



N° 504
Juin 2000

ETUDES ET RECHERCHES

*Notes
d'Information et
Statistiques*

BANQUE CENTRALE DES ETATS DE L'AFRIQUE DE L'OUEST



NOTES D'INFORMATION ET STATISTIQUES

BANQUE CENTRALE DES ETATS DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

Siège - Avenue Abdoulaye FADIGA
BP. 3108 – DAKAR (Sénégal)
Tél. : (221) 839 05 00
Télécopie : (221) 823 93 35
Télex : BCEAO 21833 SG /
21815 SG / 21530 SG / 21597 SG
Site internet : <http://www.bceao.int>

Directeur de la Publication
Ambroise KONE
Directeur de la Recherche
et de la Statistique

Impression : Imprimerie BCEAO
BP. 3108 - DAKAR

Abonnement annuel :
Etranger : 12.000 FCFA
UMOA : 10.000 FCFA

(Frais de port en sus)

Les opinions exprimées dans cette revue sont publiées sous la responsabilité exclusive de leurs auteurs et ne constituent, en aucun cas, la position officielle de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO).

La reproduction intégrale ou Partielle des articles ne peut être faite qu'avec l'autorisation préalable expresse des auteurs. Les demandes sont adressées à la BCEAO à qui une copie du document contenant les articles reproduits sera remise.

Toutefois, sont autorisées les reproductions destinées à un usage strictement personnel et privé ou les analyses et courtes citations justifiées par le caractère scientifique ou d'information de l'œuvre dans laquelle elles sont incorporées, à condition d'en mentionner la source.

ETUDES ET RECHERCHE

MODELE DE PREVISION POUR L'INDICE DES PRIX A LA CONSOMMATION DES MENAGES A BAMAKO

Madani TOURE¹

Résumé

La maîtrise de l'inflation constitue, de nos jours, un objectif clé de la politique macroéconomique en général et de la politique monétaire en particulier, ce qui la place de plus en plus au centre des préoccupations de plusieurs Banques Centrales.

A cet effet, il convient, pour une plus grande efficacité de la politique monétaire, de disposer en permanence d'estimation sur les tendances récentes et futures des indicateurs d'inflation.

Dans cette perspective, la présente étude exploite les méthodes d'analyse des séries temporelles, pour aboutir à des spécifications destinées à la prévision à court terme de l'indice des prix à la consommation des ménages à Bamako.

Les résultats obtenus indiquent que :

- le modèle ARIMA saisonnier identifié à partir de la méthode de Box et Jenkins ainsi que celui de lissage mis en évidence à partir des techniques de Holt-Winters sont appropriés pour prévoir l'évolution, à horizon rapproché, des indices des prix à la consommation des ménages à Bamako ;

- le modèle issu de leur combinaison apporte cependant une amélioration de la précision des prévisions.

¹ Economiste diplômé de l'Ecole des Hautes Etudes en Sciences et de l'Université d'Aix-Marseille II (France), Chef du Service de la Recherche et de la Statistique à l'Agence Principale de la BCEAO à Bamako. L'auteur tient à remercier MM. Brahim ZERBO et Karounga CAMARA, respectivement Adjoint au Chef de Service et Agent d'encadrement au Service de la Recherche et de la Statistique de l'Agence Principale de la BCEAO Mali, pour les commentaires utiles qu'ils ont faits sur la version provisoire de la présente étude.

L'auteur demeure seul responsable des erreurs éventuelles qui subsisteraient dans le document.

INTRODUCTION

Depuis la modification de la parité du F CFA intervenue en 1994, la stabilité des prix est devenue l'objectif final, clairement affiché, de la politique monétaire au sein de l'UMOA. A cet égard, l'exercice de régulation de liquidité bancaire, pour assurer in fine la stabilité des prix, exige la disponibilité à tout moment d'estimation sur les tendances récentes et prévisibles des indicateurs relatifs à l'inflation.

La présente étude se propose d'exploiter les méthodes d'analyse des séries temporelles pour spécifier des modèles simples susceptibles de fournir des estimations à horizon très rapproché de l'indice des prix à la consommation des ménages à Bamako.

Ce travail constitue une contribution à la recherche d'instruments d'éclairage des décideurs sur les orientations, à court terme, de l'inflation au Mali et, par extrapolation de la démarche utilisée, dans les autres pays de l'Union.

La première section du document porte sur la définition d'une structure ARIMA pour décrire la dynamique des prix. Dans la seconde, il est fait usage d'une technique classique de lissage pour cerner les principales composantes de l'indice. La troisième section propose la synthèse des méthodes ARIMA et de lissage et conduit à la dernière partie du travail qui tire les principales conclusions.

I - SPECIFICATIONS ARIMA

La démarche adoptée, pour arriver à une structure de type ARIMA susceptible de représenter les données sur l'indice des prix, est celle recommandée par Box et Jenkins(1976). Elle consiste en une séquence itérative de spécification, d'estimation et de validation.

1.1 - Source et transformation des données

L'étude exploite la série mensuelle des données officielles sur les prix à la consommation des ménages à Bamako, sur la période de juillet 1987 à décembre 1997. Il est à noter que tous les indices mensuels de la période antérieure à 1996 ont été ramenés, via les coefficients de raccordement, à la base de l'indice harmonisé.

L'examen des graphes des corrélogrammes simple et partiel de la série sur l'indice des prix à la consommation (INDP) met en évidence des allures similaires à celles de séries non stationnaires (cf. graphique 4). Cette absence de stationnarité est par ailleurs confirmée par l'utilisation du test de Dickey et Fuller (ADF) :

	ADFcalculé	ADF critique	Seuil
INDP	-0,277	-3,484	1%
		-2,885	5%
Δ INDP	-6,034	-2,579	10%

Le corrélogramme de la série différenciée, une fois, présente de fortes valeurs pour les retards multiples de 12. Cette constatation a entraîné l'application de l'opérateur $(1-L^{12})$ à ladite série, en vue d'éliminer les facteurs saisonniers à l'origine de la non stationnarité.

Au total, le corrélogramme des données obtenues à l'issue de cette double transformation a un profil conforme à celui d'une série stationnaire.

1.2 - Identification et estimation

La spécification générale d'un modèle ARIMA saisonnier, que l'on note ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s, pour décrire l'évolution d'une série temporelle $[X_t]_{t=1...T}$ est de la forme :

$$\phi_p(L)\Phi_P(L^s)\Delta^d\Delta_s^D X_t = \theta_0 + \theta_q(L)\Theta_Q(L^s)\varepsilon_t \quad (1)$$

Où :

- s représente la période de la saisonnalité ;
- $\phi_p(L)$ est polynôme de degré p en L ;
- $\Phi_P(L^s)$ est polynôme de degré P en L^s ;

- $\Delta^d = (1-L)^d$ et $\Delta_s^D = (1-L^s)^D$ représentent respectivement des facteurs destinés à filtrer la série brute pour la rendre stationnaire ; d et D désignent le nombre de fois que l'application de ces facteurs est nécessaire pour atteindre la stationnarité ;
- θ_0 est la constante du modèle ;
- $\theta_q(L)$ représente un polynôme de degré q en L ;
- $\Theta_Q(L^s)$ est un polynôme de degré Q en L^s ;
- ε_t est un bruit blanc.

Sur cette base, la spécification d'un modèle pour la série de l'indice des prix, dans la classe générale donnée par (1), s'appuie sur l'analyse des corrélogrammes simple et partiel obtenus à la dernière étape des transformations. Cette analyse suggère quatre modèles ARIMA, exposés dans le tableau en annexe, susceptibles de constituer une représentation de la série sous revue. Le choix parmi ces modèles s'effectue à partir des critères de validation habituels portant à la fois sur les résidus et les paramètres estimés.

Le test concernant le résidu consiste à comparer la probabilité critique associée à la statistique de Ljung et Box à la valeur seuil de 5%. A cet exercice nous retenons les modèles ci-après, comme ayant des résidus assimilables à des bruits blancs :

- ARIMA (2,1,0)(0,1,1)₁₂ ;
- ARIMA (0,1,2)(0,1,1)₁₂ ;
- ARIMA (2,1,0)(0,1,2)₁₂.

Le test de Student concernant les paramètres estimés ne permet de valider et de retenir finalement que le modèle ARIMA(2,1,0)(0,1,1)₁₂.

Cependant, pour ce modèle la propriété de normalité des résidus des estimations n'est pas vérifiée. En effet, la probabilité critique associée à la statistique du test de normalité (voir tableau en annexe) ressort nettement inférieure à la valeur seuil de 5%. Cette absence de normalité des résidus pourrait être imputable à la rupture de tendance, visible sur la série brute, intervenue à partir de janvier 1994, imputable à la modification de la parité du F CFA.

Ainsi, pour tenir compte de la partie du choc de la dévaluation que la mémoire du processus ARIMA n'a pas saisie, nous avons supposé que ces effets résiduels peuvent être représentés par un processus géométrique convergent.¹ Ce faisant, en écrivant le modèle ARIMA retenu jusqu'ici suivant les symboles de l'expression (1), il vient :

$$(1-\phi_2 L^2) \Delta \Delta_{12} \text{INDP}_t = (1-\Theta_1 L^{12}) \varepsilon_t \quad (2).$$

En désignant par DEV la variable muette supposée saisir les effets résiduels de la modification de la parité du FCFA, le modèle à intervention que nous envisageons d'estimer pour les prix s'écrit :

$$(1-\phi_2 L^2) \Delta \Delta_{12} \text{INDP}_t = (1-\Theta_1 L^{12}) \varepsilon_t + \omega \Delta \Delta_{12} \text{DEV}_t / (1-\delta L) \quad (3).$$

Dans cette équation ω représente un paramètre d'échelle qui affecte le niveau de la série à partir de 1994 et δ mesure le taux auquel ce paramètre intervient dans les valeurs futures de la série. A cet égard, si $|\delta| \leq 1$ alors l'effet résiduel total de la dévaluation sur les prix, que nous tentons de cerner, est donné par $\omega / (1-\delta)^2$.

Pour estimer l'équation (3) nous avons effectué quelques manipulations qui ont abouti au modèle équivalent ci-après :

$$\text{indp}_t = \delta \text{indp}_{t-1} + \phi_2 \text{indp}_{t-2} - \phi_3 \text{indp}_{t-3} + (1-\delta L - \Theta_1 L^{12} + \Theta_2 L^{13}) \varepsilon_t + \omega \text{dev}_t \quad (4)$$

Où :

$$\text{indp}_t = \Delta \Delta_{12} \text{INDP}_t; \text{dev}_t = \Delta \Delta_{12} \text{DEV}_t; \phi_3 = \delta \phi_2 \text{ et } \Theta_2 = \delta \Theta_1.$$

¹ On s'inspire des travaux de Box et Tiao (1975) et Tsay (1988) sur les modèles dits à interventions.

² En effet, $\omega / (1-\delta L)$ correspond à la somme de la progression géométrique $\omega(1+\delta L+\delta^2 L^2+\dots)$, qui converge pour $|\delta| \leq 1$.

L'estimation de l'équation (4) a conduit au résultat ci-après :

$$\text{indp}_t = 0,33 \cdot \text{indp}_{t-1} + 0,18 \cdot \text{indp}_{t-2} + 0,01 \cdot \text{indp}_{t-3} + (1 - 0,42 \cdot L - 0,85 \cdot L^{12} + 0,33 \cdot L^{13}) \varepsilon_t + 7,06 \cdot \text{dev}_t$$

(2,94) (2,06) (0,10) (-3,54) (-18,44) (2,90) (6,57)

$$R^2_{aj.} = 0,60 \quad Q(36) = 48,90 \quad (P = 0,037) \quad JB = 1,44 \quad (P = 0,49)$$

Au regard du résultat de l'estimation de l'équation (4) on relève la qualité relativement bonne de l'ajustement, surtout pour les modèles de cette nature. Cependant les résidus ont perdu leur statut de bruit blanc, comme en témoigne le niveau significatif de la statistique du test portmanteau. Pour contourner cette difficulté le modèle (4) a été spécifié à nouveau en éliminant la variable indp_{t-3} qui n'est pas significative. Avec cet aménagement on obtient :

$$\text{indp}_t = 0,30 \cdot \text{indp}_{t-1} + 0,20 \cdot \text{indp}_{t-2} + (1 - 0,35 \cdot L - 0,84 \cdot L^{12} + 0,31 \cdot L^{13}) \varepsilon_t + 7,08 \cdot \text{dev}_t$$

(2,38) (2,43) (-2,44) (-17,44) (2,54) (6,39)

$$R^2_{aj.} = 0,59 \quad Q(36) = 42,80 \quad (P = 0,12) \quad JB = 2,18 \quad (P = 0,49)$$

Cette dernière spécification présente toutes les propriétés requises, notamment la normalité des résidus. En particulier le choix d'un modèle à interventions est validé en ce sens que les paramètres estimés du membre concerné (ω et δ) apparaissent statistiquement significatifs.

Par ailleurs, les estimations obtenues pour ω et δ indiquent, sur la base de l'expression $\omega/(1-\delta)$, que l'impact résiduel de la modification de la parité du FCFA, non pris en compte par le modèle ARIMA simple, se situe à environ 10,1 points.

1.3 - Examen de la qualité prédictive du modèle ARIMA

Le modèle (4) a été simulé sur les 12 mois de 1998 et le résultat obtenu a été comparé aux valeurs réalisées sur la même période. La moyenne des écarts relatifs, en valeur absolue, calculée sur ladite période se situe à 1,27% (cf. tableau 2).

A cet égard, ce modèle peut être recommandé à des fins de prévisions de l'indice mensuel des prix à la consommation des ménages à Bamako.

II - PREVISION PAR LA METHODE DE LISSAGE DE HOLT-WINTERS

2.1 - Rappel de la méthode

Considérons une série temporelle $[X_t]_{t=1 \dots N}$ dont nous souhaitons prévoir la valeur qui sera réalisée h périodes plus tard X_{N+h} . Désignons par $P_{N,h}$ la prévision de cette valeur. La méthode de lissage de Holt-Winters, sans saisonnalité, est fondée sur l'idée que la série X_t peut être approchée localement par la somme d'un terme représentant l'estimation du "niveau" de la série à la date t , noté \bar{X}_t et d'un terme résiduel ε_t , où :

$$\bar{X}_t = \alpha X_t + (1-\alpha)(\bar{X}_{t-1} + T_{t-1}), \quad 0 < \alpha < 1 \quad (5.1)$$

$$T_t = \beta(\bar{X}_t - \bar{X}_{t-1}) + (1-\beta) T_{t-1}, \quad 0 < \beta < 1 \quad (5.2).$$

T_t représente l'estimation de la pente de la série à la date t et α, β sont des paramètres de lissage.

Une fois connues les valeurs des paramètres α et β les équations de récurrence (5.1) et (5.2) peuvent être utilisées de manière récursive, à partir de valeurs initiales appropriées, pour obtenir \bar{X}_N et T_N . Dès lors les prévisions des valeurs futures de la série sont données par la formule :

$$P_{N,h} = \bar{X}_N + h T_N \quad (6).$$

Supposons maintenant que la série temporelle $[X_t]_{t=1 \dots N}$ comporte une composante saisonnière de période s . La méthode de lissage de Holt-Winters, avec saisonnalité, fait appel à une formule de récurrence supplémentaire pour décrire l'évolution du facteur saisonnier que nous noterons S_t . Deux cas sont à considérer selon que la saisonnalité est appréhendée de façon additive ou multiplicative.

Dans le cas d'une saisonnalité de type multiplicatif, le facteur saisonnier S_t et le niveau de la série \bar{X}_t sont spécifiés comme suit :

$$S_t = \gamma(X_t / \bar{X}_t) + (1-\gamma)S_{t-s} \quad 0 < \gamma < 1 \quad (7.1)$$

$$\bar{X}_t = \alpha(X_t / S_{t-s}) + (1-\alpha)(\bar{X}_{t-1} + T_{t-1}), \quad 0 < \alpha < 1 \quad (7.2)$$

Notons que la pente de la série est comme dans le cas sans saisonnalité estimée par l'équation (5.2).

Les prévisions des valeurs futures de la série sont à présent données par :

$$P_{N,h} = (\bar{X}_N + h T_N) S_{N+h-s}, \quad h = 1, 2, \dots, s \quad (8);$$

$$= (\bar{X}_N + h T_N) S_{N+h-2s}, \quad h = s+1, s+2, \dots, 2s.$$

En présence d'une série à saisonnalité additive les équations (7.1) et (7.2) doivent être remplacées respectivement par :

$$S_t = \gamma(X_t - \bar{X}_t) + (1-\gamma)S_{t-s} \quad 0 < \gamma < 1 \quad (9.1)$$

$$\bar{X}_t = \alpha(X_t - S_{t-s}) + (1-\alpha)(\bar{X}_{t-1} + T_{t-1}), \quad 0 < \alpha < 1 \quad (9.2)$$

La pente est comme précédemment estimée par l'expression (5.2). La formule de prévision donnée par l'équation (8) est remplacée par :

$$P_{N,h} = \bar{X}_N + h T_N + S_{N+h-s}, \quad h = 1, 2, \dots, s \quad (10);$$

$$= \bar{X}_N + h T_N + S_{N+h-2s}, \quad h = s+1, s+2, \dots, 2s.$$

2.2 - Application à l'indice des prix

L'utilisation de la méthode de lissage de Holt-Winters, avec saisonnalité sur la série de l'indice des prix a conduit aux résultats ci-après :

Cas avec saisonnalité multiplicative

$$S_t = S_{t-s}, \quad \forall t > 12$$

$$\bar{X}_t = 0,94(X_t / S_{t-s}) + 0,06(\bar{X}_{t-1} + T_{t-1}),$$

$$T_t = 0,11(\bar{X}_t - \bar{X}_{t-1}) + 0,89 T_{t-1},$$

$$SSR=190,74 \quad RSME = 1,23.$$

Au prime abord l'écart quadratique moyen (RMSE) indique que la qualité de l'ajustement peut être considérée comme bonne. En particulier la valeur estimée pour la constante de lissage γ est nulle. Cela signifie que la composante saisonnière de la série des prix est à coefficient constant.

Cas avec saisonnalité additive

$$S_t = S_{t-s}, \quad \forall t > 12$$

$$\bar{X}_t = 0,96(X_t - S_{t-s}) + 0,04(\bar{X}_{t-1} + T_{t-1}),$$

$$T_t = 0,11(\bar{X}_t - \bar{X}_{t-1}) + 0,89 T_{t-1},$$

$$SSR=192,53 \quad RMSE = 1,24.$$

Les valeurs estimées des paramètres de lissage sont très proches de celles du cas précédent. Le profil constant des coefficients de la composante saisonnière de la série, que traduit la valeur nulle du paramètre γ est à nouveau observé. La somme des carrés des résidus (SSR) et l'écart quadratique moyen (RMSE), bien qu'attestant d'un ajustement de bonne qualité, sont légèrement supérieurs à ceux du cas multiplicatif. Cette constatation incite pour la suite de la discussion à ne retenir que le modèle à composantes multiplicatives.

Cependant, sur la base du SSR et du RMSE, ce dernier modèle est à son tour d'une qualité légèrement moins bonne que la spécification ARIMA. En effet le modèle ARIMA retenu a comme caractéristiques, SSR=144,52 et RMSE=1,14 ; ces deux statistiques ont des valeurs inférieures à celles obtenues pour le modèle de lissage. Notre objectif à ce stade n'est pas d'opérer un choix entre les deux approches mais plutôt de les combiner de manière à améliorer davantage la précision relative des prévisions.

III - COMBINAISON DES PREVISIONS ARIMA ET HOLT-WINTERS

A suivre Granger et Newbold (1986), il est possible de trouver une combinaison des prévisions, déduites de deux ou plusieurs modèles, qui conduit à des estimations au moins aussi précises (en terme de variance minimale de l'erreur de prévision) que chacune d'elles considérées individuellement.

Pour identifier une telle combinaison dans notre contexte à deux modèles, nous notons par $P_{N,1}^1$, la prévision à l'horizon 1 obtenue à partir du modèle ARIMA et $P_{N,1}^2$ celle tirée de la méthode de Holt-Winters. Ainsi, l'erreur de prévision s'écrit :

$$h_{N,1}^j = X_{N+1} - P_{N,1}^j, \quad j=1,2$$

Les prévisions étant supposées sans biais, on a :

$$E(h_{N,1}^j) = 0, \quad E\left((h_{N,1}^j)^2\right) = s_j^2 \quad j=1,2$$

$$\text{et } E(h_{N,1}^1 h_{N,1}^2) = r s_1 s_2$$

où r est le coefficient de corrélation entre les erreurs $h_{N,1}^1$ et $h_{N,1}^2$.

Considérons à présent la combinaison des deux prévisions définie par :

$$P_{N,1}^c = k P_{N,1}^1 + (1-k) P_{N,1}^2 \quad \text{où } k \text{ est une constante.}$$

Le problème réside dans le choix de la constante k tel que la combinaison $P_{N,1}^c$, puisse donner la meilleure précision. L'erreur de prévision associée à $P_{N,1}^c$ est déterminée par l'expression :

$$h_{N,1}^c = X_{N+1} - P_{N,1}^c = k h_{N,1}^1 + (1-k) h_{N,1}^2 \quad (11)$$

La variance de l'erreur $h_{N,1}^c$ est $s_c^2 = k^2 s_1^2 + (1-k)^2 s_2^2 + 2k(1-k) r s_1 s_2$

Cette variance atteint son niveau minimum pour :

$$k^* = \frac{s_2^2 - r s_1 s_2}{s_1^2 + s_2^2 - 2 r s_1 s_2} \quad (12)$$

En pratique s_1 , s_2 et r sont des grandeurs à estimer à partir des erreurs observées sur la période d'observation, h_t^j $t=1, \dots, N$ et $j=1,2$.

Sur cette base, la valeur estimée pour k^* notée \hat{k} est donnée par

$$\hat{k} = \frac{\sum_{t=1}^N \left[(h_t^2)^2 - h_t^1 h_t^2 \right]}{\sum_{t=1}^N \left[(h_t^1)^2 + (h_t^2)^2 - 2 h_t^1 h_t^2 \right]} \quad (13)$$

On peut écrire l'équation (11) comme

$$h_t^2 = k(h_t^2 - h_t^1) + h_t^c \quad (14)$$

Ainsi k apparaît comme le coefficient de la régression de h_t^2 sur $(h_t^2 - h_t^1)$ et son estimateur par les moindres carrés ordinaires correspond à la formule (13) ci-dessus.

L'application de la régression auxiliaire (14) à la série des prix a donné une valeur estimée pour \hat{k} de 0,70 et un écart quadratique moyen de 1,12. En outre, la combinaison des prévisions effectuées par chacune des deux méthodes, sur les 12 mois de 1998, a été comparée aux réalisations. La moyenne des écarts relatifs, en valeur absolue, se situe à 1,18% contre 1,27% pour le modèle ARIMA.

IV - CONCLUSION

Nous nous sommes fixés comme objectif dans la présente étude de construire des modèles de prévisions pour l'indice harmonisé des prix à la consommation des ménages à Bamako en utilisant les techniques d'analyse des séries temporelles.

Dans un premier temps, la méthode de Box et Jenkins a été exploitée pour identifier un modèle ARIMA-saisonnier compatible avec les données.

Ensuite nous nous sommes appuyés sur les techniques de Holt-Winters pour mettre en évidence un modèle de lissage approprié pour la série des prix.

Dans les deux approches, les simulations effectuées sur l'année 1998, non prise en compte dans les différentes estimations, ont conduit à des erreurs de prévisions qu'on peut juger en moyenne comme acceptables.

Pour exploiter les estimations obtenues par les deux méthodes, nous nous sommes inspirés de Granger et Newbold, pour déterminer la pondération optimale qui permettrait de les combiner dans le sens d'une plus grande précision.

Au regard de la qualité prédictive de ladite combinaison, nous recommandons cette démarche à des fins de prévision de la tendance du niveau général des prix à la consommation à Bamako.

Toutefois, il convient de préciser qu'il s'agit ici de techniques d'extrapolation de tendance qui ne peuvent servir à expliquer les causes des variations de prix pour lesquelles l'analyste doit s'appuyer sur les modèles structurels.

BIBLIOGRAPHIE

Box, G.E.P. and Jenkins, G.M. (1976), «Times Series Analysis : Forecasting and Control», Revise Edition, San Francisco : Holden-Day.

Box, G.E.P. and Tiao, G.C. (1975), «Intervention Analysis with Applicaton to Economic and Environmental Problems», Journal of the American Statistical Association, 70, 70-9.

Granger, C.W.J. and Newbold, P. (1986), «Forecasting Economic Time Series» second edition, New York : Academic Press.

Tsay, R.S. (1988), «Outliers, Level Shifts, and Variance Changes in Time Series», Journal of Forecasting, 7,1-20.

ANNEXES

Tableau 1 : Modèles ARIMA pour l'indice des prix à la consommation (INDP)

	ARIMA(1) (2,1,0)(0,1,1) ₁₂	ARIMA (0,1,2)(0,1,1) ₁₂	ARIMA (1,1,1)(0,1,1) ₁₂	ARIMA (2,1,0)(0,1,2) ₁₂
ϕ_1			-0,257 (-0,136)	
ϕ_2	0,216 (2,44)			0,194 (2,036)
θ_1			0,251 (0,134)	
θ_2		0,17 (1,93)		
Θ_1	-0,886 (-2913,04)	-0,886 (-2948,4)	-0,886 -3557,7	-0,758 (-7,662)
Θ_2				-0,04 (-0,371)
SC(2)	0,655	0,657	0,737	0,839
Q(36)(3)	31,561 (0,588)	34,9 (0,425)	51,04 (0,023)	29,91 (0,622)
JB(4)	135,0 (0,00)	162,24 (0,00)	150,1 (0,00)	108,83 (0,00)
\bar{R}^2 aj.	0,46	0,45	0,43	0,37

(1) Les chiffres entre parenthèses en dessous des paramètres estimés correspondent aux valeurs de la statistique de student.

(2) SC désigne le critère d'information de schwarz.

(3) Q(36) représente la statistique de Ljung-Box évaluée pour 36 autocorrélations calculées à partir des résidus des différentes spécifications. Les chiffres entre parenthèses indiquent la probabilité critique pour l'hypothèse de bruit blanc.

(4) JB fournit la valeur de la statistique de JARQUE-BERA pour le test de normalité. Les probabilités critiques concernant l'hypothèse de normalité des résidus sont indiquées entre parenthèses.

Tableau 2 : Indices des prix à la consommation réalisés (INDP) et prévus par le modèle ARIMA (INDPF)

	janv-99	févr-99	mars-99	avr-99	Mai-99	juin-99	juil-99	août-99	sept-99	oct-99	nov-99	déc-99
INDP	98,1	98,3	99,5	100,6	104,1	104,2	106,4	108,0	107,2	106,5	105,0	101,1
INDPF	95,5	98,7	97,9	100,3	102,2	105,7	105,1	106,8	107,8	107,2	105,7	103,8
Ecart relatif (%)	2,7	-0,4	1,6	0,3	1,8	-1,4	1,2	1,1	-0,6	-0,7	-0,7	-2,7

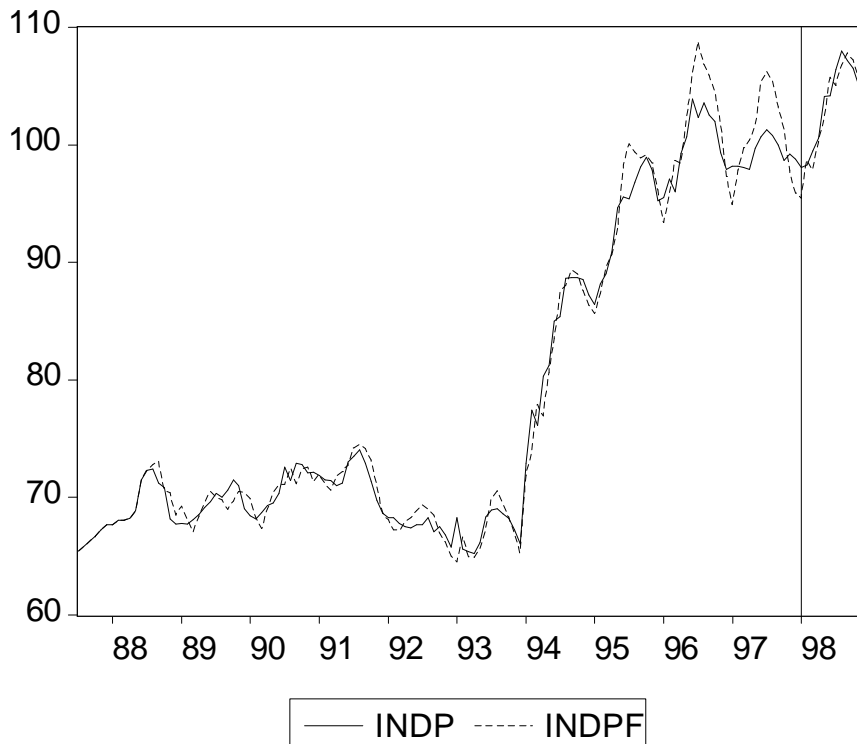
Tableau 3 : Indices des prix à la consommation réalisés (INDP) et prévus par le modèle de lissage (INDPSM)

	janv-99	févr-99	mars-99	avr-99	Mai-99	juin-99	juil-99	août-99	sept-99	oct-99	nov-99	déc-99
INDP	98,1	98,3	99,5	100,6	104,1	104,2	106,4	108,0	107,2	106,5	105,0	101,1
INDPSM	99,5	98,4	98,0	100,4	101,9	106,1	104,8	106,9	107,8	107,2	105,3	103,7
Ecart relatif (%)	-1,4	-0,1	1,5	0,2	2,1	-1,8	1,5	1,0	-0,6	-0,7	-0,3	-2,6

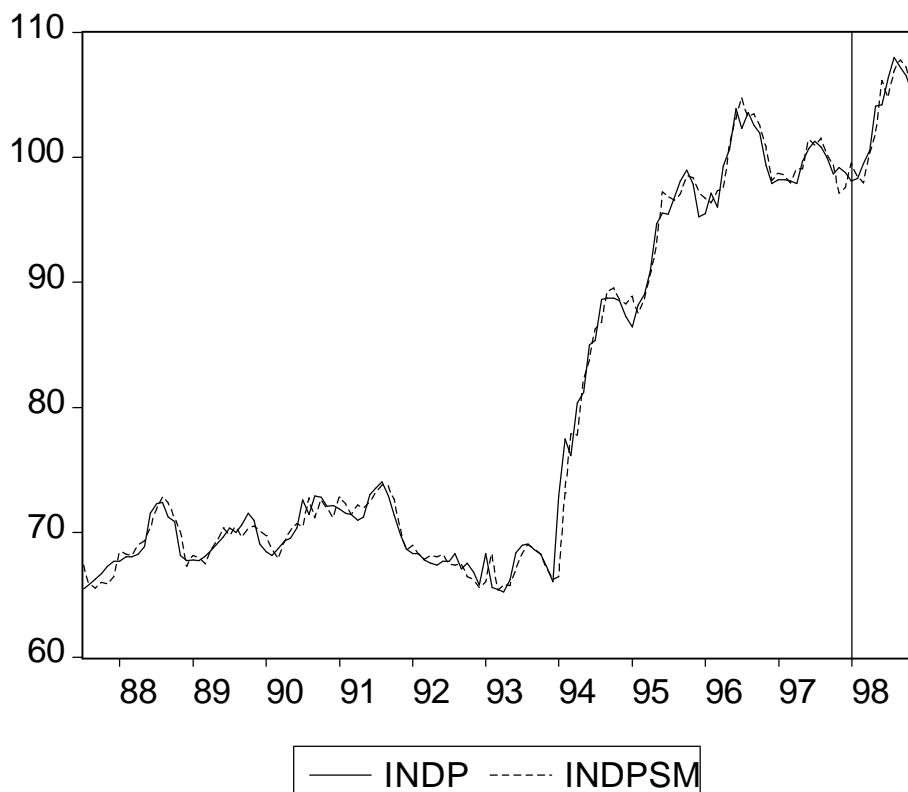
Tableau 4 : Indices des prix à la consommation réalisés (INDP) et prévus par la combinaison des modèles ARIMA et de lissage (INDPC)

	janv-99	févr-99	mars-99	avr-99	Mai-99	juin-99	juil-99	août-99	sept-99	oct-99	nov-99	déc-99
INDP	98,1	98,3	99,5	100,6	104,1	104,2	106,4	108,0	107,2	106,5	105,0	101,1
INDPC	96,7	98,7	97,9	100,3	102,1	105,9	105,0	106,8	107,8	107,2	105,6	103,8
Ecart relatif (%)	1,4	-0,4	1,6	0,3	1,9	-1,6	1,3	1,1	-0,6	-0,7	-0,6	-2,7

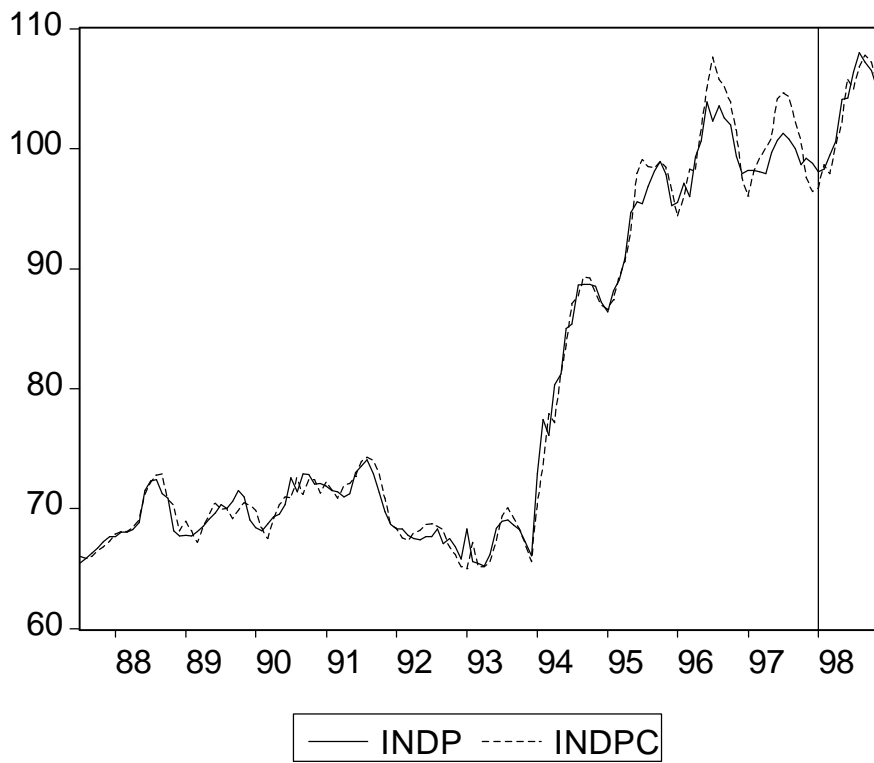
Graphique1 : Indice des prix à la consommation observé (INDP) et simulé par le modèle ARIMA (INDPF)



Graphique 2 : Indice des prix à la consommation observé (INDP) et simulé par le modèle de lissage (INDPSM)

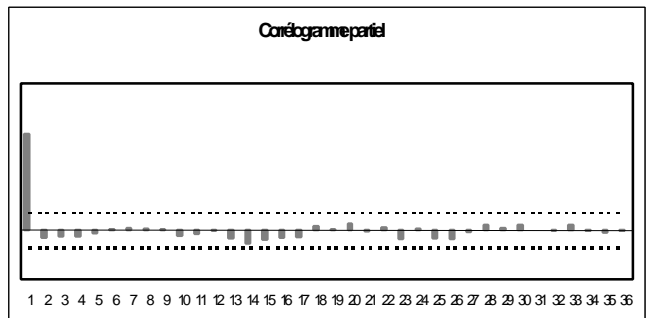
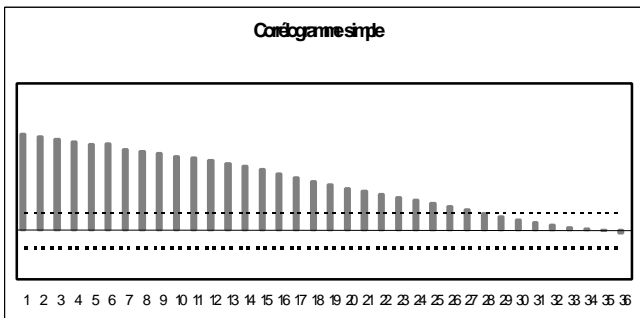


Graphique 3 : Indice des prix à la consommation observé (INDP) et simulé par la combinaison des modèles ARIMA et de lissage (INDPC)

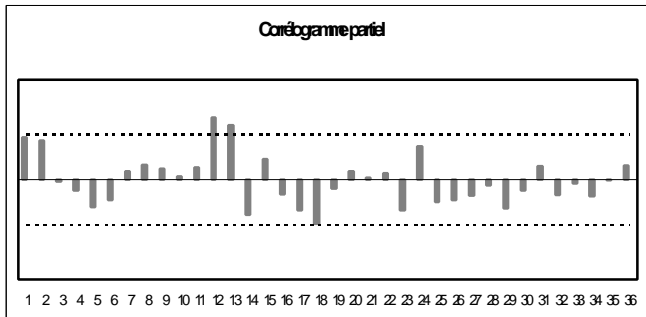
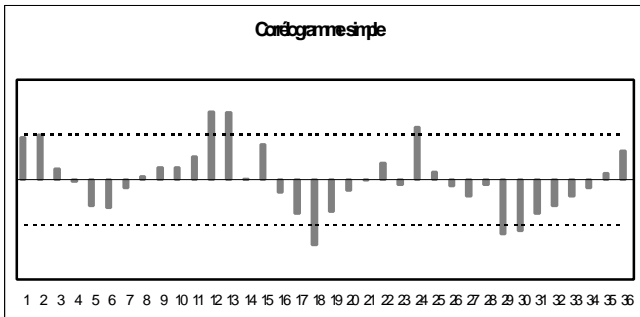


Graphique 4 Fonctions d'auto-corrélation relatives à l'indice des prix

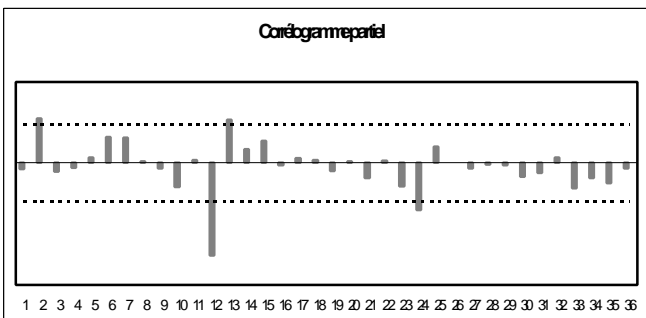
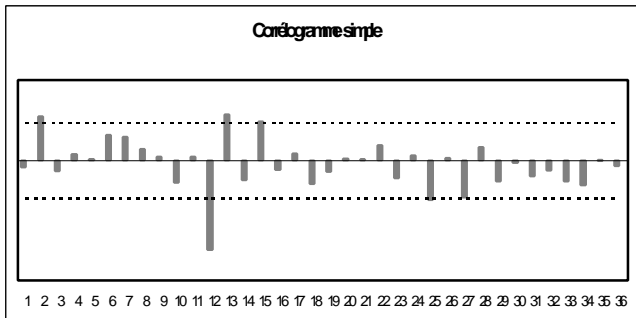
Coréogrammes de INP



Coréogrammes de DINP



Coréogrammes de ID_2 INP



Liste des dossiers, études et recherches publiés dans les Notes d'Information et Statistiques (NIS)

BCEAO (1994) :

- "Principales orientations et caractéristiques du Traité de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)" ;
- "La Répartition des compétences entre les Etats, les organes et les institutions de l'UEMOA" ;
- "L'Articulation du Traité de l'UEMOA avec les dispositions de la CEDEAO et les chantiers sectoriels de la Zone Franc" ;
- "L'Union Douanière et ses implications" ;
- "L'Harmonisation de l'environnement juridique de l'activité économique" ;
- "L'Harmonisation du cadre juridique des finances publiques et des législations fiscales" ;
- "L'Harmonisation des statistiques de prix et de l'ensemble des statistiques" ;
- "L'Organisation de la conférence des politiques budgétaires et d'endettement" ;
- "L'Organisation des autres volets de la politique économique" ;
- "Les Etudes relatives aux politiques sectorielles communes et au programme minimum de politiques communes de production et d'échange des pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)" ;
- "Le Marché Financier Régional" ;
- "La Centrale des bilans", (443), décembre .

BCEAO (1995) : "L'Investissement et l'amélioration de l'environnement économique dans les pays de l'UEMOA", (446), mars.

BCEAO (1995) : "L'Environnement réglementaire, juridique et fiscal de l'investissement dans les pays de l'UEMOA", (449), juin.

BCEAO (1995) :

- "La Conduite de la politique monétaire dans un contexte en mutation" ;
- "La Programmation monétaire" ;
- "La Politique de taux d'intérêt dans l'UMOA" ;
- "Le Marché Monétaire de l'UMOA" ;
- "La Titrisation des concours consolidés" ;
- "Le Système des réserves obligatoires dans l'UMOA" ;
- "Les Accords de classement" ;
- "Le Financement de la campagne agricole", (451), août-septembre.

- BCEAO (1995) : "Coordination des politiques économiques et financières dans la construction de l'UEMOA : le rôle de la politique monétaire", (454), décembre.
- BCEAO (1996) : "Evolution du système bancaire dans le nouvel environnement de l'UEMOA", (457), mars.
- BCEAO (1996) : "Compte Rendu du 2^{ème} Colloque BCEAO / Universités / Centres de Recherche", (460), juin.
- BCEAO (1996) : "Définition et formulation de la politique monétaire", (462), août-septembre.
- Doe L. et S. Diarisso (1996) : "Une Analyse empirique de l'inflation en Côte d'Ivoire", (465), décembre.
- Dièye A. (1997) : "La Compétitivité de l'économie sénégalaise", (468), mars.
- BCEAO (1997) : "La Régulation de la liquidité en Union Monétaire", (471), juin.
- BCEAO (1997) : "Performances économiques récentes des pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine", (473), août-septembre.
- Doe L. et M. L. Diallo (1997) : "Déterminants empiriques de l'inflation dans les pays de L'UEMOA", (476), décembre.
- Dossou A. (1998) : "Analyse économétrique de la demande de monnaie au Bénin et au Ghana", (479), mars.
- Doe L. et S. Diarisso (1998) : "De l'origine monétaire de l'inflation dans les pays de l'UEMOA", (480/481/482), avril/mai/juin.
- Diop P. L. (1998) : "L'impact des taux directeurs de la BCEAO sur les taux débiteurs des banques", (483/484), juillet/août/septembre.
- Edjéou K. (1998) : "La division internationale du travail en Afrique de l'Ouest : une analyse critique", (487), décembre.
- Doe L. (1999) : "De l'endogénéité de la masse salariale dans les pays de l'UEMOA", (490), mars.
- Ténou Kossi (1999) : "Les déterminants de la croissance à long terme dans les pays de l'UEMOA", (493), juin.
- Timité K. M. (1999) : "Modèle de prévision de billets valides et de demande de billets aux guichets de l'Agence principale d'Abidjan", (495), Août/Septembre.
- Ouédraogo O. (1999) : "Contribution à l'évaluation des progrès de l'intégration des pays de l'UEMOA : une approche par les échanges commerciaux", (498), décembre.
- Sogué D. et Samba M. O. (2000) : "Les conditions monétaires dans l'UEMOA : confection d'un indice communautaire", (501), Mars.