarque que la hiérarchie des vitesses moyennes d'ajustement de l'emploi s'accompagne d'une typologie du sens des relations fonctionnelles entre la flexibilité de l'emploi et la politique salariale. Celles-ci sont conformes à la segmentation du marché du travail. Ainsi, il apparaît que les stratégies salaire-emploi ont été sensibles à l'intensité de la contrainte de compétitivité imposée aux entreprises. Dans les secteurs exposés à la concurrence, la liaison négative entre la vitesse d'ajustement de l'emploi et le salaire réel corrigé de l'effet de structure, confirme la recherche d'une minimisation du coût de l'unité efficace en travail (IAA2, BE, BI). En revanche, dans les secteurs abrités, pour l'essentiel constitués d'entreprises de grande taille⁴, la liaison positive entre la vitesse d'ajustement et le salaire réel conduit à s'interroger sur les stratégies de négociations salariales opérées sur le marché interne (IAA1, BC, CS). Dans un jeu dynamique de négociation du type « dilemme du prisonnier » (Axelrod, 1992) où les variables stratégiques sont respectivement le salaire pour le syndicat et l'ajustement de l'emploi pour la firme, deux stratégies évolutionnairement stables apparaissent (Orlean, 1994). Si la durée de la relation est anticipée comme longue, une solution coopérative de type *donnant donnant* peut émerger dans laquelle une érosion des salaires est échangée contre une baisse de la vitesse d'ajustement de l'emploi. Au contraire, lorsque la durée anticipée du jeu est trop faible, le coût actualisé de la non-coopération n'empêche pas la défection répétée des deux joueurs. Dans ce cas, à la revendication d'une augmentation de salaire, la firme répond par une accélération de la vitesse d'ajustement de l'emploi.

4. La part des grandes entreprises (plus de 150 salariés) dans l'échantillon est respectivement de : IAA (75 %), BC (61 %), BE (15 %), BI (12 %), CS (45 %).

Sur la base du tableau 5, on remarque que les secteurs traditionnellement peu concurrentiels (BC et CS) ont conservé une faible vitesse d'ajustement, respectivement 8.5 et 15 %. Eu égard à la stagnation du salaire réel, ces dernières ont été principalement sous l'influence du taux d'encadrement avec lequel elles ont entretenu une relation positive. Une logique de marché interne (Doeringer et Piore, 1971) a prévalu dans ces secteurs où, sous l'effet d'un certain clientélisme et des rigidités du marché du travail, la politique de libéralisation des importations a été quasiment inexistante. Le désajustement constaté plus haut entre l'évolution de l'emploi et la conjoncture se traduit par l'existence d'un arbitrage entre le salaire et l'inertie de l'emploi. La politique de gestion de main-d'œuvre a finalement été très proche de celle observée dans le secteur public ou parapublic (Lindauer, 1989 ; Lesueur et Plane, 1994a, 1994b).

S'agissant des industries agro-alimentaires, elles sont illustratives de la disparité de situation des entreprises. Le taux d'exportation du chiffre d'affaires n'a pas exercé ici une influence notable sur une vitesse d'ajustement restée équivalente dans les IAA1 et IAA2 : autour de 13 %. La stratégie de gestion des masses salariales a néanmoins été typée selon le caractère relativement abrité ou exposé des sous-secteurs. Pour les IAA1, la progression du taux d'encadrement a été peu compatible avec la dégradation de l'emploi. La structure de l'effectif retrace, par conséquent, un mouvement de promotion interne du personnel d'exécution qui n'a pas été en rapport avec les progrès de productivité catégoriels (Chambras et Lesueur, 1992). Quant aux entreprises regroupées dans IAA2, la gestion de la hiérarchie et des incitants salariaux n'a pas été différente de celle des secteurs exposés.

Précisément, au niveau des biens d'équipement, le mécanisme concurrentiel a commandé une politique de l'emploi et des salaires conforme aux résultats attendus d'un secteur à la recherche de gains de productivité. Une politique salariale incitative s'est ainsi substituée à une baisse du contrôle hiérarchique inhérente au départ des cadres expatriés. Pour le secteur des biens intermédiaires, l'évaluation moyenne de la vitesse d'ajustement de l'emploi a été de l'ordre de 24.5 %, largement inférieure à celle des biens d'équipement (50 %). Mais ici, l'érosion du salaire réel est allée de pair avec une augmentation de la vitesse d'ajustement de l'emploi. Le recours intensif à une main-d'œuvre flexible et standardisée (renforcement du marché secondaire) pourrait manifester les adaptations rendues nécessaires par le caractère fluctuant de la contrainte de débouchés de ce secteur amont.

CONCLUSION

L'objet de cette étude consistait à relier les politiques de gestion de main-d'œuvre des entreprises ivoiriennes aux contraintes de compétitivité plus ou moins fortes auxquelles elles ont été confrontées dans la période d'ajustement structurel. La spécification d'une fonction d'emploi de court terme dans laquelle la vitesse d'ajustement de l'emploi dépend de manière non linéaire du salaire

réel a été retenue pour représenter les relations étroites unissant la politique salariale et l'ajustement des effectifs. Correction faite de la déformation des structures de qualification due à l'ivoirisation des cadres, les estimations de la forme réduite du modèle ont permis de dégager une typologie des adaptations sectorielles de la politique salaire-emploi dans la période 1983-1989. Les secteurs abrités ou protégés de la concurrence (BC, CS) ont manifesté une politique salaire-emploi peu en rapport avec la recherche de gains de productivité et en tout cas asynchrone avec l'évolution du marché intérieur. Le comportement des industries agro-alimentaire, a été relativement hétérogène. En effet, le caractère comparable des vitesses d'ajustement des effectifs, a contrasté avec des politiques salariales différentes selon le degré d'exposition à la concurrence internationale.

L'impératif de compétitivité et l'adaptation de l'activité aux aléas de la conjoncture ont semble-t-il gouverné, pour l'essentiel, les ajustements d'emploi et de salaire des secteurs des biens d'équipement et des biens intermédiaires.

BIBLIOGRAPHIE

- ARTUS, P., et P.A. MUET (1986), *Investissement et Emploi*, Economica, Paris.
- AKERLOF, G.A., et J. YELLEN (1986), *Efficiency Wages Models of the Labor Market*, Cambridge University Press.
- AXELROD, R. (1992), *Donnant donnant, théorie du comportement coopératif*, Éditions Odile JACOB, Sciences humaines, Paris, 234 p.
- AZAM, J.P., et J.Y. LESUEUR (1993), « Arbitrage salaire - encadrement dans le contrat de travail : le cas des secteurs industriels français », Communication aux Journées de l'AFSE, Dijon, 27 et 28 mai.
- BAUMOL, W., et K.S. LEE (1991), « Contestable Markets, Trade and Development », *The World Bank Research Observer*, Washington, janvier.
- BHAGWATI, J. (1978), *Anatomy and Consequences of Exchange Control Regimes*, Cambridge Mass, Ballinger Co.
- BRUNO, M. (1988), « Opening up : Liberalization with Stabilization » in DORNBUSH, R., et L.C. HELMERS (1988), *The Open Economy, Tools for Policymakers in Developing Countries*, World Bank, EDI series in Economic Development, Washington.
- CETTE, G. (1986), « Les rendements du travail dans les fonctions d'emploi de court terme », *Cahiers Économiques et Monétaires de la Banque de France*, n° 22.
- CHAMBAS, G., et J.Y. LESUEUR (1992), « Relations d'efficience salaire - productivité dans l'industrie ivoirienne : un test économétrique sur données d'entreprises », Communication aux Journées de l'AFSE, Clermont-Ferrand, mai, Études et Documents.

- COHEN-SKALLI, B., et D. LASKAR (1980), « Fonctions d'emploi à court terme et cycles de productivité : un essai de synthèse », *Annales de l'INSEE*, n° 38-39.
- DOERINGER, P., et M. PIORE (1971), *Internal Labor Market and Manpower Analysis*, Heth Lexington Books.
- DORMONT, B., et P. SEVESTRE (1986), « Modèles dynamiques et demande de travail : Spécification et estimations sur données de panel », *Revue Économique* n° 37.
- DORMONT, B. (1989): « Petite Apologie des données de panel », *Économie et Prévision* n° 87.
- DORMONT, B. (1989), « Introduction à l'économétrie des données de panel », Monographie d'économétrie, CNRS, Paris.
- DORMONT, B. (1994), « Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ? », *Revue Économique*, vol. 45, n° 3, mai : 399-415.
- DORNBUSCH, R., et F.L. HELMERS (1988), *The Open Economy, Tools for Policymakers in Developing Countries*, World Bank, EDI series in Economic Development, Washington.
- EYMARD-DUVERNAY, F. (1989), « Les secteurs de l'industrie et leurs ouvriers », *Économie et Statistiques* n° 138.
- GUILHON, B., et J.L. ROOS (1983), « L'ajustement à court terme de l'emploi à la production : des relations techniques aux fonctions de comportement », *Revue Économique* n° 4.
- IRELAND, N.J., et D.J. SMYTH (1970), « The Specification of Short Run Employment Models », *Review of Economics and Statistics*, vol. 37.
- KRUEGER, A.O. (1978), *Liberalization Attempts and Consequences*, Cambridge, Mass., Ballinger Co.
- LACHAUD, J.P. (1993), « Les écarts de salaires entre les secteurs privé et public en Afrique francophone : analyse comparative », Communication aux Journées de l'AFSE, Université de Bourgogne, Dijon, 27 et 28 mai.
- LEIBENSTEIN, H. (1966), « Allocative Efficiency Vs X-Efficiency », *American Economic Review*, June.
- LEIBENSTEIN, H. (1989), « Organizational Economics and Institutions as Missing Elements in Economic Development Analysis », *World Development*, vol. 17, n° 9 : 1361-1374.
- LESUEUR, J.Y. (1992), « Relations d'efficience, structures de marché et ajustement de l'emploi : une étude appliquée au cas des secteurs industriels français 1970-1989 », *Revue d'Économie Industrielle* n° 61, 3^e trimestre.
- LESUEUR, J.Y., et P. PLANE (1993), « Politique de l'emploi et évolution de la productivité dans les entreprises publiques sénégalaises 1980-1988 », *Annales de l'Économie Publique, Sociale et Coopérative*, CIRIEC, Louvain, septembre.

- LESUEUR, J.Y., et P. PLANE (1994a), « Les services publics africains à l'épreuve de l'assainissement : une évaluation économique et sociale », Bibliothèque du Développement, L'Harmattan, Paris, 314 p.
- LESUEUR, J.Y., et P. PLANE (1994b), « Human Resource Management and the Restructuring of Public Utilities : Water and Electricity in Africa », *International Labour Review*, vol. 133, n° 3 : 369-384.
- LEVY, V., et J.L. NEWMAN (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 dans *Markets in Developing Countries*, M. ROEMER, et C. JONES (ed.), San Francisco.
- LINDBECK, A., et D.J. SNOWER (1989), *The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment*, Cambridge, MIT Press.
- MAGNAC, T. (1991), « Segmented or Competitive Labour Markets ? », *Econometrica*, vol. 59, n° 1, January : 165-187.
- MAZUMDAR, D. (1989), « Microeconomic Issues of Labor Market in Developing Countries : Analysis and Policy Implications », EDI Seminar Paper, World Bank (ed.), Washington.
- OI, W. (1962), « Labor as a Quasi Fixed Factor », *Journal of Political Economy*.
- ORLEAN, A. (1994), « Approches stochastiques en théorie des jeux évolutionnistes », Communication au XXVIème Colloque de l'IME, novembre, Dijon.
- SMYTH, D.J. (1984), « Short Run Employment Functions when the Speed of Adjustment Depends on the Unemployment Rate », *Review of Economic and Statistics*, n° 1, février.
- VAN DER GAAG, J., STELCNER, M., et W. VIJVERBERG (1989), « Wage Differentials and Moonlighting by Civil Servants : Evidence from Côte d'Ivoire and Peru », *World Bank Economic Review*, vol. 3, n° 1.
- VAN DER GAAG, J., et W. VIJVERBERG (1988), « A Switching Regression Model for Wage determinants in the Public and Private Sectors of a Developing Country », *Review of Economic and Statistics*, mai.
- WEISS, A. (1990), *Efficiency Wages*, Princeton University Press.
- YELLEN, J. (1984), « Efficiency Wage Models of Unemployment », *American Economic Review*, mai.