

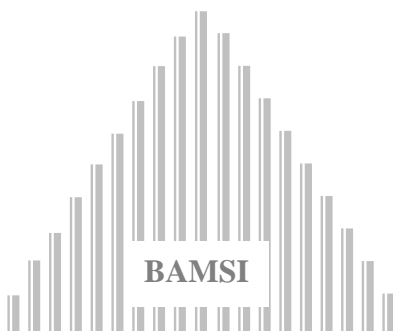
BUREAU D'APPLICATION DES METHODES  
STATISTIQUES ET INFORMATIQUES

DT 03/2001

Estimation d'un modèle d'emploi de court  
terme avec ajustement partiel

*Samuel AMBAPOUR*

Document  
de Travail



BAMSI B.P. 13734 Brazzaville

DT 03/2001

## Estimation d'un modèle d'emploi de court terme avec ajustement partiel

*Samuel AMBAPOUR\**

**Résumé :** Dans ce document, on estime un modèle d'emploi de court terme avec ajustement partiel pour cinq secteurs d'activités de l'économie congolaise. Le résultat obtenu, montre une forte inertie de l'emploi.

**MOTS CLES :** Ajustement partiel, Emploi désiré, Inertie de l'emploi.

- 
- SNE BP 95, TEL : 81 05 69, FAX : 81 05 69  
BAMSI BP 13734, FAX : 81 58 64  
E-mail : [ambapour\\_samuel@yahoo.fr](mailto:ambapour_samuel@yahoo.fr)

*Ces documents de travail ne reflètent pas la position du BAMSI mais n'engagent que ses auteurs.*

# Introduction

F. Brechling (1965) est l'un des premiers économistes à estimer une fonction d'emploi de court terme. Si l'on adopte une hypothèse simplificatrice, qui consiste à prendre le stock de capital comme exogène et donc de dissocier les décisions d'investissement et celles de main d'œuvre de court terme, il est devenu classique, d'après les travaux de cet auteur, de considérer le niveau d'emploi comme une fonction du volume de la production, de l'emploi à la période précédente et du temps  $t$ , lequel représente une tendance du progrès technique. Dans le langage de l'économétrie, c'est un modèle autorégressif : l'emploi demandé dans la période précédente est une variable explicative additionnelle qui permet de représenter les délais d'ajustement de l'emploi. C'est également un modèle d'ajustement partiel : l'existence des coûts d'ajustements conduit l'entreprise à ne pas ajuster son emploi au niveau optimal ; la variation effective de l'emploi correspond à une partie seulement de la variation optimale.

Le modèle de Brechling présente donc la particularité d'être dichotomique. Le processus de décision se déroule en deux étapes (Cohen-Skalli, Laskar, 1980) :

- une maximisation du profit, qui porte sur une fonction de coût statique. L'emploi désiré ou techniquement efficace sur lequel s'ajuste avec retard l'emploi effectif résulte de l'inversion d'une fonction de production de type Cobb-Douglas ;
- une prise en compte des coûts d'ajustement. La fonction de demande de travail est complétée par une équation indiquant un processus d'ajustement retardé de l'emploi effectif à l'emploi désiré.

Cette démarche en deux temps a l'avantage d'isoler des phénomènes économiques différents : la technologie définie par la fonction de production et la fonction d'ajustement qui est une relation plus « institutionnelle », faisant intervenir des comportements. En outre, elle facilite les estimations économétriques (Guilhon et Roos, 1983). L'intérêt d'une telle modélisation est double :

- premièrement, d'identifier puis de mesurer l'intensité de l'inertie de l'emploi attachée à l'entreprise, au secteur, voire au pays (Lesueur et Plane, 1993) ;
- deuxièmement, de comprendre le comportement d'emploi des entreprises, et en particulier l'influence, sur le niveau des effectifs, des fluctuations conjoncturelles qui peuvent être induites par des mesures de politique économique (cette, 1986).

Cette modélisation favorise avant tout, les mécanismes de court terme et principalement l'influence de la conjoncture sur l'emploi. Elle ne prend pas en compte les phénomènes de substitution capital-travail. Son utilisation fréquente réside d'une part, dans une plus grande robustesse à l'estimation et surtout une grande maniabilité, d'autre part.

Ceci étant dit, l'article est ordonné comme suit : le premier paragraphe est consacré à la description du processus d'ajustement partiel. Le processus ainsi décrit, permet de définir une vitesse d'ajustement d'emploi qui peut s'analyser à partir du coût relatif d'embauche et de licenciement. On montre aussi que l'adaptation à un emploi désiré peut s'opérer par l'intermédiaire d'une fonction à retards échelonnés de type géométrique. Dans le deuxième paragraphe, on rappelle d'abord les hypothèses d'application du modèle de Brechling ; ensuite, ce dernier tel que reformulé par Ball et Saint-Cyr (1966) est présenté de façon très détaillé. Par ailleurs l'estimation de ce modèle (surtout sur données macroéconomiques), fait généralement apparaître un résultat paradoxal : l'existence d'un rendement croissant du seul facteur travail. Pour tenir compte de cette observation, on a adopté une spécification plus souple, notamment celle proposée par Ireland et Smith (1970). Ces derniers ont montré que sous l'hypothèse de linéarité du chemin d'expansion, la relation de court terme de Brechling pouvait être obtenue à partir de l'inversion d'une fonction CES. Dans la troisième partie du texte, on se livre à des estimations économétriques. Le modèle est estimé pour cinq secteurs d'activité de l'économie congolaise. La nature des données (cross-section/time-séries) et le caractère auto régressif du modèle nous a conduit à utiliser une méthode spécifique (Park, 1967) pour le calcul des paramètres du modèle. Le résultat obtenu montre que la vitesse d'ajustement de l'emploi a été faible sur la période étudiée.

## 1- Le processus d'ajustement partiel

Notons par :

$L_t$  : les effectifs employés ;

$L_t^*$  : le niveau optimal de l'emploi (emploi désiré).

Le processus d'ajustement partiel explicite le fait que l'ajustement de la quantité  $L_t$  à une quantité désirée  $L_t^*$  au cours d'une période donnée, ne peut se faire que partiellement du fait des coûts d'ajustement de l'emploi et des rigidités du marché du travail. Les deux justifications théoriques apportées par Brechling sont les suivantes :

- des variations de l'emploi très rapides engendrent pour l'entreprise des coûts élevés ; voire impossibles à supporter ;  
- l'entreprise n'est pas sûre de la stabilité de la demande pour les périodes à venir. Devant cette croissance (ou diminution) peut être sans lendemain de la demande qui lui est adressée, l'entreprise adoptera par exemple un comportement de prudence dans les embauches, et ceci dans la crainte des licenciements pendant la phase de récession.

Pour ces deux raisons, il introduit le processus d'ajustement partiel :

$$L_t - L_{t-1} = \lambda(L_t^* - L_{t-1}) \quad ; \quad 0 \leq \lambda \leq 1 \quad (1)$$

$\uparrow$                        $\uparrow$   
*ajustement*          *ajustement*  
*réalisé*                *désiré*

Soit de façon équivalente :

$$\frac{L_t}{L_{t-1}} = \left[ \frac{L_t^*}{L_{t-1}} \right]^\lambda \quad (1')$$

$\lambda$  est un paramètre qui caractérise la vitesse d'ajustement (l'opposé de l'inertie de l'emploi). En d'autres termes, il mesure la rapidité avec laquelle les variations réelles d'effectifs s'ajustent aux variations "normales" d'effectifs. Il est à la base d'un phénomène bien connu chez les économistes français et que l'on a appelé "cycle de productivité" (Boyer, Mazier, Olive, 1974) : « en période de reprise conjoncturelle, les entreprises accroissent leurs effectifs avec retard et réalisent (toutes choses égales par ailleurs) des gains de productivité apparente du travail d'autant plus forts que  $\lambda$  est petit. Il en résulte un déplacement du partage des revenus en faveur des entreprises. En cas de ralentissement conjoncturel, l'inverse se produit ».

Notons que pour les deux formulations (1) et (1'), les vitesses d'ajustement sont égales au premier ordre. Par ailleurs, on peut faire remarquer que la relation (1) est équivalente à un ajustement de l'emploi à son niveau désiré décrit par un modèle à retards échelonnés dont les paramètres suivent une distribution géométrique infinie (Muet, 1979) :

$$L_t = \sum_{i=0}^{\infty} \lambda(1-\lambda)^i L_{t-i}^* \quad (2)$$

Si l'on définit l'opérateur décalage par la relation :

$$\mathcal{L}L_t = L_{t-1}^*$$

L'expression (2) s'écrit alors :

$$L_t = \psi(\mathcal{L})L_{t-1}^* \quad (2')$$

Avec :

$$\psi(\mathcal{L}) = \lambda [1 + (1-\lambda)\mathcal{L} + (1-\lambda)^2\mathcal{L}^2 + \dots + (1-\lambda)^n\mathcal{L}^n + \dots] = \lambda / (1-\lambda\mathcal{L})$$

Le processus d'ajustement partiel, suppose deux sortes de coûts spécifiés sous forme quadratique afin de respecter les contraintes d'optimisation du profit :

-d'une part, il existe à l'évidence un coût de non ajustement à la quantité optimale :

$$C_{1t} = a(L_t - L_t^*)^2 \quad (3)$$

Il traduit soit l'existence du travail oisif lié au sureffectif, soit le recours à la pratique des heures supplémentaires et/ou à un accroissement de l'intensité du travail lorsque l'emploi effectif est inférieur à l'emploi optimal ;

-d'autre part, le coût d'ajustement qui fait référence aux coûts liés par toute variation des effectifs pendant les phases d'embauche ou de licenciement (l'embauche du personnel comporte un coût de formation, le licenciement une indemnité) :

$$C_{2t} = b(L_t - L_{t-1})^2 \quad (4)$$

Le coût total est alors :

$$CT_t = a(L_t - L_t^*)^2 + b(L_t - L_{t-1})^2 \quad (5)$$

Sa minimisation, détermine l'emploi  $L_t$ . On aboutit à l'équation (Sevestre, 1988) :

$$\frac{dCT_t}{dL_t} = 2a(L_t - L_t^*) + 2b(L_t - L_{t-1}) = 0$$

$$\Leftrightarrow L_t(a+b) - aL_t^* - bL_{t-1} = 0$$

$$\Leftrightarrow L_t(a+b) - aL_t^* - (a+b)L_{t-1} + aL_{t-1} = 0$$

$$\Leftrightarrow (L_t - L_{t-1}) = \frac{a}{a+b}(L_t^* - L_{t-1}); \quad 0 \leq \frac{a}{a+b} \leq 1$$

$$\Leftrightarrow L_t - L_{t-1} = \lambda(L_t^* - L_{t-1})$$

On retrouve bien l'expression (1) avec  $\lambda = \frac{a}{a+b}$

En cas de déficience de la demande, si par exemple le coût de licenciement est élevé, relativement à celui du maintien des sureffectifs,  $\lambda$  sera proche de 0 et l'ajustement sera très lent ;

Si au contraire, le coût de suremple est élevé, associé à un coût relativement faible de refoulement d'une partie des effectifs, l'ajustement sera rapide ;  $\lambda$  tend vers 1.

Quand le paramètre  $\lambda$  est égal à 0.25, par exemple, cela signifie que le quart de la différence entre emploi optimal est résorbé chaque année. Ce paramètre  $\lambda$  permet en outre, de calculer le délai moyen de l'ajustement que l'on appelle "longueur du cycle de productivité" :

$$\theta = \frac{\psi'(1)}{\psi(1)} = \frac{1-\lambda}{\lambda} = \frac{b}{a} \quad ; \quad (6)$$

qui est égal au rapport des deux coûts.

Signalons, enfin que la démarche adoptée ici, est similaire à celle qu'utilisent les théories de l'investissement : celle de l'accélérateur flexible.

## 2. Le modèle d'emploi de court terme

Il existe une littérature abondante et controversée sur la relation de court terme entre le niveau des effectifs et le niveau de la production. La spécification initialement introduite par Brechling a été critiquée et enrichie par beaucoup d'auteurs. Celle que nous adoptons, dérive d'idées dues à Brechling (1965), Ball et Saint-Cyr (1967), Brechling et O'Brien (1967), Ireland et Smyth (1970), Smyth et Ireland (1967).

Nous commençons d'abord par énoncer brièvement les hypothèses sous-jacentes aux fonctions d'emploi de court terme, ensuite seront abordés les problèmes liés à la spécification du modèle.

### 2.1. Hypothèses

Le modèle d'emploi de court terme repose essentiellement sur les hypothèses suivantes :

(i) La technologie est représentée par une fonction de production à deux facteurs :

$$Q_t = A e^{\rho t} K_t^\beta L_t^\alpha \quad (7)$$

où :

$Q_t$  représente le volume de l'output de l'année t ;

$L_t$  et  $K_t$  représentent respectivement les services du travail et du capital en t ;

$\alpha$  et  $\beta$  respectivement l'élasticité du volume de l'output par rapport aux services du travail et du capital ;

$\rho$  le progrès technique autonome dont l'effet est supposé tendanciel par rapport au temps ;

$A$  est une constante positive.

(ii) On suppose que l'offre des entreprises ( $Q$ ), déterminée par la demande qui leur est adressée est exogène aux choix des entrepreneurs. Ceci suppose implicitement que :

- d'une part, les ventes à court terme sont exogènes. L'entreprise ne peut agir sur la demande ; de plus, si elle est contrainte sur les débouchés, elle ne l'est pas sur le marché du travail. Cet ensemble d'hypothèses correspond à une situation de chômage keynésien ;

- d'autre part, le niveau des ventes détermine complètement de façon exogène à court terme le niveau de la production.

(iii) Les services du capital sont, à court terme, exogènes aux choix des entrepreneurs et leur évolution est représentée par un trend temporel :

$$K_t = \eta_0 e^{\eta t} \quad (8)$$

$\eta_0$  étant une constante positive.

Considérer que  $K_t$  évolue de façon exogène, nécessite également des hypothèses très restrictives qui méritent d'être explicitées (Catinat, Verger, 1980) :

-les facteurs exogènes qui déterminent l'évolution à long terme du stock du capital, diffèrent et sont indépendants de ceux guidant la décision de court terme ;

-quelque soit la décision de court terme, celle de long terme est toujours optimale ;

-le taux d'utilisation du capital est constant et égal à 1 ;

-le capital est homogène et la fonction de production est du type "putty-putty" de Cobb-Douglas.

## 2.2.Modèle de base

Le modèle développé ici, est en fait celui de Ball et Saint-Cyr qui d'ailleurs, ne diffère pas fondamentalement de celui de Brechling. On peut réécrire l'équation (7) comme suit :

$$Q_t = A e^{\rho t} K_t^\beta (Lh)_t^\alpha \quad (9)$$

où  $h_t$  est le nombre normal d'heures productives par travailleur et par période.

Comme  $k_t$  est supposé exogène, on peut l'inclure dans la constante  $A$  ; l'expression (9) devient :

$$Q_t = A e^{\rho t} K_t^\beta (Lh)_t^\alpha \quad (10)$$

À l'expression (10), est associée la fonction de coût de l'entreprise de la forme (Ball et Saint-Cyr, 1966) :

$$C_t = W_h(Lh)_t + F_t \quad (11)$$

$F_t$  représente les coûts fixes et  $W_h$  le salaire par période d'un travailleur. Ball et Saint-Cyr souligne que, le problème dans la minimisation de l'expression (11) réside dans le fait que  $W_h$  n'est pas un paramètre, mais une variable qui dépend du nombre d'heures effectivement travaillées ; et le point essentiel ici, est qu'il y a une distinction "cruciale" entre le nombre normal d'heures productives par période et le

nombre d'heures productives par travailleur et par période. Pour tenir compte des considérations précédentes Ball et Saint-Cyr ont utilisé une forme quadratique pour approximer  $W_h$ . Soit :

$$W_h = a - bh + ch^2 \quad (12)$$

En substituant (12) dans la fonction de coût, on obtient :

$$C_t = a(Lh)_t - bL_t h_t^2 + cL_t h_t^3 + F_t \quad (13)$$

De (10), on trouve que :

$$h_t = \frac{Q_t^{1/\alpha} e^{-\rho t/\alpha}}{A^{1/\rho} L_t} \quad (14)$$

Ainsi, la fonction de coût peut encore s'écrire :

$$C_t = \frac{Q_t^{1/\alpha} e^{-\rho t/\alpha}}{A^{1/\alpha}} - \frac{b}{L_t} \left[ \frac{Q_t^{1/\alpha} e^{-\rho t/\alpha}}{A^{1/\alpha}} \right]^2 + \frac{c}{L_t^2} \left[ \frac{Q_t^{1/\alpha} e^{-\rho t/\alpha}}{A^{1/\alpha}} \right]^3 + F_t \quad (15)$$

La minimisation de (15), donne le niveau de l'emploi désiré :

$$L_t^* = \frac{2c}{A^{1/\alpha} b} e^{-\rho t/\alpha} Q_t^{1/\alpha} \quad (16)$$

En combinant (16) avec (1'), on trouve :

$$L_t = \left[ \frac{2c}{A^{1/\alpha} b} \right]^\lambda e^{-\lambda \rho t/\alpha} Q_t^{\lambda/\alpha} L_{t-1}^{(1-\lambda)} \quad (17)$$

D'où l'équation de régression :

$$\text{Log} L_t = a_0 - \frac{\lambda \rho}{\alpha} t + \frac{\lambda}{\alpha} \text{Log} Q_t + (1-\lambda) \text{Log} L_{t-1} \quad (18)$$

Où :

$$a_0 = \lambda \text{Log} \left[ \frac{2c}{A^{1/\alpha} b} \right], \text{ comme forme de base d'estimation. On peut encore écrire (18)}$$

de façon simple ; soit :

$$\text{Log} L_t = a_0 + a_1 t + a_2 \text{Log} Q_t + a_3 \text{Log} L_{t-1} \quad (19)$$

Avec :

$$a_1 = -\lambda \rho / \alpha ; \quad a_2 = \lambda / \alpha ; \quad a_3 = 1 - \lambda$$

### 2.3. Une spécification alternative

La majorité des estimations macroéconomiques faites à partir de la régression(18), révèle l'existence d'un rendement croissant du seul facteur travail : une valeur de  $\alpha$  significativement supérieure à l'unité. Ce résultat considéré comme paradoxal d'une part , remet en cause les fondements théoriques du modèle basé sur les conditions de maximisation du profit et d'autre part, a suscité un vif intérêt dans la recherche et dans l'interprétation dudit résultat. Sur ce dernier point, on peut citer quelques

tentatives d'explications avancées dans la littérature (Cette, 1986 ; Cohen-Skalli et Laskar, 1980 ; Ireland et Smyth, 1970) :

- la distinction entre le travail direct et indirect. Ici, l'on suppose qu'une partie de l'emploi est variable à court terme, la part complémentaire n'étant pas influencée par les fluctuations de conjoncture peut être assimilée à un facteur quasi-fixe. L'estimation de fonction d'emploi de court terme sur l'ensemble des effectifs aboutirait alors à une surestimation des rendements de travail ;
- la non prise en compte des fluctuations de court terme du degré d'utilisation des équipements. Dans ces conditions, toute variation de la production a alors comme origine exclusive, une modification des services du travail ;
- les erreurs de mesure. On suppose que diverses erreurs de mesure concernant aussi bien l'output que les effectifs peuvent biaiser les résultats d'estimation.

B. Dormont (1989), a résumé ce débat en ces termes : « les nombreuses explications qui ont été cherchées à ce conflit, se fondent sur la conviction commune qu'à l'origine des difficultés se trouvent les problèmes d'intégration des degrés d'utilisation des facteurs et de spécification des dynamiques en jeu dans les fonctions d'emploi. Le raffinement des modélisations n'a cependant pas permis une amélioration décisive des résultats ».

Néanmoins, un pas a été franchi, en particulier avec les travaux d'Ireland et Smyth (1967 ; 1970). Ces deux auteurs ont proposé une spécification alternative et montrer que si l'on pose une hypothèse de linéarité du chemin d'expansion, en imposant seulement une complémentarité de longue période entre le travail et le capital utilisés, la relation de Brechling (relation 18) pouvait être obtenue à partir de l'inversion d'une fonction CES, homogène de degré  $\nu$  :

$$Q_t = Ae^{\rho t} \left[ a(Lh)_t^{-w} + (1-a)(Ku)_t^{-w} \right]^{-\nu/w} \quad (20)$$

où :

$Ku$  = capital utilisé,

et le ratio :

$$\frac{d(Lh)_t}{d(Ku)_t} \cdot \frac{(Ku)_t}{(Lh)_t} \quad (21)$$

est supposé constant.

(20) peut encore s'écrire :

$$Q_t = Ae^{\rho t} z^{-\nu/w}$$

où :

$$z = a(Lh)_t^{-w} + (1-a)(Ku)_t^{-w}$$

Ainsi :

$$\frac{\partial Q_t}{\partial (Lh)_t} = \frac{\partial Q_t}{\partial z} \frac{\partial z}{\partial (Lh)_t}$$

$$\frac{\partial Q_t}{\partial (Ku)_t} = \frac{\partial Q_t}{\partial z} \frac{\partial z}{\partial (Ku)_t}$$

$$\frac{\partial Q_t}{\partial (Lh)_t} = -\frac{\nu}{w} A e^{\rho t} z^{-\nu/w-1} (-w) a (Lh)_t^{-w-1}$$

$$\frac{\partial Q_t}{\partial (Ku)_t} = -\frac{\nu}{w} A e^{\rho t} z^{-\nu/w-1} (-w) (1-a) (Ku)_t^{-w-1}$$

Le long de l'isoquante on a :

$$\frac{d(Lh)_t}{d(Ku)_t} = -\frac{\partial Q}{\partial (Ku)_t} / \frac{\partial Q}{\partial (Lh)_t}$$

$$\frac{d(Lh)_t}{d(Ku)_t} = -\frac{(1-a)}{a} \left[ \frac{(Lh)_t}{(Ku)_t} \right]^{w+1}$$

Le ratio (21) s'écrit alors :

$$\frac{d(Lh)_t}{d(Ku)_t} \cdot \frac{(Ku)_t}{(Lh)_t} = -\frac{(1-a)}{a} \left[ \frac{(Lh)_t}{(Ku)_t} \right]^w$$

Par ailleurs

$$\left[ \frac{(Ku)_t}{(Lh)_t} \right]^{-w} = -\frac{d(Lh)_t}{d(Ku)_t} \cdot \frac{(Ku)_t}{(Lh)_t} = -\frac{a}{(1-a)}$$

On peut maintenant écrire que :

$$Q_t^{-w/\nu} = A^{-w/\nu} (Lh)_t^{-w} \left[ a + (1-a) \left[ \frac{(Ku)_t}{(Lh)_t} \right]^{-w} \right] e^{-(w/\nu)\rho t}$$

Soit encore :

$$Q_t^{-w/\nu} = A^{-w/\nu} (Lh)_t^{-w} a \left[ 1 - \frac{d(Lh)_t}{d(Ku)_t} \cdot \frac{(Ku)_t}{(Lh)_t} \right] e^{-(w/\nu)\rho t}$$

Ainsi :

$$(Eh)_t = Q_t^{1/\nu} e^{-(\rho/\nu)t} D, \tag{22}$$

Où :

$$D = A^{-1/\nu} a^{1/w} \left[ 1 - \frac{d(Lh)_t}{d(Ku)_t} \cdot \frac{(Ku)_t}{(Lh)_t} \right]^{1/w},$$

D est une constante parce que l'on a adopté un chemin linéaire d'expansion.

Le fait de supposer que (21) est constant permet d'écrire (22) de la manière suivante :

$$L_t^* = Q_t^{1/\nu} e^{-(\rho/\nu)t} G \tag{23}$$

où  $G$  est une constante. En appliquant le processus d'ajustement donné dans (1), on a :

$$L_t = G^\lambda e^{-\rho\lambda t/\nu} Q_t^{\lambda/\nu} L_{t-1}^{1-\lambda} \quad (24)$$

D'où l'équation de régression :

$$\text{Log}L_t = G - \frac{\lambda\rho}{\nu}t + \frac{\lambda}{\nu}\text{Log}Q_t + (1-\lambda)\text{Log}L_{t-1} \quad (25)$$

L'expression (25) se réécrit :

$$\text{Log}L_t = a_0 + a_1t + a_2\text{Log}Q_t + a_3\text{Log}L_{t-1} \quad (26)$$

Avec :  $a_1 = -\lambda\rho/\nu$  ;  $a_2 = \lambda/\nu$  ;  $a_3 = 1-\lambda$

Ainsi, les équations (19) et (26) sont identiques, mais avec des interprétations différentes des coefficients :  $(1-a_3)/a_2 = \alpha$  est le rendement de travail dans (19), tandis que  $\nu$  est dans (26) le rendement à l'échelle ; et  $-a_1/a_2$  représente dans (19), le taux de croissance de l'output dû à l'influence combinée de la croissance du capital et du progrès technique, et dans (26) uniquement le seul effet du progrès technique.

Dans la formulation (26), la fonction de demande d'emploi exprime qu'à court terme, l'élasticité de l'emploi à la production est égale à  $\lambda/\nu$ . A long terme, en revanche les ajustements de l'emploi ont le temps de se réaliser dans leur intégralité : l'élasticité emploi-production de long terme est plus importante, égale à  $1/\nu$ , c'est-à-dire égale à l'inverse du paramètre des rendements d'échelle.

Si l'on excepte le paramètre  $\lambda$  qui caractérise les déséquilibres de court terme, on peut faire remarquer que dans la relation (26), l'emploi dépend de deux facteurs :

- un facteur de demande positif mesuré par l'élasticité de long terme  $1/\nu$  du travail par rapport à la production ;
- un effet de progrès technique,  $-\rho/\nu$  qui joue négativement dans le sens d'une économie de l'emploi nécessaire, quelle que soit l'évolution de la demande.

### 3. Estimation économétrique

#### 3.1. Les données

Les données proviennent du CNSEE. Ce sont des estimations effectuées à partir des résultats des enquêtes de conjoncture et annuelles auprès des entreprises publiques et privées. Elles sont relatives à cinq secteurs d'activités de l'économie congolaise sur la période 1983-1993. Il s'agit des secteurs :

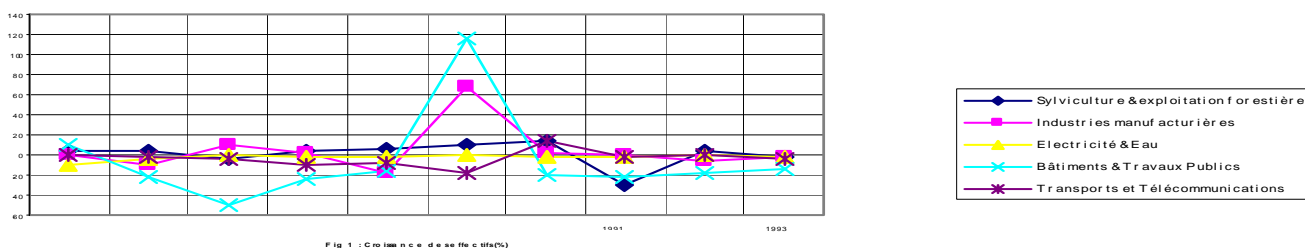
- sylviculture et exploitation forestière ;
- industries manufacturières ;
- électricité et eau ;

- bâtiments et travaux publics ;
- transports et télécommunications.

Certains secteurs d'activité ont été écartés pour des raisons purement statistiques : obtenir des résultats 'significatifs' ; il s'agit de l'agriculture et de l'industrie extractive, ainsi que les entreprises du secteur commerce, restaurants et hôtels.

Pour les secteurs étudiés, on note une baisse de l'ensemble des effectifs de 16% : 15% pour les secteurs sylviculture et exploitation forestière et électricité et eau ; 65% pour le secteur bâtiments et travaux publics ; et 18% pour les transports et télécommunications. La seule augmentation constatée est celle du secteur industrie manufacturière : soit 29%.

Dans le graphique 1, on donne la croissance des effectifs des différents secteurs



## 3.2. Méthode d'estimation

Les données dont nous disposons intègrent deux dimensions : la dimension individuelle et la dimension temporelle et que l'on appelle communément "données individuelles temporelles" (cross-section/time-séries), ou encore données de Panel. Dans le traitement économétrique de ce type de données, la dimension individuelle est généralement plus élevée que la dimension temporelle. Mais rien n'empêche que l'on puisse avoir un petit nombre d'unités observées sur une longue période : c'est le type des données de notre étude. De tels exemples de données abondent dans la littérature (Greene, 2000). De façon générale, les données individuelles temporelles exigent la mise au point de procédures économétriques inédites (Mazodier, 1983). Les estimateurs "between" et "Within" (Hsiao, 1986) très largement utilisés, sont dans ce cas abandonnés au profit d'autres méthodes plus spécifiques.

Ainsi, la nature des données et le caractère auto régressif du modèle nous imposent à adopter certaines hypothèses simplificatrices sur la structure de la matrice de covariances des termes résiduels du modèle(26). Nous utilisons pour ce faire la méthode de Park (Kmenta et Gilbert, 1970 ; Park, 1967) qui est une extension de la méthode de Zellner (Zellner, 1962) au cas où les résidus suivent un processus de Markov du premier ordre. Cette méthode est aujourd'hui implantée dans de nombreux logiciels, notamment dans Limdep (Greene, 1997) et Shazam (White, 1997).

De ce qui précède, si l'on écrit (26) sous la forme d'un modèle à double indice, la matrice des variances-covariances des termes résiduels doit avoir par conséquent une double dimension : la première se rapportant aux différentes unités, la seconde aux caractéristiques inter temporelles. A cet effet, certaines hypothèses doivent être faites sur le terme résiduel  $\varepsilon_{it}$  du modèle (Langaskens, 1975) :

-  $E(\varepsilon_{it}^2) = \sigma_i^2$  ; On admet l'hétéroscédasticité entre les individus des différentes unités  $i$  ;

-  $E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{jt}) = 0$  ; les covariances des résidus entre les différentes unités sont indépendantes :

-  $E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{it-s}) \neq 0$  ; on admet l'auto corrélation dans le temps pour chaque individu ;

-  $\varepsilon_{it} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + u_{it}$  ; sous l'hypothèse précédente, on admet une structure auto régressive du premier ordre.

Par ailleurs ;

$$E(u_{it}) = 0, E(u_{it}^2) = \phi_{ii} ; E(u_{it}u_{jt}) = 0 \text{ pour } i \neq j,$$

$$E(u_{it}u_{js}) = 0 \text{ pour } t \neq s \text{ et } E(\varepsilon_{i,t-1}u_{jt}) = 0$$

Ces hypothèses peuvent être étendues au cas où les covariances des résidus entre les différentes unités ne sont pas indépendantes. Dans ce cas :

$$E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{jt}) = \sigma_{ij} ; E(u_{it}u_{jt}) = \phi_{ij} \text{ et } E(u_{it}u_{js}) = 0 \text{ pour } t \neq s$$

Sous les hypothèses ci-dessus, le modèle (26) peut être estimé par la méthode de Aitken ou procédure des moindres carrés généralisés (White, 1997).

### 3.3. Résultats

Avant de donner les résultats d'estimation du modèle (26), signalons que, pour appréhender certaines réalités économiques, des tentatives d'amélioration de cette spécification ont été faites par l'introduction de variables particulières dites variables "dummys". Ce sont des variables dichotomiques ne prenant que deux valeurs : 0 et 1. Ainsi, compte tenu du fait que le stock de capital n'apparaît pas dans le modèle, on a testé l'hypothèse d'introduire une constante spécifique par secteur. Il en a été de même en ce qui concerne le comportement d'emploi avant et après l'application des mesures du programme d'ajustement structurel. Malheureusement toutes ces régressions ont été jugées "globalement non significatives".

L'estimation de l'équation (26) sur la période 1983-1993 conduit aux résultats suivants :

$$\begin{aligned} \text{Log}L_t = & -1.92324 - 0.01137t + 0.12696\text{Log}Q_t + 0.87326\text{Log}L_{t-1} \\ & (-2.099) \quad (2.143) \quad (16.936) \quad (2.219) \\ & R^2 = 0.97646 ; F = 636.08 \end{aligned}$$

Les valeurs entre parenthèses sont les t de student. On peut constater que tous les coefficients sont statistiquement significatifs au seuil de 95% de confiance ; par ailleurs le pouvoir explicatif du modèle est excellent à en juger par le coefficient de détermination qui indique que la variance de l'emploi est expliquée à près de 98%.

L'identification des coefficients de régression aux paramètres structurels de l'équation d'emploi, permet d'obtenir une évaluation de la vitesse d'ajustement  $\lambda$  du facteur d'échelle  $\nu$  et du progrès technique  $\rho$ . On trouve que  $\lambda$  est égale à 0.127. On en conclut que, le comportement des entreprises congolaises publiques et privées dans les cinq secteurs d'activités observés a été dominé par une forte inertie d'emploi. L'ajustement de l'emploi effectif à l'emploi désiré au cours de la période étudiée s'est

réalisé au rythme de 12.7% l'an. C'est un résultat comparable à celui obtenu dans nombre de travaux déjà réalisés sur la question ; notamment ceux effectués par Lesueur et Plane en ce qui concerne les entreprises publiques sénégalaises au cours de la période 1980-1988 :  $\lambda$  égale à 0.117 ou 0.129 selon le groupe d'entreprises étudié.

Comme l'inertie traduit à la fois le jeu des facteurs techniques et institutionnels, deux types d'explications sont souvent avancés dans l'interprétation de ces résultats et qui, à notre avis résument assez bien le cas congolais. Pour l'essentiel, le raisonnement tient sur le secteur public, en considérant que le secteur privé est bien entendu peu développé. Selon les deux auteurs ci-dessus cités, il y a d'abord l'action syndicale pour le maintien de l'emploi en période de croissance ralentie ; la volonté des partenaires sociaux de gérer aux moindres coûts humains le redressement des entreprises. Aussi, dans le cas qui nous intéresse, le gouvernement et les syndicats dans le cadre du programme d'ajustement structurel ont-ils accepté de réduire progressivement les effectifs des grandes entreprises publiques, plutôt par le gel des recrutements que par les licenciements. La stratégie d'une telle démarche est maintenant connue : elle conduit à une insuffisance de la demande et à une dégradation de la productivité. Ensuite, comme deuxième facteur explicatif, on mentionne l'existence d'obstacles juridiques. L'ajustement de l'emploi obéit aux règles internes et contraintes institutionnelles qui régissent l'organisation du marché des emplois publics (Chambas, Lesueur et Plane ; 1994). Le personnel des entreprises publiques bénéficie d'une protection de l'emploi comparable dans une certaine mesure à celle des fonctionnaires.

On note par contre, l'existence de rendement d'échelle pratiquement unitaire ( $\nu=1.003$ ). C'est un résultat assez surprenant si l'on tient compte de la présence dans l'économie du pays, des situations de monopole avec comme cas extrême celui des monopoles naturels qui opèrent à rendements croissants. On peut aussi se douter de ce résultat, si l'on se réfère au fait que le Congo est classé dans la catégorie des économies à revenu intermédiaire. En effet, selon l'argumentation développée par Hirschman (cité par Lesueur et Plane), « au premier stade du processus de développement, les indivisibilités techniques de l'investissement et la volonté des pouvoirs de susciter le plus fort effet d'entraînement au niveau des activités directement productives sont souvent un facteur de création d'une capacité excessive des infrastructures économiques et sociales ». En l'absence d'une explication claire et nette, ce résultat peut être attribué, à l'hétérogénéité qui semble caractériser les secteurs.

L'identification du paramètre  $\rho$  conduit à une évaluation du taux de progrès technique relativement élevé, de l'ordre de 13% (12.9 plus exactement). Une fois de plus, ce résultat est comparable à celui obtenu dans le cas des entreprises publiques sénégalaises :  $\rho = 15\%$ . Comme pour l'interprétation des autres paramètres, on doit se contenter là aussi, des présomptions d'explications. D'abord, l'hypothèse d'un taux de progrès technique artificiellement surévalué n'est pas à écarter. On peut ensuite noter que, en période d'ajustement structurel, sur fond de resserrement des contraintes budgétaires, il faut faire mieux avec peu ; cette théorie du comportement individuel basée sur une hypothèse méthodologique de rationalité limitée (Leibenstein, cité par Plane ; 1997) sous entend que la recherche de l'efficacité -X peut constituer dans notre cas un facteur potentiellement explicatif (Lesueur, Plane ; op citée).

## Conclusion

Bien que le pouvoir explicatif du modèle étudié soit bon, les résultats obtenus peuvent être considérés comme fragiles, au moins pour trois raisons :

- le modèle situe la détermination de l'emploi uniquement dans le contexte du chômage keynésien. Cette hypothèse n'est pas totalement vérifiée dans le cas des secteurs étudiés, même s'il est vrai que certaines entreprises publiques jettent les bases de l'infrastructure économique par la réalisation des investissements lourds ;
- classiquement, la valeur ajoutée est une fonction du travail plutôt que l'inverse comme le suppose les modèles d'emploi de court terme. Les tests d'exogénéité de cette variable dans ces modèles ne sont pas toujours concluants ;
- les données macroéconomiques dans les pays en développement sont souvent sujettes à caution, ce qui n'est pas sans conséquence sur les estimations économétriques.

## Bibliographie

- Artus, P., Morin, P.**, (1991). *Macroéconomie Appliquée*, Economica
- Ball, R.J., Saint Cyr, B.B.A.**, (1966). Short term employment functions in British manufacturing industries, *Review of Economic Studies*, 33, 179-207.
- Bloch, L., Puig, J-P.**, (1986). Baisser les salaires réels, réduire les sureffectifs industriels : deux aspects de la flexibilité de l'emploi, *Economie & Statistique*, 191, 3-20
- Boyer, R.**, (1979). Déterminants et évolution probable de la productivité et de l'emploi : un essai de synthèse des travaux récents, *Document de travail 7922*, CEPREMAP, Paris.
- Boyer, R., Mazier, J., Olive, G.**, (1974). Un nouveau modèle macroéconomique : STAR, *Economie & Statistique*, 61, 29-53.
- Boyer, R., Petit, P.**, (1980a). L'estimation des fonctions d'emploi pour trois secteurs industriels dans six pays européens, leur stabilité après 1973, *Annales de l'INSEE*, 38-39, 177-192.
- Boyer, R., Petit, P.**, (1980b). Emploi et productivité dans la CEE, *Economie & Statistique*, n°121, 35-59
- Brechling, F.**, (1965). The relationship between output and employment in British manufacturing industries, *Review of Economic Studies*, 32, 187-216.
- Brechling, F., O'brien, P.**, (1967). Short-run employment functions in manufacturing industries : an international comparaison, *Review of Economics and Statistics*, 3, 277-287.
- Caire, G.**, (1990). Les problèmes de l'emploi dans l'Afrique subsaharienne, *Mondes en Développement*, 18, 71, 35-47
- Catinat, M., Verger, D.** (1980). Estimation de modèle de travail à court terme, *Annales de l'INSEE*, 38-39, 153-175.
- Cette, G.**, (1986). Les rendements de travail dans les fonctions d'emploi de court terme, *Cahiers Economiques et Monétaires*, 22, 3-65, Banque de France.
- Cette, G., Joly, P.**, (1984). La productivité industrielle en crise : une interprétation, *Economie & Statistique*, 166, 3-24.
- Chambas, G., Lesueur, J.Y., Plane, P.**, (1995). Les relations salaires emplois productivité . Dans « *Ajustement, Education et Emploi* ». VERNIERES, Ed, Economica

- Cohen-Skalli, B., Laskar, D.,** (1980). Fonctions d'emploi à court terme et cycles de productivité, *Annales de l'INSEE*, 38-39, 123-152.
- Dormont, B.,** (1986). Les ajustements de l'emploi dans la crise en France et R.F.A. Une étude sur les données d'entreprises industrielles françaises et allemandes sur la période 1967-1979, *Revue d'Economie Politique*, 96, 3, 256-280.
- Dormont, B.,** (1989). Petite apologie des données de Panel, *Economie et Prévision*, 87, 19-32.
- Dormont, B.,** (1998). *Introduction à l'Econométrie*, Montchrestien.
- Fouquet, D., Charpin, J. M., Guillaume, H., Muet, P.A., Vallet, D.,** (1978). DMS, Modèle dynamique multisectoriel, *Collections de l'INSEE*, série C, n°64-65.
- Guilhon, B., Roos, J-L.,** (1983). L'ajustement à court terme de l'emploi à la production : des relations techniques aux fonctions de comportement, *Revue Economique*, 4, 732-755.
- Greene, W.H.,** (2000). *Econometric Analysis*, Fourth edition, Prentice Hall, International Editions.
- Greene, W.H.,** (1997). *Limdep*, Econometric software, Prentice, Hall.
- Hsiao, C.,** (1986). *Analysis of panel data*, Econometric Society Monographs, Cambridge University Press.
- Kouadio Benie, M.,** (1991). Restructuration et évolution de l'emploi dans le secteur public et parapublic en Côte-d'Ivoire, *Revue Tiers Monde*, T. XXXII, 126, 451-464
- Kmenta, J., Gilbert, R.F.,** (1970). Estimation of seemingly unrelated regressions, *Journal of the American Statistical Association*, 63, 1180-1200.
- Henin, P-Y.,** (1981). *Macro dynamique, Fluctuations et croissance*, Economica.
- Haudeville, B.,** (1996). *Econométrie Appliquée*, Estem.
- INSEE,** (1992), Propage, Modèle détaillé de l'appareil productif français. *Collection c 103*
- Ireland, N.J., Smyth, D.J.,** (1970). The specification of short run employment models, *Review of Economic Studies*, 37, 281-285.
- Langaskens, Y.,** (1975). *Introduction à l'Econométrie*, Droz, Genève.
- 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'Economie Industrielle*, 61, 68-85.

- Lesueur, J.Y., Plane, P.**, (1993). Politique de l'emploi et évolution de la productivité dans les entreprises publiques sénégalaises (1980-1988), *Annales de l'Economie Publique Sociale et Coopérative*, 6, 3, 395-18, CIRIEC.
- Lesueur, J.Y., Plane, P.**, (1994). *Les services publics africains à l'épreuve de l'assainissement : une évaluation économique et sociale*. L'Harmattan.
- 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 Economique, Revue d'Analyse Economique*, 71, 3, 291-307.
- Malinvaud, E.**, (1973). Théorie Macroéconomique, *ronéoté ENSAE*, Vol I, Paris.
- Mazodier, P.**, (1993). Econométrie II, Notes de cours, *Cours polycopié, ENSAE*, Malakoff.
- Muet, P.A.**, (1979). Les modèles à retards échelonnés : fondements théoriques, spécifications et méthodes d'estimations usuelles, *Cahiers du groupe de Mathématiques Economiques*, n°2, Université de Paris I.
- Plane, P** ; (1997). Efficience technique et développement: Introduction, *Revue d'Economie du Développement*, 3, 3-7
- Parks, R.W.**, (1967). Efficient estimation of a system of regression equation when disturbances are both serially and contemporaneously correlated, *Journal of the American Statistical Association*, 62, 500-509.
- Rosanvallon, A.**, (1995). Etat et marché du travail, dans « Ajustement, Education et Emploi », M., Vernières, éd.
- Sevestre, P.** (1988). Econométrie II, *Polycopié ENSAE*, Malakoff
- Smyth, D.J., Ireland, N.J.**, (1967). Short term employment functions in Australian manufacturing, *Review of Economic and Statistics*, November, 537-54.
- Vernières, M.**, éd (1995). *Ajustement, Education, Emploi, Economica*
- White, K.J.**, (1997). *SHAZAM, Econometrics computer program*, User's reference manual, version 8, Mc Graw-Hill.
- Zellner, A.**, (1962), an efficiency method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias, *Journal of the American Statistical Association*, 57, 38-368.