

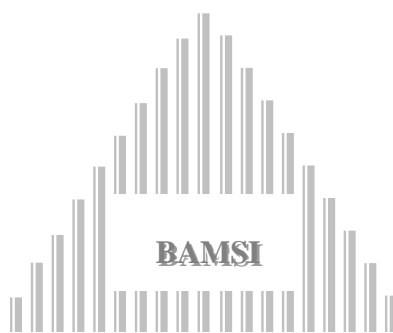
**BUREAU D'APPLICATION DES METHODES  
STATISTIQUES ET INFORMATIQUES**

**DT 11/2005**

**PREVISION DES INDICES DES PRIX A LA CONSOMMATION  
DES MENAGES AU CONGO**

*Christophe MASSAMBA*

**D  
o  
c  
u  
m  
e  
n  
t  
  
e  
d  
  
T  
r  
a  
v  
a  
i  
l**



**BAMSI B.P. 13734 Brazzaville**

## PREVISION DES INDICES DES PRIX A LA CONSOMMATION DES MENAGES AU CONGO

Christophe MASSAMBA\*

**RESUME :** L'objet de cette étude est de présenter une méthodologie d'élaboration des prévisions ex ante, à court et moyen terme, des indices des prix à la consommation des ménages au Congo.

**ABSTRACT:** The objective of the present paper is to describe a procedure for producing the short and medium forecasts of households' consumer prices indices in Congo.

**MOTS-CLES :** Stationnarité, ARMA, ARMAX, Racine unitaire, Break structurel, Bootstrap.

---

\* Ingénieur Statisticien Economiste  
Stagiaire au Centre National de la Statistique et des Etudes Economiques (CNSEE)  
E-mail : cmassamba@yahoo.fr

Je tiens à remercier très sincèrement Monsieur Samuel AMBAPOUR, Directeur Général du CNSEE, pour avoir mis à ma disposition toute sa documentation concernant le sujet, ainsi que pour ses remarques et suggestions.

*Ce document de travail ne reflète pas la position du BAMSI, mais n'engage que son auteur.*

## INTRODUCTION

Le Centre National de la Statistique et des Etudes Economiques, en sigle CNSEE, produit chaque mois deux sous-indices des prix à la consommation des ménages dans le cadre de ses publications mensuelles d'une part, et pour répondre aux exigences du FMI et d'Afristat en matière de publication des données statistiques, d'autre part.

L'indice des prix à la consommation des ménages est la mesure la plus usuelle de l'inflation. Il détermine l'orientation de la politique monétaire et est au cœur de multiples dérèglements qui touchent tous les aspects de la vie socio-économique (vie sociale, budget de l'Etat, endettement, entreprises, etc.) [Agenor P.R. et Montiel P.J., 1999 ; Mankiw G.N., 1999].

Aussi, paraît-il primordial pour les agents économiques (pouvoirs publics, bailleurs de fonds, entreprises, ménages, etc.) de projeter l'inflation future afin de prendre des mesures pour s'en protéger. En outre, la connaissance de l'inflation future permet de mieux apprécier la trajectoire de la cible fixée par le critère de convergence en la matière dans la CEMAC.

Il existe plusieurs méthodes de prévision des indices des prix. Les plus couramment utilisées par les agences de statistiques sont : X-11-ARIMA/88 [Dagum, 1988], X-12-ARIMA [Findley D. F. et al., 1998] et TRAMO/SEATS [Gómez et Maravall, 1997].

Cependant, depuis les travaux de Perron [1989], de Zivot et Andrews [1992], de Lumsdaine et Papell [1997], de Clemente, Montañés et Reyes [1998], de Kapetanios [2002], de Leybourne et Newbold [1998, 2003] et bien d'autres, on admet que la série des indices des prix est stationnaire autour d'une tendance avec rupture.

Cette nouveauté n'est pas prise en compte, ou du moins n'est pas directement prise en compte, dans bon nombre de méthodes de prévision, y compris celles que nous venons de citer. En effet, la prise en compte d'une tendance déterministe segmentée est souvent laissée aux soins du modélisateur ou de l'économètre qui l'intègre dans un modèle de type ARMAX<sup>1</sup> [Box et Tiao, 1981 ; Pankratz, 1991 ; Pindyck et Rubinfeld, 1998] ou modèle de régression dans lequel les perturbations suivent un processus ARMA ou ARMA intégré [Box et Jenkins, 1976]. Même si la méthode X-12-ARIMA contient un module appelé RegARIMA qui permet de corriger toute sorte d'effets de calendrier et des points aberrants, mais celui-ci ne prend pas en compte les tendances segmentées.

C'est donc fort de ces préoccupations que nous nous proposons d'élaborer une méthodologie de prévision des indices des prix à la consommation des ménages à l'aide de la modélisation de type ARMAX. A notre connaissance, une telle étude n'a pas encore été réalisée au Centre National de la Statistique et des Etudes Economiques.

Compte tenu du fait que les indices des prix à la consommation des ménages au Congo, et particulièrement à Brazzaville, ont été affectés par la guerre la plus sanglante qu'a connue le Congo en 1997, on devrait s'attendre maintenant à un ralentissement de l'inflation sous-jacente mesurée par chacun de ces indices. En effet, l'avènement de la paix a stimulé l'activité économique dans le secteur non pétrolier (agriculture, exploitation forestière,

---

<sup>1</sup> ARMA with eXtra variables.

commerce, transports, etc.) avec pour conséquences la reprise de la production vivrière et l’approvisionnement régulier en biens de consommation grâce au trafic ferroviaire entre Pointe-noire et Brazzaville.

Cela étant dit, ce travail est organisé comme suit : dans un premier temps, nous mettons en évidence les principaux faits stylisés de ces séries d’indices via l’examen graphique de celles-ci dans le but d’observer ou de soupçonner l’existence ou non d’une tendance segmentée et des points de ruptures. Les indices de fonctions seront également analysés dans cette partie afin de mettre en évidence les grands groupes de produits qui influencent le plus ces indices. Dans un deuxième temps, nous confirmerons l’existence ou non d’une tendance segmentée à l’aide d’un test de racine unitaire avec break(s) structurel(s). Nous concevrons ensuite, à l’aide des critères d’informations (AIC, SIC et HQ) et de la modélisation de type ARMAX, les modèles de prévision qui s’adaptent le mieux à nos données. Enfin, nous élaborerons les prévisions ex ante, à court et moyen terme des séries d’intérêt.

## 1- EXAMEN GRAPHIQUE DES SERIES

L’examen graphique est fondamental et doit systématiquement être effectué, avant toute tentative de modélisation, afin de mettre en évidence les principaux faits stylisés des séries d’intérêt. Il permet donc de révéler des changements de structure, des erreurs grossières et des conséquences d’intervention (changements législatifs ou économiques, accidents majeurs, guerres, grèves, etc.).

Avant de procéder à cet examen, commençons d’abord par présenter les données utilisées.

### 1.1- PRESENTATION DES DONNEES

Le Centre National de la Statistique et des Etudes Economiques (CNSEE) publie chaque mois deux sous-indices issus d’une agrégation des indices intermédiaires (par zone tous grands groupes de produits) des prix à la consommation des ménages, base 100 décembre 1977 pour Brazzaville et base 100 janvier 1996 pour Pointe-noire. Il s’agit des indices bruts calculés à partir d’un échantillon de 232 produits par zone. Les grands groupes de produits utilisés dans le calcul de ces indices, ainsi que leur pondération, sont présentés dans le tableau ci-dessous :

Tableau 1: grands groupes de produits utilisés pour le calcul de l’indice général de chaque ville

Grand groupe	Libellé	Abréviation utilisée	Pondérations de Brazzaville	Pondérations de Pointe-noire
1	Alimentation	Aliment	5789	6265
2	Boissons, Tabacs	Botabac	324	326
3	Dépenses de maison	Depmai	1613	1729
4	Habillement	Habillem	607	316
5	Hygiène, Santé	Hygsan	235	293
6	Transport	Transpo	753	591
7	Divers	Divers	679	480
$\Sigma$	<b>Indice général</b>	<b>Indgen</b>	<b>10000</b>	<b>10000</b>

Ces coefficients de pondération ont été établis à partir des résultats des Enquêtes Budget Consommation de 1977 pour Brazzaville et 1989 pour Pointe-noire.

On note que le groupe alimentation a une très forte pondération à Brazzaville et à Pointe-noire (plus de la moitié du total des pondérations).

Notre étude portera sur les deux séries des sous-indices des prix à la consommation des ménages de ces deux principales villes, à savoir Brazzaville et Pointe-noire. En effet, nombreux sont les auteurs qui déconseillent de modéliser par un processus ARMA une série d'indices agrégés au niveau le plus élevé [Jondeau, 1999 ; Ferrara, 2002 ; Gujarati, 2003 ; Evrard Mounkala, 2005]. Les niveaux d'agrégation intermédiaires donnent souvent de bons résultats, comparés à ceux du niveau d'agrégation le plus élevé.

La période d'étude de ces indices va de janvier 1996 à décembre 2004, soit un total de 108 observations.

## 1.2- ANALYSE DE L'EVOLUTION DES INDICES DES PRIX A BRAZZAVILLE ET A POINTE-NOIRE

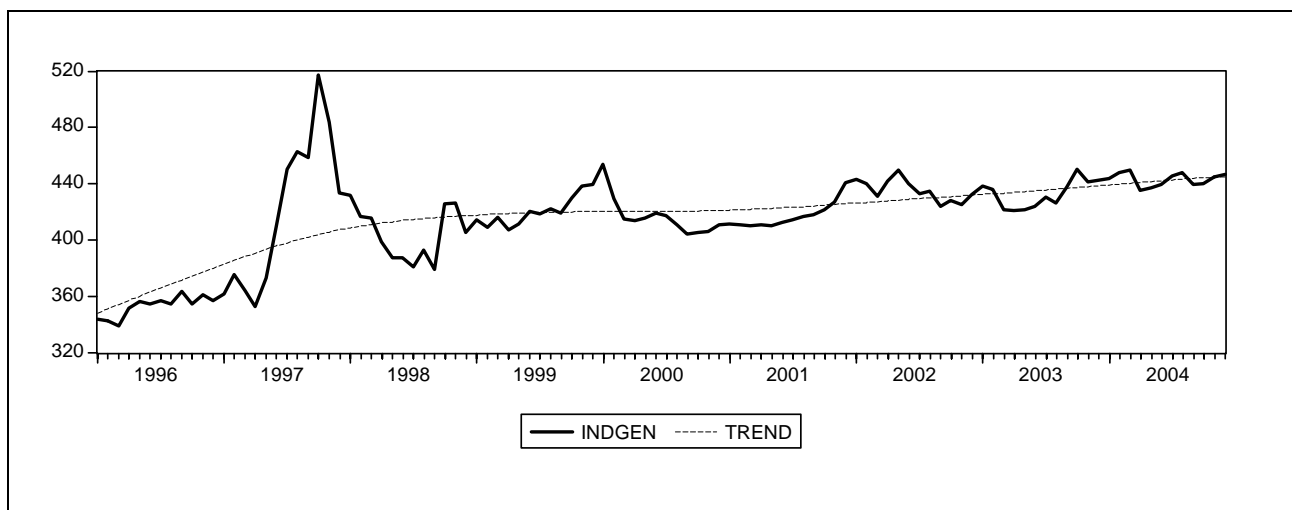
Cette section présente l'évolution des indices des prix à Brazzaville et à Pointe-noire afin de mettre graphiquement en évidence les faits stylisés des séries d'étude.

### 1.2.1- Evolution de l'indice général des prix à Brazzaville

Le graphique 1 ci-après retrace l'évolution de l'indice général des prix à la consommation des ménages à Brazzaville, ainsi que son trend obtenu à l'aide du filtre de Hodrick-Prescott.

On peut noter deux phases dans cette évolution : de janvier 96 à mi-98 et de mi-98 à décembre 2004. La première phase (de janvier 96 à mi-98) est marquée par une croissance régulière des prix. Au cours de cette période, on observe un pic très remarqué en octobre 1997. Ce pic est vraisemblablement le résultat de la forte flambée des prix observée après le début de la guerre qu'a connue le Congo en 1997. La deuxième phase (de mi-98 à décembre 2004), quant à elle, est marquée par une quasi-stabilité des prix due à la reprise de l'activité économique intervenue quelques mois après la fin de la guerre en octobre 1997.

Graphique 1: Evolution de l'indice général des prix à la consommation des ménages à Brazzaville



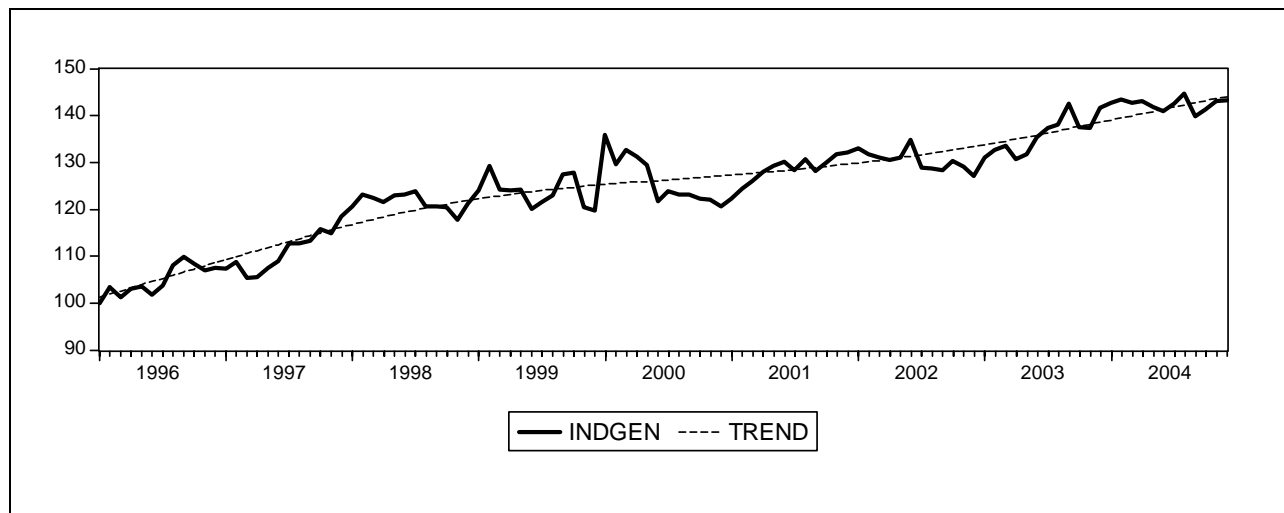
On note également que la série d'indices de Brazzaville semble ne pas présenter d'effets de fêtes (fêtes de Noël et de Nouvel an, fêtes de Pâques, etc). Cela peut s'expliquer par le fait les prix des produits alimentaires consommés à Brazzaville dépendent fortement du trafic

ferroviaire entre Pointe-noire et Brazzaville. Les effets de fêtes semblent donc être pervertis par les perturbations du trafic ferroviaire entre Pointe-noire et Brazzaville.

### 1.2.2- Evolution de l'indice général des prix à Pointe-noire

Le graphique 2 ci-après décrit l'évolution de l'indice général des prix à la consommation des ménages à Pointe-noire, ainsi que son trend obtenu également à l'aide du filtre de Hodrick-Prescott.

Graphique 2: Evolution de l'indice général des prix à la consommation des ménages à Pointe-noire



On observe que cette série présente également une tendance croissante par morceaux. Contrairement à l'indice de Brazzaville qui a enregistré un pic très prononcé en octobre 1997, l'indice de Pointe-noire semble ne pas avoir subi de perturbations de grande ampleur, graphiquement remarquable. Cela peut s'expliquer par le fait que la ville de Pointe-noire a été épargnée par la guerre de 1997. En plus, Pointe-noire est une ville portuaire. C'est elle qui alimente principalement Brazzaville en biens de consommation. L'exode massif des populations de Brazzaville vers Pointe-noire n'a eu aucun effet sur les prix car l'augmentation de la demande en biens de consommation, qui en est résultée, a été certainement compensée par une augmentation de l'offre.

Comme pour l'indice de Brazzaville, l'indice de Pointe-noire semble également ne pas présenter d'effets de fêtes. L'explication peut également venir de la forte pondération de l'alimentation dont les prix des produits dépendent du trafic maritime.

### 1.2.3- Analyse de l'influence des indices des fonctions sur l'indice général à Brazzaville et à Pointe-noire

Etant donné que les indices généraux sont obtenus par moyenne pondérée des indices intermédiaires (par zone tous grands groupes de produits), il est intéressant de se demander quel est le groupe de produits dont l'évolution influe beaucoup plus sur l'indice général ; autrement dit, quel est le groupe de produits phare [Afristat, 2001]. Pour cette raison, les indices intermédiaires sont également appelés indices des fonctions.

Cette analyse est souvent faite à l'aide de la matrice des coefficients de corrélation partielle entre l'indice général de chaque zone et leurs indices intermédiaires respectifs.

Le tableau 2 suivant présente les degrés de corrélation partielle entre les indices généraux et leurs indices intermédiaires respectifs (Voir annexe A4).

Tableau 2: Coefficients de corrélation partielle entre les indices généraux et les indices intermédiaires

	Indgen à Brazzaville	Indgen à Pointe-noire
<b>Aliment</b>	0,9987 (0,00)	0,9994 (0,00)
<b>Botabac</b>	0,9628 (0,00)	0,6424 (0,00)
<b>Depmai</b>	0,9813 (0,00)	0,9941 (0,00)
<b>Habillem</b>	0,8910 (0,00)	0,7681 (0,00)
<b>Hygsan</b>	0,6411 (0,00)	0,5559 (0,00)
<b>Transpo</b>	0,9751 (0,00)	0,5896 (0,00)
<b>Divers</b>	0,6167 (0,00)	0,3878 (0,00)

Les valeurs entre parenthèses représentent les niveaux de signification.

Ce tableau nous permet de constater la très forte corrélation entre l'indice général et les indices des fonctions *alimentation*, *boissons-tabacs*, *dépenses de maison* et *transport* à Brazzaville. Ainsi, les fonctions *alimentation*, *boissons-tabacs*, *dépenses de maison* et *transport* constituent les groupes de produits qui influencent le plus l'indice des prix à Brazzaville.

A Pointe-noire, l'indice général est très fortement corrélé avec les fonctions *alimentation* et *dépenses de maison*. Ainsi, Les prix de Pointe-noire sont fortement déterminés par les grands groupes *alimentation* et *dépenses de maison*.

## 2- MODELISATION DES INDICES DES PRIX

La modélisation consiste en la conception d'un modèle théorique de prévision qui s'adapte le mieux aux données.

Dans cette étude, on a utilisé la modélisation ARMA des séries non stationnaires. En effet, bon nombre d'études économétriques ont montré que le modèle ARMA, qui se base uniquement sur les réalisations passées pour prévoir les valeurs futures, est plus adapté à la série des indices des prix et produit des prévisions bien plus meilleures que celles des modèles structurels, souvent sujets aux violations de l'hypothèse d'exogénéité [Box et Jenkins, 1976 ; Harvey, 1981 ; Hamilton, 1994 ; Ferrara, 2002 ; Lardic, 2002 ; etc.]. De plus, il s'avère que ce type de modélisation permet de fournir des prévisions de bonne qualité sur des horizons de court et moyen terme.

### 2.1- CADRE GENERAL DES MODELES ARMA

Développé par Box et Jenkins [1976], le modèle ARMA permet de modéliser et de prévoir un processus à partir de sa propre série chronologique sans l'intervention d'une théorie économique.

#### 2.1.1- Définition d'un processus ARMA

Un processus stationnaire  $\{z_t, t \in Z\}$  satisfait une représentation ARMA, d'ordre p et q, notée ARMA(p,q), si et seulement si :

$$\Phi(B)z_t = \Theta(B)\varepsilon_t \tag{1}$$

avec

$\Phi(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$  est un polynôme de degré p en B, appelé le polynôme autorégressif

ordinaire ;  $\Theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$  est un polynôme de degré  $q$  en  $B$ , appelé le polynôme moyenne mobile ordinaire et  $\varepsilon_t$  est un processus de bruit blanc.

### 2.1.2- Transformation d'un processus non stationnaire

Lorsque le processus n'est pas stationnaire, il faut préalablement le transformer afin de le rendre stationnaire, donc identifiable à un processus ARMA. Plusieurs cas sont possibles selon la nature de la non-stationnarité :

- Si le processus contient des facteurs exogènes déterministes (tendance, tendance par morceaux, points de rupture, points aberrants, etc.), ce qui est souvent le cas, on extrait ceux-ci par régression afin d'obtenir une série stationnaire ;
- Si le processus est une marche aléatoire, on le différencie une fois pour le rendre stationnaire (on dit que le processus est intégré d'ordre 1). Par convention, un processus stationnaire (en niveau) est intégré d'ordre zéro (I(0)).

On utilise souvent la transformation logarithmique pour réduire la variance du processus.

### 2.1.3- Prédiction d'un processus ARMA

Considérons un processus ARMA(p,q) tel que :

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + \dots + \phi_p z_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}, \forall t \in Z \quad (2)$$

avec  $(\phi_p, \theta_q) \in \mathbb{R}^{2*}$  et  $\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma_\varepsilon^2)$ .

En appliquant le théorème de Wold [1954] au processus  $\{z_t, t \in Z\}$  et en considérant la forme MA( $\infty$ ) correspondante, on a :

$$z_t = \sum_{j=0}^{\infty} \pi_j \varepsilon_{t-j}, \quad \pi_0 = 1 \quad (3)$$

Il s'ensuit que la meilleure prédiction que l'on peut faire de  $z_{t+1}$ , compte tenu de toute l'information disponible jusqu'à la date  $t$ , notée  $\hat{z}_t(1)$ , est donnée par :

$$\hat{z}_t(1) = E(z_{t+1} | z_t, z_{t-1}, z_{t-2}, \dots, z_0) \quad (4)$$

$$= E(z_{t+1} | \varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_0) \quad (5)$$

$$= \sum_{j=1}^{\infty} \pi_j \varepsilon_{t+1-j} \quad (6)$$

Dès lors, l'erreur de prédiction est donnée par la réalisation en  $t+1$  de l'innovation qui en  $t$  n'est pas connue :

$$z_{t+1} - \hat{z}_t(1) = \varepsilon_{t+1} \quad (7)$$

Plus généralement, pour une prédiction à un horizon  $h$ , on a :

$$\hat{z}_t(h) = \sum_{j=h}^{\infty} \pi_j \varepsilon_{t+h-j} \quad (8)$$

$$z_{t+h} - \hat{z}_t(h) = \sum_{j=0}^{h-1} \pi_j \varepsilon_{t+h-j} \quad (9)$$

Pour déterminer un intervalle de confiance de cette prévision, on utilise l'hypothèse de normalité des résidus  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ . On montre que :

$$\frac{z_{t+h} - \hat{z}_t(h)}{\text{var}[z_{t+h} - \hat{z}_t(h)]^{1/2}} \xrightarrow[T \rightarrow \infty]{L} N(0,1) \quad (10)$$

Or, on sait que :

$$E\left\{[z_{t+h} - \hat{z}_t(h)]^2\right\} = E\left[\left(\sum_{j=0}^{h-1} \pi_j \boldsymbol{\varepsilon}_{t+h-j}\right)^2\right] = \sum_{j=0}^{h-1} \pi_j^2 \boldsymbol{\varepsilon}_e^2 \quad (11)$$

D'où

$$\frac{z_{t+h} - \hat{z}_t(h)}{\sigma_\varepsilon \left[\sum_{j=0}^{h-1} \pi_j^2\right]^{1/2}} \xrightarrow[T \rightarrow \infty]{L} N(0,1) \quad (12)$$

L'intervalle de confiance pour une prévision à un horizon  $h$  est donc donné par la formule :

$$IC = \left[ \hat{z}_t(h) \pm t^{\alpha/2} \left(\sum_{j=0}^{h-1} \pi_j^2\right)^{1/2} \hat{\sigma}_\varepsilon \right] \quad (13)$$

## 2.2- MODELE RETENU

### 2.2.1- Spécification des processus

L'examen graphique des séries ayant révélé la présence des facteurs exogènes (tendance par morceaux, observations aberrantes et dates de rupture), l'utilisation de la modélisation ARMA classique n'a plus de sens puisqu'elle est basée sur une supposition de stationnarité qui n'est plus valable en présence des facteurs exogènes. Une solution alternative au modèle ARMA classique consiste donc à utiliser le modèle de type ARMAX [Box et Tiao, 1981 ; Pankratz, 1991 ; Pindyck et Rubinfeld, 1998] ou modèle ARMA avec variables exogènes suivant :

$$\Phi(B)z_t = \Theta(B)\boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (14)$$

avec  $z_t = y_t - \left(b_0 + \sum_{j=1}^k b_j x_{jt}\right)$ , série des résidus obtenue en régressant la série d'intérêt  $y_t$  sur les variables exogènes  $x_{jt}$ ,  $j=1, \dots, k$ ,

et

$\Phi(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$  est un polynôme de degré  $p$  en  $B$ , appelé le polynôme autorégressif ordinaire ;  $\Theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$  est un polynôme de degré  $q$  en  $B$ , appelé le polynôme moyenne mobile ordinaire ;  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  est un processus de bruit blanc.

Ce modèle, qui inclut les facteurs exogènes, peut être vu comme un modèle de régression multiple où les perturbations sont supposées suivre un processus ARMA. Il permet ainsi d'étendre la structure de l'autocorrélation et de fournir une meilleure modélisation en terme d'ajustement du modèle aux données grâce à l'utilisation d'un ensemble

informationnel plus grand.

Le modèle (14) se conçoit facilement. En effet, un modèle de régression multiple où les erreurs sont supposés suivre un processus ARMA s'écrit sous la forme suivante :

$$y_t = b_0 + \sum_{j=1}^k b_j x_{jt} + u_t \quad (15)$$

où les erreurs  $\{u_t\}$  sont décrites par l'équation

$$\Phi(B)u_t = \Theta(B)\varepsilon_t \quad (16)$$

ou encore

$$\Phi(B) \left[ y_t - \left( b_0 + \sum_{j=1}^k b_j x_{jt} \right) \right] = \Theta(B)\varepsilon_t \quad (17)$$

Bien que les deux séries d'indices des prix ne sont pas modélisées par un modèle ARMA classique, les étapes de la méthode de Box-Jenkins [1976], à savoir l'identification du processus, l'estimation des paramètres du processus, la validation du processus par tests et l'utilisation du processus en prévision, restent valables.

### 2.2.2- Identification des processus

L'étape de l'identification d'un processus ARMA(p,q) consiste à choisir les ordres des parties AR (choix de l'entier p) et MA (choix de l'entier q). Généralement, on choisit plusieurs modèles ARMA candidats pour différentes valeurs de p et q. Selon James D. Hamilton [1994], « les modèles candidats qui donnent de bonnes prévisions sont ceux pour lesquels les valeurs p et q sont petits ».

L'identification doit donc nécessairement commencer par l'étude de la stationnarité des séries d'intérêt. Cette étude se fait à l'aide des tests de racine unitaire de Fuller [1976], Dickey-Fuller [1979, 1981], Phillips [1987] et Phillips-Perron [1988].

Mais, en présence de ruptures de tendance, la puissance des tests précédemment cités se trouve réduite [Perron, 1989 ; Zivot et Andrews, 1992 ; Lumsdaine et Papell, 1997 ; etc.]. Pour pallier ce problème, les tests de racines unitaires avec prise en compte des ruptures de tendance ont été proposés.

Nous avons utilisé pour ce faire le test de Clemente et al. [1998] pour tester la stationnarité des séries. Il s'agit en fait d'un test de racine unitaire, de type test de G. Kapetanios [2002], avec possibilité de prendre en compte deux dates de rupture. Ces dates de rupture sont endogénéisées, c'est-à-dire déterminées de façon automatique par la procédure. Ce qui permet leur utilisation dans le modèle (14) comme variables déterministes exogènes de type binaire.

Le choix des ordres p et q s'est fait automatiquement à l'aide des critères d'information d'Akaike, de Schwarz et d'Hannan-Quinn. En plus, tel que le modèle ARMA a été formulé, l'identification et l'estimation peuvent se faire au même moment.

### 2.2.3- Estimation des paramètres

La deuxième étape consiste à estimer les paramètres des modèles ARMA candidats. Il existe différentes méthodes concurrentes d'estimation des paramètres des modèles ARMA candidats : la méthode du maximum de vraisemblance, les moindres carrés, la méthode basée sur le filtre de Kalman, etc. Le logiciel utilisé estime le modèle (14) par la méthode des moindres carrés.

La technique de détection des observations aberrantes, basée sur la corrélation, a été également utilisée. Ces observations aberrantes ont été modélisées comme variables indicatrices dans le modèle (14).

### 2.2.4- Validation par tests

La validation du processus estimé s'est faite à l'aide de l'analyse sur les résidus estimés permettant de tester les hypothèses émises sur le processus d'innovation.

Si le modèle est correctement spécifié, les résidus estimés doivent être issus d'un processus de bruit blanc. Pour observer cela, on utilise généralement les tests d'absence de corrélation de type Portmanteau. Cependant, ces tests doivent être utilisés avec prudence car ils sont également connus pour leur faible puissance.

Pour ces raisons, nous avons utilisé le test BDS [Brock, Dechert, Scheinkman et LeBaron, 1996]. Il s'agit d'un test non paramétrique, basé sur l'intégrale de corrélation, qui permet de tester l'hypothèse nulle de série indépendante et identiquement distribuée (iid) contre une alternative non spécifiée. Dans le cas des petits échantillons, l'hypothèse de normalité asymptotique du test BDS n'est pas garantie. On doit donc obtenir les estimateurs « bootstrap » des probabilités critiques (p-values) avant de décider sur la nature des résidus.

### 2.2.5- Prévision

La quatrième étape consiste à déterminer les prévisions des séries conditionnellement à l'ensemble de l'information disponible. Les prévisions obtenues ici sont des prévisions ex ante, c'est-à-dire qu'elles sont réalisées à partir de janvier 2005 pour des données disponibles de janvier 1996 à décembre 2004.

Les prédictions ont été calculées, en deux étapes, sur la base du modèle (14) : on a d'abord calculé les prédictions de  $z_t$ , résidus estimés en régressant  $y_t$  sur les variables  $x_{jt}$ ,  $j=1,\dots,k$  ; ensuite, on en a déduit celles de  $y_t$ . On a utilisé pour ce faire le logiciel Eviews.

### 3- PRESENTATION DES RESULTATS

#### 3.1- RESULTATS DES TESTS DE RACINE UNITAIRE DE CLEMENTE ET AL (2004)

Malgré la présence de breaks structurels dans les deux séries d'indices des prix, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire. Les deux séries d'indices sont donc non stationnaires.

Tableau 3: Résultats du test de racine unitaire avec m break(s) structurel(s) de Clemente et al

Série	Ville	Break(s)	Min	Modèle	Const.	DU1	DU2	Rho-1	Concl.
Indgen	PN	2	09/1997 03/2003	AR(0)	106,64	19,28 (0,00)*	14,14 (0,00)*	-0,38	NS
indgen	BZV	1	08/1997	AR(12)	369,16	57,19 (0,00)*	---	-0,27	NS

Les valeurs entre parenthèses (\*) sont les probabilités critiques du test de Clemente.

Le tableau 3 ci-dessus montre que l'indice de Brazzaville admet une seule date de rupture (août 1997) tandis que celui de Pointe-noire en admet deux (septembre 1997 et mars 2003). Les modèles retenus pour le test de racine unitaire des deux séries (voir annexe A.1) possèdent chacun au moins une variable indicatrice (DU) permettant de prendre en compte au moins une date de rupture. Les statistiques du test de racine unitaire sont données dans la colonne *Rho-1* du tableau. Elles sont comparées avec les valeurs tabulées par Perron et Vogelsang [1992].

#### 3.2- MODELISATION DE L'INDICE GENERAL DE BRAZZAVILLE

##### 3.2.1- Estimation d'un modèle de tendance linéaire pour Brazzaville et recherche des variables indicatrices

Afin de rendre la série de l'indice général de Brazzaville stationnaire, on a, dans un premier temps, effectué la régression de cet indice sur une tendance linéaire par morceaux avec changement de structure en août 1997. Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau suivant :

Tableau 4: Estimation d'un modèle de tendance linéaire par morceaux pour l'indice de Brazzaville

Dependent Variable: Indgen				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	334.4647	8.671313	38.57141	0.0000
DU081997	78.14462	10.27715	7.603727	0.0000
@TREND	3.308596	0.823045	4.019948	0.0001
@TREND*DU081997	-3.083865	0.827028	-3.728851	0.0003
R-squared	0.636837			
Adjusted R-squared	0.626361			
F-statistic	60.79086			
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dans un deuxième temps, on a recherché les variables indicatrices les plus corrélées avec la série des résidus estimés du modèle ci-dessus. Ces variables indicatrices valent 0 à tous les mois et 1 au mois où l'on observe une valeur atypique. Concrètement, ces variables

indicatrices ont été créées à l'aide du programme *make\_dum* du logiciel Eviews. Au total, 108 variables ont été générées et on a retenu celles qui sont les plus corrélées avec la série résiduelle.

### 3.2.2- Détermination automatique des ordres p et q et estimation du modèle retenu pour l'indice des prix de Brazzaville

A l'aide d'une procédure écrite dans Eviews, nous avons déterminé automatiquement les ordres p et q du modèle ARMA. En effet, la détermination des ordres p et q, si elle n'est pas faite automatiquement à l'aide d'une procédure ou programme, peut conduire à un modèle ARMA candidat n'optimisant pas à la fois les trois critères d'information. Or, dans la famille des modèles ARMA candidats, le modèle qui fournit de bonnes prévisions est celui pour lequel les trois critères sont simultanément optimisés [Lardic S. et Mignon V., 2002]. Les résultats obtenus pour la série des indices de Brazzaville sont présentés dans le tableau ci-après.

Tableau 5: Choix automatique des ordres p et q

ARMA order	Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn
0,0	-3.7922162	-3.4445325	-3.6512431
0,1	-4.2064923	-3.8339741	-4.0554497
0,2	-4.4919751	-4.0946224	-4.3308630
0,3	-4.6560974	-4.2339101	-4.4849158
---	---	---	---
3,6	-4.7596064	-4.1782627	-4.5240344
4,0	-4.6643639	-4.2066808	-4.4789430
<b>4,1</b>	<b>*-4.8319499</b>	<b>*-4.3488400</b>	<b>*-4.6362279</b>
4,2	-4.6733660	-4.1648293	-4.4673429
---	---	---	---
6,5	-4.6196957	-3.9763200	-4.3591710
6,6	-4.7292138	-4.0601031	-4.4582680

\* indicates best model

On note que ce sont les ordres p=4 et q=1 qui optimisent les trois critères à la fois (critères d'information d'Akaike, de Schwarz et d'Hannan-Quinn).

Ainsi, on retient pour Brazzaville un modèle de régression où les erreurs obéissent à un processus ARMA(4,1). Ce modèle est présenté dans le tableau 6 suivant. Globalement, le modèle semble satisfaisant (Adjusted R-squared=0.913345 et Prob(F-statistic)=0.00). Sur le plan individuel, la plupart des coefficients des variables explicatives sont significativement différents de zéro. Il faut surtout noter la présence d'une tendance avec rupture. Enfin, le test de Jarque-Bera montre que les résidus sont normalement distribués. Cette hypothèse, sur laquelle se base le test de Student, a été également utilisée pour construire les intervalles de confiances des différentes prévisions.

Tableau 6: Modèle retenu pour l'indice de Brazzaville

<b>Dependent Variable: LOG(INDGEN)</b>				
<b>Method: Least Squares</b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
C	4.758638	0.435582	10.92478	0.0000
DU081997 <sup>2</sup>	1.219440	0.439329	2.775686	0.0068
@TREND	0.052644	0.023058	2.283089	0.0249
@TREND*DU081997	-0.051509	0.023126	-2.227298	0.0286
AOUT1997	-0.113601	0.042836	-2.651996	0.0095
JANVIER2000 <sup>3</sup>	0.042849	0.016076	2.665401	0.0092
JUILLET1997	0.095569	0.029110	3.283016	0.0015
JUILLET1998	-0.047704	0.021613	-2.207214	0.0300
JUIN1998	-0.040818	0.026292	-1.552495	0.1243
MAI1998	-0.029497	0.021432	-1.376282	0.1723
MARS1997	-0.005483	0.016325	-0.335891	0.7378
NOVEMBRE1997	0.027139	0.017562	1.545340	0.1260
SEPTEMBRE1997	-0.119893	0.027687	-4.330291	0.0000
SEPTEMBRE1998	-0.067955	0.016800	-4.044867	0.0001
AR(1)	1.788158	0.125165	14.28640	0.0000
AR(2)	-1.072299	0.251354	-4.266099	0.0001
AR(3)	0.491301	0.237109	2.072049	0.0413
AR(4)	-0.225853	0.103386	-2.184560	0.0317
MA(1)	-0.997496	2.02E-05	-49287.52	0.0000
R-squared	0.928488	Mean dependent var	6.034230	
Adjusted R-squared	0.913345	S.D. dependent var	0.071788	
S.E. of regression	0.021132	Akaike info criterion	-4.8319499	
Sum squared resid	0.037959	Schwarz criterion	-4.3488400	
Log likelihood	264.0438	F-statistic	61.31207	
Durbin-Watson stat	1.855721	Prob(F-statistic)	0.000000	
Jarque-Bera	1.81			
Probability	0.40			

La blancheur des résidus estimés de ce modèle a été testée à l'aide du test BDS [1996] sur petit échantillon (Voir Annexe 3). Ce qui a permis de valider le modèle puisque les résidus estimés obéissent bel et bien à un processus de bruit blanc. Ce résultat était d'ailleurs prévisible puisque la normalité et la blancheur des résidus vont généralement ensemble.

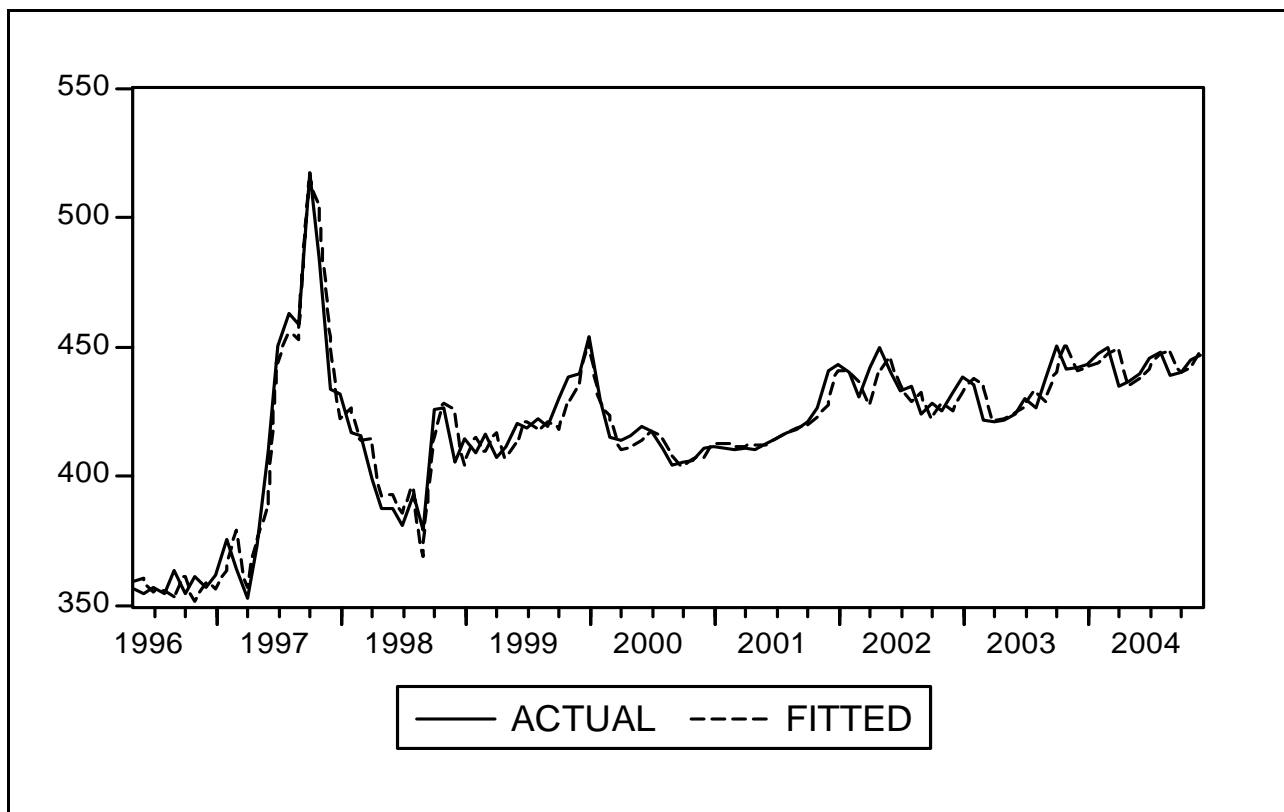
### 3.2.3- Simulation du modèle retenu pour l'indice de Brazzaville

La simulation du modèle retenu pour l'indice des prix à la consommation des ménages de Brazzaville est présentée par le graphique n° 3.

<sup>2</sup> DU081997 vaut 1 à partir d'août 1997 et 0 ailleurs.

<sup>3</sup> JANVIER2000 vaut 1 en janvier 2000 et 0 ailleurs.

Graphique 3: Simulation du modèle de Brazzaville



### 3.3- MODELISATION DE L'INDICE GENERAL DE POINTE-NOIRE

#### 3.3.1- Estimation d'un modèle de tendance linéaire pour Pointe-noire et recherche des variables indicatrices

Le test de stationnarité de Clemente et al., appliqué sur la série de l'indice général de Pointe-noire, a montré que celle-ci est non stationnaire. Cette série admet deux dates de rupture de tendance (une tendance en trois morceaux) en septembre 1997 et mars 2003. Comme pour l'indice général de Pointe-noire, nous avons régressé cet indice sur une tendance linéaire par morceaux et utiliser les résidus estimés pour déterminer les observations aberrantes. Les résultats d'estimation obtenus sont présentés dans le tableau n° 7 suivant.

Tableau 7: Modèle de tendance pour l'indice de Pointe-noire

<b>Dependent Variable: INDGEN</b>				
<b>Method: Least Squares</b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
C	104.3875	0.736153	141.8013	0.0000
DU091997	10.55877	1.190108	8.872112	0.0000
DU032003	-22.17848	10.38929	-2.134745	0.0352
@TREND	0.203418	0.020253	10.04370	0.0000
@TREND*DU091997*DU032003	0.283821	0.108692	2.611236	0.0104
R-squared	0.926146			
Adjusted R-squared	0.923278			
F-statistic	322.9122			
Prob(F-statistic)	0.000000			

La recherche des observations aberrantes s'est faite comme dans le cas de la série de l'indice général de Brazzaville en utilisant la technique de corrélation.

### 3.3.2- Détermination automatique des ordres p et q et estimation du modèle retenu pour l'indice des prix de Pointe-noire

Comme pour la série des indices de Brazzaville, nous avons également déterminé automatiquement les ordres p et q du modèle ARMA. Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau ci-après.

Tableau 8: Choix automatique des ordres p et q

ARMA order	Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn
0,0	4.7481845	5.3442136	4.9898527
0,1	4.5015023	5.1223660	4.7532400
0,2	4.3616533	5.0073516	4.6234605
1,0	4.3769694	5.0014621	4.6301304
1,1	4.3899358	5.0394083	4.6532233
<b>1,2</b>	<b>* 3.8828272</b>	<b>* 4.5572794</b>	<b>* 4.1562411</b>
2,0	4.4005651	5.0538615	4.6653497
2,1	4.3866221	5.0650453	4.6615907
2,2	4.3667907	5.0703407	4.6519433

\* indicates best model

Les ordres p=1 et q=2 sont ceux qui optimisent les trois critères d'information d'Akaike, de Schwarz et d'Hannan-Quinn.

Ainsi, on retient pour Pointe-noire un modèle de régression où les erreurs obéissent à un processus ARMA(1,2). Ce modèle est présenté dans le tableau 9 suivant. Globalement, le modèle semble satisfaisant (Adjusted R-squared=0.981355 et Prob(F-statistic)=0.00). Sur le plan individuel, la plupart des coefficients des variables explicatives sont également significativement différents de zéro. On note la présence d'une tendance avec rupture. Enfin, le test de Jarque-Bera montre que les résidus estimés de ce modèle sont normalement distribués.

Tableau 9: Modèle retenu pour l'indice de Pointe-noire

<b>Dependent Variable: LOG(INDGEN)</b>				
<b>Method: Least Squares</b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
C	4.648415	0.005538	839.3584	0.0000
DU091997 <sup>4</sup>	0.103394	0.013545	7.633231	0.0000
DU032003	-0.190223	0.101225	-1.879209	0.0639
@TREND	0.001538	0.000224	6.854870	0.0000
@TREND*DU091997*DU032003	0.002370	0.001089	2.177497	0.0324
AOUT1997	0.020141	0.016629	1.211205	0.2294
AVRIL2000	0.022309	0.017309	1.288848	0.2012
DECEMBRE1999	-0.047876	0.020185	-2.371829	0.0201
DECEMBRE2002	-0.008275	0.009776	-0.846448	0.3998
FEVRIER1999	0.045445	0.012784	3.554843	0.0006
FEVRIER2000	0.044658	0.022575	1.978242	0.0513
JANVIER2000 <sup>5</sup>	0.086930	0.022614	3.844022	0.0002
JANVIER2001	-0.007347	0.012367	-0.594116	0.5541
JUIN1996	-0.019825	0.011123	-1.782396	0.0785
MARS2000	0.027420	0.020551	1.334265	0.1859
NOVEMBRE1997	-0.024770	0.016285	-1.520985	0.1322
NOVEMBRE1998	-0.028451	0.013020	-2.185169	0.0318
NOVEMBRE1999	-0.057120	0.015967	-3.577342	0.0006
NOVEMBRE2000	0.018181	0.011213	1.621359	0.1089
OCTOBRE1997	-0.020811	0.021020	-0.990064	0.3251
OCTOBRE2000	0.010440	0.014673	0.711553	0.4788
SEPTEMBRE1997	-0.077913	0.022322	-3.490443	0.0008
SEPTEMBRE2003	0.043212	0.009772	4.422147	0.0000
SEPTEMBRE2004	-0.030493	0.011384	-2.678547	0.0090
AR(1)	-0.220543	0.106103	-2.078579	0.0409
MA(1)	1.228841	0.115197	10.66735	0.0000
MA(2)	1.238632	0.083884	14.76593	0.0000
R-squared	0.985928	Mean dependent var		4.825527
Adjusted R-squared	0.981355	S.D. dependent var		0.092051
S.E. of regression	0.012569	Akaike info criterion		3.882872
Sum squared resid	0.012639	Schwarz criterion		4.5572794
Log likelihood	332.0153	F-statistic		215.5776
Durbin-Watson stat	1.848760	Prob(F-statistic)		0.000000
Jarque-Bera	2,39	Probability 0,30		

Comme pour le modèle de Brazzaville, la blancheur des résidus estimés a été testée à l'aide du test BDS [1996] sur petit échantillon (Voir Annexe 3). Le modèle retenu pour l'indice de Pointe-noire a été également validé sur la base de ce test.

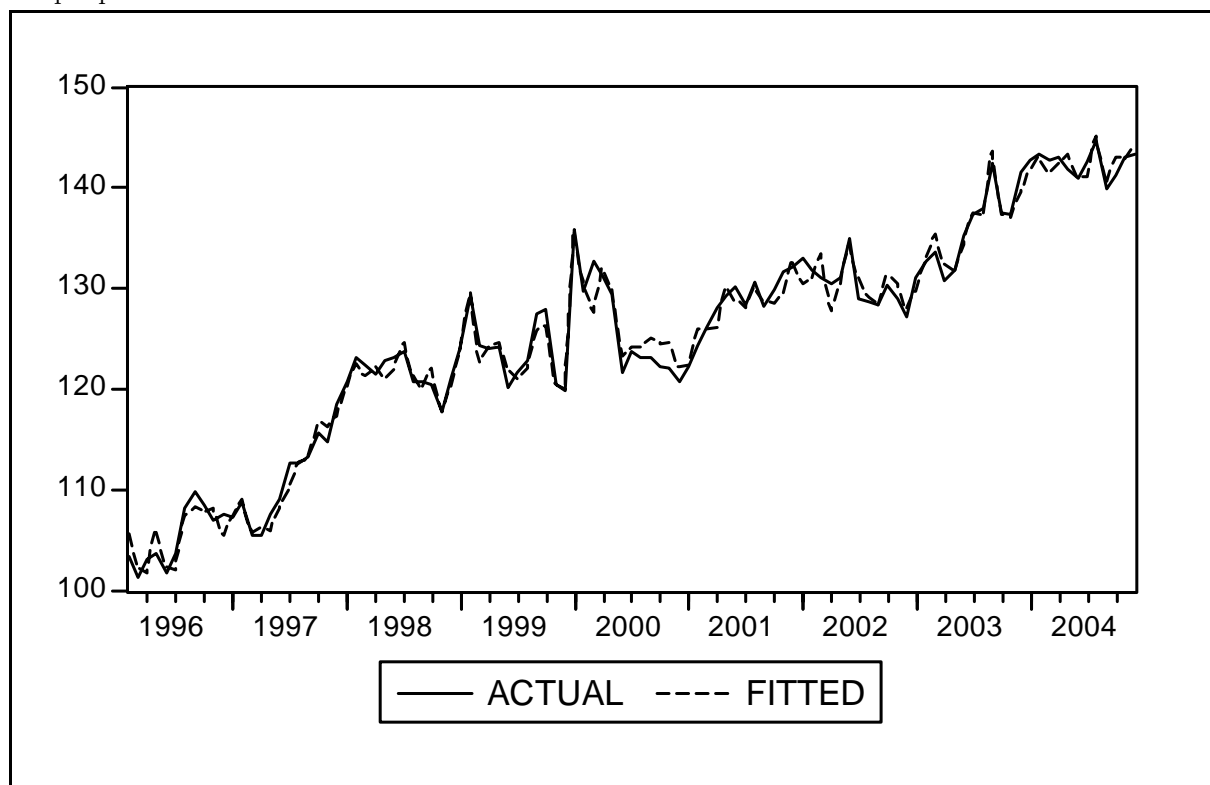
<sup>4</sup> DU091997 vaut 1 à partir de septembre 1997 et 0 ailleurs.

<sup>5</sup> JANVIER2000 vaut 1 en janvier 2000 et 0 ailleurs.

### 3.3.3- Simulation du modèle retenu pour l'indice de Pointe-noire

La simulation du modèle retenu pour l'indice des prix à la consommation des ménages de Pointe-noire, présentée par le graphique n° 4, paraît également bonne.

Graphique 4: Simulation du modèle de Pointe-noire



### 3.4- RESULTATS DE PREVISION

Après avoir étendu les séries des variables exogènes déterministes (les  $x_{jt}$ ,  $j=1, \dots, k$ ) jusqu'en 2008, nous avons déterminé les prévisions de chaque série des indices des prix à la consommation, ainsi que leurs intervalles de confiance sous l'hypothèse vérifiée de normalité des résidus estimés de chaque modèle retenu.

Tableau 10: Prévisions de l'indice général de Brazzaville

	<b>Prévision</b>	<b>Borne inf</b>	<b>Borne sup</b>		<b>(Suite) Prévision</b>	<b>Borne inf</b>	<b>Borne sup</b>
2005:01	447.2699	428.7142	465.8256	2007:12	464.3841	435.2202	493.5481
2005:02	448.2616	424.5097	472.0134	2008:01	464.8780	435.6597	494.0962
2005:03	449.5047	424.8008	474.2086	2008:02	465.3770	436.1051	494.6489
2005:04	450.4275	425.1742	475.6808	2008:03	465.8807	436.5555	495.2059
2005:05	451.1350	425.3600	476.9100	2008:04	466.3888	437.0104	495.7671
2005:06	451.8072	425.7629	477.8516	2008:05	466.9007	437.4693	496.3322
2005:07	452.4325	426.2782	478.5868	2008:06	467.4163	437.9316	496.9010
2005:08	452.9782	426.7601	479.1963	2008:07	467.9351	438.3970	497.4732
2005:09	453.4635	427.1924	479.7346	2008:08	468.4568	438.8649	498.0487
2005:10	453.9111	427.5773	480.2449	2008:09	468.9812	439.3352	498.6271
2005:11	454.3276	427.9092	480.7459	2008:10	469.5079	439.8075	499.2083
2005:12	454.7171	428.1911	481.2430	2008:11	470.0367	440.2815	499.7919
2006:01	455.0869	428.4327	481.7412	2008:12	470.5675	440.7570	500.3779
2006:02	455.4439	428.6439	482.2439				
2006:03	455.7925	428.8343	482.7507				
2006:04	456.1366	429.0135	483.2597				
2006:05	456.4796	429.1896	483.7697				
2006:06	456.8244	429.3695	484.2794				
2006:07	457.1733	429.5585	484.7881				
2006:08	457.5279	429.7606	485.2951				
2006:09	457.8896	429.9788	485.8005				
2006:10	458.2595	430.2147	486.3043				
2006:11	458.6383	430.4694	486.8072				
2006:12	459.0265	430.7432	487.3098				
2007:01	459.4243	431.0358	487.8128				
2007:02	459.8318	431.3467	488.3169				
2007:03	460.2489	431.6748	488.8230				
2007:04	460.6755	432.0193	489.3317				
2007:05	461.1112	432.3789	489.8436				
2007:06	461.5558	432.7524	490.3592				
2007:07	462.0088	433.1386	490.8790				
2007:08	462.4698	433.5362	491.4033				
2007:09	462.9383	433.9443	491.9323				
2007:10	463.4138	434.3616	492.4661				
2007:11	463.8959	434.7872	493.0047				

Tableau 11: Prévisions de l'indice général de Pointe-noire

	<b>Prévision</b>	<b>Borne inf</b>	<b>Borne sup</b>		<b>(Suite) Prévision</b>	<b>Borne inf</b>	<b>Borne sup</b>
2005:01	145.8664	139.6745	152.0582	2007:12	167.4108	146.0557	188.7659
2005:02	145.4812	138.0387	152.9236	2008:01	168.0663	146.2327	189.8999
2005:03	147.3988	138.7822	156.0154	2008:02	168.7244	146.4078	191.0411
2005:04	147.6765	138.7751	156.5779	2008:03	169.3851	146.5810	192.1893
2005:05	148.3210	139.1400	157.5020	2008:04	170.0484	146.7524	193.3445
2005:06	148.8871	139.4213	158.3530	2008:05	170.7143	146.9219	194.5067
2005:07	149.4734	139.7116	159.2352	2008:06	171.3828	147.0895	195.6760
2005:08	150.0580	139.9907	160.1252	2008:07	172.0539	147.2555	196.8523
2005:09	150.6457	140.2638	161.0277	2008:08	172.7276	147.4196	198.0356
2005:10	151.2356	140.5301	161.9410	2008:09	173.4040	147.5820	199.2259
2005:11	151.8278	140.7905	162.8651	2008:10	174.0830	147.7427	200.4233
2005:12	152.4223	141.0452	163.7995	2008:11	174.7646	147.9016	201.6277
2006:01	153.0192	141.2946	164.7438	2008:12	175.4490	148.0589	202.8391
2006:02	153.6184	141.5390	165.6978				
2006:03	154.2199	141.7787	166.6612				
2006:04	154.8238	142.0139	167.6337				
2006:05	155.4301	142.2450	168.6151				
2006:06	156.0387	142.4722	169.6052				
2006:07	156.6497	142.6956	170.6038				
2006:08	157.2631	142.9155	171.6107				
2006:09	157.8789	143.1320	172.6259				
2006:10	158.4971	143.3453	173.6490				
2006:11	159.1178	143.5555	174.6801				
2006:12	159.7409	143.7627	175.7190				
2007:01	160.3664	143.9672	176.7656				
2007:02	160.9943	144.1689	177.8198				
2007:03	161.6248	144.3680	178.8815				
2007:04	162.2576	144.5646	179.9506				
2007:05	162.8930	144.7588	181.0272				
2007:06	163.5309	144.9506	182.1111				
2007:07	164.1712	145.1402	183.2023				
2007:08	164.8141	145.3275	184.3007				
2007:09	165.4595	145.5127	185.4062				
2007:10	166.1074	145.6957	186.5190				
2007:11	166.7578	145.8767	187.6389				

## CONCLUSION

L'objectif de cette étude était de fournir des prévisions de bonne qualité sur des horizons de court et moyen terme à l'aide de la modélisation de type ARMAX. Les données brutes qui ont servi à l'analyse sont celles qui sont produites mensuellement par le Centre National de la Statistique et des Etudes Economiques (CNSEE) ; il s'agit des indices généraux, de Brazzaville et de Pointe-noire, obtenus par moyenne pondérée des indices intermédiaires (par zone tous grands groupes de produits).

Il en ressort que les indices des prix à la consommation des ménages ont été perturbés par des événements extérieurs dont les effets se sont faits sentir par la présence des observations aberrantes et des tendances avec ruptures. Ces indices sont fortement déterminés par le groupe alimentation dont les prix des produits dépendent du trafic ferroviaire et maritime. En outre, les modèles retenus pour Brazzaville [ARMA(4,1) avec variables exogènes] et Pointe-noire [ARMA(1,2) avec variables exogènes] ont donné de bonnes prévisions en termes d'erreur de prévision sur la période 2005-2008 ; ces prévisions se situent toutes dans leurs intervalles de confiance.

Il faut néanmoins signaler que les pondérations utilisées dans le calcul de ces indices sont trop vieilles. De même, la base 1977 pour l'indice de Brazzaville est devenue également trop ancienne. Sans oublier que l'indice général, dérivé des sous-indices de Brazzaville et Pointe-noire, n'est pas a priori représentatif de l'ensemble des prix à la consommation des ménages au Congo.

Face à tous ces problèmes, il serait nécessaire de calculer de nouveaux indices en procédant par :

- la mise à jour des pondérations selon le système harmonisé des pays membres de la CEMAC ;
- l'introduction d'autres zones géographiques ou communes afin d'obtenir un indice général national représentatif de l'ensemble des prix à la consommation des ménages ;
- la constitution d'un échantillon de produits représentatif dans chaque zone.

Ces changements doivent être dictés par un souci d'harmonisation avec les autres pays membres de la CEMAC.

## ANNEXES

### A.1- Test de racine unitaire avec points de rupture de Clemente et al. (1998)

Ce test, tel qu'il est programmé dans Stata version 8.2 par C. Baum [2001], est basé sur l'équation ci-dessous :

$$y_t = \mu + \delta_1 DU_{1t} + \delta_2 DU_{2t} + z_t \quad ,$$

avec

$$DU_{mt} = \begin{cases} 1 & \text{si } t > \mathbf{T}_{bm} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad , \quad m=1,2.$$

$\mathbf{T}_{b1}$  et  $\mathbf{T}_{b2}$  sont les points de rupture endogénéisés. Les résidus de cette estimation sont ensuite estimés selon l'équation :

$$z_t = \sum_{i=1}^k \omega_{1i} DT_{b1,t-i} + \sum_{i=1}^k \omega_{2i} DT_{b2,t-i} + (\rho - 1)z_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta z_{t-i} + e_t$$

avec

$$DT_{bm,t} = \begin{cases} 1 & \text{si } t = \mathbf{T}_{bm} + 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad , \quad m=1,2.$$

Cette régression permet de déterminer automatiquement les points de rupture  $\mathbf{T}_{b1}$  et  $\mathbf{T}_{b2}$  en recherchant la valeur minimale de la statistique du test sous l'hypothèse de racine unitaire. Cette valeur est comparée avec les valeurs tabulées par Perron et Vogelsang [1992].

A.2- Graphiques générés par la mise en œuvre du test de Clemente et al. dans Stata 8.2

Figure 5: Graphique généré par le test de Clemente et al. sur l'indice de Brazzaville

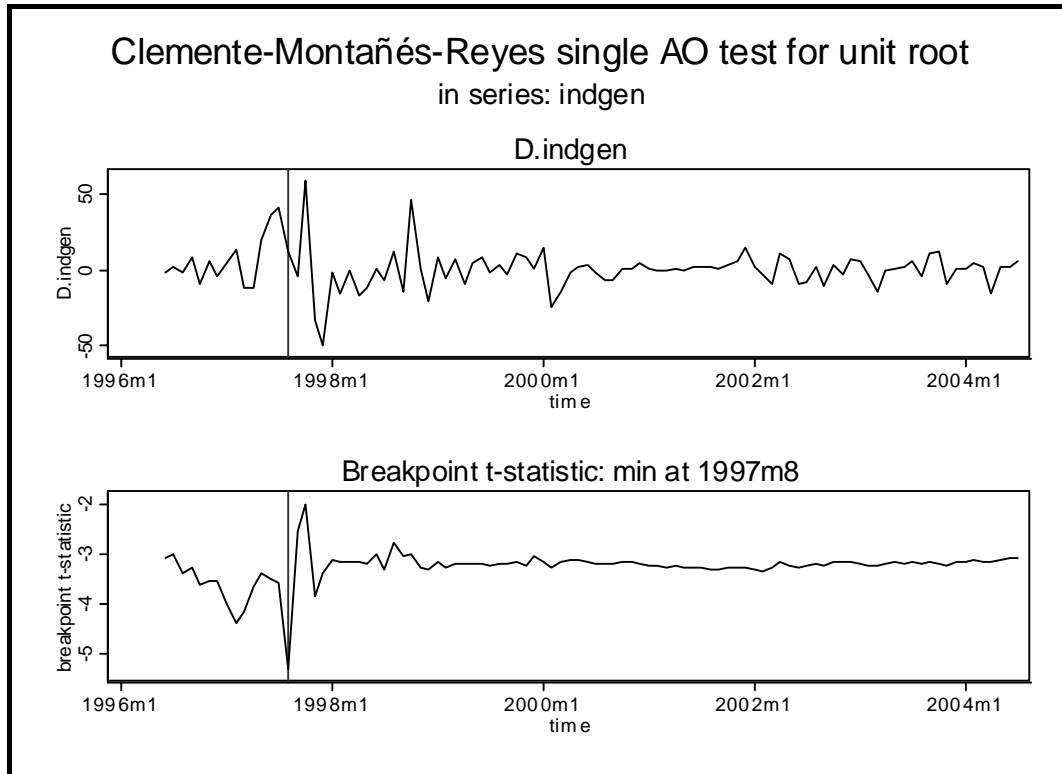
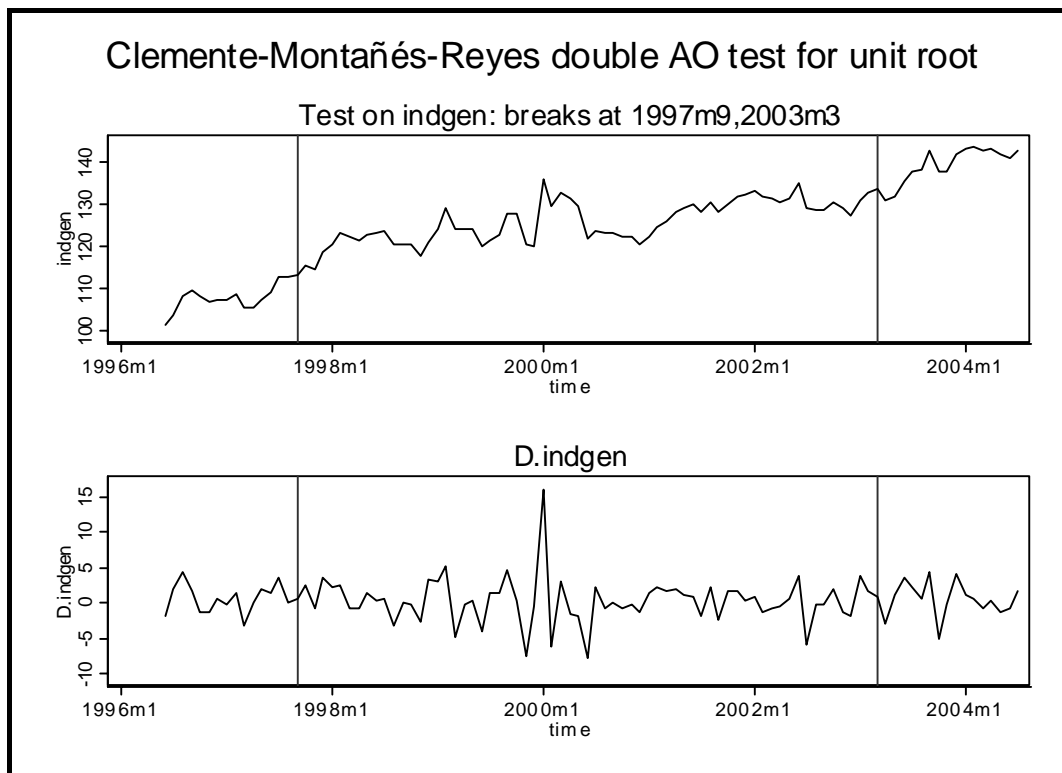


Figure 4: Graphique généré par le test de Clemente et al. sur l'indice de Pointe-noire



### A.3- Test BDS pour les résidus des modèles de Brazzaville et Pointe-noire

Tableau 4: Test BDS pour les résidus estimés du modèle de Brazzaville

---



---

**Test BDS, en petit échantillon, pour les résidus estimés du modèle de Brazzaville**

Sample: 1996:01 2004:12

Included observations: 108

---



---

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Normal Prob.</u>	<u>Bootstrap Prob.</u>
2	0.011414	0.007891	1.446413	0.1481	0.2008
3	0.015628	0.012632	1.237241	0.2160	0.2440
4	0.020871	0.015150	1.377629	0.1683	0.2040
5	0.020200	0.015904	1.270106	0.2040	0.2348
6	0.033955	0.015448	2.197999	0.0279	0.0676

<b>Raw epsilon</b>	0.0258994				
<b>Pairs within epsilon</b>	7644.0000	<b>V-statistic</b>	0.7067308		
<b>Triples within epsilon</b>	606878.00	<b>V-statistic</b>	0.5395123		

<u>Dimension</u>	<u>C(m,n)</u>	<u>c(m,n)</u>	<u>C(1,n-(m-1))</u>	<u>c(1,n-(m-1))</u>	<u>c(1,n-(m-1))^k</u>
2	2645.0000	0.503522	3685.0000	0.701504	0.492108
3	1836.0000	0.356436	3598.0000	0.698505	0.340807
4	1288.0000	0.255050	3513.0000	0.695644	0.234179
5	920.00000	0.185859	3455.0000	0.697980	0.165659
6	710.00000	0.146362	3370.0000	0.694702	0.112407

---



---

Tableau 5: Test BDS pour les résidus du modèle de Pointe-noire

---



---

**Test BDS, en petit échantillon, pour les résidus estimés du modèle de Pointe-noire**

Sample: 1996:01 2004:12

Included observations: 108

---



---

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Normal Prob.</u>	<u>Bootstrap Prob.</u>
2	0.006477	0.006005	1.078554	0.2808	0.3128
3	0.012982	0.009579	1.355256	0.1753	0.2324
4	0.013450	0.011446	1.175133	0.2399	0.2828
5	0.015596	0.011969	1.303010	0.1926	0.2404
6	0.016001	0.011580	1.381750	0.1670	0.2220

<b>Raw epsilon</b>	0.0159188				
<b>Pairs within epsilon</b>	8079.0000	<b>V-statistic</b>		0.7056511	
<b>Triples within epsilon</b>	647871.00	<b>V-statistic</b>		0.5288557	

<u>Dimension</u>	<u>C(m,n)</u>	<u>c(m,n)</u>	<u>C(1,n-(m-1))</u>	<u>c(1,n-(m-1))</u>	<u>c(1,n-(m-1))<sup>k</sup></u>
2	2772.0000	0.498113	3902.0000	0.701168	0.491637
3	1929.0000	0.353297	3812.0000	0.698168	0.340315
4	1355.0000	0.252987	3747.0000	0.699589	0.239537
5	948.00000	0.180468	3663.0000	0.697316	0.164872
6	662.00000	0.128519	3579.0000	0.694817	0.112518

---



---

## A.4- Matrices des corrélations bivariées et partielles

Tableau 6 : Corrélations bivariées des indices de Brazzaville

	INDGEN	ALIMENT	BOTABAC	DEPMAI	DIVERS	HABILLEM	HYGSAN	TRANSP
<b>INDGEN</b>	1	<b>,743(**)</b>	<b>,442(**)</b>	<b>,607(**)</b>	<b>,410(**)</b>	<b>,269(**)</b>	<b>,560(**)</b>	<b>,745(**)</b>
Sig. (bilatérale)	.	,000	,000	,000	,000	,005	,000	,000
N	108	108	108	108	108	108	108	108
<b>ALIMENT</b>	<b>,743(**)</b>	1	<b>,419(**)</b>	,013	-,180	,004	,041	,162
Sig. (bilatérale)	,000	.	,000	,890	,062	,969	,675	,094
N	108	108	108	108	108	108	108	108
<b>BOTABAC</b>	<b>,442(**)</b>	<b>,419(**)</b>	1	-,122	-,137	-,121	-,249(**)	<b>,299(**)</b>
Sig. (bilatérale)	,000	,000	.	,208	,157	,214	,009	,002
N	108	108	108	108	108	108	108	108
<b>DEPMAI</b>	<b>,607(**)</b>	,013	-,122	1	<b>,756(**)</b>	<b>,363(**)</b>	<b>,843(**)</b>	<b>,760(**)</b>
Sig. (bilatérale)	,000	,890	,208	.	,000	,000	,000	,000
N	108	108	108	108	108	108	108	108
<b>DIVERS</b>	<b>,410(**)</b>	-,180	-,137	<b>,756(**)</b>	1	<b>,416(**)</b>	<b>,773(**)</b>	<b>,722(**)</b>
Sig. (bilatérale)	,000	,062	,157	,000	.	,000	,000	,000
N	108	108	108	108	108	108	108	108
<b>HABILLEM</b>	<b>,269(**)</b>	,004	-,121	<b>,363(**)</b>	<b>,416(**)</b>	1	<b>,542(**)</b>	<b>,215(*)</b>
Sig. (bilatérale)	,005	,969	,214	,000	,000	.	,000	,026
N	108	108	108	108	108	108	108	108
<b>HYGSAN</b>	<b>,560(**)</b>	,041	-,249(**)	<b>,843(**)</b>	<b>,773(**)</b>	<b>,542(**)</b>	1	<b>,687(**)</b>
Sig. (bilatérale)	,000	,675	,009	,000	,000	,000	.	,000
N	108	108	108	108	108	108	108	108
<b>TRANSP</b>	<b>,745(**)</b>	,162	<b>,299(**)</b>	<b>,760(**)</b>	<b>,722(**)</b>	<b>,215(*)</b>	<b>,687(**)</b>	1
Sig. (bilatérale)	,000	,094	,002	,000	,000	,026	,000	.
N	108	108	108	108	108	108	108	108

\*\* La corrélation est significative au niveau 0.01 (bilatéral). \* La corrélation est significative au niveau 0.05 (bilatéral).

### Corrélation entre l'indice général et l'indice transport étant donnés les autres indices à Brazzaville

- - - P A R T I A L C O R R E L A T I O N C O E F F I C I E N T S - - -						
Controlling for..	ALIMENT	BOTABAC	DEPMAI	DIVERS	HABILLEM	HYGSAN
	<b>INDGEN</b>	<b>TRANSP</b>				
<b>INDGEN</b>	1,0000	<b>,9751</b>				
	( 0)	( 100)				
	P= .	<b>P= ,000</b>				
<b>TRANSP</b>	<b>,9751</b>	1,0000				
	( 100)	( 0)				
	<b>P= ,000</b>	P= .				
(Coefficient / (D.F.) / 2-tailed Significance)						

**Corrélation entre l'indice général et l'indice alimentation étant donnés les autres indices à Brazzaville**

- - - P A R T I A L C O R R E L A T I O N C O E F F I C I E N T S - - -						
Controlling for..	BOTABAC	DEPMAI	DIVERS	HABILLEM	HYGSAN	TRANSP0
	INDGEN	ALIMENT				
<b>INDGEN</b>	1,0000 ( 0) P= .	,9987 ( 100) P= ,000				
<b>ALIMENT</b>	,9987 ( 100) P= ,000	1,0000 ( 0) P= .				

(Coefficient / (D.F.) / 2-tailed Significance)

**Corrélation entre l'indice général et l'indice boissons-tabacs étant donnés les autres indices à Brazzaville**

- - - P A R T I A L C O R R E L A T I O N C O E F F I C I E N T S - - -						
Controlling for..	ALIMENT	DEPMAI	DIVERS	HABILLEM	HYGSAN	TRANSP0
	INDGEN	BOTABAC				
<b>INDGEN</b>	1,0000 ( 0) P= .	,9628 ( 100) P= ,000				
<b>BOTABAC</b>	,9628 ( 100) P= ,000	1,0000 ( 0) P= .				

(Coefficient / (D.F.) / 2-tailed Significance)

**Corrélation entre l'indice général et l'indice boissons-tabacs étant donnés les autres indices à Brazzaville**

- - - P A R T I A L C O R R E L A T I O N C O E F F I C I E N T S - - -						
Controlling for..	ALIMENT	DEPMAI	DIVERS	HABILLEM	TRANSP0	BOTABAC
	INDGEN	HYGSAN				
<b>INDGEN</b>	1,0000 ( 0) P= .	,6411 ( 100) P= ,000				
<b>HYGSAN</b>	,6411 ( 100) P= ,000	1,0000 ( 0) P= .				

(Coefficient / (D.F.) / 2-tailed Significance)

Corrélation entre l'indice général et l'indice boissons-tabacs étant donnés les autres indices à Brazzaville

```

- - - P A R T I A L   C O R R E L A T I O N   C O E F F I C I E N T S   - - -
Controlling for..    ALIMENT  DEPMAI  DIVERS  TRANSPO  BOTABAC  HYGSAN

                    INDGEN  HABILLEM

INDGEN      1,0000      ,8910
             (    0)     (  100)
             P= .       P= ,000

HABILLEM    ,8910      1,0000
             (  100)     (    0)
             P= ,000    P= .

(Coefficient / (D.F.) / 2-tailed Significance)
    
```

Corrélation entre l'indice général et l'indice boissons-tabacs étant donnés les autres indices à Brazzaville

```

- - - P A R T I A L   C O R R E L A T I O N   C O E F F I C I E N T S   - - -
Controlling for..    ALIMENT  DIVERS  TRANSPO  BOTABAC  HYGSAN  HABILLEM

                    INDGEN  DEPMAI

INDGEN      1,0000      ,9813
             (    0)     (  100)
             P= .       P= ,000

DEPMAI      ,9813      1,0000
             (  100)     (    0)
             P= ,000    P= .

(Coefficient / (D.F.) / 2-tailed Significance)
    
```

Corrélation entre l'indice général et l'indice boissons-tabacs étant donnés les autres indices à Brazzaville

```

- - - P A R T I A L   C O R R E L A T I O N   C O E F F I C I E N T S   - - -
Controlling for..    ALIMENT  TRANSPO  BOTABAC  HYGSAN  HABILLEM  DEPMAI

                    INDGEN  DIVERS

INDGEN      1,0000      ,6167
             (    0)     (  100)
             P= .       P= ,000

DIVERS      ,6167      1,0000
             (  100)     (    0)
             P= ,000    P= .

(Coefficient / (D.F.) / 2-tailed Significance)
    
```

Tableau 7 : Corrélations bivariées des indices de Pointe-noire

	INDGEN	ALIMENT	BOTABAC	DEPMAI	DIVERS	HABILLEM	HYGSAN	TRANSP
<b>INDGEN</b>	1	,793(**)	,813(**)	,784(**)	,854(**)	,431(**)	,805(**)	,829(**)
Sig. (bilatérale)	.	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000
N	108	108	108	108	108	108	108	108
<b>ALIMENT</b>	,793(**)	1	,406(**)	,246(*)	,484(**)	-,049	,416(**)	,371(**)
Sig. (bilatérale)	,000	.	,000	,010	,000	,616	,000	,000
N	108	108	108	108	108	108	108	108
<b>BOTABAC</b>	,813(**)	,406(**)	1	,866(**)	,853(**)	,610(**)	,798(**)	,876(**)
Sig. (bilatérale)	,000	,000	.	,000	,000	,000	,000	,000
N	108	108	108	108	108	108	108	108
<b>DEPMAI</b>	,784(**)	,246(*)	,866(**)	1	,850(**)	,720(**)	,847(**)	,928(**)
Sig. (bilatérale)	,000	,010	,000	.	,000	,000	,000	,000
N	108	108	108	108	108	108	108	108
<b>DIVERS</b>	,854(**)	,484(**)	,853(**)	,850(**)	1	,568(**)	,839(**)	,919(**)
Sig. (bilatérale)	,000	,000	,000	,000	.	,000	,000	,000
N	108	108	108	108	108	108	108	108
<b>HABILLEM</b>	,431(**)	-,049	,610(**)	,720(**)	,568(**)	1	,450(**)	,614(**)
Sig. (bilatérale)	,000	,616	,000	,000	,000	.	,000	,000
N	108	108	108	108	108	108	108	108
<b>HYGSAN</b>	,805(**)	,416(**)	,798(**)	,847(**)	,839(**)	,450(**)	1	,901(**)
Sig. (bilatérale)	,000	,000	,000	,000	,000	,000	.	,000
N	108	108	108	108	108	108	108	108
<b>TRANSP</b>	,829(**)	,371(**)	,876(**)	,928(**)	,919(**)	,614(**)	,901(**)	1
Sig. (bilatérale)	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	.
N	108	108	108	108	108	108	108	108

\*\* La corrélation est significative au niveau 0.01 (bilatéral). \* La corrélation est significative au niveau 0.05 (bilatéral).

Corrélation entre l'indice général et l'indice transport étant donnés les autres indices à Pointe-noire

- - - P A R T I A L C O R R E L A T I O N C O E F F I C I E N T S - - -						
Controlling for..	ALIMENT	BOTABAC	DEPMAI	DIVERS	HABILLEM	HYGSAN
	<b>INDGEN</b>	<b>TRANSP</b>				
<b>INDGEN</b>	1,0000	,5896				
	( 0)	( 100)				
	P= .	P= ,000				
<b>TRANSP</b>	,5896	1,0000				
	( 100)	( 0)				
	P= ,000	P= .				

(Coefficient / (D.F.) / 2-tailed Significance)

**Corrélation entre l'indice général et l'indice alimentation étant donnés les autres indices à Pointe-noire**

- - - P A R T I A L C O R R E L A T I O N C O E F F I C I E N T S - - -						
Controlling for..	BOTABAC	DEPMAI	DIVERS	HABILLEM	HYGSAN	TRANSP0
	INDGEN	ALIMENT				
<b>INDGEN</b>	1,0000 ( 0) P= .	,9994 ( 100) P= ,000				
<b>ALIMENT</b>	,9994 ( 100) P= ,000	1,0000 ( 0) P= .				

(Coefficient / (D.F.) / 2-tailed Significance)

**Corrélation entre l'indice général et l'indice boissons-tabacs étant donnés les autres indices à Pointe-noire**

- - - P A R T I A L C O R R E L A T I O N C O E F F I C I E N T S - - -						
Controlling for..	DEPMAI	DIVERS	HABILLEM	HYGSAN	TRANSP0	ALIMENT
	INDGEN	BOTABAC				
<b>INDGEN</b>	1,0000 ( 0) P= .	,6424 ( 100) P= ,000				
<b>BOTABAC</b>	,6424 ( 100) P= ,000	1,0000 ( 0) P= .				

(Coefficient / (D.F.) / 2-tailed Significance)

**Corrélation entre l'indice général et l'indice dépenses de maison étant donnés les autres indices à Pointe-noire**

- - - P A R T I A L C O R R E L A T I O N C O E F F I C I E N T S - - -						
Controlling for..	DIVERS	HABILLEM	HYGSAN	TRANSP0	ALIMENT	BOTABAC
	INDGEN	DEPMAI				
<b>INDGEN</b>	1,0000 ( 0) P= .	,9941 ( 100) P= ,000				
<b>DEPMAI</b>	,9941 ( 100) P= ,000	1,0000 ( 0) P= .				

(Coefficient / (D.F.) / 2-tailed Significance)

**Corrélation entre l'indice général et l'indice hygiène-santé étant donnés les autres indices à Pointe-noire**

```

- - - P A R T I A L   C O R R E L A T I O N   C O E F F I C I E N T S   - - -
Controlling for..      DIVERS      HABILLEM  TRANSPO  ALIMENT  BOTABAC  DEPMAI

                        INDGEN      HYGSAN

INDGEN      1,0000      ,5559
              (  0)      ( 100)
              P= .      P= ,000

HYGSAN      ,5559      1,0000
              ( 100)      (  0)
              P= ,000      P= .

(Coefficient / (D.F.) / 2-tailed Significance)
    
```

**Corrélation entre l'indice général et l'indice habillement étant donnés les autres indices à Pointe-noire**

```

- - - P A R T I A L   C O R R E L A T I O N   C O E F F I C I E N T S   - - -
Controlling for..      DIVERS      TRANSPO  ALIMENT  BOTABAC  DEPMAI  HYGSAN

                        INDGEN      HABILLEM

INDGEN      1,0000      ,7681
              (  0)      ( 100)
              P= .      P= ,000

HABILLEM      ,7681      1,0000
              ( 100)      (  0)
              P= ,000      P= .

(Coefficient / (D.F.) / 2-tailed Significance)
    
```

**Corrélation entre l'indice général et l'indice divers étant donnés les autres indices à Pointe-noire**

```

- - - P A R T I A L   C O R R E L A T I O N   C O E F F I C I E N T S   - - -
Controlling for..      TRANSPO  ALIMENT  BOTABAC  DEPMAI  HYGSAN  HABILLEM

                        INDGEN      DIVERS

INDGEN      1,0000      ,3878
              (  0)      ( 100)
              P= .      P= ,000

DIVERS      ,3878      1,0000
              ( 100)      (  0)
              P= ,000      P= .

(Coefficient / (D.F.) / 2-tailed Significance)
    
```

## Références bibliographiques

- [1] **Afristat.** [2001], *Evolution des prix dans les Etats membres d'Afristat de 1970 à 1999*, Bamako : Afristat.
- [2] **Andrews D. et Zivot E.** [1992], Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-270.
- [3] **Agenor P.R. et Montiel P.J.** [1999], *Development macroeconomics*, Princeton University Press.
- [4] **Baum Christopher F.** [2001], Stata : The language of choice for time series analysis, *Stata Journal*, 1 Number 1, pp. 1-16.
- [5] **Box G.E.P. et Jenkins G.M.** [1976], *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, San Francisco: Holden Day.
- [6] **Bresson G. et Pirotte A.** [1998], *Econométrie des séries temporelles*, PUF.
- [7] **Brock W., Dechert W., Scheinkman J. et LeBaron B.** [1996], A test for independence based on the correlation dimension, *Econometric Reviews*, 15, 197-235.
- [8] **Clemente J., Montañés A. et Reyes M.** [1998], Testing for a unit root in variables with a double change in the mean, *Economics Letters*, 59, 175-182.
- [9] **Dagum E.B.** [1988], *The X-11-ARIMA/88 seasonal adjustment method*, Statistics Canada.
- [10] **Davidson R. et McKinnon J.G.** [1993], *Estimation and inference in econometrics*, Oxford University Press.
- [11] **Dodge Y.** [1999], *Analyse de régression appliquée*, Dunod.
- [12] **Estima** [2000], *RATS 5 User's Guide*.
- [13] **Estima** [2000], *RATS 5 Reference Manual*.
- [14] **Eviews** [2002], *Eviews 4 User's Guide*.
- [15] **Eviews** [2002], *Eviews 4 Command and Programming Reference*.
- [16] **Evrard U. Mounkala** [2005], Prévision à court terme de l'indice des prix à la consommation au Cameroun, *Note d'études et de recherche*, BEAC.
- [17] **Ferrara L. et Guégan D.** [2002], *Analyser les séries chronologiques avec S-Plus : une approche paramétrique*, Presses Universitaires de Rennes.
- [18] **Findley D.F., Monsell B.C., Bell W.R., Otto M.C. et Chen B.C.** [1998], New capabilities and methods of the X-12-ARIMA seasonal adjustment program, *Journal of Business and economic statistics*, 16, 127-177.
- [19] **Gómez V. et Maravall A.** [1997] ; *Guide for using the programs TRAMO and SEATS, Beta Version*, Banco de Espana.

- [20] **Gourieroux C. et Monfort A.** [1996], *Statistique et modèles économétriques, Economica*, 2<sup>e</sup> édition.
- [21] **Greene W.H.** [2003], *Econometric analysis*, Prentice Hall, Fifth edition.
- [22] **Gujarati N.D.** [2003], *Basic econometrics*, McGraw-Hill, 4<sup>e</sup> edition.
- [23] **Jondeau E., LeBihan H. et Sédillot F.** [1999], Modélisation et prévision des indices des prix sectoriels, Banque de France, Notes d'Etudes et de Recherche.
- [24] **Hamilton J.D.** [1994], *Time series analysis*, Princeton University Press.
- [25] **Harvey A.C.** [1981], *Time Series Models*, New York: John Wiley & Sons Inc.
- [26] **Lardic S. et Mignon V.** [2002], *Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières*, Economica.
- [27] **Leybourne S., Mills T. et Newbold P.** [1998], Spurious rejections by Dickey-Fuller tests in the presence of a break under the null, *Journal of Econometrics*, 87, 191-203.
- [28] **Leybourne S. et Newbold P.** [2003], Spurious rejections by Cointegration tests induced by structural breaks, *Applied Economics*, 35, 1117-1121.
- [29] **Kapetanios G.** [2002], Unit root testing against the alternative hypothesis of up to m structural breaks, *Working Papers 469*, Queen Mary, University of London, Department of Economics.
- [30] **Mankiw G.N.** [1999], *Macroéconomie*, De Boeck Université.
- [31] **Mélard G.** [1990], *Méthode de prévision à court terme*, Université de Bruxelles.
- [32] **Perron P.** [1989], The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis, *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- [33] **Perron P. et Vogelsang T.** [1992], Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 301-320.
- [34] **Pindyck R. et Rubinfeld D.** [1998], *Econometric models and economic forecasts*, McGraw-Hill.
- [35] **SAS/ETS** [2004], *SAS/ETS 9.1 User's Guide*.
- [36] **Tiao G.C. et Box G.E.P.** [1981], Modeling multiple time series with applications, *Journal of the American Statistical Association*, 76, 802-816.
- [37] **Wold H.** [1954], *A study in the analysis of stationary time series*, Uppsala, Sweden: Almqvist and Wiksell.

## **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**

**06/2001** « Mesure des attentes de la clientèle et évaluation du niveau de satisfaction »

**Samuel AMBAPOUR, Diana Lyse MAPOUATA**

**07/2002** « Ressources humaines et libéralisation : une approche stratégique »

**Samuel AMBAPOUR**

**08/2002** « Le paradoxe de Todaro. Un test économétrique sur les données du Congo »

**Samuel AMBAPOUR**

**09/2003** « Incidence des migrations internes sur la structure par âge : une exploration par le modèle de population stable »

**Samuel AMBAPOUR**

**10/2004** « Efficacité technique comparée des systèmes de santé en Afrique subsaharienne : une application de la méthode de DEA »

**Samuel AMBAPOUR**

**11/2005** « Prédiction des indices des prix à la consommation des ménages au Congo »

**Christophe MASSAMBA**

---

*Ces documents de travail peuvent être obtenus gratuitement.*

*Les demandes correspondantes doivent être adressées à Monsieur Bassissila Théophile, Immeuble du Plan, CNSEE, Porte 501, Cellulaire : 666 62 94, E-mail : bass\_theo@yahoo.fr.*