



REPUBLIQUE DU SENEGAL  
-----  
MINISTERE DE L'ECONOMIE ET DES FINANCES  
-----  
**AGENCE NATIONALE DE LA STATISTIQUE  
ET DE LA DEMOGRAPHIE**

***Les déterminants de l'inflation au Sénégal : Approche par  
les fonctions de consommation***

**SEPTEMBRE 2008**

Baba NDIAYE  
Yankhoba J. BADJI

**SOMMAIRE**

<b>LISTE DES TABLEAUX.....</b>	<b>3</b>
<b>LISTE DES FIGURES .....</b>	<b>3</b>
<b>LISTE DES EQUATIONS.....</b>	<b>3</b>
<b>LISTE DES SIGLES .....</b>	<b>4</b>
<b>RESUME .....</b>	<b>5</b>
<b>INTRODUCTION.....</b>	<b>6</b>
<b>I - REVUE DE LA LITTERATURE .....</b>	<b>8</b>
<b>II - DETERMINANTS DE L'INFLATION : UNE ANALYSE DESCRIPTIVE .....</b>	<b>12</b>
<b>2.1 Etude descriptive du taux d'inflation de 1967 à 2006.....</b>	<b>12</b>
<b>2.2 Analyse en composante principale.....</b>	<b>15</b>
<b>Encadré 1 : L'analyse des données .....</b>	<b>15</b>
<b>III. ANALYSE ECONOMETRIQUE .....</b>	<b>19</b>
<b>3.1 Les variables retenues dans le modèle .....</b>	<b>19</b>
<b>Encadré 2 : Etape de la mise en œuvre du modèle E.C.M .....</b>	<b>20</b>
<b>3.2 Estimation du modèle .....</b>	<b>22</b>
3.2.1. Résultats de l'estimation et tests de validité du modèle .....	22
3.2.2 Interprétation des résultats de l'estimation .....	23
<b>CONCLUSION ET RECOMMANDATIONS .....</b>	<b>26</b>
<b>BIBLIOGRAPHIE .....</b>	<b>28</b>
<b>ANNEXES .....</b>	<b>30</b>
<b>Annexe 1 : Statistiques des prix de quelques produits .....</b>	<b>31</b>
<b>Annexe 2 : Modèles de court terme .....</b>	<b>32</b>
<b>Annexe 3 : Test de cointégration .....</b>	<b>33</b>
<b>Annexe 4 : Stationnarité des résidus de la relation de long terme .....</b>	<b>35</b>
<b>Annexe 5 : Prévision de l'IHPC.....</b>	<b>36</b>
<b>Annexe 6 : Présentation de quelques méthodes statistiques .....</b>	<b>37</b>
<b>Annexe 7 : Test de causalité de GRANGER .....</b>	<b>39</b>
<b>Annexe 8 : Tests de validité du modèle.....</b>	<b>42</b>
<b>Annexe 9 : Matrice de corrélation .....</b>	<b>43</b>

### Liste des Tableaux

TABLEAU 1 EQUILIBRE DE LONG TERME .....	22
TABLEAU 2 : EVOLUTION DES PRIX DE QUELQUES PRODUITS.....	31
TABLEAU 3 : DYNAMIQUE DE COURT TERME .....	32
TABLEAU 4 : TEST DE COINTEGRATION.....	33
TABLEAU 5 :TEST DE STATIONNARITE DES RESIDUS .....	35
TABLEAU 6 : SERIE DE L'IHPC DE 1967 A 2007.....	36
TABLEAU 7 : LISSAGE DE L'IHPC PAR LA METHODE DE HOLT-WINTERS.....	37
TABLEAU 8 : RESULTATS DE LA METHODE HOLT-WINTERS.....	38

### Liste des Figures

FIGURE 1: EVOLUTION DE L'INDICE DES PRIX DE 1967 A 2006.....	13
FIGURE 2 : EVOLUTION DU TAUX D'INFLATION DU SENEGAL DE 1967 A 2006.....	14
FIGURE 3: HISTOGRAMME DES VALEURS PROPRES .....	16
FIGURE 4: PLAN 1-2 DE L'ANALYSE FACTORIELLE.....	17
FIGURE 5: EVOLUTION DES PRIX LOCAUX, IMPORTES ET L'INDICE GLOBAL .....	18
FIGURE 6 : TEST DE STABILITE DES PARAMETRES .....	38
FIGURE 7 : TEST DE BREUSCH-GODFREY .....	42
FIGURE 8 : TEST DE RAMSEY.....	42
FIGURE 9 : TEST DU CUMSUM .....	43

### Liste des Equations

ÉQUATION 1 : EQUILIBRE DE LONG TERME .....	21
ÉQUATION 2 : DYNAMIQUE DE COURT TERME .....	23

**Liste des Sigles**

ANSD : Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie

BCEAO : Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest

IHPC : Indice Harmonisé des Prix à la Consommation

UEMOA : Union Economique et Monétaire Ouest Africaine

VAR : Vectoriel Auto Régressif

ECM : Modèle à Correction d'Erreur

## RESUME

Cette étude cherche à identifier les déterminants de l'inflation au Sénégal. Le Modèle à Correction d'Erreur (ECM) a été utilisé pour répondre à cette préoccupation qui anime les débats au niveau national. Les données proviennent de l'Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie (ANSD) et de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), et couvrent une période de 31 trimestres (2000-2007).

L'approche par les fonctions de consommation a été utilisée pour permettre d'apprécier l'effet d'un choc sur une fonction de consommation sur le niveau général des prix.

Les résultats du modèle ont montré que les fonctions « alimentation », « logement » et « habillement » seraient celles qui ont influencé le plus l'évolution du niveau général des prix à la consommation. A long terme, une hausse de 10 points sur les prix de la fonction « alimentation » entraînerait une augmentation de 4,2 points sur le niveau de l'Indice Harmonisé des Prix à la Consommation (IHPC). Un accroissement de même ampleur sur les prix du **logement** et de l'**habillement** entraînerait respectivement une augmentation de 2,1 points et d'un point sur le niveau de l'inflation.

Dans le court terme, la vitesse d'ajustement de l'IHPC à la suite d'un choc sur un trimestre serait de l'ordre de 7,7%.

Les recommandations de politique économique portent essentiellement sur la réduction des prix des produits de première nécessité, la revalorisation du secteur primaire, le développement des énergies renouvelables et l'application effective des mesures prises par l'Etat au niveau des marchés.

## INTRODUCTION

Dans le contexte de l'interdépendance de plus en plus poussée des économies, il apparaît plus difficile pour les pays sous développés de lutter efficacement et de manière durable contre le phénomène de l'inflation. En effet, les hausses continues des coûts de l'énergie qui ont des effets induits importants dans tous les autres secteurs et les contraintes structurelles auxquelles sont confrontées les pays en voie de développement constituent des limites à la lutte contre l'inflation. Le fort taux d'ouverture de l'économie sénégalaise (**69,6% en 2005**) conjugué au statut de « petit pays » (faible part du Sénégal dans la demande globale surtout pour les produits importés) atteste de sa vulnérabilité face à la conjoncture internationale. Ainsi, l'accroissement du cours du baril de pétrole ou la contraction de l'offre mondiale de riz, de blé ou de lait se répercute ipso facto sur les prix intérieurs à la consommation, entraînant une hausse du niveau général des prix.

Cela s'est manifesté au Sénégal par une évolution inhabituelle des prix mesurée par l'Indice Harmonisé des Prix à Consommation (IHPC) qui a dévié de sa trajectoire dès le premier trimestre 2007. Le taux d'inflation s'est établi à 5,7% à la fin du troisième trimestre contre moins de 3% pour les autres pays membres de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA), au point de susciter des réactions auprès des autorités nationales et de celles de l'Union. En effet, après une décennie environ de désinflation<sup>1</sup>, la hausse généralisée des prix ne semblait plus constituer un véritable problème au sein des Etats de l'UEMOA et au Sénégal, en particulier. L'évolution atypique des prix de cette année amène à voir de près ce qui s'est passé pour comprendre ce retournement de tendance. Cette inquisition est d'autant plus nécessaire que l'inflation peut entraîner des perturbations aussi bien économiques, politiques que sociales. Il est dès lors opportun d'identifier les principaux facteurs de hausses continues et généralisées des prix en étudiant les déterminants de l'inflation.

L'étude fera dans une première partie, le point sur les réflexions déjà menées au sujet de l'inflation à partir d'une revue sélective de la littérature. La deuxième partie sera axée sur l'analyse descriptive de l'évolution des prix au Sénégal de 1967 à 2006

---

<sup>1</sup> La désinflation est une diminution du taux d'inflation, c'est-à-dire une baisse du taux de croissance des prix : les prix augmentent toujours, mais à un rythme moins important qu'auparavant. C'est le cas au Sénégal au lendemain de la dévaluation de 1994 (1994 à 2004).

pour mieux cerner l'évolution tendancielle avant d'explorer dans une troisième partie les travaux théoriques qui permettent de retenir le modèle adapté au sujet d'étude et à l'évolution de l'économie sénégalaise, à partir du panier de l'indice des prix à la consommation. La dernière partie examinera les résultats des estimations et proposera des recommandations de politique économique.

## **I - Revue de la littérature**

Au Sénégal, l'inflation est mesurée par la variation de l'Indice Harmonisé des Prix à la Consommation (IHPC). Elle est la résultante de phénomènes complexes affectant l'économie et ne laisse guère indifférent, car étant au cœur des préoccupations des autorités politiques et monétaires, des investisseurs et des populations. L'inflation se signale par une hausse des prix, mais toute hausse de prix n'est pas synonyme d'inflation. Celle-ci peut être l'émanation d'une pénurie momentanée, d'une augmentation de la demande, d'une hausse localisée sur quelques marchés (par exemple le marché du pétrole en ce moment). L'inflation est un accroissement général, durable et structurel du niveau des prix ; elle commence quand le processus de hausse de prix devient cumulatif et incontrôlable.

Le débat sur l'origine de l'inflation dans les économies en développement a longtemps préoccupé les économistes. Ainsi, deux questions intéressent ces derniers, à savoir : quel est le bon niveau d'inflation pour un pays et de quels instruments de politique économique un pays en développement dispose-t-il pour éviter les situations d'inflation persistante et élevée ? Ces questions sont motivées par l'observation d'épisodes d'hyper-inflation et de situations de faible croissance, notamment dans les pays d'Amérique latine. Pour les monétaristes, l'inflation traduit un déséquilibre monétaire, créé par une émission trop importante de monnaie par la Banque Centrale au regard de la quantité que les agents économiques souhaitent détenir compte tenu du niveau de production de l'économie. Les économistes du développement défendaient un autre point de vue, à savoir que les causes de l'inflation sont à rechercher dans les difficultés rencontrées par les gouvernements pour impulser le développement et la croissance économique. Les sources de l'inflation seraient donc plutôt d'origine institutionnelle, notamment une épargne insuffisante, l'absence d'industries domestiques développées, l'existence de goulots d'étranglement dans le secteur agricole, la forte instabilité des exportations et les contraintes de change, etc.

Il est généralement admis qu'il existe deux principales causes de l'inflation. La première est d'ordre économique. La seconde, plutôt d'ordre sociologique, constitue l'explication moderne.



Selon les tenants de l'approche économique, l'inflation résulte d'un déséquilibre entre l'offre et la demande de biens et services. Autrement dit, elle est l'émanation de deux principaux chocs, à savoir l'inflation par la demande et l'inflation par l'offre (les coûts). Elle met l'accent sur le lien existant entre ce qui est produit (localement ou importé) et la monnaie en circulation, le niveau général des prix étant l'expression de cette correspondance. Cette thèse est défendue par Testenoire (2005) qui trouve des origines conjoncturelles et structurelles à l'inflation dans le cas de la France et va plus loin en intégrant l'aspect monétaire. Selon lui, les Banques, en mettant à la disposition des entreprises (investisseurs) des moyens de paiement sans contrepartie immédiate en équivalent dans la production, sont créatrices d'inflation, du fait du décalage entre la monnaie en circulation et la quantité de biens et services disponibles. Ce qui fera dire à Milton Friedman, économiste américain et Prix Nobel en 1976, que « l'inflation est partout et toujours un phénomène monétaire ».

Les fondements de l'inflation par la demande, mis en évidence par les économistes classiques et développés par Keynes, ont longtemps servi pour expliquer l'inflation.

**L'inflation par la demande** se produit lorsque la demande globale augmente plus rapidement que l'offre, entraînant ainsi un ajustement à la hausse des prix pour rétablir l'équilibre. La demande globale peut également s'accroître, du fait d'une émission monétaire pour combler le déficit budgétaire de l'Etat. Les dépenses incontrôlées de recettes extraordinaires, notamment celles de privatisation, l'accroissement des exportations et la distribution supplémentaire de revenus entraînant une augmentation de la consommation des ménages exercent également une impulsion sur la demande globale. La pression de la demande constitue encore de nos jours la source majeure des préoccupations des autorités monétaires des différents pays, en particulier, lorsque la hausse résulte essentiellement d'un accroissement exclusif de la demande intérieure.

**L'inflation par les coûts** ou par chocs d'offre, mise en avant à partir des travaux de Kalecki au début des années 60, constitue, selon les principaux auteurs d'inspiration keynésienne, une source essentielle de l'évolution des prix. Selon eux, la hausse du niveau général des prix provient de l'augmentation des coûts, notamment au cours des périodes de chômage important et d'utilisation ralentie des ressources. Ces chocs d'offre résultent généralement d'une hausse des coûts salariaux, de révisions de taux de marge, de mauvaises récoltes, de variations brutales des prix du pétrole,

de taux de change, de mouvements de la productivité, de la fiscalité et des troubles sociopolitiques.

L'inflation pourrait également être la résultante de la course des acteurs économiques à l'appropriation des richesses. Elle est le résultat de « pressions multiples de la part des divers groupes sociaux, qui tentent de modifier à leur profit la répartition de la richesse nationale ». En effet, les agents économiques titulaires de revenus fixes, en particulier les salariés, ouvriers, employés revendiquent une augmentation de leurs salaires, les paysans s'efforcent de défendre les cours agricoles, les industriels cherchent à accroître leurs profits, tandis que les commerçants défendent leurs marges bénéficiaires. Au Sénégal, le maintien des prix du lait et du riz à des niveaux assez élevés malgré les mesures de suspensions de taxes et droits de douanes en septembre 2007 et janvier 2008 relève du souci des opérateurs économiques de conserver leurs marges bénéficiaires. L'inflation revêt de ce fait une **dimension sociologique**<sup>2</sup>.

Outre les effets des hausses de salaires, des ajustements de marge, de tarifs fiscaux et des pénuries alimentaires qui sont de source interne, les chocs les plus significatifs sont d'origine internationale et sont provoqués par les crises pétrolières telles que celles des années 1973, 1979, 1990, 1999 et 2005/2006, ainsi que les chocs sur le dollar et les taux d'intérêt des années 1980. Cette dernière forme d'inflation a pris, au cours des dernières années, une place aussi importante dans l'explication de la hausse du niveau général des prix que celle de l'inflation par la demande qui prévalait à l'origine des économies de marché.

Cette forme d'inflation importée est mise en exergue dans l'étude réalisée par Doe et Diallo (1997) sur les déterminants empiriques de l'inflation dans la zone UEMOA. Ces auteurs ont montré que l'inflation est expliquée dans le court terme principalement par le taux d'inflation en France (inflation importée) et, accessoirement, par le différentiel de taux d'intérêt réel, le prix relatif des produits importés et les dépenses courantes de l'Etat. Dans le long terme, l'inflation est déterminée par le taux d'inflation en France, la politique monétaire et budgétaire, ainsi que la compétitivité.

---

<sup>2</sup> Henri Aujac, économiste français

Des études similaires sur les déterminants empiriques de l'inflation dans les pays africains menées par Boccara et Devaradjan (1993) et la Commission Economique des Nations Unies pour l'Afrique (CEA) (1994) retiennent dans les modèles spécifiés comme variables explicatives, notamment les prix à l'importation et la masse monétaire.

Dans leurs travaux, Doe et Diarisso (1998) ont montré que la politique monétaire influence l'évolution des prix dans tous les pays de l'Union tant à court terme qu'à long terme. Toutefois, ils ont estimé que les mouvements de l'offre sur l'inflation ont des effets plus importants que ceux résultant de l'action monétaire. Les travaux récents de Nubukpo (2001) ont cependant prouvé que les modifications des taux d'intérêt débiteurs de la BCEAO ont un effet immédiat et durable sur l'inflation dans la zone UEMOA et, par conséquent, au Sénégal.

Une étude réalisée par la Commission de l'UEMOA en 2007, sur les « déterminants de l'inflation au niveau de la zone UEMOA » a montré que, s'il y a une hausse tendancielle des prix, celle-ci serait due à des facteurs tels que l'inflation importée, l'évolution des prix des produits alimentaires, le prix de l'énergie, la fiscalité et les facteurs socio-politiques. Au regard de ces résultats, la maîtrise durable de l'inflation relèverait essentiellement des réformes structurelles à mettre en œuvre par l'Etat du Sénégal. Les sources d'inflation les plus évoquées sont les pressions liées à la demande, les chocs d'offre, l'incidence de la politique monétaire et les facteurs institutionnels.

La diversité de la nature de l'inflation rend difficile la maîtrise de ce phénomène. En effet, il est reconnu l'existence d'un type d'inflation appelée inflation d'inertie ou inflation structurelle. C'est la progression équilibrée et anticipée du niveau général des prix. Elle est dite équilibrée lorsqu'elle n'affecte pas les prix relatifs. C'est le cas où tous les prix et coûts augmentent au même rythme. Elle est anticipée si elle est prévue et intégrée dans les comportements des agents économiques. Ce type d'inflation est souvent pris en compte dans les contrats et les accords officiels. Il n'exerce aucun effet sur la production réelle, sur l'efficience ou sur la répartition des revenus et des richesses. Il a la même neutralité économique que lorsque les prix

sont rigoureusement stables. Cette situation stationnaire de l'inflation a tendance à durer jusqu'à ce qu'un choc la fasse évoluer.

Au total, il ressort globalement de cette revue sélective de littérature que l'évolution de l'inflation peut provenir de plusieurs phénomènes. D'abord, l'état de la demande pourrait influencer sur le comportement des prix à court et à long terme sous l'influence de l'action monétaire, de la politique budgétaire et de l'évolution de la compétitivité. Par ailleurs, elle peut être déterminée par les chocs d'offre à court terme qui agissent à travers l'inflation importée et les aléas de la production agricole. Enfin, la succession des effets de la demande à court terme et des chocs d'offre produisent une composante persistante de l'inflation.

Ces conclusions fondent la pertinence de la mesure de l'inflation dans le cas spécifique du Sénégal. En effet, l'inflation est un des phénomènes qui préoccupent les autorités politiques et la Banque Centrale au cours de ces dernières années, en liaison avec les hausses de prix que connaît l'économie. A cet égard, l'inflation est reconnue comme un phénomène nocif pour une économie nationale, en raison de ses effets redistributifs sur le revenu et la richesse, ainsi que de ses conséquences sur l'efficacité économique. En particulier, son incidence sur la valeur de la monnaie se révèle néfaste pour les agents économiques. C'est pourquoi, les Etats accordent une priorité exceptionnelle à la lutte contre l'inflation et poursuivent un objectif de stabilité des prix dans la conduite de la politique économique et monétaire.

La revue de littérature a montré que plusieurs études sur les déterminants de l'inflation utilisent l'approche macroéconomique. Cette démarche que nous utilisons s'appuie sur l'appréciation de l'effet d'un choc sur une fonction de consommation, des variables monétaires et des facteurs externes sur le niveau global de l'indice harmonisé des prix à la consommation.

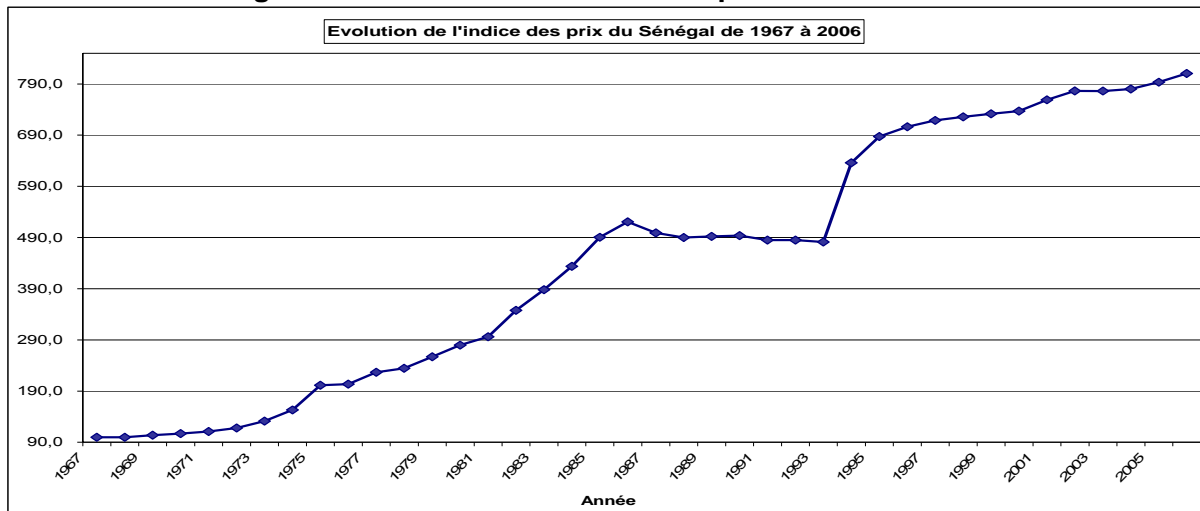
## **II - Déterminants de l'inflation : une analyse descriptive**

### **2.1 Etude descriptive du taux d'inflation de 1967 à 2006**

L'analyse rétrospective de l'évolution de l'indice des prix à la consommation révèle une tendance générale à la hausse. Ainsi, son évolution peut être décomposée en trois phases. La première, qui va de 1967 à 1987, est caractérisée par la quasi-linéarité de la courbe de l'indice. La seconde phase est marquée par une stabilité, voire une légère décroissance du taux d'inflation au Sénégal. Enfin, sur la période

1995-2006, la courbe de l'évolution de l'indice des prix à la consommation est croissante (voir graphique ci après).

Figure 1 : Evolution de l'indice des prix de 1967 à 2006



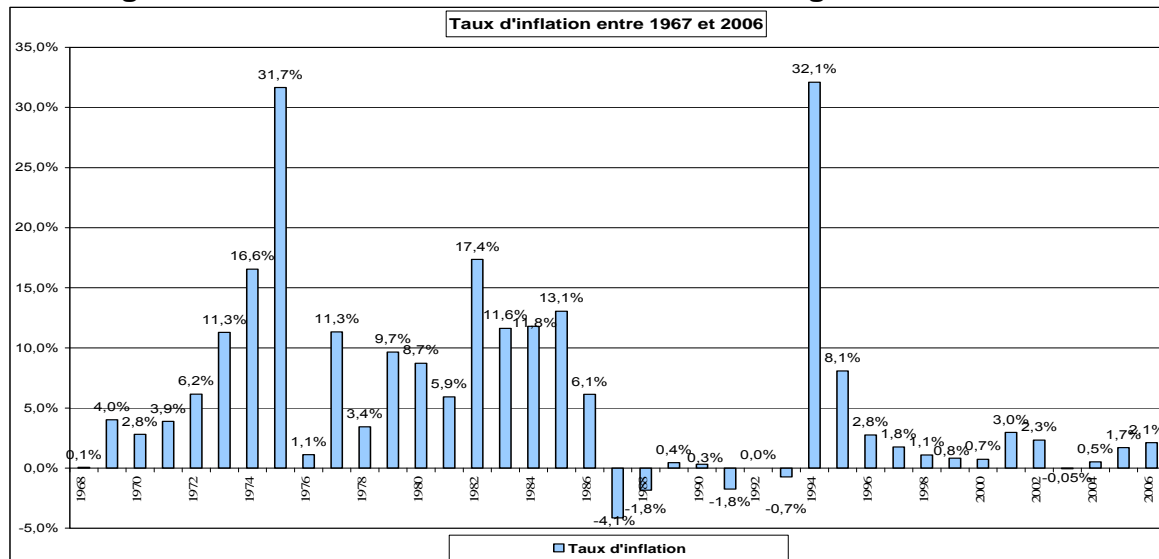
Source : ANSD

Entre 1967 et 2006, le taux d'inflation moyen annuel du Sénégal est de **5,5%**. Cette moyenne cache d'importantes disparités. Les plus fortes progressions du taux d'inflation au Sénégal s'observent pendant les années 70, 80 et, enfin en 1994. Les crises pétrolières des années 70, avec notamment la flambée des prix du baril au niveau international, ainsi que les crises monétaires symbolisées par la décision du Président Nixon du 15 août 1971, de suspendre la convertibilité du dollar et les flottements des monnaies qui s'en ont suivis, ainsi que la dévaluation du FCFA intervenue en 1994 ont été les principales causes des forts taux d'inflation observés pendant cette période.

Les années 80, marquées par le début de la crise de la dette et l'application des politiques d'ajustement structurel qui en ont découlé, ont vu la poursuite de l'accroissement des prix. A cela, s'ajoutent les sécheresses qui ont sévi durant cette période entraînant du coup des déficits céréaliers occasionnant les hausses des produits vivriers. Cependant, vers la fin des années 80, les politiques restrictives ont conduit à la stabilité des prix, voire à leur décroissance. Les effets néfastes de ces politiques sur la croissance, ainsi que sur la compétitivité de l'économie nationale se sont traduits par le changement de parité du FCFA par rapport au Franc Français

intervenue en janvier 1994. Cette décision a eu pour conséquence immédiate sur l'économie, une flambée des prix de 32,1% en 1994 et de 8,1% en 1995. Toutefois, depuis 1996, on assiste à une hausse modérée des prix au Sénégal.

**Figure 2 : Evolution du taux d'inflation du Sénégal de 1967 à 2006**



Source : ANSD

Le tableau 2 en annexe donne l'évolution des prix de quelques biens de consommation entre 1967 et 2006. Les plus fortes variations positives de prix sont observées au niveau de l'or (1404,2%), la cola (1397,2%) et l'essence (1248,0%). Les produits dont les prix ont le moins progressé sont les œufs (256,2%), le chou (275,2%), le navet (321,4%) et le riz brisé (382,6%). Ces chiffres montrent incontestablement une hausse généralisée de tous les produits, mais aussi une hétérogénéité de ces augmentations suivant les produits.

L'hétérogénéité des variations de prix ne facilite pas l'appréhension de l'inflation. Ainsi, les produits ont-ils été regroupés en fonctions, groupes, sous groupes et postes de consommation. Pour une approche plus synthétique, l'étude descriptive sera complétée par une analyse factorielle qui permettra d'apprécier les fonctions qui agissent plus sur la variation de l'indice des prix à la consommation.

## 2.2 Analyse en composante principale

L'analyse en composante principale (ACP) utilisée dans le cadre de cette étude, permet de détecter les corrélations entre les variables et de réduire celles superflues. Le résumé de l'information contenue dans les variables est visualisé au moyen d'un histogramme des valeurs propres décroissantes. Ainsi, l'axe principal correspondant à la valeur propre maximale, résume plus de 50 % de l'information. Les trois premiers axes expliquent plus de 90% de l'inertie<sup>3</sup>. Ils résument l'essentiel de l'information contenue dans les données.

### Encadré 1 : L'analyse des données

#### **L'Analyse factorielle des correspondances**

L'analyse factorielle des correspondances (AFC) est une méthode spécifique d'analyse des tableaux de contingence ou plus généralement des tableaux dont la somme des éléments figurant en ligne et ceux figurant en colonne ont un sens. Elle donne l'avantage de représenter sur un même graphique (plan factoriel) un point ligne et un point colonne et permet d'analyser les dispersions des profils lignes (respectivement colonne) par rapport à leur moyenne.

De manière générale (à un coefficient positif près le long de chaque axe), un point-ligne se trouvera à l'endroit obtenu en faisant la moyenne des positions des modalités des points de la colonne  $j$  pondérées par leurs fréquences relatives dans la ligne. De même, un point colonne devra se positionner à l'endroit obtenu en faisant la moyenne des positions des modalités des points de la ligne  $i$  pondérées par leurs fréquences relatives dans la colonne.

Mathématiquement en désignant par :

$F_\alpha(i)$  la coordonnée du point-ligne  $i$  (individu  $i$ ),

$\Phi_\alpha(j)$  la coordonnée du point-colonne  $j$  (variable  $j$ ),

$\gamma_\alpha = \frac{1}{\lambda_\alpha^2}$ , ( $\lambda_\alpha$  désignant la valeur propre associée au vecteur propre de l'axe  $\alpha$  du plan factoriel),

$f_j^i = \frac{n_{ij}}{n_i}$ ,  $f_i^j = \frac{n_{ij}}{n_j}$  ( $n_{ij}$ ;  $n_i = \sum_{j=1}^J n_{ij}$ ;  $n_j = \sum_{i=1}^I n_{ij}$  désignant respectivement l'élément situé à

l'intersection de la ligne  $i$  et de la colonne  $j$ ; l'effectif total de la ligne  $i$  et l'effectif total de la colonne  $j$ ),  $I$  et  $J$  étant respectivement le nombre total de ligne et de colonne ;

ces relations s'expriment par : 
$$F_\alpha(i) = \gamma_\alpha \sum_{j=1}^J f_j^i \Phi_\alpha(j)$$

$$\Phi_\alpha(j) = \gamma_\alpha \sum_{i=1}^I f_i^j F_\alpha(i)$$

#### **L'Analyse en Composantes Principales**

L'Analyse en Composantes Principales (ACP) est une méthode d'analyse des tableaux de données du type individus X variables dans le cas où toutes les variables sont numériques et très hétérogènes. Cette technique consiste à réduire en un petit nombre de variables appelées composantes principales, non corrélées entre elles et résumant aussi bien que possible les données initiales. Son côté opérationnel consiste à obtenir une carte des individus (unités statistiques), en fonction de leurs proximités et une carte des variables en fonction des corrélations existantes. Il est également possible d'avoir une représentation simultanée des individus et des variables.

#### **L'Analyse Factorielle de Correspondance**

L'analyse factorielle de correspondance (AFC) est considérée par certains auteurs comme un cas spécial de l'ACP. Dans cette perspective, elle constitue un outil graphique et algébrique. L'analyse

<sup>3</sup> L'inertie représente la variabilité de l'inflation

factorielle de correspondance, est une méthode d'analyse spécifique des tableaux de contingence, elle permet d'analyser simultanément la structure des lignes et des colonnes.

**Figure 3 : Histogramme des valeurs propres**

HISTOGRAMME DES 5 PREMIERES VALEURS PROPRES				
NUMERO	VALEUR PROPRE	POURCENT.	POURCENT. CUMULE	
1	1.3781	51.67	51.67	*****
2	0.6670	25.01	76.67	*****
3	0.3631	13.61	90.29	*****
4	0.1112	4.17	94.46	*****
5	0.0411	1.54	96.00	***

Source : ANSD

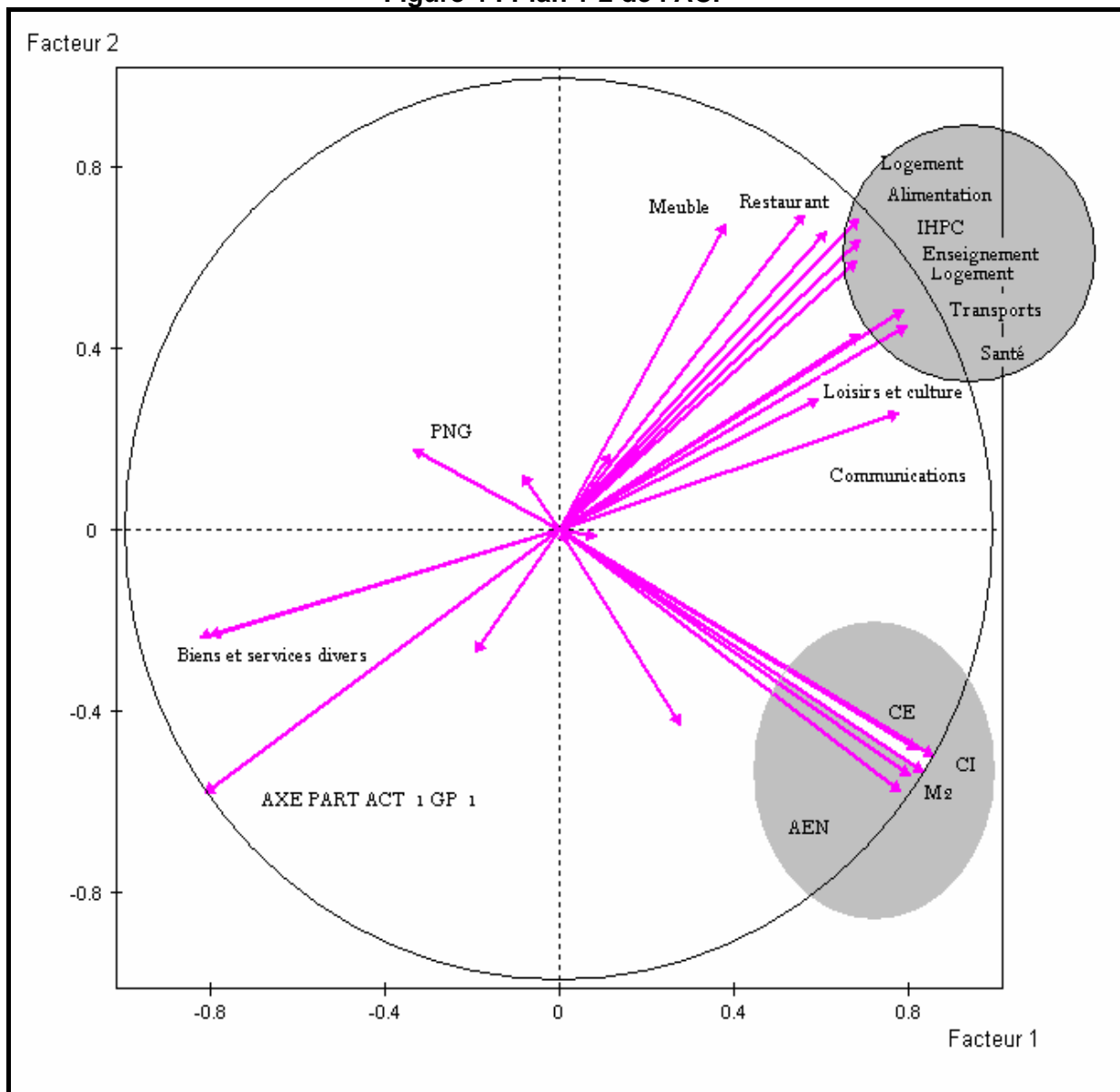
Après l'identification des axes principaux, il est utile de considérer les plans factoriels correspondant aux différents couples d'axes identifiés. L'inertie d'un plan factoriel est la somme des inerties des axes qui le forment. Ainsi, le plan 1-2 capte plus de 76,7% de la variabilité de l'indice des prix à la consommation.

Le plan 1-2 (figure 4 page 17) met en évidence une forte corrélation entre l'IHPC et les fonctions « Produits alimentaires et boissons non alcoolisées », « enseignement », « transport », « boissons alcoolisées, tabacs et stupéfiants », « santé » et « restaurants et hôtel ». En effet, les récentes hausses intervenues au niveau des céréales, conjuguées à l'accroissement continu du baril expliquent respectivement les comportements au niveau des produits alimentaires, la restauration et les transports. Les ajustements continus au niveau des frais de scolarité expliquent également le relèvement des prix de la fonction « enseignement ». Le plan 1-2 met en évidence une forte corrélation entre les variables monétaires (crédit intérieur, masse monétaire, crédit à l'économie et avoirs extérieurs nets).

Les trajectoires des variables monétaires et celle de l'IHPC sont orthogonales au niveau de ce plan, révélant une absence de corrélation entre les variables monétaires et l'indice global. Ainsi, pour le cas du Sénégal et sur la période 2000-2007, l'inflation ne semble pas être d'origine monétaire.



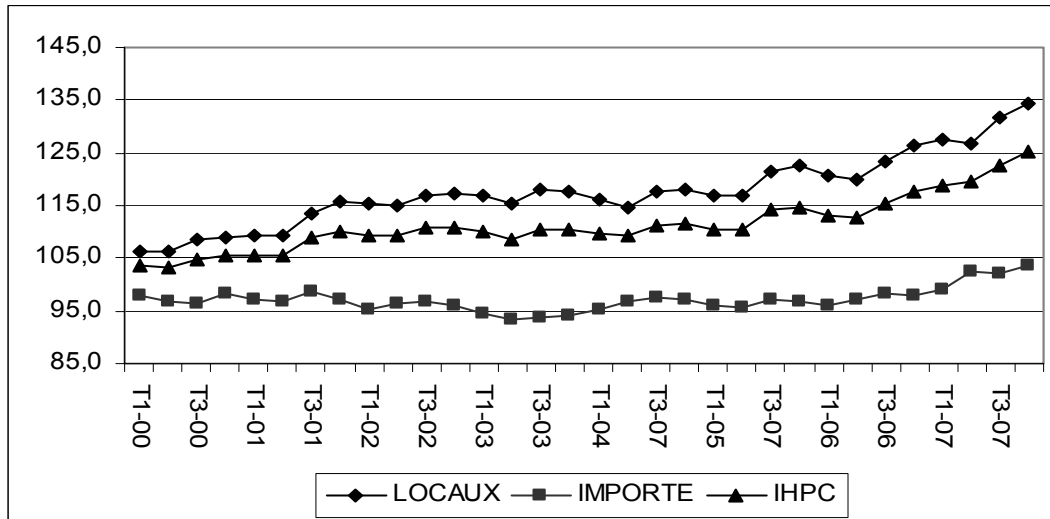
Figure 4 : Plan 1-2 de l'ACP



Source : ANSD

Une analyse descriptive selon l'origine des produits et l'inflation est également utile, afin de disposer d'éléments de réponse à la question récurrente de l'origine importée de l'inflation.

**Figure 5 : Evolution des prix locaux, importés et l'indice global**



Source : ANSD

La figure 5 montre que sur la période, l'évolution de l'inflation résulte de la croissance des prix des produits locaux qui ont un poids de 69,3% dans le panier de la ménagère, alors que celui des produits importés est de 30,7%.

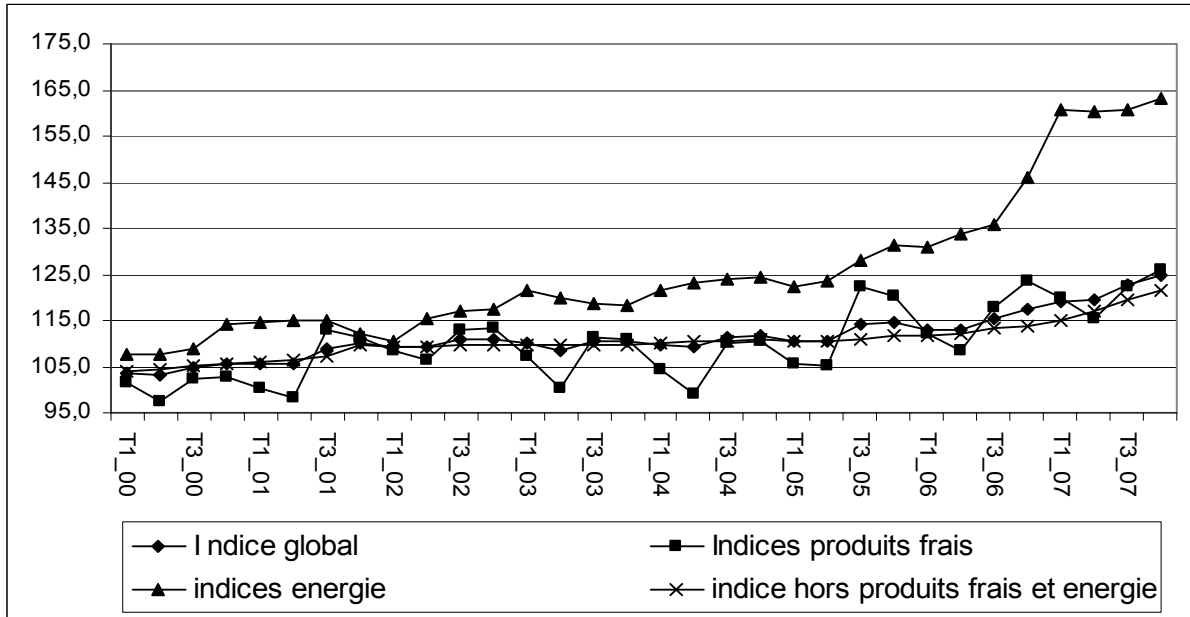
Les produits importés de grande consommation, retenus dans le panier de la ménagère et qui ont le plus tiré l'indice vers le haut en 2007 sont le riz entier, le riz brisé, le lait en poudre et les beurres. Par rapport à l'année 2006, les prix de ces produits ont augmenté respectivement de 8,2%, 7,3%, 29,7% et 12,0%.

S'agissant des produits locaux, les céréales non transformées telles que le mil et le maïs ont subi les effets récessifs des dernières campagnes hivernales, avec des hausses respectives de 8,9% et 13,3% en 2007. L'huile de palme a subi un relèvement de prix de 27,9%, liée à la tension socio-politique en République de Guinée en début d'année 2007. L'huile d'arachide et l'huile végétale s'inscrivent dans la même mouvance avec des progressions respectives de 14,4% et 15,7%.

Les prix des gaz ont crû de façon exponentielle en 2007. Comparés à l'année 2006, les prix des recharges des bouteilles de six (06) kilogrammes et de 3,5 kilogrammes ont crû respectivement de 33,8% et de 49,0%, entraînant par la même occasion, le relèvement des prix du charbon (+31,4%) et du bois de chauffe (+13,5%).

En termes d'apport à la croissance des prix, les produits locaux ont contribué à hauteur de 79,3% en 2007 et ceux importés de 20,7%. Ainsi, en 2007, l'inflation est tirée par les produits locaux du fait d'une part, des effets induits des produits importés, et d'autre part, des spéculations des agents économiques.

**Figure 6: Evolution des prix selon la volatilité et l'indice global**



L'analyse de l'évolution des prix selon le caractère volatile ou non des produits (figure 6), fait ressortir une forte croissance des prix des produits énergétiques à partir du troisième trimestre 2005, au moment où l'inflation sous jacente est modérée et inférieure à 3%. Les produits frais, quant à eux, fluctuent autour de l'indice global avec néanmoins un renversement de tendance au quatrième trimestre 2007.

### III. Analyse économétrique

L'objectif de cette partie est de dégager les déterminants de l'inflation au Sénégal. Le travail consiste à mettre en évidence la nature de la relation entre les causes du phénomène et l'inflation proprement dite. L'étude permettra d'apprécier l'effet d'un choc sur une fonction de consommation, sur le niveau des prix à la consommation. Après plusieurs séries de manipulations (modèle VAR, modèle des données de panel), le Modèle à Correction d'Erreur (ECM) qui présente les meilleurs résultats a été retenu.

#### 3.1 Les variables retenues dans le modèle

L'indice des prix à la consommation est relié aux indices qui le composent puisqu'il est obtenu comme leur moyenne pondérée. Le coefficient de détermination ( $R^2$ ) qui rend compte de la qualité de l'estimation économétrique est proche de l'unité. De plus, le nombre important de variables (13) du modèle peut constituer un frein, en

particulier pour le test de cointégration pour lequel les valeurs critiques ne sont pas toujours tabulées lorsqu'il y a plus de 10 variables. Aussi, le nombre de variables a-t-il été réduit en prenant soin, d'une part, de garder les indices les plus significatifs et, d'autre part, de conserver une bonne qualité d'estimation. Les indices retenus sont l'IHPC et les indices des fonctions de consommation « alimentaire », « biens et services divers », « enseignement », « habillement », « logement », « loisirs », « restaurant », « santé » et « transports ».

Les données de l'étude proviennent principalement de l'Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie (ANSD) et de la BCEAO. L'étude couvre une période de trente et un (31) trimestres de janvier 2000 à septembre 2007. Les données sont trimestrielles et permettent de mesurer l'inflation par les fonctions de consommation de l'IHPC, car, jusqu'ici, les études sur les déterminants de l'inflation se situent à un niveau annuel. Compte tenu du fait que l'analyse factorielle a montré l'absence de corrélation entre l'IHPC, utilisé comme mesure de l'inflation, et les variables monétaires, le modèle ne va prendre en compte que les fonctions de consommation.

## **Encadré 2 : Etape de la mise en œuvre du modèle E.C.M**

### **1. Détermination de l'ordre d'intégration des séries : le test de PHILLIPS-PERRON**

Le test de Phillips-Perron montre que toutes les variables retenues sont intégrées d'ordre 1. Elles sont non stationnaires en niveau. L'approche par la méthode d'estimation en deux étapes de Engle et Granger est adaptée, compte tenu du fait que les méthodes d'estimation pour des séries stationnaires sont inutilisables.

### **2. Mise en œuvre de la méthode d'estimation en deux étapes de ENGLE ET GRANGER**

La méthode d'estimation de Engle et Granger n'est valable que pour les séries non stationnaires en niveau, mais intégrées d'ordre 1 et cointégrées. Elle est d'un intérêt théorique et pratique reconnu. En effet, en séparant la relation de long terme de la dynamique de court terme, elle offre au modélisateur la possibilité de mettre en relief les ajustements de court terme qui entrent en jeu entre des variables *a priori* non corrélées et qui conduisent à une évolution commune dans le long terme.

Les variables retenues dans le cadre de cette étude sont toutes intégrées d'ordre 1 et le test de Johansen a permis de déceler l'existence d'une seule relation de cointégration.

### **3. Vérification de l'hypothèse de cointégration : le test de JOHANSEN**

On considère un vecteur de variables noté généralement  $X_t$  et contenant N variables toutes intégrées d'ordre 1. La représentation vectorielle autorégressive de  $X_t$  est donnée par :

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t$$

où  $\varepsilon_t$  est un bruit blanc de moyenne nulle et de matrice de variance-covariance  $\Omega$ , les facteurs  $\Phi_i$  sont des matrices de taille (N,N). L'hypothèse à tester est l'existence de r relations de cointégration entre les N variables. La représentation VAR de  $X_t$  peut être réécrite sous la forme d'un modèle à correction d'erreur :

$$\Delta X_t = \Pi_1 \Delta X_{t-1} + \Pi_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Pi_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \Pi_p X_{t-p} + \varepsilon_t$$

Où les  $\Pi_i$  sont des matrices de taille (N,N). On note que le vecteur  $X_{t-p}$  est le seul vecteur non stationnaire dans cette équation. Ainsi, pour que les deux membres de l'équation soient stationnaires, il faut que  $\Pi_p X_{t-p}$  soit stationnaire. Ainsi, il y a r relations de cointégration lorsque  $Rang(\Pi_p) = r$ . Les tests de cointégration de Johansen s'appuient sur cette propriété. Les tests de cointégration de Johansen, comparativement aux tests de Engle et Granger, permettent de déterminer le nombre de relations de cointégration. Ils se basent sur les statistiques de la trace et de la valeur propre maximale. Ces deux tests conduisent à accepter l'hypothèse d'une unique relation de cointégration entre les variables retenues dans le modèle spécifié (**tableau 1**).

Avant d'interpréter les résultats du modèle, il convient avant tout de tester sa validité économétrique. Il s'agit du test d'hétéroscédasticité (WHITE), du test d'autocorrélation (BREUSCH-GODFREY), du test de spécification (RAMSEY) et du test de stabilité des coefficients (CUMSUM).

Le test de WHITE vérifie l'hypothèse nulle d'homoscédasticité des erreurs contre l'hypothèse alternative de leur hétéroscédasticité. L'hypothèse nulle indique que la variance des résidus est identique.

Le modèle est homoscédastique car les valeurs des probabilités sont supérieures à 5% (Annexe 7).

Le test de BREUSCH-GODFREY vérifie l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des erreurs contre l'hypothèse alternative de leur autocorrélation. Il s'agit de vérifier que les résidus ne sont pas corrélés entre eux.

Les erreurs sont supposées suivre un processus autorégressif AR (1) :

$$\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + \mu_t$$

où  $\mu_t$  est un bruit blanc. L'hypothèse d'absence d'autocorrélation ( $\rho=0$ ) est testée contre l'alternative de présence d'autocorrélation. Si l'absence d'autocorrélation est acceptée, les résidus sont distribués comme un bruit blanc fonction ou non du temps. Au vu des résultats, l'hypothèse d'absence d'autocorrélation peut être acceptée.

Le test de RAMSEY vérifie l'hypothèse nulle d'une spécification adéquate du modèle contre l'hypothèse alternative d'un défaut de spécification.

Selon ce test, le modèle est bien spécifié car les deux probabilités sont supérieures à 5%. Le modèle log est structurellement stable (Annexe 7).

### 3.2 Estimation du modèle

Plusieurs estimations ont été faites. Toutefois, compte tenu du fait que le modèle log présente les meilleurs résultats, ceux-ci seront interprétés en terme d'élasticité.

#### 3.2.1. Résultats de l'estimation et tests de validité du modèle

Les statistiques sur la qualité de l'estimation du modèle indiquent que celui-ci est globalement significatif de même que les coefficients pris séparément. De plus, comme le montre le tableau suivant, le coefficient de détermination  $R^2$  est particulièrement élevé.

**Tableau 1 : Equilibre de long terme**

Dependent Variable: LOG(IHPC)				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(ALIMENT)	0.424913	0.003124	136.0011	0.0000
LOG(BIENS)	0.033050	0.007158	4.617422	0.0000
LOG(ENSEIGNE)	0.018911	0.003720	5.083072	0.0000
LOG(HABIL)	0.104349	0.006892	15.14093	0.0000
LOG(LOGEMENT)	0.210066	0.005145	40.82523	0.0000
LOG(LOISIRS)	0.061314	0.014607	4.197721	0.0001
LOG(RESTAU)	0.018003	0.003308	5.442816	0.0000
LOG(SANTE)	0.023799	0.003004	7.922830	0.0000
LOG(TRANSPORT)	0.076619	0.003532	21.69395	0.0000
C	0.127989	0.070951	1.803905	0.0748
R-squared ( $R^2$ )	0.999756	Mean dependent var		4.710454
Adjusted R-squared	0.999730	S.D. dependent var		0.044178
S.E. of regression	0.000726	Akaike info criterion		-11.51979
Sum squared resid	4.48E-05	Schwarz criterion		-11.25096
Log likelihood	557.1899	F-statistic		38704.67
Durbin-Watson stat	0.613212	Prob(F-statistic)		0.000000

Source : ANSD

Les tests de validité indiquent que le modèle présenté est relativement fiable. Il présente les caractéristiques que présage un bon modèle : les erreurs sont homoscedastiques et ne sont pas corrélées. En outre, le modèle est bien spécifié et ses coefficients sont stables.

Dans ce qui suit, il est question d'interpréter ses résultats.

### 3.2.2 Interprétation des résultats de l'estimation

Le test de Phillips-Perron sur les séries des fonctions, entrant dans la composition de l'inflation, a montré qu'elles étaient toutes intégrées d'ordre 1. Par ailleurs, les tests de cointégration de Johansen pratiqués sur ces séries ont montré l'existence d'une unique relation de cointégration. A la lumière de ces résultats, la méthode en deux étapes de Engle et Granger qui a été mise en œuvre en estimant la relation de long terme puis la dynamique de court terme rend compte des ajustements qui s'opèrent.

Relation de long terme :

$$\begin{aligned} \text{Log}(IHPC_t) = & 0.13 + 0.42 \text{Log}(ALIMENTAIRE) + 0.03 \text{Log}(BIENS - SERVICES) \\ & + 0.02 \text{Log}(IENSEIGNEMENT) + 0.10 \text{Log}(HABILLEMENT) + 0.21 \text{Log}(LOGEMENT) + \\ & 0.06 \text{Log}(LOISIRS) + 0.01 \text{Log}(RESTAURANT) + 0.02 \text{Log}(SANTÉ) + 0.07 \text{Log}(TRANSPORTS) \\ & + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Les tests sur le résidu de la relation statique (ou relation de long terme) confirment la cointégration. Le test ADF (**Annexe 4**) montre que les résidus de la relation de long terme sont bien stationnaires et sont distribués selon une loi normale. Les statistiques de Student sont interprétables. Le test de Student montre que les coefficients du modèle à long terme sont tous interprétables car les probabilités sont toutes inférieures à 5% (Annexe 2).

Le modèle à correction d'erreur est validé si les résidus issus de l'estimation du modèle de long terme sont stationnaires et si ces mêmes résidus, retardés d'une année dans l'estimation du modèle de court terme, ont un coefficient négatif.

La vérification de ces conditions dans l'estimation atteste la validité du modèle à correction d'erreur (ECM).

L'équation, rendant compte de l'équilibre de long terme, montre que les fonctions « alimentation », « logement » et « habillement » sont celles qui ont le plus d'impact sur l'inflation. A long terme, une hausse de 10 points sur l'indice des prix de la fonction « alimentation » entraîne une hausse de 4,2 points sur le niveau de l'IHPC. Un accroissement de même ampleur sur les indices des fonctions « logement » et « habillement » entraîne respectivement une augmentation de 2,1 points et d'un point sur le niveau de l'inflation. Par ailleurs, les résultats mettent en exergue la prépondérance de la fonction « alimentation » dans l'explication de l'inflation. Une

analyse factorielle a montré que les prix des céréales non transformées, du lait, des huiles et de la viande de bœuf expliquent, durant la période de l'étude le renchérissement des produits alimentaires. En 2007, les prix des produits alimentaires et boissons non alcoolisées ont augmenté en moyenne de 7,3% et contribué pour plus de la moitié à la variation du niveau général des prix (52,2%). Cette résurgence des tensions inflationnistes résulte des augmentations de prix des produits laitiers (+26,2%), des « huiles » (+17,3%) et des « Céréales non transformées » (+7,1%)

L'accroissement des prix des produits laitiers résulte de la hausse entamée à la fin de l'année 2006, des cours internationaux des produits laitiers. Outre cette évolution, l'indice des prix des produits laitiers, calculé par la FAO, a plus que doublé par rapport à celui de septembre 2006, rejoignant un sommet jamais atteint. Cette situation est le résultat d'une série de chocs de production survenus dans certains pays exportateurs importants qui ont réduit leurs approvisionnements, ainsi que d'une forte demande d'importations, en particulier de la part de pays émergents comme la Chine et de pays en développement. Il s'y ajoute, l'effet de la baisse des subventions dans les pays de l'Union Européenne qui obèrent leurs prix à l'exportation. Par ailleurs, les stocks des fournisseurs essentiels, tels que l'Union Européenne et les États-Unis, ont chuté à des niveaux records, soutenant ainsi davantage les prix.

Comparés à l'année 2006, les prix du poste « Céréales non transformées » ont progressé de +7,1%. La faiblesse des récoltes dans les principaux pays producteurs et une demande en forte augmentation (notamment pour la production de biocarburants) expliquent une telle évolution.

La flambée des cours mondiaux du blé depuis juin 2007, qui a culminé à des niveaux record en septembre, résulte, selon la FAO, de la contraction des disponibilités mondiales, de la faiblesse des stocks et de la vigueur de la demande. Elle est également liée à la hausse des prix à l'exportation, alliée à la montée des coûts du fret. Cela a eu pour effet un accroissement de prix du pain dans les pays en développement importateurs nets dont le Sénégal.

Le prix des huiles a enregistré une hausse de 17,3%, résultant notamment d'un doublement des prix de l'huile de palme en début d'année 2007 à la suite des tensions socio-politiques qu'a connu la République de Guinée. Les prix des huiles végétales et des huiles d'arachide ont augmenté respectivement de 14,3% et 14,4%.



L'évolution des prix des huiles végétales est liée à la vigueur de la demande de l'industrie des biocombustibles, à l'augmentation de la consommation de produits d'élevage, ainsi qu'à la hausse record des prix des céréales fourragères stimulant la demande en farines d'oléagineux.

Les prix des « poissons et autres produits de la pêche séchés ou fumés, conserves de poissons » ont été majorés de 7,0%, en liaison avec la réduction de l'offre des produits halieutiques.

Comparés à l'année 2006, les prix du sucre ont augmenté de 6,9% en moyenne ; son cours mondial s'étant apprécié de 13,7% entre janvier et décembre 2007.

De même, la fonction « logement » est mise en relief dans cette équation. Les prix de cette fonction ont progressé de 10,0% en 2007, résultant de l'accroissement des prix des « loyers effectivement payés par les locataires » (+5,9%), des tarifs de l'électricité (+9,7%) et surtout du gaz (+35,1%).

S'agissant des produits qui entrent dans la fonction « habillement », plus de 70% sont d'origine importés. Ainsi, les produits d'origine asiatique, qui inondent le marché intérieur, ont tendance à avoir les mêmes comportements que les produits locaux.

La seconde partie de la méthode d'estimation en deux étapes de Engle et Granger consiste à récupérer le résidu de la 1<sup>ère</sup> étape et à l'introduire dans une équation reliant les variables différenciées à l'ordre 1. Le coefficient de la série des résidus (de la première étape) sera la force de rappel. Ce coefficient doit être en valeur absolue inférieur à l'unité pour être interprété comme une force de rappel. Pour le modèle (Annexe 2), le coefficient vaut -7,7%. Pour des données trimestrielles (notre cas), cette force peut être jugée raisonnable.

Relation de court terme :

$$\begin{aligned} \Delta \text{Log}(I\text{HPC}_t) = & 0.42\Delta \text{Log}(ALIMENTAIRE) + 0.03\Delta \text{Log}(BIENS - SERVICES) \\ & + 0.02\Delta \text{Log}(I\text{ENSEIGNEMENT}) + 0.10\Delta \text{Log}(HABILLEMENT) + 0.19\Delta \text{Log}(LOGEMENT) + \\ & 0.03\Delta \text{Log}(LOISIRS) + 0.01\Delta \text{Log}(RESTAURANT) + 0.03\Delta \text{Log}(SANTÉ) + 0.08\Delta \text{Log}(TRANSPORTS) \\ & - 0.077RESIDU(-1) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Ainsi, suite à un choc, le délai d'ajustement entre deux trimestres est de l'ordre de 7,7%. Avec ce niveau, toutes choses étant égales par ailleurs, il faut un délai de trois ans et un trimestre pour rétablir l'équilibre à la suite d'un choc. Ainsi, sur un an la vitesse de réajustement suite à une perturbation est de l'ordre de 30,2%.

Dans le court terme, une hausse de 10 points sur la santé, le transport et l'enseignement entraîne des hausses respectives de 0,3 point, 0,8 point et 0,2 point de l'indice des prix à la consommation. Il faut noter que l'indice des prix à la consommation de la fonction enseignement subit chaque année l'effet des ajustements de la rentrée scolaire pour ensuite se stabiliser.

### **Conclusion et recommandations**

Cette étude sur les déterminants de l'inflation est une première étape pour prendre les mesures qui s'imposent face à la montée observée au niveau des prix en 2007. Bien que cette étude n'ait cerné que quelques déterminants de l'inflation au Sénégal avec l'approche par les fonctions de consommation, elle a mis en évidence un certain nombre de facteurs tant internes qu'externes. Au lendemain de la dévaluation jusqu'en 2006, les critères de convergence de l'UEMOA ont toujours été respectés au Sénégal, à l'exception du critère du second rang relatif au solde courant de la balance des paiements (hors dons) rapporté au PIB. Plusieurs questions restent à être examinées. Le taux d'inflation souhaitable est lié aux autres objectifs de la politique économique, à savoir l'objectif interne de croissance et l'objectif externe de compétitivité. La revalorisation du secteur primaire aura un impact positif sur la création de richesses nationales et sur l'inflation. Malgré le fait que les variables monétaires n'ont pas un impact sur l'inflation au Sénégal, une bonne prise en compte de chaque contrepartie de la masse monétaire est souhaitable, afin de ne pas entraver la politique monétaire.

L'étude a révélé la forte contribution des produits alimentaires à la croissance des prix du fait des importations de plus en plus onéreuses pour combler l'offre intérieure insuffisante. Compte tenu de leur poids dans la consommation des ménages, il est nécessaire de veiller à l'approvisionnement correct du marché en produits de grande consommation et mettre sur pied une bonne politique d'offre qui permet de limiter la hausse des prix. En terme de recommandation de politique économique, l'Etat doit :

1. veiller à l'application par les opérateurs économiques des taux de marge indicatifs. Cette mesure permettrait la mise en œuvre effective de la baisse des prix de certains produits comme le riz, qui tarde à prendre un plein effet ;

2. revaloriser la production locale, car une mauvaise campagne agricole aura un impact direct sur le poste « céréales non transformées » dont le poids est important dans le panier de la ménagère.

La revalorisation du secteur primaire, par la mise en place d'une véritable politique et stratégie de développement agricole principalement de production vivrière, peut profiter des potentialités existantes. Il faudrait en même temps promouvoir leur transformation pour faciliter leur utilisation. Ceci peut entraîner le changement du mode de consommation des ménages sénégalais et, par conséquent, contribuerait à la maîtrise de l'inflation surtout d'origine importée ;

3. réduire ou supprimer au cas échéant, les droits et taxes perçus sur les produits de première nécessité en période de crise et veiller à la répercussion effective de ces mesures sur les prix aux consommateurs. Cette mesure, prise en relation avec la Commission de l'UEMOA, permettrait de stabiliser, voire d'augmenter le pouvoir d'achat des ménages et sera bénéfique à toutes les couches de l'économie nationale. En ce qui concerne les produits de grande consommation, l'Etat doit opérer à un ciblage, afin que les subventions puissent bénéficier aux ayant droits ;

4. renforcer les moyens logistiques de contrôle des agents des services du Commerce intérieur. L'Etat doit également réhabiliter les mécanismes de contrôle au niveau des marchés en maintenant la mise à la disposition des populations des numéros verts, afin qu'ils puissent aviser l'autorité supérieure en cas de défaillance de la part des commerçants.

## **BIBLIOGRAPHIE**

AUJAC H. (1950) : Une hypothèse de travail : l'inflation, conséquence monétaire du comportement des groupes sociaux. N° 2 avril-juin.

Commission de l'UEMOA (2007) : les déterminants de l'inflation au niveau de la zone UEMOA

DIALLO Mamadou Lamine Adama, (septembre 2003). « L'impact de l'offre locale de produits vivriers sur les prix dans l'UEMOA ».

Commission Economique des Nations Unies pour l'Afrique (CEA) (1994) : Les déterminants empiriques de l'inflation.

DIOUF Amadou (1995). Analyse de l'inflation au Sénégal, septembre.

DOE. Et DIARISSO. S (1998). "De l'origine monétaire de l'inflation dans les pays de l'UEMOA", (480/481/482), avril/mai/juin.

DOE L et DIALLO. M. L (1997). "Déterminants empiriques de l'inflation dans les pays de L'UEMOA", (476), décembre.

DOUCOURE Fodiyé Bakary (2004- 2005): Méthodes économétriques .

MUSSO Patrick, BRUNO Olivier (1999) : Volatilité de l'inflation et croissance économique. Revue économique, Vol. 51, No. 3, Développements récents de l'analyse économique : XLVIIIe congrès annuel de l'Association française de science économique, pp. 693-701.

PIKBOUGOUM Gérard D. (mai 2002). « Calcul d'indicateurs d'inflation sous-jacente pour les pays de l'UEMOA (Note d'analyse et de synthèse méthodologique).

TESTENOIRE Jean-Pierre (2005). Les causes de l'inflation : les explications conjoncturelles, les explications structurelles et les explications monétaires.

TESTENOIRE Jean-Pierre (2005). Le revenu des ménages et son utilisation : consommation et épargne.

Editions La Découverte (2 mars 2006) « Inflation et désinflation » Collection :  
Repères 5e - 123 pages.

<http://www.ac-versailles.fr/cerpeg/ressdiscipl/economie/ecogene/inflation1.htm>

# ANNEXES

**Annexe 1 : Statistiques des prix de quelques produits**

**Tableau 2 : Evolution des prix de quelques produits**

<b>Libellé</b>	<b>Unité</b>	<b>AN 1967</b>	<b>AN 2006</b>	<b>var 2006/1967 (%)</b>
arrières sans os	Kg	198	1963	891,2
yaboye (sardine)	"	31	267	761,7
riz brisé	Kg	47	227	382,6
aubergine	Kg	41	338	724,8
carotte	"	56	399	613,0
navet	"	60	253	321,4
citrouille	"	20	241	1103,8
oignons	"	49	344	603,0
chou vert	"	79	296	275,2
banane	Kg	63	574	810,7
mangue (du pays)	"	26	273	948,5
oeufs locaux	piece	18	64	256,2
huile d'arachide	litre	98	906	824,1
huile de palme	litre	136	993	630,4
vinaigre du roy	Btle 90cl	50	454	808,3
tamarin	Kg	78	740	849,0
"nescafé" en pot 200g	Kg	340	2609	667,3
ciment 50 Kg	sac	425	3058	619,6
charbon de bois	Kg	12	129	973,6
pétrole	litre	45	465	933,6
essence	litre	49	659	1248,0
prix 2- section	"	25	175	600,0
cola	Kg	141	2111	1397,2
bijoux gram. d'or travaillé	gr	500	7521	1404,2

Source : ANSD

**Annexe 2 : Modèles de court terme**

**Tableau 2 : Dynamique de court terme**

Dependent Variable: DLOG(IHPC)				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(ALIMENT)	0.418609	0.002624	159.5610	0.0000
DLOG(BIENS)	0.029184	0.007380	3.954377	0.0002
DLOG(ENSEIGNE)	0.022889	0.003731	6.134377	0.0000
DLOG(HABIL)	0.106103	0.008347	12.71142	0.0000
DLOG(LOGEMENT)	0.187452	0.007220	25.96365	0.0000
DLOG(LOISIRS)	0.028295	0.017584	1.609137	0.1114
DLOG(TRANSPORT)	0.084989	0.005825	14.58908	0.0000
DLOG(RESTAU)	0.019822	0.004986	3.975386	0.0001
DLOG(SANTE)	0.026325	0.003809	6.911546	0.0000
C	5.42E-06	6.55E-05	0.082629	0.9343
RESIDU(-1)	-0.077460	0.032944	-2.351250	0.0211
R-squared	0.997216	Mean dependent var		0.002029
Adjusted R-squared	0.996880	S.D. dependent var		0.008720
S.E. of regression	0.000487	Akaike info criterion		-12.30686
Sum squared resid	1.97E-05	Schwarz criterion		-12.00924
Log likelihood	589.4225	F-statistic		2972.609
Durbin-Watson stat	1.858442	Prob(F-statistic)		0.000000

Source : ANSD



**Annexe 3 : Test de cointégration**

**Tableau 3 : Test de cointégration**

Sample (adjusted): 2000M03 2007M11				
Included observations: 93 after adjustments				
Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: ALIMENT BIENS ENSEIGNE HABIL IHPC LOGEMENT LOISIRS SANTE TRANSPORT				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.525502	219.8635	197.3709	0.0023
At most 1	0.414602	150.5322	159.5297	0.1389
At most 2	0.269069	100.7341	125.6154	0.5785
At most 3	0.247579	71.58449	95.75366	0.6682
At most 4	0.160997	45.12972	69.81889	0.8267
At most 5	0.136738	28.80441	47.85613	0.7776
At most 6	0.089993	15.12992	29.79707	0.7716
At most 7	0.056806	6.359768	15.49471	0.6530
At most 8	0.009853	0.920842	3.841466	0.3373
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.525502	69.33132	58.43354	0.0031
At most 1	0.414602	49.79814	52.36261	0.0895
At most 2	0.269069	29.14958	46.23142	0.8259
At most 3	0.247579	26.45477	40.07757	0.6712
At most 4	0.160997	16.32531	33.87687	0.9449
At most 5	0.136738	13.67449	27.58434	0.8444
At most 6	0.089993	8.770149	21.13162	0.8505
At most 7	0.056806	5.438926	14.26460	0.6857
At most 8	0.009853	0.920842	3.841466	0.3373
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):				
ALIMENT	BIENS	ENSEIGNE	HABIL	IHPC
3.951237	0.438133	0.032652	0.694279	-8.627415
0.115823	0.250848	0.330578	0.867534	-0.408240
0.183415	-0.694637	0.215149	0.650398	-0.448135
0.274801	-0.428385	0.083257	-0.158786	-0.852971
3.130154	0.163718	0.310133	1.033946	-7.631452
-0.506705	-0.611456	-0.076749	0.136676	1.530742
1.503380	0.020462	0.073707	1.069727	-3.859583
-0.952323	-0.064232	0.061884	-0.015593	2.562248
-0.067626	-0.231159	-0.051317	-0.116886	0.112712

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):				
D(ALIMENT)	-0.669814	-0.143870	0.038881	0.397832
D(BIENS)	0.052625	-0.067193	0.133846	0.188270
D(ENSEIGNE)	0.702740	-0.405421	0.024779	-0.397710
D(HABIL)	0.054558	-0.220508	-0.122042	0.024778
D(IHPC)	-0.173923	-0.103417	0.046988	0.183562
D(LOGEMENT)	0.285392	0.137923	0.176679	-0.020801
D(LOISIRS)	-0.011409	-0.045649	0.042743	-0.002890
D(SANTE)	-0.346452	-0.871689	0.551678	-0.296739
D(TRANSPORT)	0.172455	-0.131609	-0.050926	0.315836

Source : ANSD

**Annexe 4 : Stationnarité des résidus de la relation de long terme**

**Tableau 4 : Test de stationnarité des résidus**

Null Hypothesis: RESIDLT has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.554558	0.0000
Test critical values:	1% level		-2.589795	
	5% level		-1.944286	
	10% level		-1.614487	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RESIDLT)				
Method: Least Squares				
Date: 01/15/08 Time: 16:50				
Sample (adjusted): 2000M02 2007M11				
Included observations: 94 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDLT(-1)	-0.339492	0.074539	-4.554558	0.0000
R-squared	0.182226	Mean dependent var		-7.27E-06
Adjusted R-squared	0.182226	S.D. dependent var		0.000543
S.E. of regression	0.000491	Akaike info criterion		-12.38885
Sum squared resid	2.24E-05	Schwarz criterion		-12.36179
Log likelihood	583.2759	Durbin-Watson stat		1.708253

Source : ANSD

**Annexe 5 : Prévion de l'IHPC**

**Tableau 5 : Série de l'IHPC de 1967 à 2007**

année	IPC	IPC_p	DUM	DUM 1	DUM 2
1967	100,0	100,0	0	0	0
1968	100,1	100,1	0	0	0
1969	104,1	104,7	0	0	0
1970	107,0	109,9	0	0	0
1971	111,2	115,6	0	0	0
1972	118,0	121,8	0	0	0
1973	131,3	128,6	0	0	0
<b>1974</b>	153,1	148,7	<b>0</b>	<b>1</b>	<b>0</b>
<b>1975</b>	201,5	197,0	<b>1</b>	<b>0</b>	<b>0</b>
1976	203,8	214,6	0	0	0
1977	226,8	231,3	0	0	0
1978	234,6	249,5	0	0	0
1979	257,3	269,6	0	0	0
1980	279,7	291,7	0	0	0
1981	296,3	315,8	0	0	0
<b>1982</b>	347,7	373,5	<b>0</b>	<b>1</b>	<b>0</b>
1983	388,2	408,5	0	0	0
1984	433,9	441,7	0	0	0
1985	490,6	475,7	0	0	0
<b>1986</b>	520,6	480,8	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>1</b>
<b>1987</b>	499,1	480,3	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>1</b>
<b>1988</b>	490,0	478,8	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>1</b>
<b>1989</b>	492,2	477,2	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>1</b>
<b>1990</b>	493,8	475,7	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>1</b>
<b>1991</b>	485,1	474,3	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>1</b>
<b>1992</b>	485,1	473,1	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>1</b>
<b>1993</b>	481,5	471,9	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>1</b>
<b>1994</b>	636,0	619,6	<b>1</b>	<b>0</b>	<b>0</b>
1995	687,4	679,6	0	0	0
1996	706,3	712,9	0	0	0
1997	718,7	735,4	0	0	0
1998	725,7	752,2	0	0	0
1999	731,7	765,0	0	0	0
2000	737,1	774,9	0	0	0
2001	759,0	782,4	0	0	0
2002	776,7	788,0	0	0	0
2003	776,4	792,1	0	0	0
2004	780,4	795,1	0	0	0
2005	793,7	797,3	0	0	0
2006	810,5	798,8	0	0	0
2007		<b>835,9</b>	0	<b>0,5</b>	0
2008		841,8	0	0	0
2009		836,6	0	0	0

Source : ANSD

**Annexe 6 : Présentation de quelques méthodes statistiques**

Il existe différentes méthodes de prévisions. Dans le cadre de cette étude, nous allons utiliser d'abord la méthode de *HOLT-WINTER avec saisonnalité (série IPC mensuelle)* ensuite une méthode *économétrique (série annuelle)*.

**Méthode de HOLT-WINTER**

**a) Présentation de la méthode**

Soit une série temporelle  $[X_t]_{t=1...N}$  comportant une composante saisonnière de période  $s$ . La méthode de HOLT-WINTERS, avec saisonnalité, fait appel à une formule de récurrence supplémentaire pour décrire l'évolution du facteur saisonnier que nous notons  $S_t$ . Deux cas sont à considérer selon que la saisonnalité est modélisée 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 :

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

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

$$Tt = \beta(\bar{X}_t - \bar{X}_{t-1}) + (1 - \beta)T_{t-1} \quad 0 < \beta < 1 \quad Tt : \text{Tendance}$$

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

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

**b) Application à l'indice des prix**

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

**Tableau 6 : Lissage de l'IPC par la méthode de HOLT-WINTERS**

janv-07	févr-07	mars-07	avr-07	mai-07	juin-07	juil -07	août -07	sept-07	oct-07	nov-07	déc-07
116,7	117,5	118,7	119,9	119,5	118,9	120,8	122,0	123,1	123,5	122,4	122,0

Source : Données IHPC de l'ANSD, calculs des auteurs

**Tableau 7 : Résultats de la méthode Holt-Winters**

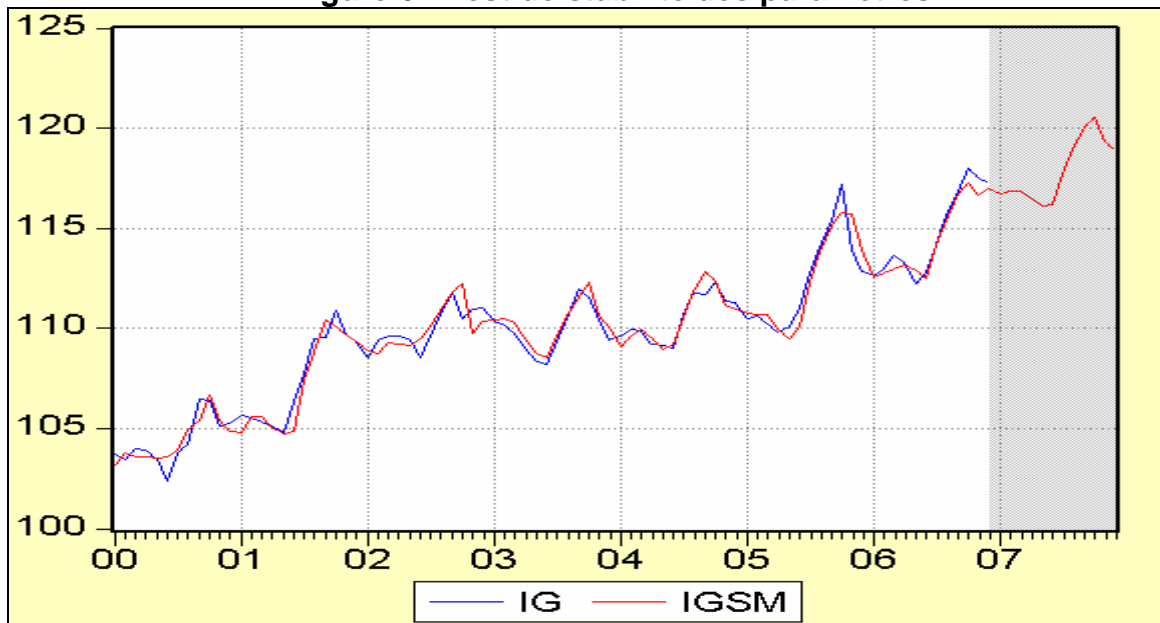
année	ind glob	ind glob prev	tx inf (%)	tx inf prev (%)
2000	104,4	104,36		
2001	107,5	107,23	3,0	2,7
2002	110,0	109,99	2,3	2,6
2003	109,9	110,22	0,0	0,2
2004	110,5	110,48	0,5	0,2
2005	112,4	112,37	1,7	1,7
2006	114,7	114,51	2,1	1,9
2007		120,46		5,2

Source : ANSD

SSR = 31,31    RMSE = 0,61

L'écart quadratique moyen (RMSE) indique que la qualité de l'ajustement peut être considérée comme bonne.

**Figure 6 : Test de stabilité des paramètres**



Source : ANSD

**Annexe 7 : Test de causalité de GRANGER**

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 01/29/08 Time: 13:03			
Sample: 2000M01 2007M12			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
BIENS does not Granger Cause ALIMENT	93	3.14526	0.04793
ALIMENT does not Granger Cause BIENS		0.41355	0.66257
BOISSONS does not Granger Cause ALIMENT	93	0.56433	0.57079
ALIMENT does not Granger Cause BOISSONS		6.13951	0.00319
COMMUN does not Granger Cause ALIMENT	93	0.65852	0.52015
ALIMENT does not Granger Cause COMMUN		0.14296	0.86699
ENSEIGNE does not Granger Cause ALIMENT	93	5.97322	0.00369
ALIMENT does not Granger Cause ENSEIGNE		13.7487	6.4E-06
HABIL does not Granger Cause ALIMENT	93	3.33857	0.04004
ALIMENT does not Granger Cause HABIL		0.47628	0.62268
IHPC does not Granger Cause ALIMENT	93	8.17229	0.00056
ALIMENT does not Granger Cause IHPC		8.37067	0.00047
LOGEMENT does not Granger Cause ALIMENT	93	6.32688	0.00271
ALIMENT does not Granger Cause LOGEMENT		1.08629	0.34195
LOISIRS does not Granger Cause ALIMENT	93	0.19800	0.82073
ALIMENT does not Granger Cause LOISIRS		1.11818	0.33147
MEUBLES does not Granger Cause ALIMENT	93	2.99621	0.05510
ALIMENT does not Granger Cause MEUBLES		3.25990	0.04308
RESTAU does not Granger Cause ALIMENT	93	9.64836	0.00016
ALIMENT does not Granger Cause RESTAU		1.70353	0.18799
SANTE does not Granger Cause ALIMENT	93	5.06786	0.00826
ALIMENT does not Granger Cause SANTE		0.53564	0.58719
TRANSPORT does not Granger Cause ALIMENT	93	6.28687	0.00280
ALIMENT does not Granger Cause TRANSPORT		3.71885	0.02816
BOISSONS does not Granger Cause BIENS	93	0.87845	0.41904
BIENS does not Granger Cause BOISSONS		0.72247	0.48841
COMMUN does not Granger Cause BIENS	93	0.52123	0.59561
BIENS does not Granger Cause COMMUN		0.39618	0.67408
ENSEIGNE does not Granger Cause BIENS	93	1.72455	0.18422
BIENS does not Granger Cause ENSEIGNE		2.37099	0.09933
HABIL does not Granger Cause BIENS	93	3.17766	0.04651
BIENS does not Granger Cause HABIL		0.93692	0.39570
IHPC does not Granger Cause BIENS	93	0.27264	0.76200
BIENS does not Granger Cause IHPC		2.25330	0.11108
LOGEMENT does not Granger Cause BIENS	93	0.43285	0.65003
BIENS does not Granger Cause LOGEMENT		1.11611	0.33214
LOISIRS does not Granger Cause BIENS	93	2.04497	0.13549
BIENS does not Granger Cause LOISIRS		0.51090	0.60172
MEUBLES does not Granger Cause BIENS	93	0.42312	0.65632
BIENS does not Granger Cause MEUBLES		2.35451	0.10090
RESTAU does not Granger Cause BIENS	93	0.24102	0.78635

*Les déterminants de l'inflation au Sénégal*

BIENS does not Granger Cause RESTAU		1.60157	0.20740
SANTE does not Granger Cause BIENS	93	1.11928	0.33112
BIENS does not Granger Cause SANTE		4.10947	0.01967
TRANSPORT does not Granger Cause BIENS	93	0.84508	0.43298
BIENS does not Granger Cause TRANSPORT		4.38784	0.01526
COMMUN does not Granger Cause BOISSONS	93	6.40539	0.00253
BOISSONS does not Granger Cause COMMUN		1.27689	0.28402
ENSEIGNE does not Granger Cause BOISSONS	93	0.11012	0.89585
BOISSONS does not Granger Cause ENSEIGNE		1.22763	0.29795
HABIL does not Granger Cause BOISSONS	93	2.19079	0.11789
BOISSONS does not Granger Cause HABIL		2.69856	0.07287
IHPC does not Granger Cause BOISSONS	93	4.04561	0.02085
BOISSONS does not Granger Cause IHPC		0.17600	0.83891
LOGEMENT does not Granger Cause BOISSONS	93	0.46082	0.63228
BOISSONS does not Granger Cause LOGEMENT		0.09623	0.90835
LOISIRS does not Granger Cause BOISSONS	93	1.10664	0.33523
BOISSONS does not Granger Cause LOISIRS		0.46326	0.63075
MEUBLES does not Granger Cause BOISSONS	93	0.02795	0.97245
BOISSONS does not Granger Cause MEUBLES		1.02462	0.36317
RESTAU does not Granger Cause BOISSONS	93	3.34901	0.03965
BOISSONS does not Granger Cause RESTAU		0.07556	0.92729
SANTE does not Granger Cause BOISSONS	93	0.20069	0.81854
BOISSONS does not Granger Cause SANTE		0.49629	0.61048
TRANSPORT does not Granger Cause BOISSONS	93	2.19580	0.11733
BOISSONS does not Granger Cause TRANSPORT		0.18016	0.83544
ENSEIGNE does not Granger Cause COMMUN	93	0.06383	0.93821
COMMUN does not Granger Cause ENSEIGNE		0.05275	0.94865
HABIL does not Granger Cause COMMUN	93	0.16825	0.84541
COMMUN does not Granger Cause HABIL		0.57013	0.56753
IHPC does not Granger Cause COMMUN	93	0.10111	0.90394
COMMUN does not Granger Cause IHPC		0.03135	0.96915
LOGEMENT does not Granger Cause COMMUN	93	0.13006	0.87821
COMMUN does not Granger Cause LOGEMENT		1.13831	0.32503
LOISIRS does not Granger Cause COMMUN	93	0.82972	0.43955
COMMUN does not Granger Cause LOISIRS		3.27113	0.04263
MEUBLES does not Granger Cause COMMUN	93	0.11818	0.88868
COMMUN does not Granger Cause MEUBLES		0.15992	0.85246
RESTAU does not Granger Cause COMMUN	93	0.27677	0.75889
COMMUN does not Granger Cause RESTAU		0.97891	0.37978
SANTE does not Granger Cause COMMUN	93	0.10343	0.90185
COMMUN does not Granger Cause SANTE		0.22178	0.80154
TRANSPORT does not Granger Cause COMMUN	93	0.45023	0.63894
COMMUN does not Granger Cause TRANSPORT		0.74639	0.47705
HABIL does not Granger Cause ENSEIGNE	93	0.84585	0.43265
ENSEIGNE does not Granger Cause HABIL		2.22058	0.11459
IHPC does not Granger Cause ENSEIGNE	93	12.8579	1.3E-05



ENSEIGNE does not Granger Cause IHPC		2.51868	0.08636
LOGEMENT does not Granger Cause ENSEIGNE	93	2.18351	0.11871
ENSEIGNE does not Granger Cause LOGEMENT		1.03728	0.35871
LOISIRS does not Granger Cause ENSEIGNE	93	0.13576	0.87323
ENSEIGNE does not Granger Cause LOISIRS		0.63640	0.53161
MEUBLES does not Granger Cause ENSEIGNE	93	0.13603	0.87300
ENSEIGNE does not Granger Cause MEUBLES		1.84305	0.16439
RESTAU does not Granger Cause ENSEIGNE	93	4.62174	0.01234
ENSEIGNE does not Granger Cause RESTAU		4.30600	0.01644
SANTE does not Granger Cause ENSEIGNE	93	3.27477	0.04248
ENSEIGNE does not Granger Cause SANTE		0.42552	0.65476
TRANSPORT does not Granger Cause ENSEIGNE	93	2.35484	0.10086
ENSEIGNE does not Granger Cause TRANSPORT		1.04468	0.35613
IHPC does not Granger Cause HABIL	93	0.57466	0.56499
HABIL does not Granger Cause IHPC		1.43859	0.24279
LOGEMENT does not Granger Cause HABIL	93	0.48719	0.61600
HABIL does not Granger Cause LOGEMENT		1.57710	0.21236
LOISIRS does not Granger Cause HABIL	93	1.10892	0.33448
HABIL does not Granger Cause LOISIRS		0.04578	0.95527
MEUBLES does not Granger Cause HABIL	93	0.44875	0.63988
HABIL does not Granger Cause MEUBLES		1.05819	0.35146
RESTAU does not Granger Cause HABIL	93	1.71054	0.18672
HABIL does not Granger Cause RESTAU		1.06803	0.34810
SANTE does not Granger Cause HABIL	93	2.68535	0.07379
HABIL does not Granger Cause SANTE		2.54858	0.08395
TRANSPORT does not Granger Cause HABIL	93	0.81598	0.44552
HABIL does not Granger Cause TRANSPORT		2.16350	0.12100
LOGEMENT does not Granger Cause IHPC	93	4.99440	0.00882
IHPC does not Granger Cause LOGEMENT		1.65542	0.19690
LOISIRS does not Granger Cause IHPC	93	0.44383	0.64300
IHPC does not Granger Cause LOISIRS		0.87115	0.42205
MEUBLES does not Granger Cause IHPC	93	1.32680	0.27058
IHPC does not Granger Cause MEUBLES		3.97345	0.02228
RESTAU does not Granger Cause IHPC	93	4.56659	0.01297
IHPC does not Granger Cause RESTAU		3.63039	0.03055
SANTE does not Granger Cause IHPC	93	3.33248	0.04026
IHPC does not Granger Cause SANTE		0.70144	0.49862
TRANSPORT does not Granger Cause IHPC	93	5.92400	0.00386
IHPC does not Granger Cause TRANSPORT		3.38100	0.03849
LOISIRS does not Granger Cause LOGEMENT	93	0.84610	0.43255
LOGEMENT does not Granger Cause LOISIRS		0.33834	0.71388
MEUBLES does not Granger Cause LOGEMENT	93	3.44697	0.03620
LOGEMENT does not Granger Cause MEUBLES		5.21170	0.00726
RESTAU does not Granger Cause LOGEMENT	93	3.85403	0.02486
LOGEMENT does not Granger Cause RESTAU		3.74169	0.02757
SANTE does not Granger Cause LOGEMENT	93	6.63634	0.00207
LOGEMENT does not Granger Cause SANTE		0.11542	0.89113

TRANSPORT does not Granger Cause LOGEMENT	93	3.88768	0.02410
LOGEMENT does not Granger Cause TRANSPORT		0.98524	0.37743
MEUBLES does not Granger Cause LOISIRS	93	0.67612	0.51121
LOISIRS does not Granger Cause MEUBLES		0.42634	0.65424
RESTAU does not Granger Cause LOISIRS	93	1.09752	0.33822
LOISIRS does not Granger Cause RESTAU		2.91843	0.05927
SANTE does not Granger Cause LOISIRS	93	1.45048	0.24001
LOISIRS does not Granger Cause SANTE		0.88333	0.41704
TRANSPORT does not Granger Cause LOISIRS	93	0.14608	0.86430
LOISIRS does not Granger Cause TRANSPORT		0.10615	0.89940
RESTAU does not Granger Cause MEUBLES	93	3.81643	0.02574
MEUBLES does not Granger Cause RESTAU		0.16862	0.84510
SANTE does not Granger Cause MEUBLES	93	3.73616	0.02771
MEUBLES does not Granger Cause SANTE		0.35246	0.70395
TRANSPORT does not Granger Cause MEUBLES	93	3.55551	0.03274
MEUBLES does not Granger Cause TRANSPORT		0.28873	0.74992
SANTE does not Granger Cause RESTAU	93	3.04717	0.05253
RESTAU does not Granger Cause SANTE		0.19485	0.82331
TRANSPORT does not Granger Cause RESTAU	93	2.89765	0.06043
RESTAU does not Granger Cause TRANSPORT		0.78368	0.45988
TRANSPORT does not Granger Cause SANTE	93	7.56980	0.00093
SANTE does not Granger Cause TRANSPORT		1.31908	0.27262

**Annexe 8 : Tests de validité du modèle**

**Figure 7 : Test de BREUSCH-GODFREY**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	2.405316	Probability	0.140324
Obs*R-squared	5.521759	Probability	0.063236

Source : ANSD

**Figure 8 : Test de RAMSEY**

Ramsey RESET Test:			
F-statistic	0.942747	Probability	0.421613
Log likelihood ratio	2.936472	Probability	0.230331

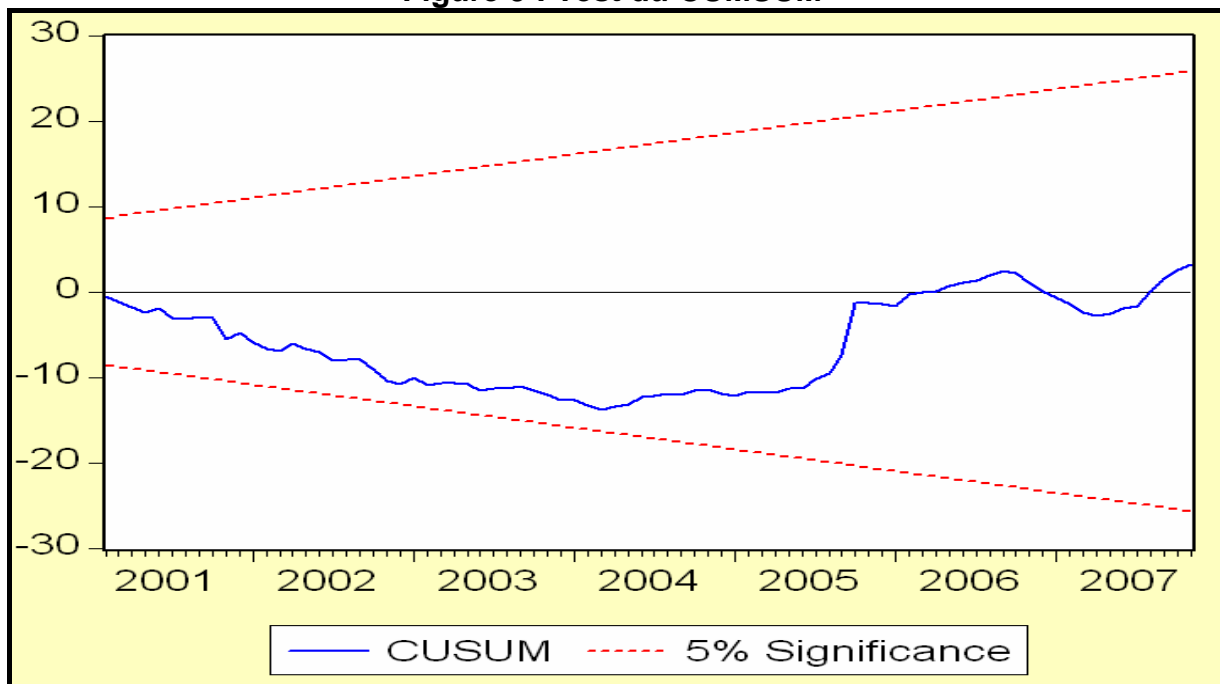
Source : ANSD

**Annexe 9 : Matrice de corrélation**

```

+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
MATRICE DES CORRELATIONS
|  IHPC  Prod  Bois  ARTI  Loge  Meub  Sant  Tran  Comm  Lois  Ense  Rest  Bien
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
IHPC |  1.00
Prod |  0.98  1.00
Bois |  0.72  0.77  1.00
ARTI | -0.83 -0.83 -0.78  1.00
Loge |  0.95  0.88  0.62 -0.80  1.00
Meub |  0.75  0.71  0.58 -0.41  0.79  1.00
Sant |  0.90  0.85  0.67 -0.92  0.90  0.53  1.00
Tran |  0.88  0.83  0.50 -0.84  0.86  0.47  0.92  1.00
Comm | -0.51 -0.55 -0.77  0.51 -0.40 -0.46 -0.40 -0.32  1.00
Lois | -0.43 -0.50 -0.78  0.58 -0.33 -0.30 -0.37 -0.21  0.68  1.00
Ense |  0.94  0.92  0.80 -0.92  0.90  0.65  0.90  0.82 -0.55 -0.56  1.00
Rest |  0.94  0.93  0.84 -0.87  0.92  0.77  0.86  0.76 -0.64 -0.60  0.95  1.00
Bien | -0.78 -0.76 -0.67  0.89 -0.77 -0.41 -0.89 -0.84  0.41  0.40 -0.80 -0.75  1.00
+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
    
```

**Figure 9 : Test du CUSUM**



Source : ANSD