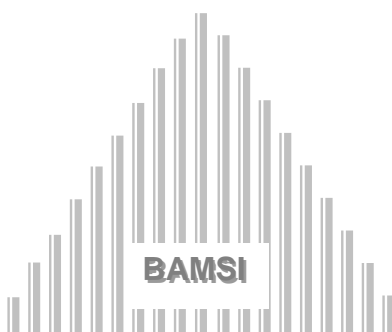


BUREAU D'APPLICATION DES METHODES
STATISTIQUES ET INFORMATIQUES

DT 05/2001

Dix ans d'ajustement en Afrique :
application d'un modèle de comptage

Samuel AMBAPOUR



DT 05/2001

Dix ans d'ajustement en Afrique : application d'un modèle de comptage

*Samuel AMBAPOUR**

Résumé : Nombreux sont les économistes qui s'accordent à dire que le besoin d'ajustement était indispensable pour l'Afrique au cours de la décennie 80. L'analyse économétrique d'un échantillon de 28 pays africains au sud du Sahara, sur des variables jugées comme 'représentatives' des objectifs de l'ajustement, montre que cette affirmation ne peut pas être totalement rejetée.

Mots clés : Ajustement structurel, Modèle de comptage, Modèle de Poisson, Modèle NegBin..

* BAMSI BP 13734, FAX : 81 58 64

Comité de Privatisation BP 1176, Brazzaville, Tél : 81 46 21

E-mail : ambapour_samuel@yahoo.fr

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

Introduction

Selon H.F Henner (1995), un programme d'ajustement structurel regroupe un ensemble de mesures de politique économique visant à restaurer les équilibres macroéconomiques d'un pays afin de lui permettre de retrouver une croissance soutenable et régulière dans le temps. On peut à ce sujet, classer en deux grandes catégories les nombreuses études entreprises en Afrique subsaharienne :

- d'une part, celles qui concernent le besoin d'ajustement proprement dit et indiquent que celui-ci résulte pour une grande part des conditions dans lesquelles s'est effectuée la croissance dans les années soixante dix (Banque Mondiale, 1994 ; Guillaumont et Guillaumont Jeanneney, 1994). Les facteurs qui freinent la croissance économique sont généralement analysés en prenant soin de les séparer en endogènes et exogènes. En fait, ce sont ces études exploratoires qui ont montré "l'inéluctabilité" de l'ajustement, et qui ont permis selon les termes du Vice-président de la commission européenne, Mr M. Marin, "d'éviter à des pays au bord de la faillite au début des années 80 de s'enfoncer plus encore dans les ténèbres de la récession profonde" ;

- celles qui évaluent l'impact des programmes d'ajustement sur les performances des pays d'autre part. Plusieurs approches sont généralement proposées (Thorbecke et Kone, 1995). On distingue : les analyses avant et après ajustement structurel, les comparaisons entre pays qui ont entrepris les programmes d'ajustement et ceux qui ne l'ont pas fait (Leenhardt, L'héritier, Nana Tanke ; 1991) et l'analyse basée sur la modélisation des situations fictives (Morrison, Lafay, Dessus ; 1993).

Les deux catégories d'études visent en effet le même objectif : persuader les pays africains d'entreprendre des réformes en orientant leur politique macroéconomique, d'appliquer des programmes d'ajustement structurel pour équilibrer et relancer l'économie. La démarche adoptée peut être qualifiée "d'économique" dans le premier cas, parce que souvent descriptive et se basant sur l'évolution des indicateurs macroéconomique et de "technique" dans le deuxième, faisant généralement appel à des techniques d'analyse un peu plus sophistiquées. Dans les deux cas on peut toutefois regretter le fait que, les caractéristiques démographiques des agents impliqués, en terme d'âge et de sexes liées à leurs conditions de vie sont oubliées (Weekes-Vagliani, 1990). Ce texte n'échappera pas malheureusement à cette critique.

Dans cet article, nous nous plaçons dans le cadre de la première catégorie d'études, mais en adoptant une approche technique. A l'aide d'un échantillon de 28 pays africains, nous voulons vérifier si les variables souvent citées comme "représentatives" des objectifs de l'ajustement structurel sont des critères pertinents pour justifier le besoin d'ajustement. En d'autres termes, le fait de constater des taux d'inflation très élevés, suffit-il pour imposer à un pays un programme d'ajustement. Pour ce faire, nous utilisons un modèle de comptage dont la spécification adoptée est le modèle de Poisson qui définit la probabilité d'occurrence d'un événement issu d'un processus de comptage (Cameron and Trivedi, 1997). Le choix d'un tel modèle peut être justifié lorsque la variable étudiée décrit le nombre de fois où un événement s'est produit pendant une certaine période. Dans notre cas, c'est "le nombre de fois qu'un pays africain a été sous ajustement" au cours de la période 1980-1989. Par ailleurs, et ceci est important, ce modèle, peut en première approximation, décrire des variables qui ne satisfont pas exactement les hypothèses du processus de Poisson, comme celle relative à l'indépendance entre le passé et le présent (Gourieroux, 1989).

Dans la première section de cet article, on décrit les deux modèles de régression les plus employés dans l'étude des données de comptage : le modèle de Poisson et celui de la loi binomiale négative qui font aujourd'hui l'objet des applications très variées. Dans la section suivante, on caractérise les données utilisées ; on définit la variable de comptage utilisée et on présente les indicateurs de besoin d'ajustement. Les résultats des estimations économétriques sont donnés dans la troisième section.

1. Le modèle de comptage

Dans les modèles de comptage, la variable endogène prend un petit nombre de valeurs positives. Cette variable discrète peut être selon les cas :

- le nombre de brevets déposés par une entreprise ;
- le nombre d'accidents de travail dans une entreprise ;
- le nombre de faillites dans le secteur bancaire ;
- etc.

1.1. Le modèle de régression de Poisson

Le modèle de base de la littérature économétrique pour la représentation et l'analyse des données de comptage est le modèle de Poisson. La variable endogène, par exemple, le nombre de fois qu'un pays africain i ait été sous ajustement durant la

période 1980-1989, noté y_i , est supposé suivre une loi de Poisson. La probabilité pour qu'un pays i soit y ajustements est donc :

$$\text{Prob}(y_i = y) = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^y}{y!} ; y \in \mathbb{N}, \lambda_i > 0, i = 1, \dots, n \quad (1)$$

où λ est le paramètre de la distribution de Poisson, tel que :

$$E(y_i) = \text{Var}(y_i) = \lambda \quad (2)$$

Ce paramètre est lié à p variables exogènes par la forme log-linéaire :

$$\log \lambda_i = x_i \beta \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (3)$$

où x_i est un vecteur $(1, p)$ associé au vecteur de paramètres $\beta(p, 1)$. Le choix de la spécification log-linéaire s'explique essentiellement par la nécessité d'avoir des paramètres λ_i positifs. Les avantages de cette forme fonctionnelle sont analogues à ceux du modèle économétrique habituel de la régression ; en particulier :

$$E(y_i / x_i) = \lambda_i = e^{-x_i \beta} \quad (4)$$

$$\Leftrightarrow \text{Log} E(y_i / x_i) = x_i \beta$$

β s'interprète donc comme une élasticité lorsque les variables exogènes sont en logarithme. Toutefois, contrairement aux modèles log-linéaires traditionnels, β n'est pas l'élasticité de la variable endogène, mais de son espérance mathématique.

Pour un n échantillon, le modèle de comptage de Poisson peut a priori être estimé par la méthode des moindres carrés non linéaires ou par la méthode du maximum de vraisemblance. La log-vraisemblance de cette spécification est :

$$\text{Log} L = \sum_{i=1}^n \left\{ -e^{x_i \beta} + y_i x_i \beta - \text{Log}(y_i!) \right\} \quad (5)$$

Les équations de vraisemblance sont :

$$\frac{\partial \text{Log} L}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^n x_i' (y_i - e^{x_i \beta}) \quad (6)$$

L'estimateur du maximum de vraisemblance $\hat{\beta}$ de β est solution des équations suivantes des moments empiriques (Lee ; 1986) :

$$\sum_{i=1}^n x_i' y_i = \sum_{i=1}^n x_i' e^{x_i \hat{\beta}} \quad (7)$$

Le Hessien est donné par :

$$\frac{\partial^2 \text{Log} L}{\partial \beta \partial \beta} = - \sum_{i=1}^n \lambda_i x_i' x_i \quad (8)$$

Le Hessien est défini négatif pour tout x et tout β . La méthode de Newton est alors pour ce modèle un algorithme simple qui converge rapidement. On en déduit la matrice de variance-covariance asymptotique estimée de l'estimateur du maximum de vraisemblance :

$$\left[\sum_{i=1}^n \hat{\lambda}_i x_i' x_i \right]^{-1} \quad (9)$$

avec $\hat{\lambda}_i = e^{x_i \hat{\beta}}$

1.2. Le modèle de régression Negbin

Certains auteurs ont jugé peu réaliste l'hypothèse selon laquelle $E(y_i / x_i) = \text{var}(y_i / x_i) = \lambda_i$; c'est-à-dire que conditionnellement à x_i , la variance de l'observation y_i ne peut varier indépendamment de sa moyenne. Pour pallier cet handicap, des tests de la surdispersion (la variance supérieure à la moyenne), et des spécifications alternatives ont été proposés. La spécification la plus souvent utilisée est celle du modèle de régression de la loi binomiale négative (ou modèle NegBin, Negative Binomial Model) introduite par Hausman, Hall et Griliches (1984). Dans cette modélisation, y_i suit toujours une loi de Poisson mais son espérance mathématique est entachée d'un terme d'erreur noté ε_i . Ce dernier traduit diverses erreurs dans la spécification, comme l'oubli des variables explicatives indépendantes des variables x_i , ou encore l'hétérogénéité non observable qui caractérise souvent les données individuelles ; y_i suit donc une loi de Poisson de paramètre :

$$\begin{aligned} \mu_i &= e^{(x_i \beta + \varepsilon_i)} \\ &= \lambda_i e^{\varepsilon_i} \end{aligned} \quad (10)$$

avec $e^{\varepsilon_i} = u_i$. Conditionnellement à x_i et u_i , la distribution de y_i est toujours une loi de Poisson :

$$\text{Prob}(y_i = y / x_i, u_i) = \frac{e^{-\lambda_i u_i} (\lambda_i u_i)^y}{y!} \quad (11)$$

Mais la densité de y_i sachant x_i est obtenue en prenant l'espérance de l'expression (11) par rapport à la densité de u_i :

$$\text{Prob} \text{Prob}(y_i = y / x_i) = \int_0^{\infty} \text{Prob}(y_i = y / x_i, u_i) g(u_i) du_i \quad (12)$$

$$= \int_0^{\infty} \frac{e^{-\lambda_i u_i} (\lambda_i u_i)^y}{y!} g(u_i) du_i$$

On fait l'hypothèse que u_i suit une loi gamma $\gamma(\delta, \delta)$, $\delta > 0$ de densité $g(u_i)$, d'espérance $E(u_i) = 1$, sans perte de généralité tant que x_i contient un terme constant et de variance $\text{Var}(u_i) = 1/\delta$. Avec cette normalisation,

$$g(u_i) = \frac{\delta^\delta}{\Gamma(\delta)} e^{-\delta u_i} u_i^{\delta-1} \quad (13)$$

et

$$\begin{aligned}
\text{Prob}(y_i = y / x_i) &= \int_0^\infty \frac{e^{-\lambda_i u_i} (\lambda_i u_i)^y}{y!} \frac{\delta^\delta}{\Gamma(\delta)} u_i^{\delta-1} e^{(-\delta u_i)} du_i \\
&= \frac{\delta^\delta \lambda_i^y}{\Gamma(y+1)\Gamma(\delta)} \int_0^\infty e^{-(\lambda_i+\delta)u_i} u_i^{\delta+y-1} du_i \\
&= \frac{\delta^\delta \lambda_i^y \Gamma(\delta+y)}{\Gamma(y+1)\Gamma(\delta)(\lambda_i+\delta)^{\delta+y}} \\
&= \frac{\Gamma(y+\delta)}{\Gamma(y+1)\Gamma(\delta)} \left[\frac{\lambda_i}{\lambda_i+\delta} \right]^y \left[\frac{\delta}{\lambda_i+\delta} \right]^\delta \tag{14}
\end{aligned}$$

Ainsi, y_i / x_i suit une loi binomiale négative de paramètre (λ_i, δ) . Les deux premiers moments de cette loi sont :

$$\begin{aligned}
E(y_i / x_i) &= \lambda_i \\
\text{Var}(y_i / x_i) &= \lambda_i \left[1 + \frac{\lambda_i}{\delta} \right] \tag{15}
\end{aligned}$$

Le modèle NegBin peut être estimé par le maximum de vraisemblance. La spécification de Poisson est testée par l'hypothèse nulle $H_0 : \delta = 0$ en utilisant soit la statistique de Wald, soit le test du rapport de vraisemblance, ou encore le test du multiplicateur de Lagrange (Greene, 2000).

2. Les données

2.1. Origine des données

Elles proviennent d'une étude de la Caisse Centrale de Coopération Economique (aujourd'hui, Agence Française de Développement), réalisée par Leenhardt, L'heriteau et Nana Tanke (1991). Cette étude visait d'une part, à fournir des éléments de comparaison des principales variables macro-économiques des pays d'Afrique subsahariennes, anglophones et francophones, membres ou non de la Zone Franc, et d'autre part, à faire ressortir les effets des politiques d'ajustement sur les performances économiques. Vingt huit pays avaient été retenus et pour lesquels on disposait des données fiables couvrant la période 1980-1989.

Parmi les vingt huit pays, douze font partie de la Zone Franc : Bénin, Burkina, Côte-d'Ivoire, Mali, Niger, Sénégal, Togo, Comores, Cameroun, Centrafrique, Congo, Gabon. Pour les autres pays africains, il s'agit de 16 pays : Burundi, Gambie, Ghana,

Kenya, Madagascar, Malawi, Mauritanie, Maurice, Nigeria, Sierra Leone, Soudan, Somalie, Tanzanie, Zaïre, Zambie, Zimbabwe.

Ainsi, pour ces vingt huit pays et pour la période considérée, on dispose des données sur les variables suivantes :

- indice des prix à la consommation ;
- valeur en DTS des exportations et des importations ;
- solde des paiements courants en % du PIB ;
- épargne budgétaire (soit recettes définitives hors dons, moins dépenses courantes intérêts compris) en % des recettes ;
- croissance du PIB en volume.

Selon les auteurs ci-dessus cités, ces variables avaient été choisies comme représentatives des objectifs de l'ajustement : rétablir les grands équilibres (balance des paiements et finances publiques) et ralentir l'inflation, tout en atteignant la meilleure croissance possible. Par ailleurs, elles sont comparables entre elles, quelle que soit la dimension des pays et leur unité monétaire, puisqu'elles sont exprimées soit en DTS, soit en ratios ou en taux de croissance.

On dispose également sur la période sous revue, des informations sur des pays ayant reçu des prêts d'ajustement structurel : les pays dits sous ajustement.

Comme on peut le constater, par rapport à la classification adoptée en introduction, le document de la Caisse Centrale de Coopération Economique, appartient à la deuxième catégorie d'études que nous avons qualifiée de technique. En effet l'objectif visé, était d'examiner les performances économiques des pays selon le clivage : le fait de suivre ou non un programme d'ajustement.

2.1. Les variables

2.1.1. La variable endogène

La variable de comptage est ici, le nombre de fois qu'un pays a été 'sous ajustement' au cours de la période 1980-1989.

Un pays est dit 'sous ajustement' l'année considérée, si un ou plusieurs accords ont été en vigueur cette année (accord de confirmation, accord élargi, accord au titre de la facilité d'ajustement structurel, accord au titre de la facilité d'ajustement structurel renforcé) pendant plus de six mois au total et si le pays a effectivement tiré plus de 50% des sommes prévues dans les accords pour l'année considérée. Cette

définition diffère de celle utilisée dans certaines études de la Banque Mondiale qui généralement privilégient le critère “signature ou renouvellement d’un accord” (que l’on peut qualifier d’accord purement formel) à celui de la mise en oeuvre effective de la politique d’ajustement”. Ce dernier critère, avec la notion de “tirage d’au moins 50% de fonds prévus” reflète à notre avis une réalité économique indéniable.

Par ailleurs, il faut signaler que dans la pratique concrète de l’ajustement structurel, un premier accord peut être suivi de nouveaux accords et que entre les accords, peuvent intervenir des périodes de non ajustement.

Au regard du tableau 1, l’on peut constater que :

- 3 pays ne s’ajustent jamais ;
- 8 pays s’ajustent, mais ne le font jamais 3 ans de suite ;
- 17 pays s’ajustent au moins 3 ans de suite.

Par rapport à notre variable de comptage, on dira qu’au cours de la période considérée, le Bénin a été sous ajustement 1 fois, le Burkina, zéro fois, la Côte-d’Ivoire 6 fois, ainsi de suite.

2.1.2. Les variables exogènes

Parmi les variables citées précédemment comme représentatives des objectifs de l’ajustement, certaines ont été utilisées comme telles. D’autres par contre ont été combinées afin d’obtenir un ratio plus significatif. Au total cinq variables de besoin d’ajustement ont été retenues selon la terminologie d’usage courant :

- taux d’inflation ;
- taux de croissance du PIB ;
- ratio du solde courant ;
- taux de couverture ;
- taux d’épargne budgétaire.

Signalons que la variable “appartenance d’un pays à la Zone Franc ou non” considérée comme variable “muette” a été écartée de l’analyse (elle n’est pas significative de toutes les façons). Cette variable discrimine les pays selon qu’ils appartiennent à une zone de stabilité monétaire (pays de la Zone Franc) ou selon qu’ils utilisent la dépréciation de la monnaie comme un instrument d’ajustement structurel. Sur ce critère, on a donc deux sous échantillons totalement différents.

Tableau 1 : Pays sous ajustement l'année considérée

N°	Pays	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
1	Bénin	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
2	Burkina	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3	Côte-d'Ivoire	0	1	1	1	1	1	1	0	0	0
4	Mali	0	0	1	1	1	1	1	0	1	1
5	Niger	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1
6	Sénégal	1	1	1	0	1	1	1	1	1	1
7	Togo	1	0	0	1	1	1	1	0	1	1
8	Comores	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
9	Centrafrique	1	1	0	0	0	1	0	1	1	0
10	Congo	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
11	Gabon	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0
12	Cameroun	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
13	Burundi	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1
14	Gambie	1	0	1	0	0	0	0	1	1	1
15	Ghana	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1
16	Kenya	0	1	1	1	1	1	0	0	1	1
17	Madagascar	0	0	1	0	1	1	1	1	1	1
18	Malawi	1	1	1	1	1	1	1	0	1	1
19	Mauritanie	1	1	0	0	0	1	1	1	1	1
20	Maurice	1	1	1	1	1	1	1	0	0	0
21	Nigeria	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
22	Sierra Léone	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
23	Soudan	1	1	0	1	0	0	0	0	0	0
24	Somalie	0	1	1	1	1	0	0	1	0	0
25	Tanzanie	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1
26	Zimbabwe	0	1	0	1	1	0	0	0	0	0
27	Zaïre	1	1	0	0	1	1	1	1	0	0
28	Zambie	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0

On sait par ailleurs que la politique de change est au cœur des politiques d'ajustement et a un impact direct sur les prix. Comme indicateur de compétitivité et donc de besoin d'ajustement, l'idéal aurait été de choisir le taux de change effectif réel. Il est défini comme le produit du taux de change effectif nominal par le rapport des indices de prix à la consommation du pays aux mêmes indices de prix à l'étranger. Si cet indicateur est supérieur à 100, cela suppose une appréciation réelle de la monnaie. Nous ne disposons pas malheureusement de cette série de données. Mais cela importe peu puisque de toutes les façons, les effets positifs généralement attendus de la dépréciation du taux de change concernent la promotion des exportations, la réduction des importations, le redressement des finances publiques et plus globalement le rétablissement progressif des grands équilibres économiques et financiers (Jaquemot, Assidon ; 1988). Or tous ces effets sont déjà pris en compte par les variables de besoin d'ajustement que nous avons retenues.

Comme on l'a déjà dit, notre propos n'est pas, comme dans l'étude de Leenhardt et alii, de mesurer les effets supposés de l'ajustement sur les indicateurs économiques, mais plutôt de vérifier la nécessité du besoin d'ajustement : on ajuste parce que les performances économiques sont mauvaises. C'est pourquoi les valeurs des variables exogènes sont celles du début de la période ; celles de l'année 1980 (voir tableau 2).

Tableau 2 : Variables d'ajustement en 1980

N°	Pays	Taux de croissance	Taux d'inflation	Taux de couverture	Ratio du solde courant	Taux d'épargne budgétaire	Appartenance à la zone franc ou non
1	Bénin	9,7	10,9	51,43	-6,3	9,2	1
2	Burkina	-0,7	12,2	43,60	-4,0	-0,1	1
3	Côte-d'Ivoire	6,3	14,7	119,4	-17,3	20,1	1
4	Mali	-1,2	20,2	41,2	-11,8	-11,0	1
5	Niger	4,9	8,9	72,0	-11,9	37,5	1
6	Sénégal	-3,3	8,7	49,4	-14,5	-4,1	1
7	Togo	0,8	12,3	95,0	-9,2	27,4	1
8	Comores	7,4	15	51,0	-10,6	-85,5	1
9	Centrafrique	-3,9	17,1	92,4	-3,1	-35,9	1
10	Congo	17,7	7,6	167,0	-9,8	7,7	1
11	Gabon	0,0	9,7	305,8	12,1	52,7	1
12	Cameroun	14,4	7,7	121,2	-0,5	28,5	1
13	Burundi	3,4	9,4	44,7	-5,1	16,9	0
14	Gambie	-9,8	5	80,7	-4,6	10,7	0
15	Ghana	1,2	50,1	121,5	0,2	-41,4	0
16	Kenya	4,3	12,9	103,9	-10,8	5	0
17	Madagascar	0,8	17,1	57,1	-17,0	8,4	0
18	Malawi	0,7	18,3	69,1	-16,7	-	0
19	Mauritanie	4,3	11,1	61,1	-21,8	-58,3	0
20	Maurice	-10,1	33,0	82,4	-10,6	-8,9	0
21	Nigeria	2,9	10	176,1	-4,9	6,7	0
22	Sierra Léone	4,1	19,3	65,5	-15,6	-13,6	0
23	Soudan	4,0	25,4	43,3	-2,9	-20,3	0
24	Somalie	2,1	59	29,1	-4,9	-17,5	0
25	Tanzanie	0,8	30,3	41,9	-10,2	-25,1	0
26	Zimbabwe	15,6	5,4	108,2	-4,5	-	0
27	Zaïre	2,4	46,4	138,5	-1,5	-5,2	0
28	Zambie	5,2	11,7	120,5	-16,0	-28,1	0

3. Résultats empiriques

3.1. Le modèle de Poisson

La probabilité associée au nombre de fois qu'un pays africain a été sous ajustement est estimée par le modèle de Poisson sur le logiciel LIMDEP (Count data, procédure de Poisson). Les résultats sont les suivants :

Poisson Regression	
Maximum Likelihood Estimates	
Dependant Variable	AJUST
Weighting Variable	ONE
Number of observations	28
Iterations completed	6
Log likelihood function	-60.65069
Restricted log likelihood	-74.46060
Chi-squared	27.61983
Degrees of freedom	5
Significance level	.4318602E-04
Chi-squared = 30.53558	Rsq ^P = .4247
G - squared = 30.68007	Rsq ^D = .4166

Variable	Coefficient	Standard Error	B/St.Er	P[!Z ! >Z]	Mean of X
Constant	.5563306410	.39903272	1.394	.1633	
INFLAT	.1811721448E-01	.76551864E-02	2.367	.0179	18.192857
PIB	-.4739597910E-01	.16216460E-01	-2.923	.0035	3.0000000
SOLDE	-.6284326696E-01	.16760172E-01	-3.750	.0002	-8.0000000
COUVE	.1606216725E-01	.24331252E-01	.660	.5092	91.177143
BUDGE	.6183458054E-01	.40353179E-02	1.532	.1254	-2.5179799

On constate que trois variables sur cinq sont statistiquement significatives au seuil de 5% et ont des signes attendus. Il s'agit de l'inflation, de la croissance du PIB et du ratio du solde courant. Plus le taux d'inflation est élevé, plus grand est le besoin d'ajustement.

On confirme bien qu'un taux de croissance du PIB faible (ou négatif), entraîne un nombre d'ajustements plus important. On note également une liaison négative entre le ratio du solde courant et le nombre d'ajustements. En effet, un pays dont la balance courante est fortement déficitaire et la croissance du produit faible, voire négative, a manifestement besoin d'ajustement structurel. C'est également le cas d'un pays qui ne parvient à équilibrer sa balance courante qu'au prix d'une politique déflationniste (c'est-à-dire dont la croissance est faible ou négative) : « son besoin d'ajustement correspond à une perte de compétitivité et dans le fait qu'il a atteint

son niveau maximum d'endettement, ce qui le condamne à équilibrer sa balance courante »(Guillaumont, Guillaumont Jeanneney ; op. cité).

En ce qui concerne le taux de couverture et le taux d'épargne budgétaire, on constate que les coefficients de ces deux variables ne sont pas significatifs et n'ont pas le signe qu'il est raisonnable de penser qu'ils ont. Au plan statistique, il y a deux attitudes à adopter. Premièrement, on peut dire que les faits sont là, et que l'on doit se borner à les enregistrer. Deuxièmement, on peut penser qu'une estimation déraisonnable est sans doute due à quelque corrélation mal venue entre variables explicatives, ou à l'omission d'une variable, et qu'il vaut mieux bloquer l'estimation, ou, mieux chercher à la corriger en induisant quelque variable manquante, ou en vérifiant la pertinence de la série (Rys, Vaneecloo ; 1998). Cependant, sur le plan économique, si l'on prend par exemple le cas du taux de couverture, la théorie nous enseigne aujourd'hui que comme indicateur, la balance commerciale est de moins en moins significative, en raison de la progression forte des échanges internationaux de services, qui n'y sont pas pris en compte : assurances, services financiers, télécommunications, transports, tourisme, brevets, redevances, etc., représentent désormais un tiers des échanges de marchandises (Clerc ; 1997). On peut donc imaginer qu'un gros déficit de la balance commerciale soit compensé par un excédent des échanges de services (que l'on peut qualifier d'invisibles), ou inversement.

Si l'on écarte les deux variables non significatives, c'est-à-dire le taux de couverture et le taux d'épargne budgétaire, la régression faites sur les autres variables est globalement significative. On peut alors affirmer que l'hypothèse émise sur le besoin d'ajustement ne peut pas être totalement rejetée. Ce résultat est réconfortant, surtout si l'on s'appuie sur les propos de J-M Gankou et D. Bondoma Yokono (1998), que, le besoin d'ajustement des pays africains membres de la Zone Franc (cela est aussi valable pour les autres pays africains), né de la combinaison de plusieurs éléments (détérioration continue des termes de l'échange, fuite des capitaux, politiques budgétaires laxistes, aggravation de l'endettement extérieur...), pouvait être synthétisé en fait par deux indicateurs, le taux de croissance et la balance des paiements. Ce point de vue est également partagé par Guillaumont, qui parle d'indicateurs de base.

3.2. Le modèle de régression Negbin

Nous avons voulu vérifier si la contrainte d'égalité entre espérance et variance de la variable endogène était réaliste en ce qui concerne nos données. On a alors utilisé le modèle Negbin (Count data, procédure Negbin de Limdep). La procédure Negbin estime un paramètre supplémentaire α tel que :

$$\text{Var}(y_i) = E(y_i)\{1 + \alpha E(y_i)\}. \quad (16)$$

La spécification de Poisson est donc testée par l'hypothèse nulle :

$$H_0 : \text{Var}(y_i) = E(y_i)$$

contre l'hypothèse alternative :

$$H_1 : \text{Var}(y_i) = E(y_i) + \alpha g\{E(y_i)\}$$

$g(\cdot)$ est une fonction spécifiée et définie de R^+ dans R^+ . Accepter l'hypothèse nulle revient donc à accepter l'hypothèse que $\alpha = 0$. Les résultats des estimations du modèle NegBin sont donnés ci-dessous. L'on peut constater que les paramètres estimés ne sont pas très différents de ceux obtenus avec le modèle de Poisson. Cependant au seuil de 5% la variable taux d'inflation n'est plus significative (elle l'est cependant au seuil de 10%). Toujours au seuil de 5% la statistique de test $LR = 2(60.65069 - 60.63184)$ est inférieure à la valeur critique lue dans la table de chi-deux à un degré de liberté, soit 3.84. La contrainte correspondant à la spécification de Poisson est donc acceptée.

Negative Binomial Regression	
Maximum Likelihood Estimates	
Dependant Variable	AJUST
Weighting Variable	ONE
Number of observations	28
Iterations completed	6
Log likelihood function	-60.63184
Restricted log likelihood	-60.65069
Chi-squared	.3770699E-01
Degrees of freedom	1
Significance level	.8460327

Variable	Coefficient	Standard Error	B/St.Er	P[Z > Z]	Mean of X
Constant	.5404537361	.42849928	1.261	.2072	
INFLAT	.1845728703E-01	.10774175E-01	1.713	.0867	18.192857
PIB	-.4802365367E-01	.21620853E-01	-2.221	.0263	3.0000000
SOLDE	-.6338676540E-01	.19576102E-01	-3.238	.0002	-8.0000000
COUVE	.167041595E-02	.31993528E-01	.522	.5092	91.177143
BUDGE	.6195774971E-02	.46840346E-02	1.323	.1859	-2.5179799

Conclusion

Les indicateurs de besoin d'ajustement sont nombreux. Notre attention, dans cette étude, s'est focalisée sur cinq d'entre eux : deux indicateurs de base et trois indicateurs complémentaires. Les résultats obtenus par le modèle économétrique de comptage, tendent à confirmer l'hypothèse de besoin d'ajustement au cours de la décennie 80, pour les pays africains de l'échantillon analysé. En effet, si l'on résume ce besoin par les deux indicateurs de base : le taux de croissance et la balance des paiements, cette hypothèse ne peut pas être rejetée.

Bibliographie

- Banque Mondiale.**, (1994). *Ajustement en Afrique : Réformes, Résultats et Chemin à Parcourir*.
- Berthelemy, J-C.**, (1995). *Quel Avenir pour l'Economie Africaine*, OCDE.
- Cameron, A.C., Trivedi, P.K.**, (1986). Regression based tests for overdispersion in the Poisson model, *Journal of Econometrics*, 46, 347-364
- Cameron, A.C., Trivedi, P.K.**, (1997). *Regression Analysis of Count Data*, Econometric Society Monograph n°30, Cambridge University Press.
- Clerc, D.**, (1997). *Dictionnaire des Questions Economiques et Sociales*, Editions de l'Atelier.
- Crepon, B., Duguet, E.**, (1995). Une bibliothèque de macro-commandes pour l'économétrie des variables qualitatives et de comptage, *Document de Travail n°9525*, CREST, INSEE.
- Deheuvels, P.**, (1999). Statistique des évènements rares, *Journal de la Société Française de statistique*, 140, 3, 53-63
- Gankou, J-M., Bondoma Yokono, D.**, (1998). *Gestion du Taux de Change et politique d'Ajustement dans les pays africains membres de la zone franc*, Economica.
- Gourieroux, C., Monfort, A., Trognon, A.**, (1984). Pseudo maximum likelihood methods : Applications to Poisson models, *Econometrica*, 52, 701-720.
- Guillaumont, P., Guillaumont, S.**, (1994). *Ajustement et Développement*. L'expérience des pays ACP, Afrique, Caraïbe, Pacifique, Economica.
- Greene, W.H.**, (1994). Accounting for excess zeros and sample selection in Poisson and negative binomial regression models, *Working paper EC-94-10*, Stern of Business, New York University
- Greene, W.H.**, (1997). FIML estimation of sample selection models for count data, *Working paper EC-97-02*, Stern School of Business, New York University.
- Greene, W.H.**, (1997). *Limdep*, Econometric Software, Printice Hall.
- Greene, W.H.** (2000). *Econometric Analysis*, Printice Hall.
- Hausman, J.A., Hall, B.H., Griliches, Z.**, (1984). Econometric models for count data with an application to the patents-R and D relationship, *Econometrica*, 52, 909-938
- Henner, H.F.**, (1996). Ajustement structurel et compétitivité des économies africaines, *CERDI, Document E.96.34*
- Jaquemot, P., Assidon, E.**, (1988). *Politiques de Change et Ajustement en Afrique*. Ministère de la Coopération et du Développement.

- Lawless, J.F.**, (1987). Regression methods for Poisson process data, *Journal of American Statistical Association*, 82, 808-815
- Lawless, J.F.**, (1987). Negative binomial and mixed Poisson regressions, *The Canadian Journal of Statistics*, 15, 209-225
- Lee, L.-F.**, (1986). Specification test for Poisson regression models, *International Economic Review*, 27, 689-706
- Leenhardt, B., L'heriteau, M.F., Nana Tanke, C.**, (1991). Une décennie d'ajustement en Afrique. Performances comparées de 28 pays africains, 1980-1989, *Notes et Etudes* n°43, CCCE.
- Morrison, C.**, (1992). Ajustement et équité, *OCDE, Cahiers de Politique Economique* n°1
- Morrison, C., Lafay, J-D., Dessus, S.**, (1993). La faisabilité politique de l'ajustement dans les pays africains, *OCDE, Documents techniques* n°88.
- Mullahy, J.**, (1986). Specification and testing of some modified count data models, *Journal of Econometrics*, 33, 341-365
- Rys, A., Vaneecloo, N.**, (1998). *Econométrie. Théorie et Application*, Nathan
- Thomas, A.**, (2000). *Econométrie des Variables Qualitatives*, Dunod.
- Thorbecke, E., Kone, S.**, (1995). Impact des programmes de stabilisation et d'ajustement structurel sur les performances des pays d'Afrique subsaharienne, in *‘‘Quel avenir pour l'Economie Africaine ?* OCDE.
- Weekes-Vagliani, W.**, (1990). Analyse des variables socioculturelles et de l'ajustement en Côte-d'Ivoire, *OCDE, Documents techniques* n°9.
- Winkelman, R., Zimmerman, K.Z.**, (1991). A new approach for modeling economic count data, *Economics Letters*, 37, 139-143
- Winkelman, R., Zimmerman, K.Z.**, (1995). Recent developments in count data modelling : theory and application, *Journal of Economic Surveys*, 9, 1, 1-24

SERIE DES DOCUMENTS DE TRAVAIL DU BAMSI

01/2001 "STATIS : une méthode d'analyse conjointe de plusieurs tableaux de données".

Samuel AMBAPOUR

02/2001 "Estimation des frontières de production et mesures de l'efficacité technique".

Samuel AMBAPOUR

03/2001 "Estimation d'un modèle d'emploi de court terme avec ajustement partiel".

Samuel AMBAPOUR

04/2001 "Note sur la mortalité infantile".

Samuel AMBAPOUR

05/2001 "Dix ans d'ajustement en Afrique : application d'un modèle de comptage".

Samuel AMBAPOUR