



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

DEPARTEMENT DES ETUDES ECONOMIQUES ET DE LA MONNAIE  
Direction de la Recherche et de la Statistique

# Document d'Etude et de Recherche

N° DER/11/02

## « PREVISION DE L'INFLATION DANS LA ZONE UEMOA : UNE APPROCHE PAR COMPOSANTES »

Mathurin DEMBO TOE

**Octobre 2011**



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

**Département des Etudes Economiques et de la Monnaie**

Direction de la Recherche et de la Statistique  
Service de la Statistique

**PREVISION DE L'INFLATION DANS LA ZONE UEMOA : UNE APPROCHE PAR  
COMPOSANTES**

---

Mathurin DEMBO TOE \*

**Octobre 2011**

\* Je remercie l'ensemble des collègues de la Direction de la Recherche et de la Statistique et des autres Directions du Département des Etudes Economiques et de la Monnaie pour leurs précieuses contributions qui ont permis d'améliorer la qualité de ce travail. Les insuffisances et les limites inhérentes à cette étude n'engagent nullement la responsabilité de la Banque Centrale et relèvent de celle, exclusive, de l'auteur.

## **RESUME**

*Ce document présente des modèles de prévision de l'inflation dans les pays de l'UEMOA. La méthode adoptée consiste à prévoir séparément des composantes de l'Indice Harmonisé des Prix à la Consommation (IHPC). Le choix des principales composantes a été guidé par le souci d'isoler les composantes les plus volatiles ou ayant des déterminants spécifiques. Au total, six composantes (produits pétroliers, combustibles solides, électricité, produits frais, céréales, indice d'inflation sous-jacente) sont retenues.*

*Il ressort des estimations, que l'évolution des prix des produits pétroliers dans les pays de l'UEMOA est liée à celle des cours mondiaux du pétrole brut. La prévision de l'indice des prix des céréales tient compte d'une part, de son profil saisonnier et, d'autre part, de l'évolution de la production céréalière locale, ainsi que des cours mondiaux du riz. L'inflation sous-jacente est expliquée par l'inflation dans la Zone euro, zone ancre du franc CFA, ainsi que par l'évolution des cours mondiaux des produits alimentaires et du pétrole brut. Une modélisation de type SARIMA est utilisée pour la prévision l'indice des prix des combustibles solides et celui des produits frais. La prévision de l'indice des prix de l'électricité est basée sur les annonces de mesures officielles et les dires d'experts.*

*Classification JEL : C52, E37*

*Mots-clés : Inflation, prévision, Indice des prix sectoriel*

## SOMMAIRE

<b>SOMMAIRE</b> .....	<b>3</b>
<b>INTRODUCTION</b> .....	<b>4</b>
<b>I. REVUE DE LA LITTERATURE</b> .....	<b>5</b>
<b>1.1. Modèle agrégé versus modèle désagrégé</b> .....	<b>5</b>
<b>1.2. Modèle de prévision des indices de prix par composantes</b> .....	<b>6</b>
<b>II. QUELLES COMPOSANTES DE L'INDICE DES PRIX RETENIR ?</b> .....	<b>8</b>
<b>2.1. Niveaux de désagrégation de l'IHPC disponibles dans l'UEMOA</b> .....	<b>8</b>
<b>2.2. Choix des composantes</b> .....	<b>9</b>
<b>III. MODELISATION DES DIFFERENTES COMPOSANTES</b> .....	<b>11</b>
<b>3.1. L'énergie</b> .....	<b>11</b>
<b>3.1.1 Les produits pétroliers</b> .....	<b>11</b>
<b>3.1.2 Les combustibles solides</b> .....	<b>15</b>
<b>3.1.3 L'électricité</b> .....	<b>16</b>
<b>3.2. Les produits frais et céréales</b> .....	<b>16</b>
<b>3.2.1 Les produits frais</b> .....	<b>16</b>
<b>3.2.2 Les céréales</b> .....	<b>17</b>
<b>3.3. L'inflation sous-jacente</b> .....	<b>20</b>
<b>3.4. Qualité prédictive du modèle sur la période récente</b>	<b>23</b>
<b>CONCLUSION</b> .....	<b>24</b>
<b>ANNEXES</b> .....	<b>25</b>
<b>REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES</b> .....	<b>26</b>

## INTRODUCTION

Les prévisions d'inflation constituent l'une des principales informations utilisées par la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) pour orienter les décisions de politique monétaire. En particulier, dans le cadre de la préparation des réunions du Comité de Politique Monétaire (CPM), des prévisions à moyen terme de l'inflation sont effectuées chaque trimestre. Elles permettent le suivi de l'objectif opérationnel de stabilité des prix dans l'Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA) qui est fixé à moyen terme.

Pour ses prévisions d'inflation à moyen terme, la BCEAO dispose d'un modèle de type autorégressif à retards échelonnés (ADL). Ce modèle est basé sur l'Indice Harmonisé des Prix à la Consommation (IHPC) global et ne prend pas en compte explicitement la dynamique des composantes de l'IHPC.

Cette approche pourrait ne pas suffisamment tenir compte du fait que les composantes de l'indice des prix n'ont pas les mêmes déterminants. En effet, il est attendu que l'évolution des prix de la composante énergie s'explique principalement par les évolutions des cours internationaux des produits pétroliers. Par contre, l'évolution des prix des produits frais pourrait être essentiellement saisonnière et celle des céréales dépendrait de la production vivrière locale, ainsi que des cours mondiaux des produits céréaliers importés.

Par ailleurs, de façon pratique, la prévision des composantes désagrégées de l'IHPC devrait permettre d'intégrer plus d'informations dans la projection. Il s'agit notamment des informations disponibles à court terme sur les tarifs publics, ainsi que sur l'offre et la demande de produits alimentaires, etc. Enfin, la désagrégation pourrait permettre une analyse plus fine des perspectives d'inflation et de l'impact des différents chocs qui affectent les prix.

La présente étude a pour objet de modéliser les indices des prix désagrégés dans les pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). Il est, in fine, attendu une amélioration de la qualité des prévisions d'inflation, notamment lorsque l'évolution des prix est affectée par les chocs d'offre pétroliers et alimentaires.

L'étude est structurée en trois parties. La première est une revue de littérature théorique et empirique. Les deuxième et troisième parties présentent respectivement les composantes de l'IHPC retenues pour la modélisation et les résultats des estimations.

## I. REVUE DE LA LITTÉRATURE

Cette section traite de la revue de la littérature, d'une part, sur la précision des modèles agrégés et désagrégés pour la prévision d'une série agrégée et, d'autre part, sur les travaux de prévision des indices de prix sectoriels.

### 1.1. Modèle agrégé versus modèle désagrégé

Sur le plan théorique, plusieurs auteurs ont abordé la question du choix entre un modèle agrégé ou désagrégé pour prévoir des variables économiques. Cette problématique a été traitée notamment par Theil (1954), Grunfield et Griliches (1960), Lütkepohl (1984, 1987, 2006), Pesaran, Pierse et Kumar (1989) et Hendry et Hubrich (2005, 2006, 2007, 2010).

Theil (1954) analyse la disparité entre les paramètres estimés d'équations agrégées et désagrégées. Il montre notamment que le paramètre de l'équation agrégée est la moyenne des paramètres des équations désagrégées plus un terme de covariance. Il définit ainsi le biais d'agrégation comme étant égal au terme de covariance. Ainsi, l'agrégation est moins précise que la désagrégation.

De même, Hendry et Hubrich (2006) montrent que les modèles sectoriels qui utilisent des informations plus complètes ont des erreurs plus faibles que les modèles agrégés qui sont basés sur un ensemble relativement plus restreint d'informations. Ils précisent que le modèle sectoriel donne de meilleurs résultats si les variables désagrégées ont des structures stochastiques différentes et sont interdépendantes.

En revanche, Griliches et Grunfeld (1960) indiquent qu'il existe des processus générateurs de données pour lesquels les modèles agrégés sont préférables. Pour cela, ils ont comparé les modèles agrégés et désagrégés en se basant sur le coefficient de corrélation ( $R^2$ ). Ils montrent que plus la corrélation entre les variables désagrégées est forte, plus il y a un gain (en terme de  $R^2$ ) à agréger les variables. Ils soutiennent également que le processus générateur de données est généralement moins bien connu au niveau désagrégé, induisant une mauvaise spécification des équations désagrégées.

Dans le même sens, Lütkepohl (1984) montre que la « variabilité des modèles, induite par la sélection de la spécification et l'estimation des paramètres, peut rendre préférable de prévoir l'agrégat directement ». Pour cela, il se base sur les travaux de Reinsel (1980) et Yamamoto (1981) qui soulignent que l'erreur quadratique de prévision augmente quand le nombre de paramètres à estimer augmente.

Au titre des travaux empiriques sur la précision des modèles agrégés et désagrégés, les résultats sont également divergents. Ainsi, Bruneau et al. (2006), pour le cas de la France, trouvent que la prévision des indices à des niveaux désagrégés (indice hors énergie et produits alimentaires non transformés, produits alimentaires non transformés, énergie) donne des résultats plus précis que la prévision de l'indice agrégé. Des résultats similaires ont été trouvés par Hendry et Hubrich (2007).

Benalal et al (2004), sur la base de l'erreur quadratique moyenne (RMSE) comparent, pour la Zone euro, la précision des prévisions des composantes de l'Indice des Prix à la Consommation Harmonisé (IPCH) (approche indirecte) à celle de l'IPCH pris dans son ensemble (approche directe). Ils évaluent également la qualité des prévisions réalisées par pays<sup>1</sup> avec celle des prévisions effectuées directement sur les données de la Zone euro. Ils aboutissent à la conclusion que la prévision effectuée selon l'approche directe est plus précise que celle effectuée sur les composantes de l'IPCH pour des horizons de 12 à 18 mois. En revanche, à court terme, les résultats sont mitigés. Par ailleurs, ces auteurs montrent que les prévisions faites sur les données de la Zone euro prise globalement sont meilleures que celles agrégées des projections faites par pays.

Dans le même sens, les travaux de Hubrich (2005) montrent que l'agrégation des prévisions des composantes de l'IPCH pour la Zone euro n'améliorerait pas la prévision du taux d'inflation en glissement annuel à l'horizon d'un an par rapport à l'approche globale.

D'une façon générale, théoriquement, il est admis que le modèle désagrégé est au moins aussi précis que celui agrégé si le processus générateur des données est connu. En revanche, si le processus générateur des données est inconnu, le modèle agrégé peut être meilleur. Ainsi, Hendry et Hubrich (2007, 2010) précisent que la comparaison de la précision des prévisions des modèles désagrégés par rapport à ceux agrégés est largement une question empirique.

## **1.2. Modèle de prévision des indices de prix sectoriels**

Sur le plan empirique, plusieurs travaux ont abordé la question de la prévision des indices des prix sectoriels. La modélisation de la composante sous-jacente de l'inflation a généralement pour fondement théorique la courbe de Phillips<sup>2</sup>. Il s'agit de relation entre l'inflation, ses valeurs anticipées, l'écart de production et des variables représentant des chocs d'offre. Dans la majorité des études, les composantes sectorielles de l'indice global sont choisies de façon à isoler les indices de prix les plus volatils et ceux ayant un déterminant économique connu.

---

1 L'étude se limite aux plus grandes économies de la Zone euro : Allemagne, Espagne, France et Italie.

2 Pour plus de détails, cf. Hervé LE BIHAN, « 1958-2008, avatars et enjeux de la courbe de Phillips », Banque de France, 2008.

Ainsi, Jondeau et al (1999) suggèrent de relier le choix des composantes à la définition de l'inflation sous-jacente. Ils proposent d'isoler les composantes les plus volatiles ou qui ne sont pas reliées à des déterminants économiques. Pour la France, ces auteurs retiennent les modèles et la désagrégation suivante de l'indice global des prix :

- l'indice sous-jacent (Alimentation hors produits les plus volatils, produits manufacturés du secteur privé, service du secteur privé) qui est modélisé en tenant compte du taux d'utilisation des capacités (TUC) et du coût salarial par tête ;
- l'indice des produits pétroliers, expliqué par les prix du pétrole à la sortie de la raffinerie et la fiscalité, notamment la taxe intérieure sur les produits pétroliers et la TVA ;
- l'indice des produits alimentaires les plus volatils, modélisé en utilisant des variables indicatrices saisonnières et les prix des importations de certaines matières premières alimentaires ;
- les autres rubriques (tabac, électricité, tarifs publics et service de santé), qui sont administrées, ne sont pas modélisées et leur prévision relève du jugement d'experts.

Benalal et al (2004), pour la Zone euro, retiennent les composantes suivantes : les produits alimentaires non transformés (modélisés à partir d'indicatrices saisonnières), l'énergie (modélisée par les cours du pétrole et les taxes), les produits alimentaires transformés (en fonction des salaires), les produits industriels non énergétiques (reliés au salaire, au PIB et au taux de change effectif nominal) et les services privés (avec comme variable explicative les salaires).

Rua et Duarte (2004), se sont intéressés au degré de désagrégation à retenir. Sur la base des données du Portugal, ils montrent une relation inverse entre l'horizon de prévision et la quantité d'informations utilisée dans la prévision. Ils trouvent qu'un niveau de désagrégation élevé (59 composantes) donne de meilleurs résultats pour les prévisions de très court terme, tandis que des niveaux moins désagrégés (1 à 5 composantes) sont préférables pour des projections à moyen terme (12 mois).

Célérier (2009) présente un modèle de prévision pour la France. Pour les prévisions à court terme (3 mois), l'indice est désagrégé en 52 composantes et les projections sont faites essentiellement à l'aide de modèles autorégressifs de type ARIMA. Pour les prévisions à moyen terme (18 mois), l'auteur retient une désagrégation de l'indice des prix en six composantes (produits alimentaires non manufacturés, produits alimentaires manufacturés, biens industriels hors énergie, service privé, énergie, biens et services aux prix administrés). Les composantes produits alimentaires non manufacturés, ainsi que celles des biens et

services aux prix administrés, sont modélisées par des méthodes ARIMA et en tenant compte de dires d'experts. Les rubriques produits alimentaires manufacturés, biens industriels hors énergie, service privé et énergie, sont quant à elles modélisées à partir d'indicateurs de tensions sur les marchés (domestique et international).

Au titre de la prévision des indices des prix sectoriels dans les pays africains, les travaux de Bank Al-Maghrib peuvent être soulignés. En effet, la Banque Centrale du Maroc a développé un modèle espace-état, permettant de faire le lien entre des variables observées et celles non observées ou cachées, pour prévoir l'inflation sous-jacente. Les indicateurs pris en compte dans ce modèle sont l'écart de production (output gap) et le produit intérieur brut pondéré des pays partenaires. Ce modèle se limite à la prévision de l'inflation sous-jacente et ne s'intéresse pas aux autres composantes volatiles de l'indice des prix.

Moukalla (2005) propose, pour sa part, des modèles de prévision de l'inflation sectorielle pour le Cameroun. Toutefois, le modèle n'est pas explicatif, les équations étant de type autorégressif SARIMA pour les 6 postes de consommation de l'indice des prix (Alimentation, Dépenses de maison, Habillement, Santé, Transport, Education).

Au total, au plan théorique, un consensus n'est pas dégagé sur la nécessité de privilégier un modèle désagrégé pour la prévision. Par ailleurs, les résultats empiriques sur la précision des modèles désagrégés comparée à celles des modèles agrégés sont divergents. Toutefois, comme le souligne Célérier (2009), *« il y a trois raisons à privilégier la prévision des composantes à celle de l'indice global »*. *La première est que chaque composante a ses propres déterminants et propriétés dynamiques. La seconde est la possibilité d'une compensation des erreurs avec l'agrégation de la prévision des composantes. Enfin, cette approche permet d'intégrer dans la prévision des informations détaillées disponibles à court terme*. Le choix des composantes désagrégées de l'IHPC s'avère, à cet égard, important pour permettre une amélioration de la prévision de l'IHPC global.

## II. QUELLES COMPOSANTES DESAGREGÉES DE L'INDICE DES PRIX RETENIR POUR L'UEMOA ?

### 2.1. Niveaux de désagrégation de l'IHPC disponibles dans les pays de l'UEMOA

L'Indice Harmonisé des Prix à la Consommation des pays de l'UEMOA publié par les Instituts Nationaux de la Statistique (INS) depuis 1997 permet de faire plusieurs désagrégations<sup>3</sup>. En effet, L'IHPC est publié suivant divers regroupements allant de la fonction de consommation (12 niveaux) aux postes de consommation (126 postes).

Les INS calculent également l'IHPC selon des nomenclatures dites secondaires. Il s'agit de la nomenclature selon l'origine géographique des biens et services (locale ou importée), selon la nature (biens ou services), selon le secteur d'activité (primaire, secondaire, tertiaire) et selon la nomenclature de calcul de l'inflation sous-jacente qui isole les composantes les plus volatiles de l'IHPC et dégage la composante tendancielle.

### 2.2. Choix des composantes

Le choix des composantes dans la présente étude est guidé par la nécessité d'isoler les rubriques les plus volatiles, en raison des chocs spécifiques qui les affectent ou tout simplement de leur forte saisonnalité. Il répond également à la nécessité de disposer d'une prévision de la composante inflation sous-jacente qui est utile pour la conduite de la politique monétaire. En outre, dans la désagrégation de l'IHPC, les conclusions de Duarte et Rua (2007) qui montrent une relation inverse entre l'horizon de prévision et la quantité d'informations utilisée dans la prévision ont été prises en compte. Ainsi, les prévisions réalisées sur un horizon de 24 mois, devraient reposer sur un niveau de désagrégation faible.

La désagrégation de l'IHPC est basée sur la définition de l'inflation sous-jacente adoptée au niveau communautaire, consistant à exclure les composantes les plus volatiles de l'indice. L'indice global des prix est subdivisé en trois composantes :

- la composante « produits frais et les céréales non transformées<sup>4</sup> ». Elle regroupe les postes volatils de l'alimentation, notamment les légumes, les produits de la pêche, les fruits et les céréales non transformées (riz, maïs, mil, sorgho) ;
- la composante « énergie » regroupant les carburants et lubrifiants, les

<sup>3</sup> La composante « Prix administrés » souvent utilisée pour la prévision sectorielle n'est pas encore disponible dans les pays de l'UEMOA, à l'exception de la Guinée-Bissau.

<sup>4</sup> Dans la définition retenue au niveau communautaire, cette composante est appelée « Produits frais ».

combustibles liquides (pétrole lampant), le gaz, l'électricité et les autres combustibles (bois de chauffe et charbon de bois) ;

- la composante « inflation sous-jacente » qui est l'indice hors produits frais & céréales non transformées et énergie.

Les produits frais et céréales non transformées avec une pondération de 16,6% sont à l'origine de la moitié de la volatilité<sup>5</sup> de l'indice global dans l'Union. Ils expliquent environ 2/3 de la volatilité de l'indice global au Burkina, en Guinée-Bissau et au Sénégal. De ce fait, une importance doit être accordée à la modélisation de cette composante.

Pour l'indice de l'énergie, sa contribution à la volatilité de l'indice global est de même ordre de grandeur que son poids dans l'indice global évalué à 7,5%. Le choix de la modélisation de ce secteur est lié essentiellement à sa dynamique supposée liée aux fluctuations des cours du pétrole.

**Tableau 1 : Pondérations en 2008 et volatilité des indices de prix sectoriels (en %)**

Composantes	Produits frais et céréales		Energie		Inflation sous-jacente		Total (A1+A2+A3) ou (B1+B2+B3)
	Pondération (A1)	Contribution à la volatilité (B1)	Pondération (A2)	Contribution à la volatilité (B2)	Pondération (A3)	Contribution à la volatilité (B3)	
Bénin	17,1	48,0	11,1	14,6	71,7	37,4	100,0
Burkina	23,0	63,0	4,6	2,6	72,4	34,4	100,0
Côte d'Ivoire	13,5	42,9	5,8	4,0	80,6	53,1	100,0
Guinée-Bissau	22,9	66,2	4,1	1,8	73,0	32,0	100,0
Mali	24,6	58,3	12,5	7,6	62,9	34,2	100,0
Niger	20,5	39,4	11,2	12,8	68,3	47,8	100,0
Sénégal	14,5	64,2	7,5	8,0	78,0	27,8	100,0
Togo	16,7	48,1	8,4	4,8	75,0	47,1	100,0
UEMOA	16,6	48,8	7,5	6,9	75,9	44,2	100,0

Sources : INS et calcul de l'auteur. N.B : La volatilité est calculée sur les données allant de janvier 2008 à juin 2011.

- 5 L'appréciation de la volatilité des prix est basée sur la contribution à la variation de l'indice global. Pour simplifier, les indices des composantes ont été considérés comme mutuellement indépendants, d'où la variance de l'indice global sur la période de référence est donnée par :

$$V(p) = \sum \alpha^2 V(c)$$

et la proportion de la variance de l'indice global pour chaque composante qui est la contribution à sa variance par :

$$Pc = \frac{\alpha^2 V(c)}{V(p)}$$

où  $\alpha$  = la pondération de la composante, et  $V(c)$  = la variance de l'indice de la composante  $c$  sur la période de référence.

### III. MODELISATION DES DIFFERENTES COMPOSANTES

Les données de l'IHPC couvrent la période de janvier 1997 à juin 2011 pour tous les pays, à l'exception de la Guinée-Bissau où ces données ne sont disponibles que sur la période de juillet 2002 à juin 2011. L'IHPC du trimestre est la moyenne arithmétique simple des indices des mois du trimestre. L'IHPC base 100 en 1996 calculé entre janvier 1997 et décembre 2008 a été raccordé à celui base 100 en moyenne en 2008. Des coefficients de raccordement différents ont été calculés pour chaque composante retenue.

Les données sur les variables explicatives utilisées dans les équations proviennent essentiellement du FMI (cours des produits alimentaires, cours du riz), de la Banque Centrale Européenne (indice des prix à la consommation harmonisé de la Zone euro, taux de change euro contre dollar) et du Comité Inter-Etats de Lutte contre la Sècheresse dans les Etats du Sahel (évolution de la production céréalière). Les tests classiques, notamment de stationnarité (ADF) ont été effectués. Les variables en niveau sont exprimées en logarithme et différenciées pour les rendre stationnaires.

Par ailleurs, les différentes composantes de l'IHPC sont modélisées séparément. Il s'agit donc d'une modélisation en équilibre partiel qui ne tient pas compte des interactions possibles entre les différentes composantes de l'IHPC et de l'impact, notamment à moyen terme entre les variables explicatives et les variables endogènes<sup>6</sup>. Il est prévu que les prévisions soient effectuées par pays et agrégées pour obtenir la prévision de l'Union. De ce fait, les équations établies pour les données de l'ensemble de l'UEMOA ne sont qu'indicatives.

#### 3.1 L'énergie

La composante « énergie » regroupe les prix de l'électricité, du gaz, des combustibles liquides (pétrole lampant), des combustibles solides (charbon de bois, bois de chauffe), ainsi que des carburants et lubrifiants (essence, gazole, huiles pour véhicules, etc.). Cette composante est subdivisée en trois sous-composantes, à savoir les produits pétroliers (carburants et lubrifiants), les combustibles solides et l'électricité qui ont des dynamiques différentes.

##### 3.1.1. Les produits pétroliers

La structure des prix des produits pétroliers est composée essentiellement de quatre éléments à savoir : le coût CAF rendu dépôt (dépendant des cours du pétrole brut), les

<sup>6</sup> Par exemple, l'évolution des céréales est expliquée par celle de la production céréalière, sans tenir compte du fait que les prix des céréales peuvent avoir une influence sur la production céréalière.

coûts d'approche, la fiscalité et la parafiscalité, ainsi que la marge des détaillants. Avec l'hypothèse d'une relative stabilité des trois derniers éléments de coût, il est retenu que les prix des produits pétroliers réagissent principalement aux évolutions des cours du pétrole brut. Cette réaction peut être rapide ou avec des retards importants.

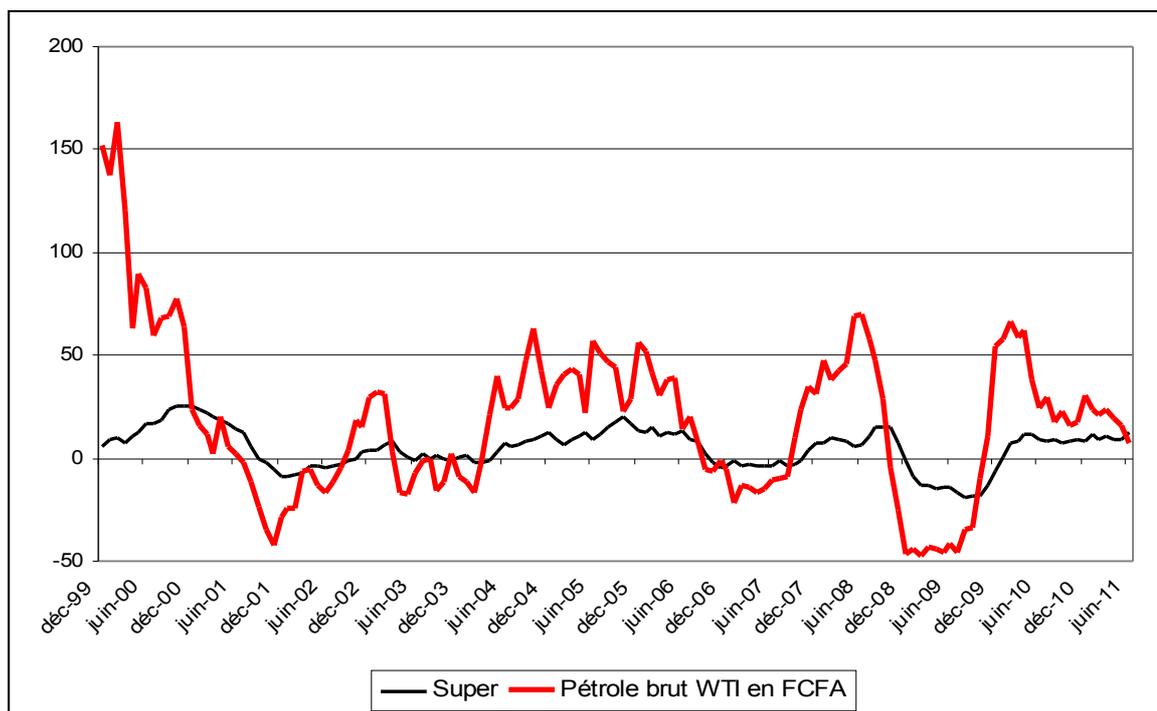
Dans les pays membres de l'UEMOA, il existe un mécanisme d'ajustement périodique des prix des produits pétroliers en fonction de l'évolution des cours du pétrole sur les marchés internationaux et du taux de change euro/dollar. Cette périodicité qui était mensuelle ou trimestrielle selon les pays au début des années 2000 est actuellement mensuelle dans tous les pays de l'Union. Toutefois, la mise en œuvre de ce mécanisme n'a pas toujours été effective dans la plupart des pays sur la période d'étude (1997-2011). Comme l'indique le tableau ci-après, la fréquence d'ajustement des prix des carburants (essence) est élevée au Sénégal, au Burkina et au Niger, tandis qu'elle est ressortie faible dans les autres pays. En particulier au Togo, les prix des carburants sont restés stables pendant plus de quatre ans (août 2000 à décembre 2004). Sur la période récente, les ajustements des prix à la pompe sont peu fréquents au Burkina, au Mali et au Niger. Certains Etats accordent des subventions qui permettent de stabiliser les prix à la pompe sur des périodes plus ou moins longues.

**Tableau 2 : Nombre de modifications des prix de l'essence par an**

	Moyenne 2002 à 2010	2008	2009	2010	2011 (6 mois)
Bénin	5,0	5	8	4	2
Burkina	7,2	4	1	2	0
Côte d'Ivoire	2,7	2	10	7	0
Guinée-Bissau	3,0	5	6	5	2
Mali	5,6	4	3	2	0
Niger	6,1	2	2	1	2
Sénégal	9,2	10	11	9	5
Togo	1,3	2	2	4	2

Le graphique 1 ci-après indique une évolution des prix à la pompe de l'essence globalement en phase avec celle des cours mondiaux du pétrole. Toutefois, des rigidités à la baisse (en particulier en fin 2008 et 2009) et à la hausse (notamment en 2004, 2005 et 2008) des prix à la pompe sont observées.

**Graphique 1 : Evolution en glissement annuel des cours du pétrole brut et de l'essence super dans l'UEMOA<sup>7</sup> (en pourcentage)**



La modélisation retenue est un modèle à correction d'erreur qui explique les évolutions de l'indice des prix des produits pétroliers par l'évolution des cours du pétrole. Pour tenir compte de l'effet du taux de change, les cours du pétrole brut sont convertis en francs CFA. En outre, des variables muettes sont introduites dans les équations pour tenir compte des asymétries constatées dans les pays entre les évolutions des prix à la pompe des carburants et celles des cours du pétrole brut.

Ainsi, l'équation prend la forme suivante :

$$\Delta \log IPC_t^{pp} = c + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta \log P_{t-i}^{pétrole} + \mu \log IPC_{t-1}^{pp} + \sum_{j=1}^m \beta_j \log P_{t-j}^{pétrole} + Dum$$

où  $IPC^{pp}$  désigne l'indice des prix des produits pétroliers,  $P^{pétrole}$  les cours mondiaux du pétrole en francs CFA, « Dum » un ensemble de variables muettes,  $\mu$  la force de rappel et  $t-i$  et  $t-j$  les indices des termes retardés.

<sup>7</sup> Le prix de l'essence super dans l'Union est la moyenne arithmétique simple des prix dans les différents pays.

**Tableau 3 : Estimation de l'évolution de l'indice des prix des produits pétroliers**

Variables dépendantes : différence du logarithme de l'indice des prix des produits pétroliers :

 $\Delta \log IPC^{pp}_t$ 

	Bénin	Burkina	Côte d'Ivoire	Guinée- Bissau	Mali	Niger	Sénégal	Togo	UEMOA
constante	-0,47 (-1,98)						-0,25 (-2,80)		
$\Delta \log P^{pétrole}_{t-1}$	0,16 (2,57)		0,09 (3,54)			0,18 (4,02)		0,06 (1,91)	0,11 (4,86)
$\Delta \log P^{pétrole}_t$	0,16 (3,63)	0,10 (2,87)	0,07 (3,43)	0,07 (2,31)	0,08 (4,06)	0,15 (3,91)	0,25 (7,64)		0,11 (6,14)
$\log IPC^{pp}_{t-1}$	-0,37 (-4,19)	-0,11 (-2,55)	-0,13 (-3,13)	-0,14 (-2,90)	-0,06 (-2,13)	-0,14 (-2,04)	-0,21 (-3,87)	-0,13 (-2,51)	-0,14 (-3,91)
$\log P^{pétrole}_{t-1}$	0,21 (3,64)	0,05 (2,60)	0,06 (3,16)	0,06 (2,92)	0,03 (2,2)	0,06 (2,05)	0,11 (4,41)	0,06 (2,53)	0,06 (3,33)
DUM1		2002T2 0,11 (3,7)	2002T2 -0,05 (-2,32)	2004T2 -0,07 (-2,85)	2002T2 0,08 (4,15)			2005T4 0,20 (9,29)	2008T3 0,06 (3,32)
DUM2		2005T3 0,09 (2,78)	2004T4 0,06 (2,99)	2008T3 0,1 (3,94)	2008T3 0,05 (2,85)				
DUM3		2006T4 -0,15 (-4,53)	2008T3 0,12 (6,23)	2010T3 0,09 (3,99)					
R <sup>2</sup>	0,72	0,66	0,78	0,70	0,55	0,60	0,62	0,84	0,81
DW	1,7	2,1	1,6	2,3	1,6	2,1	1,94	1,9	1,7
LM(4) (p-value)	0,9(0,45)	0,4(0,89)	1,1 (0,37)	1,1 (0,37)	0,7 (0,58)	0,39 (0,81)	0,9 (0,50)	0,83 (0,52)	0,7 (0,62)

N.B Les statistiques de Student sont données entre parenthèse. La variable muette (DUM) yyyyTx vaut 1 au trimestre x de l'année YYYY et 0 partout ailleurs.

Les équations obtenues indiquent que les prix des produits pétroliers sont sensibles à l'évolution des cours du pétrole brut dans tous les pays membres de l'UEMOA. Une hausse de 10% des cours du pétrole brut induit à court terme une hausse des prix des produits pétroliers de 2,2 points de pourcentage dans l'UEMOA prise dans son ensemble. Par pays, l'incidence à court terme des prix internationaux du pétrole brut sur les prix domestiques des produits pétroliers est relativement plus importante au Bénin, au Niger et au Sénégal, où un accroissement de 10% des cours se traduit par une augmentation des prix à la pompe d'environ 3,0 points. Au Sénégal, l'ajustement plus fréquent des prix à la pompe pourrait justifier cette répercussion plus importante. Au Bénin et au Niger, la volatilité des prix des produits pétroliers en provenance du Nigeria et vendus en vrac (par des détaillants du secteur informel) dans ces deux pays, conjuguée à des modifications relativement fréquentes des prix à la pompe, pourraient expliquer l'impact plus élevé des cours mondiaux du pétrole brut sur les prix domestiques dans ces pays. Dans les autres pays de l'Union, une progression de 10% des cours du pétrole entraîne à court terme une hausse des prix des produits pétroliers d'environ 1,0 point de pourcentage.

A long terme, la hausse des cours du pétrole brut agit sur les prix des produits pétroliers dans tous les pays de l'union. En outre, l'impact à long terme est quasi identique dans tous les Etats membres. En effet, une hausse de 10% du cours du pétrole brut induit à long terme une progression d'environ 5,0 points de pourcentage des prix des produits pétroliers dans tous les pays de l'Union.

### 3.1.2. Les combustibles solides

La sous-composante « combustibles solides » regroupe le charbon de bois et le bois de chauffe. L'évolution de cette sous-composante est globalement saisonnière<sup>8</sup> dans les pays de l'UEMOA. Les prix augmentent pendant la saison des pluies, marquée par une faiblesse de la production et un accès plus difficile aux zones de production.

Compte tenu de la saisonnalité de l'indice des combustibles solides, des modèles ARIMA saisonniers (SARIMA) proposés par Box & Jenkins (1976), pour lesquels la série dépend d'une part des valeurs précédentes (partie non saisonnière) et, d'autre part, des valeurs à la même période des années précédentes (partie saisonnière) sont estimés. Ils sont notés ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)<sub>s</sub>, et s'écrivent sous la forme :

$$\phi_p(L)\phi_P(L^s)\Delta^d\Delta_s^D x_t = \theta_q(L)\theta_Q(L^s)G_t$$

où, (s) est la période de saisonnalité (s = 12 pour les séries mensuelles, s= 4 pour des séries trimestrielles, etc.) ;  $\Delta=1-L$ ,  $\Delta^d=(1-L)^d$ ,  $\Delta_s^D=(1-L^s)^D$  ;  $\phi_p$ ,  $\phi_P$ ,  $\theta_q$ ,  $\theta_Q$  sont des polynômes de degrés : p, P, q, Q et dont les racines sont de module supérieur à 1 ; d et D sont respectivement les ordres de différenciation non saisonnière et saisonnière ;  $G_t$  est un bruit blanc. Les modèles retenus par pays sont consignés dans le tableau 4.

**Tableau 4 : Modèles de prévision de l'indice des prix des combustibles solides**

Variable dépendante : Logarithme de l'indice des prix des combustibles solides

	Modèle	Coefficients	R <sup>2</sup>
Bénin	SARIMA (0,1,1)(0,1,1) <sub>4</sub>	MA(1) = -0,49, SMA(4) = -0,84	0,52
Burkina	SARIMA (0,1,1)(0,1,1) <sub>4</sub>	MA(1) = -0,29, SMA(4) = -0,86	0,51
Côte d'Ivoire	SARIMA (2,1,0)(0,1,1) <sub>4</sub>	AR(2) = -0,23, SMA(4) = -0,93	0,62
Guinée-Bissau	SARIMA (2,1,0)(0,1,1) <sub>4</sub>	AR(2) = -0,36, SMA(4) = -0,93	0,62
Mali	SARIMA (0,1,2)(0,1,1) <sub>4</sub>	MA (2) = -0,28, SMA(4) = -0,81	0,55
Niger	SARIMA (2,1,1)(0,1,1) <sub>4</sub>	AR(2) = -0,34, MA(1) = -0,23, SMA(4) = -0,87	0,50
Sénégal	SARIMA (0,1,0)(0,1,1) <sub>4</sub>	SMA(4) = -0,89	0,52
Togo	SARIMA (0,1,1)(0,1,1) <sub>4</sub>	MA(1) = -0,33, SMA (4) = -0,97	0,57

<sup>8</sup> Ces biens étant relativement pondéreux, le coût des transports (qui peut être lié au cours du pétrole) devrait être un élément important dans la structure de leurs prix. Toutefois, la tentative de prise en compte des cours du pétrole dans la modélisation de l'évolution de l'indice des combustibles solides n'a pas donné des résultats satisfaisants.

### **3.1.3. L'électricité**

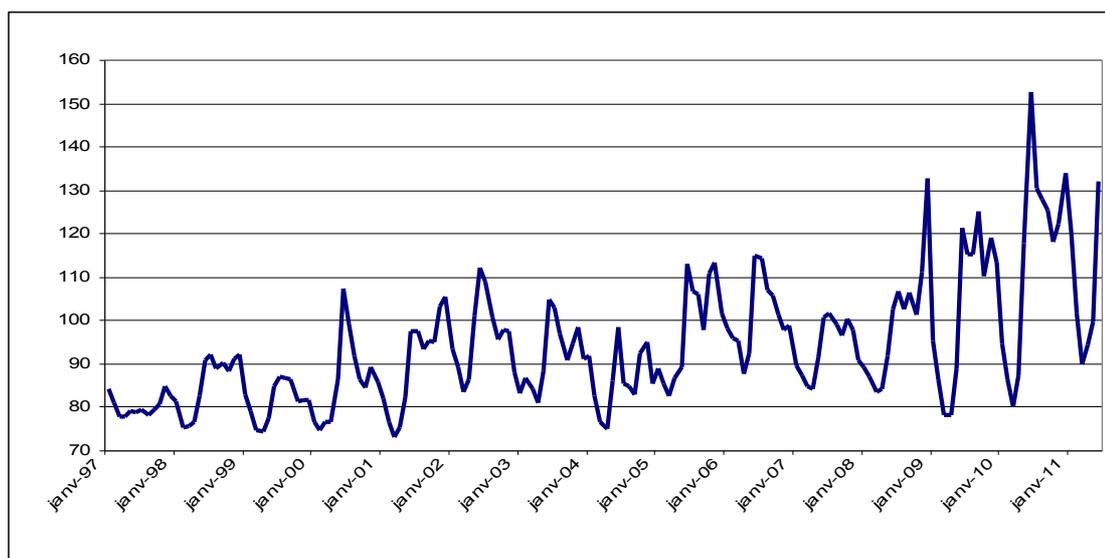
Vu l'importance de l'énergie thermique dans la plupart des pays de l'Union, en particulier dans les pays sahéliens, les coûts d'approvisionnement en produits pétroliers occupent une part importante dans la production de l'électricité. Toutefois, le prix de l'électricité est administré dans les pays de l'Union et évolue par palier (voir graphique 1 en annexe). Par conséquent, cet indice ne sera pas modélisé et les prévisions seront basées sur les annonces de mesures officielles et les dires d'experts.

## **3.2 Les produits frais et céréales non transformées**

L'indice des produits frais et céréales non transformées est subdivisé en deux sous-composantes qui ne sont pas affectées par les mêmes chocs : d'une part, l'indice des produits frais dont l'évolution est essentiellement saisonnière et, d'autre part, l'indice des céréales non transformées qui, en plus de la saisonnalité, dépend du niveau de la production céréalière locale et des cours internationaux des céréales, principalement ceux du riz.

### **3.2.1 Les produits frais**

La sous-composante « produits frais » regroupe les légumes frais, le poisson, les tubercules, pommes de terre et manioc, les plantains, les fruits et les épices. Ces produits sont essentiellement produits localement et ne sont pas transformés. Comme l'illustre le graphique 2 (cas du Niger), l'évolution des prix des produits frais est marquée par une forte saisonnalité. Le profil saisonnier est différent d'un pays à l'autre. Ainsi, les tensions sur les prix des produits frais sont observées au premier et au deuxième trimestres dans les pays côtiers non sahéliens (Bénin, Côte d'Ivoire, Guinée-Bissau et Togo). En revanche, le profil des prix est haussier au deuxième et au troisième trimestres dans les pays sahéliens enclavés (Burkina, Mali, Niger) et essentiellement au troisième trimestre au Sénégal.

**Graphique 3 : Evolution de l'indice des prix des produits frais au Niger**

Compte tenu de la saisonnalité de l'indice des produits frais, des modèles SARIMA sont utilisés. L'indice des prix des produits frais exprimé en logarithme est pris en différence non saisonnière d'ordre 1 et en différence saisonnière d'ordre 4. Le modèle présentant les meilleures qualités statistiques par pays est donné dans le tableau 5 ci-après.

**Tableau 5 : Modèles de prévision de l'indice des prix des produits frais**

Variable dépendante : Logarithme de l'indice des prix des produits frais

	Modèle	Coefficients	R <sup>2</sup>
Bénin	SARIMA (1,1,0)(0,1,1) <sub>4</sub>	AR(1) = -0,32, SMA(4) = -0,87	0,51
Burkina	SARIMA (1,1,0)(0,1,1) <sub>4</sub>	AR(1) = -0,41, SMA(4) = -0,92	0,62
Côte d'Ivoire	SARIMA (0,1,0)(0,1,1) <sub>4</sub>	SMA(4) = -0,90	0,53
Guinée-Bissau	SARIMA (0,1,0)(0,1,1) <sub>4</sub>	SMA(4) = -0,90	0,41
Mali	SARIMA (1,1,0)(0,1,1) <sub>4</sub>	AR(1) = -0,29, SMA(4) = -0,93	0,51
Niger	SARIMA (2,1,1)(0,1,1) <sub>4</sub>	AR(2) = -0,27, MA(1) = -0,24 SMA(4) = -0,93	0,51
Sénégal	SARIMA (0,1,0)(0,1,1) <sub>4</sub>	SMA(4) = -0,88	0,43
Togo	SARIMA (0,1,0)(0,1,1) <sub>4</sub>	SMA(4) = -0,92	0,38

### 3.2.2 Les céréales non transformées

La sous-composante « céréales non transformées » regroupe le riz, le maïs, le mil et le sorgho. Le riz est essentiellement importé dans tous les pays de l'Union. Ainsi, son prix est lié à l'évolution des cours mondiaux. En revanche, les autres céréales sèches (maïs, mil et sorgho) sont en grande partie produites localement. Les échanges se font globalement entre les pays de l'Union et avec des pays limitrophes, notamment le Ghana

et le Nigeria. Les prix du maïs, du mil et du sorgho varient en fonction de l'offre qui est liée essentiellement au niveau de la production<sup>9</sup> et à la saison (offre élevée et prix bas pendant la période de production, offre faible et prix élevé au cours de la période de soudure).

**Tableau 6 : Poids des différentes céréales non transformées dans la consommation des ménages de la principale agglomération des pays (en pourcentage)**

	Bénin	Burkina	Côte d'Ivoire	Guinée-Bissau	Mali	Niger	Sénégal	Togo	UEMOA
Riz	50,1	64,8	98,2	98,9	74,3	62,0	98,8	45,0	76,7
Maïs, Sorgho, mil, etc.	49,9	35,2	1,8	1,1	25,7	38,0	1,2	55,0	23,3
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Sources : INS : enquêtes sur les dépenses des ménages 2008

NB : Les données reflètent la consommation urbaine et non celle de l'ensemble du pays.

Pour la Côte d'Ivoire, la Guinée-Bissau et le Sénégal, le riz représente la quasi-totalité de la pondération des céréales. Pour ces pays, il est retenu un modèle<sup>10</sup> liant l'évolution trimestrielle des prix des céréales à celle des cours mondiaux du riz exprimés en FCFA (cf. tableau 6 et graphique 4 en annexe) et à ses propres valeurs retardées.

$$\Delta \text{LogIPC}_t^{\text{céréale}} = \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta \text{LogIPC}_{t-i}^{\text{céréale}} + \sum_{j=0}^m \beta_j \Delta \text{LogP}_{t-j}^{\text{riz}} + \text{Dum}$$

où  $\text{IPC}^{\text{céréale}}$  est l'indice des prix des céréales  $P^{\text{riz}}$  les cours mondiaux du riz convertis en FCFA et « Dum », un ensemble de variables muettes.

En revanche, pour les autres pays (Burkina, Mali, Niger, Bénin et Togo), le modèle lie les variations trimestrielles de l'indice des prix des céréales d'une part, aux évolutions des cours du riz exprimés en FCFA et, d'autre part, aux évolutions de la production céréalière locale. Par ailleurs, des indicatrices saisonnières sont introduites dans les équations pour

9 Une étude réalisée par Afrique Verte au Burkina (Décembre 2010) révèle que la « loi de l'offre et de la demande n'est pas le seul principe qui dicte l'évolution des prix de marché, d'autres paramètres économiques et même sociaux entrent en ligne de compte ». Outre la variation de la production, cette étude identifie les déterminants secondaires suivants de l'évolution des prix des céréales : géographique (échanges entre les marchés frontaliers qui entraînent des contagions à la hausse ou la baisse des prix observés dans un pays voisin), politique (interdiction officielle de sortie des céréales, malgré les règles de libre circulation des marchandises dans l'UEMOA), sociaux (impact sur les prix des achats pour les stocks de sécurité des Etats et des organismes d'aides alimentaires), économique (avec la mondialisation et la contagion des crises, avec l'exemple de 2008). Par ailleurs, la grande partie de la production céréalière (environ 80%) est destinée à l'autoconsommation. Ainsi, les actions de reconstitution des stocks après une mauvaise campagne, peuvent induire une hausse des prix (en dépit de la hausse de la production en cours). Il convient également de souligner les comportements spéculatifs qui influencent les prix des céréales.

10 Des relations de cointégration n'ont pas été trouvées pour tous les pays. D'où le choix d'un MCO sur les données rendues stationnaires.

tenir compte de la saisonnalité de l'évolution de l'indice (cf. graphique 3 en annexe). La relation est de la forme suivante :

$$\Delta \text{LogIPC}_t^{\text{céréale}} = \sum_j \alpha_j \Delta \text{LogIPC}_{t-j}^{\text{céréale}} + \sum_k \mu_k \Delta \text{LogP}_{t-k}^{\text{riz}} + \text{Taux}^{\text{prod}} + \sum_i \beta_i \text{Trim}(i) + \text{Dum}$$

avec l'ajout à l'équation précédente de  $\text{Taux}^{\text{prod}}$  taux de progression de la production céréalière locale<sup>11</sup> et  $\text{Trim}(i)$  qui est égal à 1 au trimestre (i) et 0 ailleurs. Les variables muettes tiennent compte d'autres chocs spécifiques sur les prix des céréales (cf. note de bas de page numéro 9).

**Tableau 7 : Modèles de prévision l'indice des prix des céréales**

**Variables dépendantes : différence du logarithme de l'indice des prix des céréales :  $\Delta \text{logIPC}^{\text{céréales}}_t$**

	Bénin	Burkina	Côte d'Ivoire	Guinée- Bissau	Mali	Niger	Sénégal	Togo	UEMOA
$\Delta \text{logIPC}^{\text{céréales}}_{t-1}$			0,40 (5,09)						
$\Delta \text{logP}^{\text{riz}}_{t-2}$				0,23 (3,39)			0,24 (5,95)		0,10 (4,76)
$\Delta \text{logP}^{\text{riz}}_{t-1}$				0,30 (4,41)	0,19 (3,30)	0,20 (3,21)	0,10 (2,34)	0,27 (2,60)	0,10 (4,15)
$\Delta \text{logP}^{\text{riz}}_t$	0,23 (3,27)	0,34 (5,50)	0,08 (3,66)						0,13 (4,46)
$\text{Taux}^{\text{prod}}$	-0,10 (-1,85)	-0,11 (-3,10)			-0,17 (-3,68)	-0,05 (-2,45)		-0,13 (-2,19)	-0,10 (-2,07)
Trim1	0,003 (0,16)	-0,001 (-0,80)			-0,017 (-1,25)	0,034 (2,50)		0,098 (4,34)	0,0004 (0,07)
Trim2	0,07 (4,84)	0,05 (4,19)			0,06 (4,48)	0,038 (2,62)		0,071 (3,01)	0,03 (4,10)
Trim3	-0,03 (-1,77)	0,04 (2,59)			0,07 (5,24)	0,032 (2,37)		-0,021 (-0,95)	0,02 (2,78)
Trim4	-0,04 (-2,44)	-0,02 (-1,58)			-0,03 (-2,06)	-0,04 (-3,11)		-0,107 (-0,95)	-0,03 (-3,04)
DUM1	2007T4 0,17 (2,97)	2005T4 -0,15 (-2,90)	2002T1 -0,09 (-5,38)	2010T3 0,14 (2,82)	2005T4 -0,18 (-3,63)	2005T4 -0,16 (-3,05)	2007T3 -0,12 (-4,39)		2007T4 0,07 (7,03)
DUM2	2008T3 0,22 (3,69)	2009T3 0,17 (3,13)	2008T1 0,08 (4,30)						
AR(1)							0,6 (3,78)		
R <sup>2</sup>	0,61	0,69	0,71	0,56	0,70	0,60	0,68	0,59	0,74
DW	1,9	2,1	2,1	1,9	1,6	1,7	2,0	1,7	1,6

N.B Les statistiques de Student sont données entre parenthèse. La variable muette (DUM) yyyyTx vaut 1 au trimestre x de l'année YYYY et 0 ailleurs.

<sup>11</sup> Il correspond à la variation entre le niveau de la dernière production céréalière de l'année (n) et celui de l'année (n-1). La production n'étant pas disponible en fréquence trimestrielle, ce taux est constant entre le quatrième trimestre de l'année (n), période de disponibilité de la production et le troisième trimestre de l'année (n+1).

Les équations confirment le cycle d'évolution des prix des céréales dans les pays de l'UEMOA. Les prix baissent après les récoltes, c'est-à-dire, à partir du troisième trimestre au Bénin et au Togo et à partir du quatrième trimestre dans les pays sahéliens enclavés (Burkina, Mali, Niger). Ils augmentent au deuxième trimestre dans tous les pays de l'Union. Cette hausse se poursuit au troisième trimestre (période de soudure) dans les pays sahéliens.

Les fluctuations de la production locale expliquent l'évolution des prix des céréales dans les pays sahéliens enclavés (Burkina, Mali et Niger). Une hausse de la production entraîne une baisse des prix des céréales. Au Bénin et au Togo, la variation de la production locale n'est pas suffisante pour expliquer les prix des céréales locales. Cette situation est liée à l'importance des échanges entre ces pays, le Nigeria et les autres Etats de l'Union. Le flux est essentiellement dans le sens des exportations vers les pays du Sahel. Cela entraîne un effet de contagion à la hausse ou à la baisse des prix observés dans les pays du Sahel. Ainsi, pour le Bénin et le Togo, l'évolution de la production dans l'ensemble de la Zone<sup>12</sup> a été retenue pour expliquer l'évolution des prix des céréales.

L'évolution des cours mondiaux du riz influence celle des prix des céréales dans tous les pays de l'Union. Son impact sur les prix domestiques est perceptible avec un décalage, allant d'un à deux trimestres, dans la plupart des pays. En moyenne, une hausse de 10% des cours mondiaux du riz se traduit par une hausse d'environ 3,0 points de pourcentage des prix de l'ensemble des céréales dans l'Union.

### **3.3 L'inflation sous-jacente**

La composante inflation sous-jacente regroupe les biens et services autres que les produits frais et l'énergie. Elle peut être subdivisée en deux catégories à savoir : les biens importés et les biens et services locaux. Les prix des biens importés dépendent essentiellement des prix sur les marchés étrangers et du taux de change du franc CFA par rapport aux monnaies des pays partenaires. Quant aux prix des biens et services produits localement, ils évoluent en fonction des coûts de production et des marges des producteurs. Les coûts de production comprennent globalement les salaires, le coût du capital, les coûts des consommations intermédiaires qui sont souvent importés par les pays de l'UEMOA. Les marges des producteurs dépendent de variables de tensions sur les marchés, telles que le taux d'utilisation des capacités de production (TUC), l'output gap et le taux de chômage.

<sup>12</sup> La production du Nigeria n'a pas été prise en compte, car le flux des échanges avec ce pays dépend également du taux de change entre le franc CFA et le naïra, notamment sur les marchés parallèles. Par ailleurs, l'évolution de la production dans les Etats du Nigeria limitrophes du Bénin et du Niger a souvent plus d'influence sur les prix dans l'UEMOA que l'ensemble de la production du Nigeria. L'ensemble de ces données est difficile à obtenir ou à prévoir, notamment lors de l'implémentation d'un modèle.

Le taux d'inflation dans la Zone euro<sup>13</sup>, qui demeure le principal partenaire des pays de l'Union, a été retenu pour refléter les prix étrangers.

Pour les coûts des consommations intermédiaires, les cours du pétrole sont retenus. Ceux-ci sont convertis en FCFA pour tenir compte de l'évolution du taux de change. Il s'agit essentiellement de tenir compte des effets induits sur les prix de certains biens et services (services de transport, frais de mouture, etc.) et des effets de second tour de l'évolution des cours du pétrole.

Les produits alimentaires importés (blé, huile, lait, sucre, etc.), inclus dans le champ de l'inflation sous-jacente, sont marqués par une forte volatilité. En outre, ils représentent environ 10% de la pondération de l'inflation sous-jacente. Ainsi, les prix des produits alimentaires importés (Foodindex du FMI) sont également retenus dans la spécification du modèle.

L'absence de données fiables et à fréquence trimestrielle sur les variables de tensions sur les marchés (output gap, TUC, etc) n'a pas permis de tester leur pertinence dans les modèles de prévisions de l'inflation dans les pays de l'UEMOA. Par ailleurs, l'utilisation de l'indice de la production industrielle (IPI<sup>14</sup>) comme proxy des tensions sur les marchés n'a pas donné des résultats satisfaisants.

Au total, la relation retenue prend la forme d'un modèle à correction d'erreur liant l'évolution de l'inflation sous-jacente d'une part, à ses propres valeurs retardées et, d'autre part, aux évolutions de l'inflation dans la Zone euro, des cours mondiaux du pétrole brut et des produits alimentaires. Des variables muettes sont également introduites dans les équations pour tenir compte des chocs spécifiques qui ont affecté l'inflation sous-jacente dans les Etats.

$$\Delta \text{LogIPC}_t^{\text{isj}} = c + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta \text{LogIPC}_{t-i}^{\text{isj}} + \sum_{i=0}^n \beta_i \Delta \text{LogIPC}_{t-i}^{\text{euro}} + \sum_{i=0}^n \mu_i \Delta \text{LogIPC}_{t-i}^{\text{pétrole}} + \sum_{i=0}^n \varphi_i \Delta \text{LogIPC}_{t-i}^{\text{alim}} + \sigma \text{LogIPC}_{t-1}^{\text{isj}} + \omega \text{LogIPC}_{t-1}^{\text{euro}} + \nu \text{LogIPC}_{t-1}^{\text{pétrole}} + \lambda \text{LogIPC}_{t-1}^{\text{alim}} + \text{Dum}$$

où  $\text{IPC}^{\text{isj}}$  désigne l'indice des prix hors énergie et produits frais (inflation sous-jacente),  $\text{IPC}^{\text{euro}}$  l'indice harmonisé des prix dans la Zone euro,  $\text{P}^{\text{pétrole}}$  les cours mondiaux du

<sup>13</sup> Il s'agit d'un proxy de l'inflation dans l'ensemble des pays partenaires. Il est plus aisé de disposer des prévisions relativement plus fiables de l'inflation dans la Zone euro que dans tous les pays partenaires. Le choix de l'inflation dans la Zone euro est donc approprié pour l'utilisation des équations dans l'exercice de prévision.

<sup>14</sup> L'IPI désaisonnalisé et l'écart entre l'IPI brut et sa tendance ont également été testés, sans succès.

pétrole en francs CFA,  $P^{alim}$  l'indice des prix des produits alimentaires (Foodindex) du FMI et « Dum » un ensemble de variables muettes.

Les résultats confirment l'impact important de l'inflation importée sur l'inflation domestique dans les pays de l'UEMOA.

**Tableau 8 : Modèle de prévision de l'inflation sous-jacente**

**Variables dépendantes : Différence du logarithme de l'indice des prix hors énergie et produits frais (inflation sous-jacente) :  $\Delta \log IPC^{isj}_t$**

	Bénin	Burkina	Côte d'Ivoire	Guinée- Bissau	Mali	Niger	Sénégal	Togo	UEMOA
constante							0,30 (5,35)		
$\Delta \log IPC^{isj}_{t-1}$		0,23 (2,28)		0,34 (3,89)	0,29 (3,24)	0,21 (2,35)	0,26 (2,28)		0,16 (2,16)
$\Delta \log IPC^{euro}_{t-1}$	0,34 (2,04)				0,27 (1,98)	0,34 (1,96)			
$\Delta \log IPC^{euro}_t$		0,39 (1,90)	0,63 (4,22)						0,39 (3,64)
$\Delta \log P^{pétrole}_{t-1}$								0,02 (2,11)	
$\Delta \log P^{alim}_{t-1}$				0,06 (2,54)	0,04 (3,43)	0,06 (3,08)	0,04 (4,80)		
$\log IPC^{isj}_{t-1}$	-0,13 (-2,83)	-0,31 (-3,44)	-0,15 (-6,35)	-0,44 (-3,59)	-0,07 (-2,00)	-0,12 (-2,15)	-0,10 (-5,30)	-0,03 (-2,17)	-0,27 (-5,72)
$\log IPC^{euro}_{t-1}$	0,11 (2,79)	0,31 (3,45)	0,14 (7,12)	0,43 (3,59)	0,07 (2,10)	0,11 (2,15)			0,26 (5,69)
$\log P^{pétrole}_{t-1}$	0,007 (2,27)		0,006 (2,06)				0,006 (2,99)	0,012 (2,25)	0,004 (3,02)
DUM1	2001T2 0,015 (15,99)	2003T1 0,01 (11,3)	2000T1 -0,011 (-13,45)	2008T2 0,03 (8,15)	2004T1 -0,02 (-14,63)	1998T2 0,03 (18,48)	2001T1 0,01 (12,33)	2005T1 0,03 (24,89)	2008T3 0,02 (13,7)
DUM2	2006T1 0,013 (9,71)	2004T1 -0,01 (-8,68)	2002T4 0,016 (21,48)		2008 0,02 (3,90)	2005T4 -0,017 (-12,75)	2007T3 0,016 (8,82)	2006T4 -0,016 (-7,79)	
DUM3	2008T2 0,016 (12,29)	2008T3 0,02 (15,74)	2005T1 0,018 (23,41)			2008T3 0,03 (7,90)			
DUM4			2008T3 0,02 (13,82)						
R <sup>2</sup>	0,53	0,50	0,66	0,64	0,62	0,58	0,67	0,54	0,62
DW	1,9	2,1	2,2	1,9	1,8	1,9	2,2	2,1	1,9
LM(4) (p-value)									0,35 (0,84)

N.B Les statistiques de Student sont données entre parenthèse. La variable muette (DUM) yyyyTx vaut 1 au trimestre x de l'année YYYY.

La hausse de l'inflation dans la Zone euro agit positivement et de façon relativement rapide sur l'inflation sous-jacente. Pour l'ensemble de l'Union, une hausse de 1 point de

pourcentage de l'inflation dans la Zone euro entraîne à court terme une progression de l'inflation sous-jacente de 0,4 point de pourcentage. L'inflation importée explique également la dynamique de long terme de l'inflation dans la plupart des pays de l'Union.

Les cours mondiaux des produits alimentaires importés expliquent également la dynamique de court terme de l'inflation sous-jacente dans plusieurs Etats membres de l'Union. Ainsi, une hausse de 10% des cours mondiaux des denrées alimentaires se traduit par une progression de 0,4 point de pourcentage de l'inflation sous-jacente au Mali et au Sénégal et de 0,6 point de pourcentage en Guinée-Bissau et au Niger.

L'impact des cours du pétrole est plutôt perceptible à moyen terme mais elle demeure faible. Une progression de 10% des cours du pétrole en FCFA induit une hausse de 0,1 point de pourcentage de l'inflation sous-jacente dans l'Union. Ce résultat est lié au fait que l'inflation sous-jacente exclut la composante énergie, et que les effets de second tour captés ici ne sont pas instantanés.

### 3.4 Qualité prédictive de la modélisation sur la période récente

Des prévisions ont été effectuées sur la période récente à l'aide des équations obtenues (prévisions par composante). Elles portent sur un horizon de huit trimestres. Ces résultats ont été comparés aux réalisations et aux prévisions faites avec le modèle auto-régressif à retards échelonnés (ADL)<sup>15</sup> qui projette l'indice global.

**Tableau 9 : Prévisions du taux d'inflation en glissement (en %) pour l'Union à l'aide du Modèle**

	Réalisations	Prévisions par composantes	Prévisions avec le modèle ADL
2009 T3	-2,0	-2,4	-1,0
2009 T4	-1,9	-2,1	-1,4
2010 T1	0,3	0,1	-0,2
2010 T2	1,1	1,2	1,0
2010 T3	1,4	1,6	2,0
2010 T4	2,7	1,8	3,0
2011 T1	3,9	2,2	3,7
2011 T2	4,8	2,2	4,1

Les résultats indiquent une performance relativement bonne de la prévision à partir des composantes sur un horizon d'un an. Pour les prévisions sur un horizon supérieur à 1 an<sup>16</sup>, le modèle ADL portant sur l'indice global donne de meilleurs résultats. Cette situation peut

<sup>15</sup> Les variables explicatives du Modèle ADL sont : le taux d'inflation dans la Zone euro, la production céréalière locale, le taux de change effectif nominal et les cours mondiaux des produits alimentaires.

<sup>16</sup> Il convient de signaler l'impact de la crise post-électorale en Côte d'Ivoire qui n'est pas pris en compte dans les deux modèles.

être liée à la faible qualité des modèles de type SARIMA pour des horizons éloignés. Par ailleurs, les équations pour la composante « céréales » ont globalement sous-estimé l'évolution des prix des céréales sur la période récente, en raison de la faible répercussion sur les prix domestiques de la baisse des cours mondiaux du riz.

## **Conclusion**

L'étude présente une modélisation des principales composantes (énergie, produits frais et céréales, et inflation sous-jacente) de l'IHPC dans les pays de l'UEMOA. Les composantes « énergie » et « produits frais et céréales » ont été subdivisées respectivement en trois (produits pétroliers, électricité, combustibles solides) et deux (produits frais, céréales) sous-composantes.

Il ressort des estimations que les prix des produits pétroliers sont essentiellement liés aux évolutions des cours du pétrole. La prévision des prix des céréales doit tenir compte, d'une part de leur profil saisonnier et, d'autre part, de l'évolution de la production céréalière locale et des cours mondiaux du riz. Quant à l'inflation sous-jacente, elle est expliquée essentiellement par l'inflation dans la Zone euro, les cours du pétrole et des produits alimentaires importés. Une modélisation de type SARIMA est retenue pour les combustibles solides et les produits frais. Pour les prix de l'électricité, il est proposé une prévision basée sur les annonces de mesures officielles et les dires d'experts.

Cette modélisation par composante de l'IHPC présente l'avantage de tenir compte de façon plus fine, dans l'exercice de prévision, des principaux chocs (choc pétrolier, choc d'offre alimentaire) qui affectent généralement l'inflation dans la Zone UEMOA. Elle permet également de disposer d'une prévision de l'inflation sous-jacente qui est utile dans la conduite de la politique monétaire.

Toutefois, l'évolution et la diversité des chocs susceptibles d'agir sur l'inflation requiert de combiner plusieurs approches de prévision. Ainsi, le présent modèle pourrait constituer un instrument supplémentaire de prévision de l'inflation au sein de la BCEAO, à côté des autres modèles établis à partir de l'indice global. En outre, la modélisation de l'inflation sous-jacente pourrait être améliorée avec la prise en compte d'autres indicateurs de tensions sur les marchés intérieurs non disponibles actuellement, notamment l'estimateur du PIB trimestriel non agricole en cours d'élaboration à la BCEAO.

=====

## **ANNEXES**

## Références bibliographiques

Afrique Verte International (2010) : Renforcer les capacités des réseaux d'organisations agricoles par l'analyse de l'évolution du prix des céréales locales au Burkina, Mali et Niger durant la période 2001-2010.

Benalal Nicholai, Diaz Juan Luis, Del Hoyo, Bettina Landau, Moreno Roma, Frauke Skudelny (2004) « To aggregate or not to aggregate? euro area inflation forecasting », BCE, WP 374.

Célérier Claire (2009), « Forecasting inflation in France », Banque de France, Document de Travail n° 262.

Chauvin Valérie, Dévulder Antoine (2007), « Maquette d'inflation Zone euro », Banque de France.

Dembo Toé M. et Hounpkatin M. (2007), « Lien entre la masse monétaire et l'inflation dans l'UEMOA », BCEAO.

Dembo Toé M. (2010), « Modèles de prévision de l'inflation dans les pays de l'UEMOA », BCEAO.

Duarte Claudia, Rua Antonio (2007), « Forecasting inflation through a bottom-up approach: How bottom is bottom? ». Economic Modelling, March.

Ducieux Xavier, Tripier Fabien(1996) « Un essai de modélisation à court terme de l'évolution mensuelle des prix de détail » , Bulletin de la Banque de France n° 34.

Galot P. Hetz B. (2004), « L'inflation en France et en zone euro : une approche macro-sectorielle », INSEE.

Grunfeld, Y. et Griliches Z. (1960) « Is Aggregation Necessary Bad », The Review of Economics and Statistics, vol. 42, n° 1 (février), p. 1-13.

Jondeau Eric, Le Bihan Hervé et Sédillot Franck (1999), « Modélisation et prévision des indices des prix sectoriels », Banque de France, Notes d'Etudes et de Recherche n° 68.

Le Bihan Hervé (2008), « 1958-2008, avatars et enjeux de la courbe de Phillips », Banque de France.

Lütkepohl, H. (1984). « Forecasting contemporaneously aggregated vector ARMA processes », Journal of Business & Economic Statistics vol 2 n°3 p. 201–214.

Lütkepohl, H. (1987). « Forecasting Aggregated Vector ARMA Processes », Springer-Verlag.

Lütkepohl, H. (2006). « Forecasting with VARMA processes », in G. Elliott, C.W. J. Granger & A. Timmermann(eds), Handbook of Economic Forecasting, forthcoming, Elsevier

Hendry David F., Hubrich Kirstin (2007) « Combining Disaggregate Forecasts or Combining Disaggregate Information to Forecast an Aggregate », Oxford University.

Hendry David F., Hubrich Kirstin (2010) « Combining Disaggregate Forecasts or Combining Disaggregate Information to Forecast an Aggregate », BCE, Working Paper.

Hubrich Kirten (2005), « Forecasting euro area inflation : does aggregating forecasts by HICP component improve forecast accuracy ? », International Journal of Forecasting, vol 21 p 119-136.

Moukoko Evrard Ulrich (2005), « Prédiction à court terme de l'indice des prix à la consommation au Cameroun », Banque Des Etats de l'Afrique Centrale, Notes d'Etudes et de Recherche n° 4.

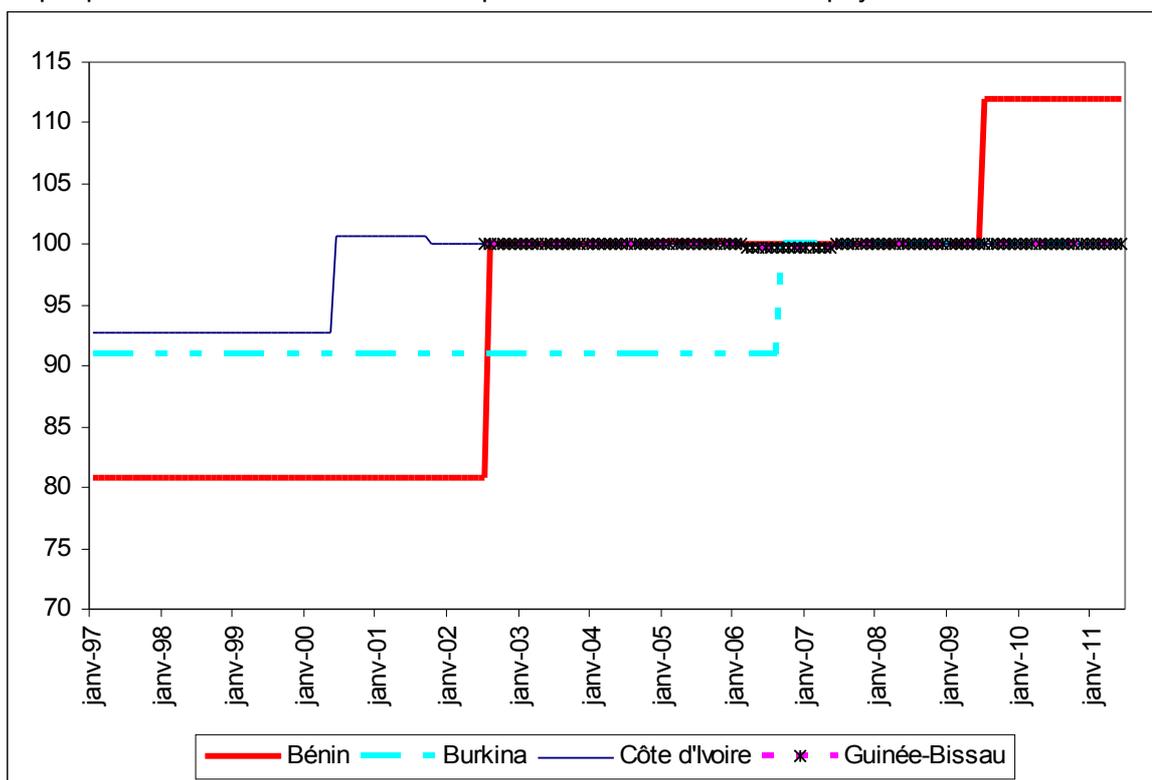
Pesaran, M. H., Pierse, R. G. & Kumar, M. S. (1989). « Econometric analysis of aggregation in the context of linear prediction models », Econometrica vol 57 n° 4 juillet, p. 861–888.

Theil, H., (1954), « Linear aggregation of economic relations, Amsterdam: North-Holland.

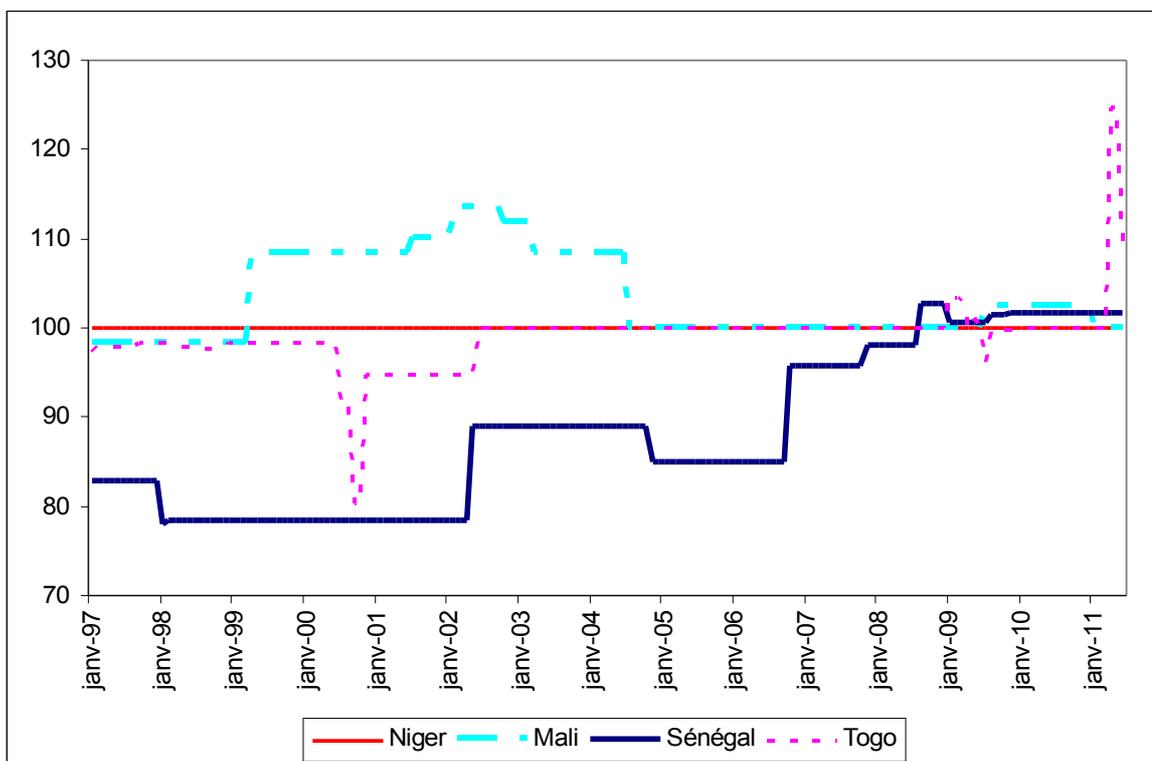
Touré Madani (2000), « Modèle de prévision pour l'indice des prix à la consommation des ménages à Bamako », BCEAO.

Richard B. Roos W. (2008), « Prévoir l'inflation en zone euro : une approche macro-sectorielle », Document de Travail de la DGTPE.

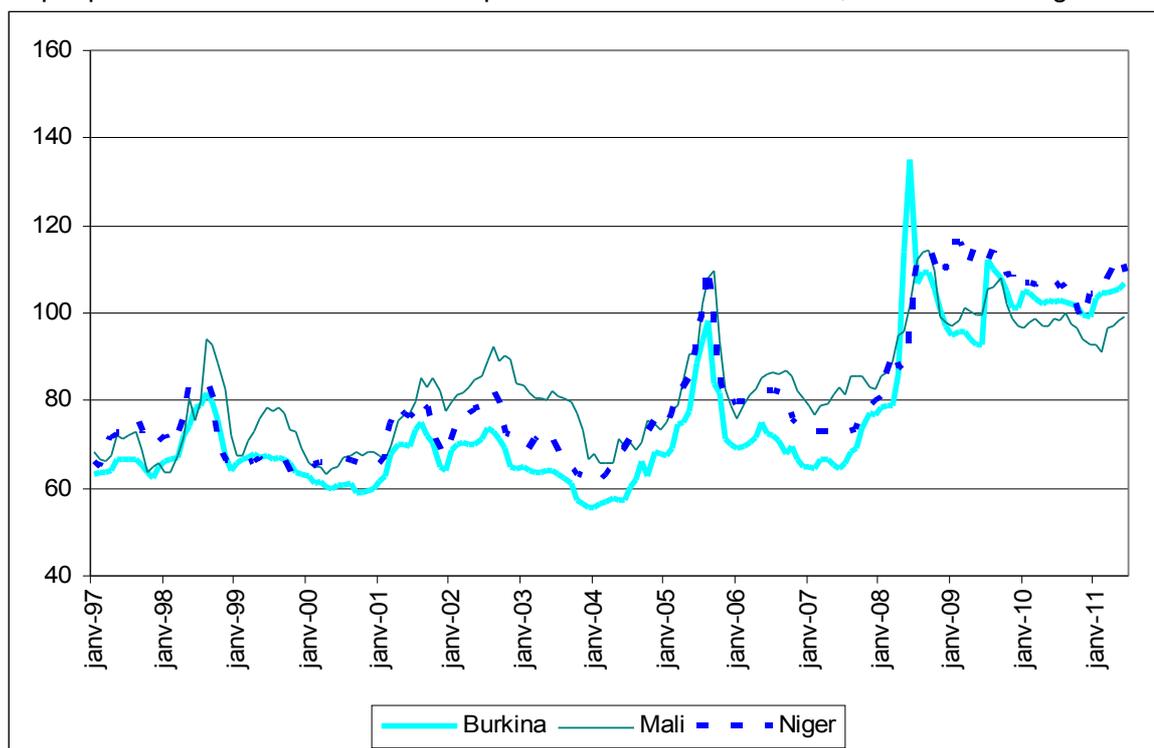
Graphique 1 : Evolution de l'indice des prix de l'électricité dans les pays de l'UEMOA



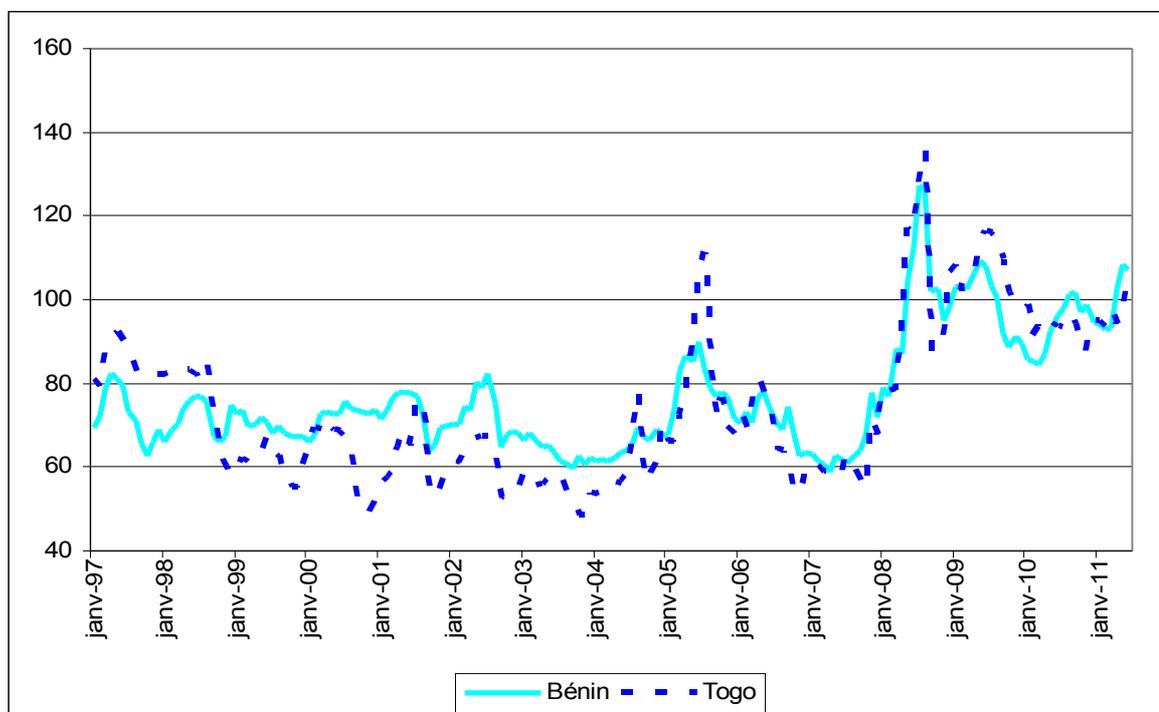
Graphique 1 (suite de fin) : Evolution de l'indice des prix de l'électricité dans les pays de l'UEMOA



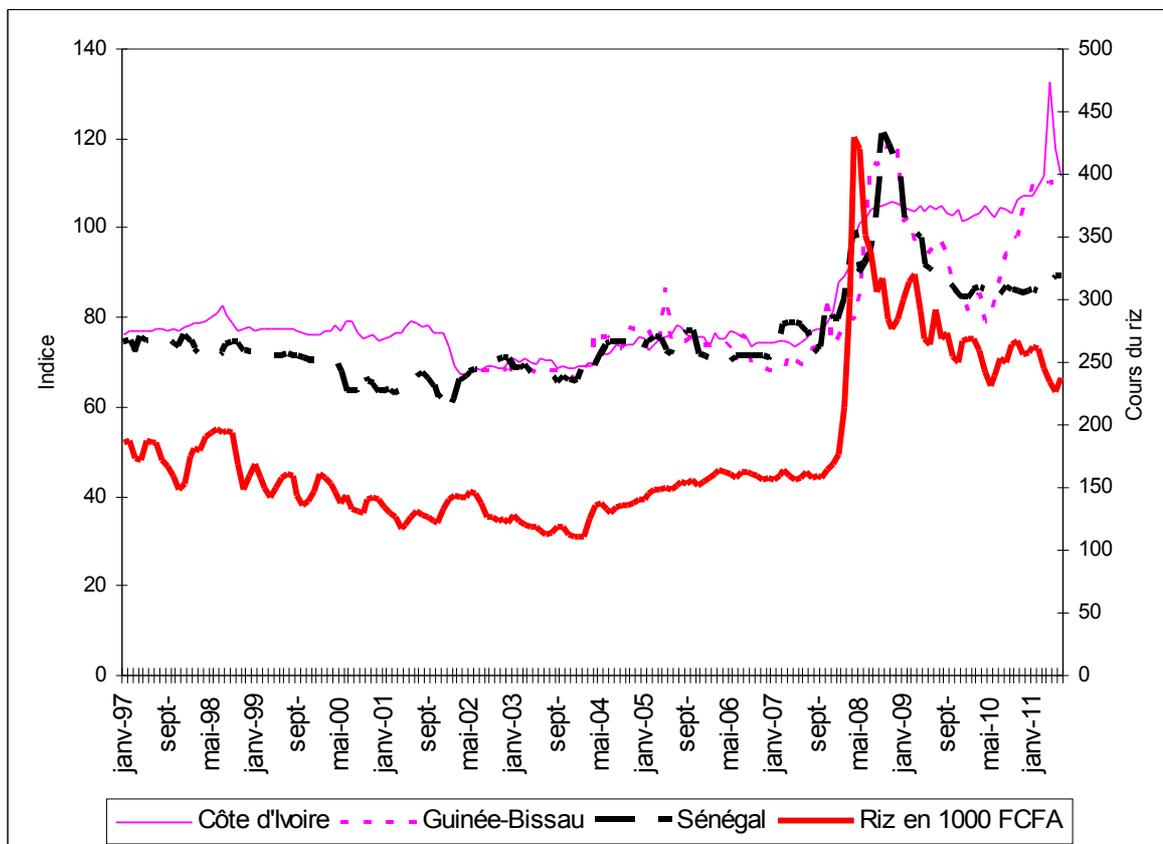
Graphique 2 : Evolution de l'indice des prix des céréales au Burkina, au Mali et au Niger



Graphique 3 : Evolution de l'indice des prix des céréales au Bénin et au Togo



Graphique 4 : Evolution des cours mondiaux du riz et de l'indice des prix des céréales en Côte d'Ivoire, en Guinée-Bissau et au Sénégal



**PUBLICATIONS DE LA SERIE "DOCUMENT D'ETUDE ET DE RECHERCHE" DE LA  
BANQUE CENTRALE DES ETATS DE L'AFRIQUE DE L'OUEST\***

-----

1. « Ratios simples de mesure de l'impact de la politique monétaire sur les prix », par Diop, P. L. et C. Adoby, Document d'Etude et de Recherche, DRS/SR/97/01, BCEAO, Juin 1997.
2. « Prévision à court terme des agrégats monétaires dans les pays de l'UEMOA », par Koné, S. et O. Samba Mamadou, Document d'Etude et de Recherche, DRS/SR/97/02, BCEAO, Juin 1997.
3. « Analyse de la compétitivité dans les pays membres de l'UEMOA », par Tenou, K. et P. L. Diop, Document d'Etude et de Recherche, DRS/SR/97/03, BCEAO, Juillet 1997.
4. « Evolution du taux de liquidité dans les pays de l'UEMOA », par Adoby, C. et S. Diarisso, Document d'Etude et de Recherche, DRS/SR/97/04, BCEAO, Juillet 1997.
5. « De l'origine de l'inflation dans les pays de l'UEMOA » par Doe, L. et S. Diarisso, Document d'Etude et de Recherche, DER/97/05, BCEAO, Octobre 1997.
6. « L'impact des taux directeurs de la BCEAO sur les taux débiteurs des banques » par Diop, P. L. Document d'Etude et de Recherche, DER/98/01, BCEAO, Mars 1998.
7. « La demande de monnaie dans les pays de l'UEMOA » par Diarisso, S. et K. Tenou, Document d'Etude et de Recherche, DER/98/02, BCEAO, Mai 1998.
8. « L'impact des politiques monétaire et budgétaire sur la croissance économique dans les pays de l'UEMOA » par Kone S. Document d'Etude et de Recherche, DER/98/03, BCEAO, Juin 1998.
9. « La demande de monnaie régionale dans l'UEMOA » par Diarisso, S. Document d'Etude et de Recherche, DER/98/04, BCEAO, Août 1998.
10. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : cadre théorique » par Samba Mamadou O., Document d'Etude et de Recherche, DER/98/05, BCEAO, Août 1998.
11. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application à la Côte d'Ivoire » par Samba Mamadou O., Document d'Etude et de Recherche, DER/98/06, BCEAO, Août 1998.
12. « Les Déterminants de la croissance à long terme dans les pays de l'UEMOA » par Tenou K., Document d'Etude et de Recherche, DER/98/07, BCEAO, Septembre 1998.
13. « Modèle de prévision à court terme des facteurs autonomes de la liquidité bancaire dans les Etats de l'UEMOA » par Kone S. Document d'Etude et de Recherche, DER/99/01, BCEAO, Mars 1999.
14. « Modèle de prévisions de billets valides et de demande de billets aux guichets de l'Agence Principale d'Abidjan » par Timité K. M. Document d'Etude et de Recherche, DER/99/02, BCEAO, Mars 1999.
15. « Les conditions monétaires dans l'UEMOA : confection d'un indice communautaire » par Diarisso, S. et O. Samba Mamadou, Document d'Etude et de Recherche, DER/99/03, BCEAO, Mai 1999.
16. « La production potentielle de l'UEMOA » par Diop P. L., Document d'Etude et de Recherche, DER/00/01, BCEAO, Août 2000.

---

\* Documents élaborés par la Direction de la Recherche et de la Statistique.

17. « La règle de Taylor : un exemple de règle de politique monétaire appliquée au cas de la BCEAO » par Tenou K., Document d'Etude et de Recherche, DER/00/02, BCEAO, Novembre 2000.
18. « L'évolution structurelle récente des économies de l'UEMOA : la production » par Samba Mamadou O., Document d'Etude et de Recherche, DER/00/03, BCEAO, Décembre 2000.
19. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application au Bénin » par Tenou K., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/01, BCEAO, Janvier 2001.
20. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application au Burkina » par Kone S., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/02, BCEAO, Janvier 2001.
21. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application au Mali » par Diop P. L., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/03, BCEAO, Janvier 2001.
22. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application au Niger » par Samba Mamadou O., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/04, BCEAO, Janvier 2001.
23. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application au Sénégal » par Diarisso S., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/05, BCEAO, Janvier 2001.
24. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application au Togo » par Doe L. et Tenou K., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/06, BCEAO, Janvier 2001.
25. « L'impact de la variation des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur l'inflation et la croissance dans l'UMOA » par Nubukpo K., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/07, BCEAO, Août 2001.
26. « Evolution structurelle des économies de l'UEMOA : les finances publiques » par Sinzogan J. Y., Document d'Etude et de Recherche, DER/02/01, BCEAO, Mars 2002.
27. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application à la Guinée-Bissau », par Cissé A., Document d'Etude et de Recherche, DER/02/02, BCEAO, Avril 2002.
28. « Construction d'un indicateur synthétique d'opinion sur la conjoncture » par Kamaté M., Document d'Etude et de Recherche, DER/02/03, BCEAO, Mai 2002.
29. « Calcul d'indicateurs d'inflation sous-jacente pour les pays de l'UEMOA » par Pikbougoum G. D., Document d'Etude et de Recherche, DER/02/04, BCEAO, Mai 2002.
30. « Convergence nominale et convergence réelle : une application des concepts de Béta-convergence et de Sigma-convergence aux économies de la CEDEAO », par Diop P., Document d'Etude et de Recherche, DER/02/05, BCEAO, Décembre 2002.
31. « L'impact de l'offre locale des produits vivriers sur les prix dans l'UEMOA » par Diallo M. L. A., Document d'Etude et de Recherche, DER/03/01, BCEAO, Septembre 2003.
32. « Pauvreté et exclusion sociale dans l'UEMOA : l'initiative PPTTE est-elle une réponse ? » par Thiam T. M., Document d'Etude et de Recherche, DER/04/01, BCEAO, Novembre 2004.
33. « Construction d'un indicateur synthétique de mesure de la convergence des économies de l'Union au regard du pacte de convergence, de stabilité, de croissance et de solidarité » par Ngoran C. O., Document d'Etude et de Recherche, DER/05/01, BCEAO, Janvier 2005.

34. « La filière coton dans l'UEMOA : diagnostic organisationnel et propositions de pistes d'actions », par Mensah R., Document d'Etude et de Recherche, DER/05/02, BCEAO, Octobre 2005.
35. « Mondialisation et fondement du développement des pays de l'UMOA », par Sow O., Document d'Etude et de Recherche, DER/05/03, BCEAO, Décembre 2005.
36. « Amélioration de la mesure de l'inflation sous-jacente dans les pays de l'Union », par Pikbougoum G. D., Document d'Etude et de Recherche, DER/05/04, BCEAO, Décembre 2005
37. « Le rôle des relations sociales dans le financement du secteur informel dans les pays de l'UEMOA », par Yattassaye P. W., Document d'Etude et de Recherche, DER/06/01, BCEAO, Janvier 2006.
38. « L'UEMOA et la perspective d'une zone monétaire unique de la CEDEAO : les enseignements d'un modèle de gravité », par DIOP C. A., Document d'Etude et de Recherche, DER/07/01, BCEAO, Avril 2007.
39. « Lien entre la masse monétaire et l'inflation dans les pays de l'UEMOA », par DEMBO TOE M. et HOUNKPATIN M, Document d'Etude et de Recherche, DER/07/02, BCEAO, Mai 2007.
40. « Les déterminants des investissements directs étrangers dans les pays en développement : leçons pour l'UEMOA », par DJE P, Document d'Etude et de Recherche, DRS/07/03, BCEAO, Septembre 2007.
41. « Structure des dépenses publiques, investissement privé et croissance dans l'UEMOA », par N'GUESSAN B. A., Document d'Etude et de Recherche, DRS/07/04, BCEAO, Septembre 2007.
42. « Les déterminants du différentiel des taux d'intérêt débiteurs entre les pays de l'UEMOA », par KOFFI S. K., Document d'Etude et de Recherche, DER/07/05, BCEAO, Novembre 2007..
43. « Endettement extérieur et croissance dans les pays membres de l'UEMOA », par Mor DIOP, Document d'Etude et de Recherche, DRS/07/06, BCEAO, Novembre 2007.
44. « Estimation et prévision de l'indice de la production industrielle dans l'UEMOA à travers l'étalonnage des soldes d'opinion des chefs d'entreprises dans l'industrie », par Rabé DJIBRIL, Document d'Etude et de Recherche, DRS/08/01, BCEAO, Août 2008.
45. « Analyse comparée des évolutions du crédit et de l'activité économique dans l'UEMOA », par N'GUESSAN B. A., Document d'Etude et de Recherche, DRS/10/01, BCEAO, juin 2010.
46. « Modèle de prévision de l'inflation dans les pays membres de l'UEMOA », par DEMBO TOE M., Document d'Etude et de Recherche, DRS/10/03, BCEAO, décembre 2010.
47. « Estimation d'une règle de ciblage d'inflation pour la BCEAO », par DIANE B., Document d'Etude et de Recherche, DRS/10/04, BCEAO, décembre 2010.
48. « Modélisation du comportement de soumission des banques aux opérations d'open-market de la BCEAO », par MELESSE F., Document d'Etude et de Recherche, DRS/11/01, BCEAO, juillet 2011.
49. « Prévision de l'inflation dans la Zone UEMOA : une approche par composantes », par DEMBO TOE M., Document d'Etude et de Recherche, DRS/11/02, BCEAO, octobre 2011.

