

AIX MARSEILLE UNIVERSITE

ECOLE DOCTORALE SEG-372

Groupement de Recherches en Economie Quantitative

d'Aix-Marseille (GREQAM)

THESE

Pour obtenir le grade de

DOCTEUR ES SCIENCE ECONOMIQUE

Présenté par

Cheikh Ahmed Tidiane SALL

**Dynamique et persistance de l'inflation dans l'UEMOA :
le rôle des facteurs globaux, régionaux et nationaux**

Directeur de recherche

Eric Girardin, Professeur à Aix Marseille Université

Co-directeur

Mohamed Boutahar, MdC. à Aix Marseille Université

Jury

Gilles Dufrenot, Professeur à Aix Marseille Université

Président

Mouhamed Safouane Ben Aïssa, Professeur à l'Université
Tunis El Maner

Rapporteur

Patrick Villieu, Professeur à l'Université d'Orléans

Rapporteur

Eric Girardin, Professeur à Aix Marseille Université

Membre

Table des matières	
REMERCIEMENTS	4
RESUME.....	6
INTRODUCTION GENERALE.....	8
CHAPITRE I. PERSISTANCE DE L'INFLATION DANS LES PAYS DE L'UEMOA	18
1. Définition et mesure de la persistance de l'inflation	19
2. Quelques résultats issus des études théoriques et empiriques	33
3. l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine	38
3.1. Genèse et cadre institutionnel.....	38
3.2. Quelques caractéristiques macroéconomiques des pays de l'UEMOA.....	39
3.3. Spécificités et rôle des produits vivriers dans la dynamique de l'inflation des pays de l'UEMOA.....	42
4. Evaluation du degré de persistance de l'inflation dans les pays de l'UEMOA.....	44
4.1. Approche méthodologique.....	45
4.2. Analyse empirique.....	48
5. Evaluation du degré de persistance en fonction de la saisonnalité.....	65
5.1. Approche méthodologique.....	65
5.2. Analyse empirique.....	66
6. Conclusion	69
CHAPITRE II. LES DETERMINANTS DE LA PERSISTANCE DE L'INFLATION DANS LES PAYS AFRICAINS EN DEVELOPPEMENT- LE ROLE DES PRODUITS VIVRIERS LOCAUX. 72	
1. Le Modèle.....	74
2. calibrage et simulation du modèle dans les pays de l'UEMOA.....	83
2.1. Calibrage	83
2.2. Simulation du modèle	86
3. Analyse empirique : persistance de l'inflation et poids de l'agriculture dans l'économie.....	88
4. Adaptation de la courbe HNKPC aux spécificités des pays de l'UEMOA.....	92
4.1. Présentation du cadre théorique de référence.....	94
4.2. Présentation du modèle retenu pour les pays de l'UEMOA.....	98
4.3. Estimation du modèle et analyse des résultats.....	100
5. Conclusion	106
CHAPITRE III. EVALUATION ET ANALYSE DES ECARTS D'INFLATION DANS LES PAYS DE L'UEMOA	108
1. Facteur à l'origine des écarts d'inflation	110
2. Evaluation des écarts d'inflation dans l'UEMOA.....	114

2.1. Evaluation des écarts d'inflation au plan régional.....	114
2.2. Evaluation des écarts d'inflation par pays.....	120
3. Degré de persistance des écarts d'inflation	124
3.1. Approche méthodologique.....	124
3.2. Degré de persistance des écarts d'inflation régionaux.....	125
3.3. Degré de persistance des écarts d'inflation par pays.....	128
3.4. Bêta convergence dans les pays de l'UEMOA.....	130
3.5. Différentiel d'inflation entre l'UEMOA et la zone Euro.....	131
4. Contribution des différents facteurs à l'explication des écarts d'inflation dans l'UEMOA.....	132
4.1. Spécification du modèle économétrique.....	132
4.2. Estimation du modèle explicatif	134
4.3. Asymétries dans les effets des facteurs.....	136
4.4. Décomposition de l'output gap.....	138
5. Conclusion.....	139
CHAPITRE IV. ANALYSE DU ROLE DES FACTEURS GLOBAUX, REGIONAUX ET	
NATIONAUX DANS LA DYNAMIQUE DES PRIX DES PAYS DE L'UEMOA.....	
1. Présentation des modèles à facteurs	143
2. Présentation des modèles spatiaux.....	147
3. Rôles des facteurs globaux régionaux et nationaux.....	155
3.1. Spécification du modèle économétrique	155
3.2. Analyse empirique	157
4. Evaluation et prise en compte des relations spatiales	166
5. Conclusion	178
CONCLUSION GENERALE.....	179
REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES.....	222

REMERCIEMENTS

La réalisation de cette thèse est redevable du soutien et de l'amitié témoignés par plusieurs personnes et sans lesquelles ce travail n'aurait pu se réaliser. J'ai été honoré de réaliser ce travail doctoral avec ces personnes, qui par leur générosité, leur disponibilité et leurs précieux conseils, ont significativement contribué à l'amélioration et la réalisation de cette thèse. A l'heure où ce travail se termine, je suis heureux de pouvoir leur exprimer toute ma gratitude.

Je tiens à remercier en tout premier lieu, mon directeur de thèse, Eric Girardin, qui m'a tout au début manifesté sa confiance en acceptant de diriger cette recherche et a toujours été prompt à répondre à mes innombrables sollicitations, malgré ses multiples occupations. Je le remercie pour sa grande disponibilité et son soutien, que j'ai sentis à toutes les étapes de cette thèse. Je suis très heureux de pouvoir lui exprimer dans ces quelques lignes, toute ma reconnaissance et ma gratitude. Je voudrais également témoigner toute ma gratitude et exprimer mes sincères remerciements à Mohamed Boutahar, qui a bien voulu accepter de co-diriger ma thèse. Ces conseils avisés m'ont été extrêmement bénéfiques et permis d'améliorer le travail.

Je souhaiterais aussi exprimer toute ma gratitude à Patrick Sevestre, professeur à l'Université Paris 1, Panthéon Sorbonne, qui a contribué à l'amélioration de ce travail, à travers ses remarques et ses suggestions très pertinentes.

Je remercie les membres du Jury pour avoir accepté d'évaluer ce travail et de participer à ce jury de thèse. Qu'il me soit permis d'exprimer ma gratitude à Patrick Villieu et Mouhamed Safouane Ben Aïssa, qui ont bien voulu s'intéresser à mes travaux et accepter d'en être rapporteurs.

Mes remerciements s'adressent également à tous mes collègues du GREQAM qui m'ont beaucoup soutenu et leur appui technique, notamment dans la programmation de mes codes Matlab, m'a été très précieux. Mes collègues de la BCEAO m'ont également apporté un soutien important, notamment le Directeur National de la BCEAO pour la Guinée-Bissau et le Directeur de l'Agence qui m'ont beaucoup encouragé et soutenu.

Enfin, je remercie tous ceux qui de près ou de loin ont contribué à la réalisation de ce travail, en l'occurrence ma famille et plus particulièrement mon épouse et mes enfants

pour avoir supporté ma constante indisponibilité et les voyages qui m'ont constamment éloignés d'eux.

RESUME

Nous avons analysé la dynamique et la persistance de l'inflation dans les pays membres de l'espace UEMOA, en utilisant les modèles à changement de régime, les modèles à facteurs dynamiques et les techniques de l'économétrie spatiale en panel. Dans ces pays, le degré de persistance de l'inflation est relativement faible. Sur la période 1995-2011, l'inflation a suivi deux régimes, et l'un d'eux a été systématiquement caractérisé par une anti-persistance de l'inflation. De même, dans les pays où l'amplitude de la saisonnalité est plus forte, le degré de persistance de l'inflation varie en fonction du profil saisonnier des prix. En vue d'approfondir l'analyse sur les déterminants de la persistance et de l'anti-persistance, un modèle à deux secteurs a été développé, à travers la combinaison du modèle du ménage agricole avec la version stochastique du modèle de Barro-Gordon. Les résultats ont révélé que le degré de persistance de l'inflation dans ces pays, ne dépendait pas uniquement de la politique monétaire et de change, mais aussi, négativement du poids du secteur vivrier local dans l'économie. Nous avons également proposé une adaptation de la forme hybride de la Courbe de Phillips aux spécificités des pays de l'UEMOA, approche qui a permis de mieux prendre en compte l'ouverture de ces économies et de distinguer les effets de l'output gap du secteur moderne de ceux liés aux variations de l'offre de produits vivriers. Les résultats confirment le rôle central de la production vivrière et de la conjoncture internationale dans l'atteinte de l'objectif de stabilité des prix dans l'espace UEMOA. L'analyse des différentiels d'inflation révèle que, d'une part, les écarts d'inflation se sont réduits à l'intérieur de l'Union et que, d'autre part, ils restent fortement persistants avec la zone Euro. L'utilisation des modèles à facteur a permis de mieux cerner le rôle des facteurs globaux, régionaux et nationaux dans la dynamique de l'inflation des pays de l'UEMOA. Sur la période 1995-2011, 47% de la variance de l'inflation de ces pays est expliquée par les facteurs globaux et 27% par les facteurs régionaux. Sur la période plus récente (2004-2011), le poids des facteurs globaux s'est légèrement accru alors que le rôle des facteurs idiosyncratiques s'est réduit, ce qui explique quelque peu la baisse des écarts d'inflation observée sur cette période. Par ailleurs, la prise en compte des relations spatiales a révélé qu'un choc qui affecte un pays de l'UEMOA se répercute sur l'inflation des autres pays de la sous région, avec cependant, une intensité qui dépend du poids relatif des exportations de ce pays vers ces

autres pays de l'Union. Globalement, la faible persistance de l'inflation dans les pays de l'UEMOA constitue un atout important et pourrait contribuer à la stabilité des prix. Toutefois, le rôle prépondérant de la production vivrière et du secteur extérieur a tendance à réduire l'efficacité de la politique monétaire qui ne peut impacter la dynamique de l'inflation qu'à travers ses effets sur l'output gap du secteur moderne. Dans ce cadre, il est important d'intensifier les actions visant la dynamisation de la production vivrière et de lever les contraintes de financement dans ce secteur clé des économies de la sous région. De même, un renforcement des liens commerciaux entre les pays de la sous région pourrait accroître le rôle des facteurs régionaux et l'attrait de la politique monétaire commune, tout en réduisant la vulnérabilité de ces pays face aux chocs externes. La définition des outils de politique monétaire au sein de l'UEMOA devrait davantage intégrer le degré de persistance de l'inflation. A cet effet, la BCEAO pourrait approfondir les réflexions sur l'opportunité de privilégier les cibles définies en fonction du niveau des prix, qui peuvent constituer un outil de stabilisation plus efficace dans un contexte où la persistance structurelle de l'inflation est faible.

INTRODUCTION GENERALE

La mesure et l'analyse de la persistance de l'inflation sont fondamentales pour les Banques Centrales, particulièrement celles des pays en développement, qui doivent, en même temps, garantir un financement adéquat de l'économie et adopter une riposte monétaire appropriée face, notamment, à l'inflation provoquée par la hausse des cours des matières premières. Plusieurs définitions et méthodes d'évaluation de la persistance de l'inflation ont été proposées dans la littérature (Nelson et Plosser, 1982; Fuhrer et Moore, 1995; Andrew et Chen, 1994; Batini, 2002 ; Willis, 2003; Levin et Piger, 2004 ; Marques 2004). De façon intuitive, la persistance de l'inflation fait référence à la vitesse à laquelle, suite à un choc, l'inflation retourne à sa valeur d'équilibre de long terme. La définition retenue par l'Eurosystem Inflation Persistence Network (IPN)¹ fait également référence à la tendance de l'inflation à converger lentement, à la suite d'un choc, vers sa valeur de long terme, déterminée par l'objectif d'inflation implicite ou explicite, poursuivi par les Autorités Monétaires.

Une forte persistance, se traduisant par une convergence lente de l'inflation vers sa valeur de long terme, exige une intervention plus vigoureuse des autorités monétaires lorsque le taux d'inflation dévie de la valeur souhaitée, ce qui engendre des coûts plus importants en termes de croissance. Ainsi, la conduite et la communication de la politique monétaire sont plus difficiles. En revanche, un retour rapide de l'inflation vers sa valeur fondamentale, traduisant une faible persistance, ne nécessiterait pas une intervention très vigoureuse des Autorités monétaires. Dès lors, une meilleure évaluation du degré de persistance de l'inflation et de ses déterminants est essentielle pour mieux apprécier l'opportunité et l'ampleur de l'intervention des autorités monétaires suite à un choc, particulièrement dans le contexte actuel où la stabilité des prix est généralement l'un des objectifs principaux des banques centrales. A cet égard, sur la base du Traité instituant la Communauté Européenne, l'Eurosystème (qui regroupe la Banque Centrale Européenne et les Banques Centrales des pays membres) a pour mission principale le maintien de la stabilité des prix. Aux Etats-Unis, la maîtrise de l'inflation est l'une des missions principales de la Réserve Fédérale. Au niveau de la zone UEMOA² en particulier, la réforme institutionnelle entrée en vigueur le 1^{er} avril 2010, confère plus d'indépendance à

¹ Le réseau « Eurosystem Inflation Persistence Network (IPN) », qui regroupe les chercheurs des Banques Centrales de l'Eurosystème et de la Banque Centrale Européenne a été mis en place de 2003 à 2005. Il était chargé d'examiner les mécanismes de formation des prix et d'analyser l'ampleur et les causes de la persistance de l'inflation dans la zone Euro.

la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) et consacre la stabilité des prix comme étant le principal objectif poursuivi. De même, dans la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC), la Banque des Etats de l'Afrique Centrale a pour mission principale d'assurer la stabilité monétaire.

Toutefois, sur la période récente, la forte volatilité des cours des produits pétroliers et alimentaires sur le marché international a rendu plus difficile l'atteinte des objectifs d'inflation que se sont fixés les Banques Centrales. Dans l'UEMOA où l'inflation est généralement maîtrisée, le taux l'inflation s'est fortement accéléré pour atteindre 7,4% en 2008 contre 2,7% en 2007, sous l'impulsion de la flambée des prix des céréales locales, des produits alimentaires importés ainsi que des produits pétroliers. L'inflation sous-jacente, s'est aussi inscrite en hausse, se situant en moyenne annuelle à 5,1 % en 2008 contre 1,9% en 2007. Le resserrement de la politique monétaire avec le relèvement par la BCEAO, le 16 août 2008, d'un demi point de pourcentage de son principal taux d'intervention n'a pas permis de maintenir le taux d'inflation à un niveau inférieur au plafond de 3% souhaité. Par la suite, la progression du niveau général des prix à la consommation dans l'UEMOA est passée, en moyenne, de 7,4% en 2008 à 0,4% en 2009 et à 1,4% en 2010. En 2011, l'inflation s'est encore située au dessus de l'objectif de 3,0% pour atteindre à 3,9%, du fait de la baisse de la production céréalière et des tensions sur les cours mondiaux des denrées alimentaires et du pétrole brut. En 2012, dans un contexte marqué par une hausse de 5,4% de l'indice des cours du pétrole et de 1,6% de l'indice des prix des produits alimentaires, l'inflation est revenue à 2,4% en 2012 en liaison avec les actions entreprises par les Etats, notamment les opérations de ventes de céréales locales à prix modéré et l'amélioration de la production de contre-saison par la mise à disposition d'engrais et d'intrants dans les périmètres irrigués. Au plan monétaire et financier, malgré la hausse des prix des produits pétroliers et alimentaires au plan international, la BCEAO a mené durant l'année 2012, une politique monétaire accommodante, afin de soutenir le regain d'activité dans l'Union, avec une hausse de

² L'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine est composée de huit pays (Bénin, Burkina, Côte d'Ivoire, Guinée-Bissau, Mali, Niger, Sénégal, Togo) qui partagent le FCFA (Franc de la Communauté Financière Africaine) arrimé au Franc Français et par la suite à l'Euro à un taux fixe. La politique monétaire est menée au plan régional par la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO). L'UEMOA et la CEMAC font aussi partie de la zone Franc qui est constituée de zones géopolitiques où sont utilisées des monnaies qui étaient autrefois liées au franc et sont aujourd'hui liées à l'euro par un système de parité fixe garanti par des bons du Trésor français.

18,3% des interventions globales de l'Institut d'émission en faveur des banques et des établissements financiers. Dans la zone CEMAC, à l'instar des pays de la zone UEMOA, l'inflation s'est fortement accélérée en 2008 pour atteindre 5,9% avant de connaître un léger recul en 2009, où elle s'est fixée en moyenne à 4,3%. Par la suite, le taux d'inflation moyen s'est situé à 1,6% en 2010 avant d'atteindre 2,7% en 2011 et 3,7% en 2012, en rapport avec la fermeté de la demande intérieure et les contraintes d'offres, notamment en denrées alimentaires. Il est important de préciser que dans ces pays, l'inflation est déterminée à partir de l'indice des prix à la consommation qui repose sur des enquêtes « budget consommation », réalisées dans les capitales. Par conséquent l'autoconsommation, qui est une part importante de la production vivrière locale, n'est pas prise en compte³.

Dans le contexte particulier des pays en développement, dans quelle mesure et selon quelle ampleur, les autorités monétaires devraient-elles agir pour contenir les pressions inflationnistes, suite à des chocs externes ou internes ? Au regard des défis à relever, à travers une politique budgétaire et monétaire coordonnée, de l'ampleur et la fréquence des chocs observés sur la période récente, la réponse à cette question est cruciale et ramène les questions relatives à la persistance de l'inflation au centre des préoccupations des analystes et des banques centrales.

L'objectif principal de cette thèse est d'approfondir les réflexions sur le degré de persistance de l'inflation dans les pays en développement, particulièrement ceux des pays de la Zone UEMOA, en mettant en exergue les spécificités de ces économies, en vue de

³les principales études portant sur l'analyse de la dynamique de l'inflation (Koné et Samba, 1997 ; Doe et Diarisso, 1997 ; Nubukpo 2007 ; Dialo 2003 ; TOE et Houkpathin, 2007), n'ont pas relevé de façon explicite l'autoconsommation comme déterminant de l'inflation. Toutefois, si la part de l'autoconsommation n'est pas stable, variant notamment en fonction des bonnes ou mauvaises récoltes, elle peut impacter l'inflation, voire sa persistance, en impactant la part de la production commercialisable.

formuler des recommandations susceptibles de contribuer à l'efficacité de la politique monétaire menée dans ces pays.

Une vaste littérature a certes été consacrée aux questions relatives à la persistance de l'inflation (Dossche et Evereat, 2005 ; Lünemann et Mathä 2005 ; Gadzinski et Orlandi, 2004 ; Robalo Marques, 2004 ; Levin et Piger, 2004 ; Aucremanne et Colin, 2005, Betani, 2002, Fuhrer, J.C., 2010 ; Peter Tillmann, 2011 ; H. le bihan et J. Matheron, 2012). Les analyses théoriques et empiriques ont permis de mesurer le degré de persistance de l'inflation, d'identifier certains facteurs explicatifs et d'analyser ses principales sources. Toutefois, ces études ont concerné en majorité les économies développées, notamment celles de la Zone Euro, du Canada et des Etats-Unis. Très peu d'études ont été consacrées aux économies en développement, particulièrement celles d'Afrique subsaharienne. On peut tout de même citer Bleaney et Francisco (2005) qui ont évalué l'effet du régime de change sur la persistance de l'inflation dans les pays en développement, Barnichon, R. and S. J. Peiris (2007), qui ont étudié les sources de la persistance en Afrique Subsaharienne et E. Mourelley et J.C. Cuestasz (2009) qui ont analysé la persistance de l'inflation et les asymétries dans les économies africaines. Toutefois, ces auteurs ont très souvent adopté une démarche purement empirique. Aussi, les modèles théoriques adoptés pour analyser la persistance de l'inflation sont plus adaptés aux économies avancées, ne prenant pas suffisamment en compte les spécificités des pays en développement. A cet égard, Alogoskoufis et Smith (1991), Alogoskoufis (1992), et Obstfeld (1995) ont utilisé des variantes d'un même cadre théorique qui supposent des contrats emboîtés, avec pour chaque contrat, une probabilité fixe d'être renégocié à chaque période, à l'instar de Taylor (1980). Bleaney (2001) a adopté un cadre théorique développé à partir de la version stochastique du modèle de Barro-Gordon (1983), pour évaluer l'effet des régimes de change sur la persistance de l'inflation. La forme hybride de la courbe de Phillips néo-keynésienne (HNKPC)⁴ est généralement le

⁴ Au milieu des années 1990, en particulier, il est apparu une nouvelle génération de courbe de Phillips, dénommée « la Courbe de Phillips des Nouveaux Kéneysiens (NKPC) ». Sa forme initiale fait dépendre l'inflation observée de l'inflation anticipée et d'une variable réelle. La NKPC, sous cette formulation purement prospective, a fait l'objet de controverses, qui ont porté sur le choix de la variable explicative la plus pertinente mais surtout sur le rôle et le degré de rationalité des anticipations (Fuher, 1997 ; Gali et Gertler, 1999). En effet, avec les hypothèses d'anticipation rationnelle, l'inflation est représentée comme un phénomène totalement tourné vers le futur et les modèles n'arrivaient pas à reproduire correctement la persistance de l'inflation. Pour autoriser plus de persistance, un grand nombre de travaux empiriques, notamment ceux de Gali et Gertler (1999), ont adopté la Courbe de Phillips Hybride (HNKPC), issue de la

cadre de référence pour analyser les sources de la persistance. Cette formulation permet d'identifier la persistance intrinsèque, celle issue de la formation des anticipations et la persistance extrinsèque.

Plusieurs facteurs amènent à s'interroger sur l'adéquation de ces modèles aux réalités des pays en développement. En effet, dans la plupart des pays en développement, particulièrement ceux de l'Afrique subsaharienne, le secteur primaire occupe une place prépondérante et la dynamique des prix des produits vivriers locaux détermine en grande partie l'inflation⁵. Toutefois, les circuits de commercialisation des produits alimentaires locaux, souvent informels du fait de l'absence de marchés à terme, ne font pas appel à des contrats tels que supposés dans le modèle théorique adopté par Alogoskoufis et Smith (1991), Alogoskoufis (1992), et Obstfeld (1995). De même, l'influence de l'action monétaire sur l'évolution des prix de ces produits est limitée, du fait de la très faible contribution du capital dans le processus de production⁶. La dynamique des prix dans le secteur vivrier dépendent principalement de l'offre, dont l'évolution est déterminée par des facteurs tels que la pluviométrie, la disponibilité de la main-d'œuvre, des terres arables viables et du niveau des stocks. Par conséquent, le cadre théorique dérivé de la version stochastique du modèle de Barro-Gordon s'applique difficilement à ce secteur. S'agissant de la forme hybride de la courbe de Philips néo-keynésienne, notamment l'approche proposée par Gali et Gertler (1999), la composante conjoncturelle de l'inflation, qui dépend de l'output gap, est censée refléter le degré de sacrifice auquel est confrontée l'Autorité monétaire dans la lutte contre l'inflation. Ainsi, l'output gap est positivement corrélé au taux d'inflation⁷. Cette hypothèse pourrait également s'avérer

modélisation des nouvelles Courbes de Phillips ainsi que des éléments tournées vers le passé dont la présence permet de reproduire la persistance empirique de l'inflation.

⁵ Odedokun (1995), dans une analyse concernant 35 pays africains a montré que la croissance de la production vivrière par tête exerce un effet baissier sur l'inflation. Les études menées dans les pays de l'UEMOA ont également révélé que l'inflation apparaît très sensible aux évolutions de l'offre locale de produits vivriers (voir notamment Diallo M.L.A, 2003)

⁶ A titre illustratif, dans l'UEMOA, face à une inflation due à la baisse de la production vivrière, les mesures envisagées ont généralement visé à favoriser l'augmentation du niveau de la production, notamment par un soutien des Etats aux intrants agricoles. Ce fut le cas en 2008 où les Etats, pour atténuer le renchérissement des céréales produites localement (maïs, mil, sorgho), ont été encouragés à prendre des mesures visant principalement une amélioration de l'approvisionnement des marchés, notamment par l'utilisation des stocks nationaux de sécurité alimentaire

⁷ Plus le ratio mesurant l'effet de l'output gap sur l'inflation est faible, moins l'inflation serait sensible aux variations de l'activité et plus la politique monétaire devrait être restrictive (donc coûteuse en termes de croissance) si l'inflation s'écarte de son objectif.

quelque peu irréaliste si le poids du secteur primaire dans l'économie est important car une hausse de la production vivrière au-dessus de sa valeur habituelle pourrait en même temps accroître l'output gap et réduire les tensions inflationnistes, contrairement aux prédictions du modèle théorique de base.

Etant donnée l'influence limitée de l'action monétaire sur l'évolution des prix des produits vivriers locaux et les caractéristiques des principaux déterminants de la production dans ce secteur, notamment la forte volatilité des conditions climatiques, l'évolution des prix de ces produits présente souvent une faible persistance, voire même une anti-persistance. L'anti-persistance dans ce secteur signifie que, suite à un choc, il y a une convergence de l'inflation vers sa valeur fondamentale dont la vitesse dépend de l'ampleur de l'anti-persistance. L'anti-persistance impliquerait aussi un ajustement marqué par davantage de fluctuations. Cette anti-persistance contribuerait à ramener l'inflation à son niveau d'équilibre suite à un choc et agirait comme une force de rappel dont l'impact dépendrait du poids de ce secteur dans l'économie.

L'importance de la production vivrière locale dans la dynamique de l'inflation des pays en développement renforce l'intérêt d'approfondir les réflexions sur ces différents points, en définissant un cadre théorique plus approprié, en vue de mieux analyser le degré de persistance de l'inflation dans ces pays et d'expliquer, notamment, les phénomènes d'anti persistance qui pourraient caractériser la dynamique de l'inflation dans certaines de ces économies.

Au delà du niveau d'adéquation de ces modèles théoriques aux réalités des pays en développement, un autre aspect, et non des moindres, est très souvent ignoré dans l'analyse de la persistance de l'inflation dans les pays en développement. Il s'agit de la composante saisonnière. Les études menées dans la zone UEMOA ont révélé que cette composante saisonnière était induite notamment par la production vivrière locale et présentait des différences en fonction des pays⁸. Cependant, les quelques travaux existants sur la persistance de l'inflation dans ces économies n'ont pas pris en compte l'effet de cette composante. Dans ce cadre, il pourrait s'avérer utile de savoir si le degré de persistance de l'inflation est le même quelle que soit la saison et quelles pourraient être ses implications en termes de politique monétaire à court terme.

⁸ Voir notamment Diallo M.L.A, 2003 ; M. Toé, 2010.

Par ailleurs, dans les Unions Monétaires, comme c'est le cas dans l'espace UEMOA, des réactions différentes peuvent être observées suite aux interventions de la Banque Centrale, ce qui rend plus complexe l'analyse de la dynamique et de la persistance de l'inflation. Dans ce contexte particulier, l'analyse des écarts d'inflation, du rôle de la composante de l'inflation commune à tous les pays (facteurs globaux) et de l'effet des facteurs spécifiques à chaque pays (facteurs nationaux) est cruciale. D'ailleurs, plusieurs travaux portant sur ces questions ont été menés (Altissimo, Benigno, Palenzuela, 2005 ; Hendry et Hubrich, 2006 ; Günter W. Beck & Kirstin Hubrich & Massimiliano Marcellino, 2006). Cette problématique présente des enjeux réels dans le cadre de la viabilité des zones monétaires. Pour ce qui est des pays de l'UEMOA, il est important de savoir dans quelle mesure le processus de convergence ainsi que les réformes engagées ont contribué à renforcer ou limiter le rôle des facteurs globaux. De même, il est tout aussi utile d'évaluer, d'analyser et de prendre en compte, l'autocorrélation ou les relations spatiales entre les séries d'inflation des différents pays, du fait de leur proximité géographique ou de l'intensité des liens commerciaux. Ainsi, on pourrait savoir dans quelle mesure, les chocs qui affectent l'inflation dans un pays de la zone se répercutent sur celle des autres pays. Une meilleure prise en compte de ces liens pourrait également apporter des éclairages utiles dans l'analyse de la persistance de l'inflation dans ces pays. Cette thèse s'efforcera d'apporter des éléments de réponse à ces différentes questions avec pour objectif de contribuer à une meilleure évaluation des facteurs déterminant la dynamique et la persistance de l'inflation dans les pays membres de l'UEMOA.

Nous chercherons dans ce sens à :

- définir un cadre théorique plus approprié à l'analyse de la persistance de l'inflation dans les pays en développement ;
- évaluer l'effet de la composante saisonnière sur le degré de persistance de ces pays ;
- identifier les sources et les déterminants macroéconomiques de la persistance de l'inflation dans les pays en développement, notamment ceux de la zone UEMOA ;
- analyser les écarts d'inflation et leur degré de persistance ;
- évaluer et analyser le rôle des facteurs globaux, régionaux et nationaux dans la dynamique de l'inflation des pays membres de l'UEMOA ;

- spécifier, estimer et tester la présence d'autocorrélation spatiale entre les séries d'inflation des pays membres de l'UEMOA.

Au regard de l'importance du secteur vivrier dans la dynamique de l'inflation de ces pays, le modèle du ménage agricole sera combiné avec la version stochastique du modèle de Barro-Gordon (1983), pour une meilleure évaluation des déterminants de la persistance, voire de l'anti-persistance de l'inflation dans les pays concernés. Ce cadre théorique sera complété par une version adaptée de la courbe HNKPC en vue d'approfondir l'analyse des sources de la persistance ou de l'anti-persistance. L'effet de la saisonnalité sur le degré de persistance sera évalué à travers l'utilisation des modèles à changements de régimes. Quant à l'analyse du rôle des facteurs globaux, régionaux et nationaux, elle se fera en utilisant les modèles à facteurs, suivant la démarche adoptée par Beck, Hubrich et Marcellino (2006). Enfin, l'estimation en panel spatial permettra de prendre en compte l'autocorrélation spatiale entre les séries d'inflation des Etats membres de l'UEMOA.

Sur cette base, les hypothèses suivantes seront testées:

- le degré de persistance de l'inflation ne dépend pas uniquement de la politique monétaire ou du régime de change, mais aussi du poids du secteur vivrier dans l'économie et l'inflation pourrait être anti persistante si ce poids atteint un certain niveau ;
- une hausse de l'output gap impulsée par le secteur vivrier aurait plutôt des effets négatifs sur l'inflation alors que l'impact serait positif si elle est impulsée par les autres secteurs. L'effet final dépend donc du poids du secteur vivrier dans l'économie ;
- l'inflation dans les pays des zones UEMOA et CEMAC dépend fortement de facteurs globaux et régionaux ;
- un choc qui affecte l'inflation d'un pays de l'UEMOA se répercute sur l'inflation des autres pays de la sous région, du fait de la monnaie commune et de leur proximité géographique, et l'intensité dépend des liens commerciaux entre les pays.

La thèse sera structurée en quatre chapitres. Le premier chapitre portera sur les indicateurs de mesure du degré de persistance de l'inflation, sur les principaux résultats issus des études portant sur la persistance de l'inflation et sur la mesure de la persistance

de l'inflation dans les pays de l'UEMOA. Au niveau du second chapitre, un modèle plus adapté aux spécificités des pays en développement sera défini en vue d'approfondir l'analyse des déterminants de la persistance de l'inflation. A cet effet, une adaptation de la courbe HNKPC sera proposée. Le troisième chapitre sera centré sur l'analyse des écarts d'inflation et leur degré de persistance. Le dernier chapitre sera axé sur l'analyse des effets spatiaux et du rôle des facteurs globaux, régionaux et nationaux. Enfin, nous dégagerons les conclusions générales et les recommandations.

CHAPITRE I. PERSISTANCE DE L'INFLATION DANS LES PAYS DE L'UEMOA

Ce chapitre sera consacré à l'évaluation de la persistance de l'inflation dans les pays membres de l'UEMOA. Dans ce cadre, il sera d'abord présenté les approches généralement retenues pour mesurer le degré de persistance de l'inflation et les principaux résultats issus des travaux théoriques et empiriques sur la question. Par la suite, les principales caractéristiques et spécificités de l'espace UEMOA seront présentées avant de procéder à l'estimation du degré de persistance de l'inflation dans les pays de l'Union. Enfin, l'impact de la saisonnalité sur le degré de persistance de l'inflation sera analysé avant de dégager les conclusions.

1. Définition et mesure de la persistance de l'inflation

Une vaste littérature analysant le degré de persistance de l'inflation a vu jour au cours de ces dernières années. Plusieurs définitions de la persistance de l'inflation sont proposées dans la littérature (Andrews et Chen, 1994 ; Batini et Nelson, 2002 ; Willis, 2003). Par exemple, selon celle proposée par Robbalo Marques (2004)⁹, la persistance de l'inflation se réfère à la « tendance de l'inflation à converger à son niveau d'équilibre à la suite d'un choc ». Ainsi, elle traduit la vitesse avec laquelle le taux d'inflation revient à son niveau d'équilibre de long terme suite à un choc. L'inertie de l'inflation serait induite notamment par des rigidités dans le mécanisme de transmission des chocs. Au niveau de la zone Euro, un réseau dénommé « Eurosystem Inflation Persistence Network (IPN) », regroupant les chercheurs des Banques Centrales de l'Eurosystème et de la Banque Centrale Européenne a été mis en place de 2003 à 2005. Ce groupe, chargé d'examiner les mécanismes de formation des prix et d'analyser l'ampleur et les causes de la persistance de l'inflation dans la zone Euro, a mené plusieurs études portant sur la mesure et l'analyse de la persistance de l'inflation. La définition de la persistance retenue par l'IPN se référait également à la « tendance de l'inflation à converger lentement vers sa valeur de long terme à la suite d'un choc »¹⁰.

Ces définitions appellent tout de même quelques remarques. En effet, il est important de préciser que la persistance telle que définie fait explicitement référence à la réponse de l'inflation à la suite d'un seul et unique choc. Par ailleurs, toute mesure de la persistance

⁹ Marques C. R., 2004. Inflation persistence: facts or artefacts? ECB Working Paper No. 371

¹⁰ Voir notamment E. Dhyne. 2005. Persistance de l'inflation et fixation des prix dans la zone euro : résultats de l'Eurosystem Inflation Persistence Network. Economic Review IV 2005

dépend des hypothèses retenues sur la trajectoire de long terme de l'inflation. En effet, afin d'être en mesure de dire si l'inflation se modifie lentement ou rapidement en réponse à un choc, nous avons besoin d'informations sur le chemin qu'aurait suivi l'inflation si le choc n'avait pas eu lieu, ainsi que sur le niveau auquel devrait se situer l'inflation une fois que l'effet du choc s'est totalement dissipé et cette information est donnée par le niveau d'équilibre de long terme de l'inflation. Un autre aspect à prendre en compte dans la détermination de la persistance de l'inflation est le caractère endogène ou exogène du niveau d'équilibre de l'inflation à long terme. Dans le cadre de l'approche multivariée, avec un modèle structurel, il est possible, au moins en théorie, de rendre compte de la possibilité que certains chocs puissent affecter le niveau à long terme de l'inflation. Sous l'hypothèse que le long terme est une période suffisamment longue pour que tous les chocs stochastiques soient nuls, ce niveau d'équilibre de long terme de l'inflation serait uniquement affecté par l'évolution de la cible d'inflation de la Banque centrale. Toutefois, l'hypothèse que dans le long terme, l'inflation est uniquement déterminée par la politique monétaire devrait être relativisée, notamment dans les pays en développement où les mécanismes de subvention universelle (qui concernent toute la population) et indirecte (qui touchent la structure de prix de certains biens alimentaires et les hydrocarbures) font intervenir la politique budgétaire dans le processus de maîtrise de l'inflation. A cet égard, Ben Aïssa (2013) a évalué l'efficacité de la politique monétaire menée dans les pays en développement en présence d'une politique de stabilisation du Gouvernement de certains biens et services. Il montre que le ciblage de l'inflation sous-jacente (Core inflation) n'est pas optimal si l'intervention du Gouvernement sous la forme d'une politique de stabilisation des prix dépasse un certain seuil. L'auteur montre que c'est le cas notamment de l'Argentine, caractérisée par une faible rigidité des prix des biens non subventionnés (0,28), une part élevée des biens subventionnés (0,35) et des taux de taxes importants dans l'économie (0,28).

Dans le cadre univarié, sous l'hypothèse de stabilité du niveau d'équilibre de long terme de l'inflation, le degré de persistance de l'inflation peut être apprécié à travers l'équation de la dynamique de l'inflation décrite par l'équation (1.1).

$$\pi_t = (1 - \rho)\pi^* + \rho\pi_{t-1} + u_t \quad (1.1)$$

L'équation 1.1 suppose que le taux d'inflation à l'instant t (π_t) est une combinaison linéaire de l'inflation d'équilibre à long terme (π^*), du taux d'inflation observé à la période précédente ($t-1$) et d'un choc, indépendant des chocs passés, supposé nul en moyenne et de variance constante (σ^2). Cette équation peut être interprétée comme une forme simplifiée de la Courbe hybride de Phillips. Le coefficient ρ , souvent compris entre 0 et 1 est la mesure du degré de persistance, également appelé persistance structurelle de l'inflation. Il représente la part des agents « backward looking » dans le modèle de formation des prix.

- Lorsque le coefficient ρ est proche de zéro, l'inflation fluctue de façon aléatoire autour de sa tendance de long terme et présente une persistance quasi nulle ;
- Lorsque le coefficient ρ est proche de 1, l'inflation présente une forte inertie, dépendant fortement de sa valeur passée. Ainsi, l'effet d'un choc est persistant et l'inflation ne retournera à son niveau de long terme que très lentement. Dans le cas où le coefficient est égal à l'unité (la série présente alors une racine unitaire), l'inflation s'écarte de façon indéfinie de sa valeur de long terme.

Dans la pratique, une dynamique plus complexe est souvent imposée, étant donnée que l'inflation peut être affectée par ses valeurs passées ($t-1, t-2, \dots, t-p$). Ainsi, le degré de persistance de l'inflation (ou persistance statistique) est mesuré par la somme des coefficients autorégressifs. De façon plus précise, la dynamique de l'inflation est décrite par l'équation (1.2).

$$\pi_t = a_0 + \sum_{i=1}^p \rho_i \pi_{t-i} + u_t \quad (1.2),$$

où le paramètre de persistance est le coefficient $\rho = \sum_{i=1}^p \rho_i$, avec $a_0 = (1 - \rho)\pi^*$, π^* est le

taux d'inflation de long terme, ou taux d'inflation implicite. Le choix de l'ordre « p » se fait suivant plusieurs critères, notamment le critère d'information d'Akaike (AIC), 1973; le critère d'information d'Akaike corrigé (AICc), 1989 ou le critère d'information bayésien (BIC), 1978.

Le critère AIC est défini par : $AIC = -2\log(L) + 2K$

L est la vraisemblance maximisée et k le nombre de paramètres. Le critère AIC représente donc un compromis entre le biais, diminuant avec le nombre de paramètres libres, et la parcimonie, volonté de décrire les données avec le plus petit nombre de paramètres possibles. Le meilleur modèle est celui possédant l'AIC le plus faible.

Hurvich et Tsai (1989) ont montré que le critère AIC était biaisé pour les petits échantillons. Ils ont proposé le critère d'information d'Akaike corrigé, AICc, défini par :

$AIC_c = AIC + \frac{2k(k+1)}{n-k-1}$ à utiliser notamment si $n/k < 40$, n étant le nombre d'observations.

Le critère d'information bayésien BIC est défini par : $BIC = -2\log(L) + k\log(n)$. Il est plus parcimonieux que le critère AIC puisqu'il pénalise plus le nombre de variables présentes dans le modèle.

Pour éviter le biais que peut induire les moindres carrés ordinaires¹¹, l'estimateur médian sans biais proposé par Andrew et Chen (1994) est souvent privilégié.

D'autres indicateurs de mesure de la persistance de l'inflation sont proposés dans la littérature¹². Il s'agit notamment de :

- la densité spectrale mesurée à la fréquence zéro, $h(0) = \frac{\sigma^2}{(1-\rho)^2}$, avec σ^2 la variance de u_t (voir notamment Cati R.C., Garcia M.G.P., Perron P, 1999);
- la plus grande racine autorégressive (voir notamment Stock, 2001);
- la « demie vie » notée « h » et définie comme le temps nécessaire pour résorber la moitié de l'effet total d'un choc unitaire sur l'inflation (voir notamment Rossi, 2001 ; Murray et Papell, 2002). Pour un modèle AR(1), $h = \frac{\ln(1/2)}{\ln(\rho)}$. Pour AR(p), l'évaluation est plus complexe et l'expression obtenue pour le modèle AR(1) est souvent utilisée comme proxy ;

¹¹ Voir notamment Shaman et Stine (1998)

¹² Voir notamment Robbalo Marques (2004), pour une description des propriétés des ces principales mesures de persistance.

- L'approche non paramétrique qui privilégie le coefficient de retour à la moyenne

noté $\gamma = 1 - \frac{n}{T}$, avec n mesurant le nombre de fois que la série traverse sa moyenne sur un intervalle de $(T+1)$ observations.

Globalement, la somme des coefficients autorégressifs « ρ » constitue une bonne mesure de la persistance et la plupart des études sur la question ont privilégié cet indicateur (Andrew et Chen 1994, Clark 2003, Levin et Piger 2004, Bilke, 2005). Il convient tout de même de garder à l'esprit que le coefficient « ρ » mesure l'effet global d'un choc sur l'inflation et peut biaiser l'analyse comparative de la chronologie relative à l'absorption des chocs entre pays. Ainsi, certains auteurs (voir notamment Gadzinski et Orlandi, 2004) ont utilisé en complément, la « demie vie » (h), qui fait plus référence à la chronologie d'absorption des chocs. Dans certains cas, le degré de persistance mesuré par « ρ » est négatif, traduisant une anti-persistance de l'inflation. L'anti-persistance signifie que suite à un choc, il y a un retour plus rapide de l'inflation vers sa valeur fondamentale. Plus le coefficient mesurant l'anti-persistance est élevé en valeur absolue, plus la vitesse à laquelle l'inflation retourne à sa valeur d'équilibre est élevée. La « demi-vie » qui permet de mesurer la durée nécessaire pour que l'inflation comble la moitié de l'écart qui la sépare son niveau d'équilibre, pourrait servir de référence pour évaluer la nécessité ou pas, et l'ampleur d'une éventuelle intervention des Autorités monétaires lorsque l'inflation est anti-persistante. Une faible persistance structurelle de l'inflation pourrait avoir d'importantes conséquences sur la conduite de la politique monétaire (voir notamment Levin et Williams 2003, Walsh 2003). En l'occurrence, lorsque la persistance ou l'anti-persistance sont faibles, les cibles définies en fonction du niveau des prix représentent un outil de stabilisation plus efficace que celles définies en fonction du taux d'inflation. Elles permettraient notamment d'atténuer à la fois la variance de l'inflation et celle de l'écart de production¹³

Les méthodes d'évaluation du degré de persistance basées sur les modèles AR(p) standards sont appelées des méthodes « naïves », car elles ne prennent pas en compte les éventuelles ruptures ou changements de régime dans la dynamique des prix. Elles supposent notamment que l'objectif d'inflation des Autorités monétaires est resté le

¹³ Voir notamment Rhys Mendes et Stephen Murchison, 2009.

même sur toute la période d'analyse, ce qui pourrait apparaître peu irréaliste lorsque les analyses portent sur une longue période. En effet, comme pressenti par Perron (1990) et observé par Levin et Piger (2004) sur plusieurs pays, l'utilisation d'un modèle univarié classique de type « AR (p) » surestime le degré de persistance lorsque la dynamique de l'inflation présente des ruptures ou des changements de régime. Deux principales approches sont adoptées pour prendre en compte les ruptures dans la dynamique de l'inflation. La première consiste à introduire des variables indicatrices dans la formulation de l'équation décrivant la dynamique de l'inflation. Les variables introduites peuvent affecter une partie (comme la constante) ou l'ensemble des coefficients. Cette démarche est adaptée en cas de présence de ruptures structurelles. La seconde approche, plus souple, consiste à utiliser des modèles autorégressifs à changement de régime.

Utilisation de variables indicatrices

Les variables introduites peuvent affecter certains coefficients (comme la constante) ou tous les coefficients. Ainsi, dans le cas d'une seule rupture à la date t_0 , les formulations décrites par le système (1.3) sont adoptées.

$$\begin{cases} x_t = a_0 + D_t a_1 + \rho x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta x_{t-i} + u_{t-1} \\ x_t = a_0 + D_t a_1 + (D_t \rho + \rho_1) x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta x_{t-i} + u_{t-1} \\ x_t = a_0 + D_t a_1 + (D_t \rho + \rho_1) x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} (\alpha_{i0} + \alpha_{i1} D_t) \Delta x_{t-i} + u_{t-1}, \\ D_t = 1_{[t < t_0]} \end{cases} \quad (1.3)$$

Le test de Chow permet de tester la stabilité des coefficients sous l'hypothèse que la date de rupture est connue. Lorsque la date de rupture est inconnue, le test d'Andrews (1993) est la méthode souvent utilisée. Elle consiste à calculer la statistique de Chow¹⁴ (en l'occurrence celle relative à la forme de Wald du test de Chow) pour toutes les dates de ruptures possibles. La statistique du test est le maximum de ces statistiques qui suit une loi non standard et tabulée par Andrews pour des régresseurs stationnaires et sans

¹⁴ il s'agit de la statistique $F(T_1) = (T - 2q - p)(s_1 - s_2)/s_1$, avec T_1 la date de rupture, q le nombre de paramètres sujets à rupture et p le nombre de paramètres stables. Cette statistique suit asymptotiquement une loi de Chi-2 à p degrés de libertés

tendance déterministe. Selon Bai et Perron (1998b), on peut de façon générale utiliser les mêmes valeurs critiques avec et sans tendance déterministe parmi les régresseurs. Les valeurs critiques asymptotiques peuvent aussi être déterminées en utilisant la procédure de bootstrap de Hansen (2000) qui permet de prendre en compte l'hétéroscédasticité sous l'hypothèse nulle. En cas de ruptures multiples, Bai et Perron (1998a et b), généralisant l'approche d'Andrews, proposent une approche séquentielle. On teste tout d'abord l'hypothèse de stabilité du modèle contre la présence d'une rupture. Si la stabilité est rejetée on impose une rupture, et on teste l'hypothèse nulle d'une rupture contre l'hypothèse alternative de deux ruptures à l'aide de la statistique $\sup F(m+1/m)$ ¹⁵. La procédure est répétée pour m croissant et est arrêtée dès que l'hypothèse de stabilité, conditionnellement à m ruptures, ne peut être rejetée. Yao (1988) et Kim (1997) proposent des approches basées sur le critère d'information BIC. Les simulations menées par Bai et Perron militent en faveur de la méthode séquentielle, qui est plus performante que l'approche basée sur le critère BIC. Le test d'Altissimo et Corradi (2003) permet aussi de tester l'existence de plusieurs ruptures structurelles. Cette procédure a été utilisée notamment par Bike (2005) et Benati (2002). Une approche bayésienne (Bayesian Model Comparison) permet aussi de tester l'existence de ruptures.

Utilisation des modèles à changements de régime

Une seconde approche consiste à prendre en compte les ruptures, à travers l'estimation de modèles à changements de régimes. De façon générale, les modèles à changements de régimes permettent de rendre compte et de prévoir les changements brutaux pouvant affecter les comportements des individus ou leur environnement. La dynamique de la variable étudiée (moyenne, variance....) dépend du régime dans lequel elle se retrouve. Le changement de régime peut être gouverné par une variable observable ou par un événement aléatoire suivant un processus de Markov.

¹⁵ La statistique $\sup F(m/m+1)$ est la valeur maximale des statistiques de Wald testant le modèle à m ruptures contre chacun des modèles autorisant $m+1$ ruptures, conditionnellement aux m premières dates de ruptures.

a) Modèles à changement de régime gouverné par une variable observable

Le premier modèle est le TAR (Threshold Autoregressive), introduit par Tong, 1978 et Tong et Lim 1980. Dans le cadre d'un modèle à deux régimes avec un retard d'ordre 1, la dynamique de l'inflation est décrite par l'équation (1.4).

$$\pi_t = \begin{cases} a_0 + \rho_1 * \pi_{t-1} + \varepsilon_{t1}, & \text{si, } q_t \leq c \\ a_0 + \rho_2 * \pi_{t-1} + \varepsilon_{t2}, & \text{si, } q_t > c \end{cases} \quad (1.4)$$

Le passage d'un régime à l'autre est déterminé par les chocs ε_{1t} et ε_{2t} . Les paramètres ρ_1 et ρ_2 mesurent la persistance de l'inflation dans chaque régime. Dans le cas particulier où le changement de régime est déterminé par les valeurs retardées de la variable endogène, le modèle est de type SETAR (Self-Exciting TAR), comme décrit par l'équation (1.5).

$$\pi_t = \begin{cases} a_0 + \rho_1 * \pi_{t-1} + \varepsilon_{t1}, & \text{si, } \pi_{t-d} \leq c \\ a_0 + \rho_2 * \pi_{t-1} + \varepsilon_{t2}^j, & \text{si, } \pi_{t-d} > c \end{cases} \quad (1.5)$$

Pour le modèle SETAR, le passage entre les deux régimes se fait brusquement. On peut trouver une fonction continue $G(\pi_{t-d}, \gamma, c)$ qui lisse le passage entre les régimes. On a les

modèles Logistic Smooth TAR (LSTAR) lorsque $G(\pi_{t-d}, \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma (\pi_{t-d} - c))}$ et les modèles type exponentiel Smooth TAR (ESTAR) lorsque $G(\pi_{t-d}, \gamma, c) = 1 - \exp(-\gamma (\pi_{t-d} - c)^2)$.

b) Modèle à changement de régime markovien

Contrairement aux spécifications traditionnelles (modèles TAR - Threshold Autoregressive, SETAR - Self-Exciting TAR, LSTAR - Logistic Smooth TAR, ESTAR - exponentiel Smooth TAR) où le changement de régime est gouverné par une variable observable, dans les modèles à changement de régime markovien, adaptés par Hamilton (1989) à l'étude des séries temporelles, le changement de régime n'est pas un événement déterministe mais plutôt un événement aléatoire qui suit un processus de Markov.

Le modèle à deux états peut être représenté par l'équation (1.6).

$$\pi_t = \rho_0(1 - s_t) + \rho_1 s_t + \sum_{k=1}^p (\alpha_{0,k}(1 - s_{t-k}) + \alpha_{1,k} s_{t-k}) \pi_{t-k} + (\omega_0(1 - s_t) + \omega_1 s_t) \varepsilon_t \quad (1.6)$$

π_t est une variable aléatoire stationnaire, ε_t suit une loi normale centrée et réduite et s_t est la variable d'état qui gouverne les régimes. Elle est inobservable et prend deux valeurs (0 et 1), suivant une chaîne de Markov d'ordre 1. De façon générale, une variable stochastique s_t à valeurs entières dans $\{0, \dots, N\}$ suit une chaîne de Markov d'ordre 1 lorsque la probabilité d'être dans un état donné à la date t sachant l'ensemble des valeurs passées et éventuellement d'autres variables influençant s_t , est déterminée uniquement par la valeur précédente s_{t-1} . La variable d'état inobservable s_t va être représentée par la matrice « P » des probabilités de transition.

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{N1} \\ P_{1N} & P_{NN} \end{bmatrix} \text{ avec,}$$

$P_{ij} = P(s_t = j / s_{t-1} = i)$ c'est-à-dire la probabilité de passer de l'état i à l'état j et

$$\sum_{j=1}^N P_{ij} = 1, \forall i = 1 \dots N.$$

En effet, d'après la loi de Bayes,

$$P(s_t = j / I(t-1)) = \sum_{i=1}^N P_{ij} P(s_{t-1} = i / I(t-1)), \forall j = 1 \dots N, \quad I(t-1) \text{ désignant l'ensemble}$$

d'informations disponibles à l'instant $t-1$.

Soit $h_{t-1/t-1} = P(s_{t-1} = i / I(t-1)), i = 1 \dots N$, nous avons $h_{t/t-1} = P h_{t-1/t-1}$, relation qui permet de mesurer la probabilité que les observations à l'instant t soient engendrées par un état i étant donnée la nature de l'état qui les a engendrées l'instant précédent. Sur cette base, la connaissance de la matrice de transition P et de l'état du système à la date précédente suffit pour prévoir l'état futur du système.

Lorsque la matrice de transition P prend la forme d'une matrice triangulaire supérieure de la forme :

$$P = \begin{bmatrix} A & B \\ 0 & C \end{bmatrix} \quad \text{où } A \text{ est une matrice de dimension } (K, K) \text{ et } 0 \text{ une matrice de dimension}$$

$(N-K, K)$, le passage d'un état se situant dans les K premiers états vers un état se situant dans l'un des $K+1$ à N autres états, n'est pas possible. Les K premiers états sont dits absorbants et la matrice P est dite réductible car il est possible de se ramener à une variable admettant un nombre d'états possibles moins élevé.

Une chaîne de Markov est dite ergotique si la matrice de transition irréductible admet une valeur propre unitaire et toutes les autres valeurs propres à l'intérieur du disque unitaire. Ainsi, l'importance de l'état courant dans la détermination des probabilités des états futurs diminue avec l'horizon. Alors, $\bar{h} = \lim_{T \rightarrow \infty} P^T \bar{h}_{t/T}$ existe et est appelé probabilité non conditionnelle anticipée ou probabilité ergotique. $\bar{h}$ vérifie la relation $\bar{h} = P\bar{h}$.

Pour une chaîne de Markov à 2 états, nous avons la matrice de transition P ci-après :

$$P = \begin{bmatrix} P & 1-p \\ 1-P & q \end{bmatrix} \quad \text{avec} \quad \begin{cases} P = P(s_t = 0 / s_{t-1} = 0) \\ 1-P = P(s_t = 1 / s_{t-1} = 0) \\ 1-q = P(s_t = 0 / s_{t-1} = 1) \\ q = P(s_t = 1 / s_{t-1} = 1) \end{cases}$$

Les probabilités inconditionnelles sont données par les relations ci-après :

$$P(s_t = 0) = \Omega_1 = \frac{1-p}{(2-P-q)} \quad \text{et} \quad P(s_t = 1) = \Omega_2 = \frac{1-P}{(2-P-q)}.$$

Les probabilités conditionnelles prennent souvent la forme logistique suivante :

$$P = \frac{\exp(\theta_p)}{1 + \exp(\theta_p)} \quad \text{et} \quad q = \frac{1}{1 + \exp(\theta_q)}$$

Sur cette base, les durées attendues des deux régimes sont données par :

$$d_0 = \frac{1}{1-p} \quad \text{et} \quad d_1 = \frac{1}{1-q}.$$

Estimation du modèle

Pour simplifier l'analyse, dans l'équation 1.6, les paramètres relatifs à la composante autorégressive sont supposés nuls.

$$\text{Ainsi, } x_t = \rho_0(1 - s_t) + \rho_1 s_t + (\omega_0(1 - s_t) + \omega_1 s_t) \varepsilon_t$$

où x_t est une variable aléatoire stationnaire, ε_t suit une loi normale centrée et réduite et s_t est la variable d'état suivant un processus Markovien d'ordre 1 à deux états $\{1, 2\}$. Dans la pratique, le choix du nombre d'états se fait généralement de manière empirique en procédant par la suite à des tests de spécification, et tenant compte du fait qu'un nombre élevé d'états ou la présence d'un état rare conduit à des estimations non convergentes. Les paramètres du modèle peuvent être estimés par la méthode du maximum de vraisemblance.

La vraisemblance du modèle s'écrit de la façon ci-après :

$$L(x_1, \dots, x_t, \theta) = \prod_{k=1}^t \left[\frac{1}{2\pi \sigma_1^2} \exp\left(-\frac{x_k - \alpha_1}{2\sigma_1^2}\right) * P(s_k = 1 / x_1, \dots, x_k, \theta) \right] * \left[\frac{1}{2\pi \sigma_2^2} \exp\left(-\frac{x_k - \alpha_2}{2\sigma_2^2}\right) * P(s_k = 2 / x_1, \dots, x_k, \theta) \right]$$

La vraisemblance conditionnelle est déterminée en appliquant la formule de Bayes.

$$L(x_t / x_{t-1}, \dots, x_1, \theta) = \frac{L(x_t, \dots, x_1, \theta)}{L(x_{t-1}, \dots, x_1, \theta)}$$

Plusieurs algorithmes peuvent être utilisés (Newton-Raphson, EM¹⁶ de Hamilton, BFGS de Broyden, Fletcher, Goldfarb et Shanno). Toutefois, l'estimation exige la connaissance de l'occurrence au cours du temps des différents régimes. La variable d'état étant

¹⁶ L'algorithme EM (Expectation-Maximisation) est un algorithme itératif dû à Dempster, Laird et Rubin (1977). Il s'agit d'une méthode d'estimation paramétrique s'inscrivant dans le cadre général du maximum de vraisemblance. Lorsque les seules données dont on dispose ne permettent pas l'estimation des paramètres, et/ou que l'expression de la vraisemblance est analytiquement impossible à maximiser, l'algorithme EM peut être une solution. De manière grossière et vague, il vise à fournir un estimateur lorsque cette impossibilité provient de la présence de données cachées ou manquantes ou plutôt, lorsque la connaissance de ces données rendrait possible l'estimation des paramètres. L'algorithme EM tire son nom du fait qu'à chaque itération il opère deux étapes distinctes : la phase « Expectation », souvent désignée comme « l'étape E », procède comme son nom le laisse supposer à l'estimation des données inconnues, sachant les données observées et la valeur des paramètres déterminée à l'itération précédente ; la phase « Maximisation », ou « étape M », procède donc à la maximisation de la vraisemblance, rendue désormais possible en utilisant l'estimation des données inconnues effectuée à l'étape précédente, et met à jour la valeur du ou des paramètre(s) pour la prochaine itération.

inobservable, on a recours aux filtres pour calculer les séquences de probabilités et la vraisemblance du modèle.

▪ *Le filtre de Hamilton (1989)*

L'objectif est d'évaluer la séquence des probabilités pour que l'observation à une date donnée soit engendrée par un état, pour pouvoir ensuite évaluer la vraisemblance, en fonction des paramètres du modèle. Le filtre comporte cinq étapes qui sont répétées pour $t=1, \dots, T$.

Etant données les conditions initiales $P(s_{t-1} / x_{t-1})$

Etape 1 : calcul de $P(s_t = i, s_{t-1} = j / x_{t-1})$

$$P(s_t = i, s_{t-1} = j / x_{t-1}) = P(s_t = i / s_{t-1} = j) * P(s_{t-1} = j / x_{t-1}) : \text{loi de Bayes}$$

Etape 2 : calcul de la densité jointe

$$f(x_t, s_t = i, s_{t-1} = j / x_{t-1}) = f(x_t / s_t = i, s_{t-1} = j, x_{t-1}) * P(s_t = i, s_{t-1} = j / x_{t-1})$$

Etape 3 : calcul de la probabilité conditionnelle au passé

$$f(x_t / x_{t-1}) = \sum_{i,j=1}^2 f(x_t, s_t = i, s_{t-1} = j / x_{t-1})$$

Etape 4 : calcul de $P(s_t = i, s_{t-1} = j / x_t)$

$$P(s_t = i, s_{t-1} = j / x_t) = \frac{f(x_t, s_t = i, s_{t-1} = j / x_{t-1})}{f(x_t / x_{t-1})}$$

Le filtre est la somme des ces probabilités sur les valeurs possibles de la variable d'état s_t

Etape 5 : détermination des probabilités

$$P(s_t = i / x_t) = \sum_{j=1}^2 P(s_t = i, s_{t-1} = j / x_t)$$

Au total et en résumant les cinq étapes, nous aboutissons à la relation ci-après :

$$p(s_t = i / x_t) = \sum_{j=1}^2 \frac{f(x_t / s_t = i, s_{t-1} = j, x_{t-1}) p_{ij} p(s_{t-1} = j / x_{t-1})}{\sum_{i,j} f(x_t / s_t = i, s_{t-1} = j, x_{t-1}) p_{ij} p(s_{t-1} = j / x_{t-1})}$$

Sur cette base, la détermination du filtre exige une valeur initiale, $P(s_0 / x_0)$. A cet effet, les probabilités non conditionnelles ou ergotiques peuvent servir de valeurs initiales.

▪ *Détermination des probabilités lissées*

Elle permet de déterminer l'occurrence des régimes (probabilité lissée), conditionnellement à l'ensemble des informations dont on dispose. Ces probabilités sont celles utilisées dans l'algorithme EM. La construction se fait de façon récursive en commençant par la dernière période.

En utilisant les deux lemmes ci-après :

$$(1) \quad P(s_t = j / s_{t+1} = i, x_T) = P(s_t = j / s_{t+1} = i, x_t)$$

$$(2) \quad P(s_t = j / s_{t+1} = i, x_t) = \frac{p(s_t = j, x_t) * p_{ji}}{P(s_{t+1} = i / y_t)}$$

Les probabilités lissées sont déterminées comme suit :

$$P(s_{T-1} = j / x_T) = \sum_{i=1}^2 P(s_{T-1} = j, s_T = i / x_T), \text{ avec}$$

$$P(s_{T-1} = j, s_T = i / x_T) = \frac{P(s_{T-1} = j / x_{T-1}) P_{ji}}{P(s_T = i / x_{T-1})} * P(s_T = i / x_T)$$

Tests de diagnostics et de spécification

Des tests de diagnostic et de spécification peuvent être effectués à partir de la vraisemblance ou du score conditionnel, défini comme suit :

$sc = \frac{\partial \ln(f(x_t / x_{t-1}))}{\partial \theta}$. Le score conditionnel est une martingale en différence lorsque le modèle est bien spécifié.

▪ *Tests de diagnostic*

Sur la base du score conditionnel, il a été développé des tests de diagnostics, notamment d'autocorrélation des résidus dans un régime donné, de présence d'effets ARCH et de variables omises. Pour les échantillons de petites tailles, il existe cependant un risque de biais non négligeable dans l'évaluation du score. Selon Hamilton (1996), il existe un biais important en faveur de l'hypothèse alternative pour les tests de présence d'une structure AR et de spécification de la variance pour des échantillons de taille inférieure à 50.

- *Tests de spécification*

Les modèles à changement de régime markovien reposent sur l'hypothèse d'existence de ruptures avec des évolutions alternatives d'un état à un autre gouvernées par un processus markovien. Plusieurs tests de ruptures sont développés dans la littérature. Toutefois, lorsqu'il s'agit d'un modèle à changement de régime markovien, les tests usuels (multiplicateur de Lagrange, Wald ou ratio de vraisemblance) ne sont pas adaptés pour valider l'hypothèse de changement de régime ou déterminer le nombre de régimes pour deux raisons principales. D'abord, les statistiques de test n'ont pas de distribution asymptotique standard, car sous l'hypothèse nulle, les probabilités de transition ne sont pas identifiées. On parle ainsi de présence de paramètres de nuisance non identifiés. Ensuite, il y a l'existence d'un score identiquement nul, impliquant une vraisemblance plate à l'optimum (par rapport au paramètre de nuisance).

Pour lever ces contraintes, Hansen (1992) propose un test basé sur la fonction d'autocovariance empirique du modèle en considérant la vraisemblance comme une fonction des paramètres de nuisance. Il calcule ainsi une borne de la distribution asymptotique d'une statistique de rapport de vraisemblance (LR), sur laquelle sera bâti le test. Toutefois, la mise en œuvre peut s'avérer relativement lourde pour un nombre de paramètres élevé et le fait de ne déterminer qu'une borne entraîne une puissance plus faible. Se situant dans la perspective des travaux de Hansen, Garcia (1998) dérive la distribution asymptotique du test de rapport de vraisemblance pour certaines spécifications du modèle à changement de régime et montre qu'elle constitue une bonne approximation de la distribution empirique simulée. A cet effet, il montre qu'en traitant les probabilités de transition comme des paramètres de nuisance et en fixant l'hypothèse nulle uniquement en fonction des paramètres régis par la variable de Markov, la théorie distributionnelle proposée par Hansen (1992) devient applicable aux modèles à changements de régime markoviens sous certaines hypothèses. Ainsi, il dérive analytiquement la distribution asymptotique du ratio de vraisemblance sous l'hypothèse nulle ainsi que les fonctions de covariance correspondantes pour divers modèles à changements de régime markoviens, à savoir le modèle à 2 moyennes avec erreurs non corrélées et homoscédastiques, le modèle à 2 moyennes avec des erreurs suivant un processus AR(r) ; et finalement le modèle à 2 moyennes et 2 variances avec des erreurs

non corrélées. Dans les trois cas, les expériences de Monte Carlo montrent que les distributions asymptotiques dérivées offrent une très bonne approximation de la distribution empirique. Globalement, les valeurs critiques de la distribution asymptotique du test du ratio de vraisemblance dans les modèles à changements de régime markoviens sont considérablement plus élevées que les valeurs critiques impliquées par la distribution chi-carré standard. Plus récemment, Cho et White (2007), capitalisant sur les travaux d'Andrews (2001), proposent un test basé sur le quasi-rapport de vraisemblance (QLR) et évaluent les valeurs critiques de la statistique pour différents modèles ne comportant pas d'autocorrélation des résidus. Pour des modèles plus généraux pour lesquels les statistiques de tests ne sont pas tabulées (le cas notamment des modèles qui seront utilisés pour évaluer la persistance de l'inflation), la validation est faite sur la base des critères d'information AIC et BIC.

2. Quelques résultats issus des études théoriques et empiriques

Au plan théorique, Alogoskoufis et Smith (1991), Alogoskoufis (1992), et Obstfeld (1995) ont utilisé des variantes d'un même cadre théorique qui suppose des contrats emboîtés, avec, pour chaque contrat, une probabilité fixe d'être renégocié à chaque période (à l'instar de Taylor, 1980). Si chaque contrat a une probabilité $1 - \alpha$ d'être renégocié, alors,

$$p_t = \alpha p_{t-1} + (1 - \alpha)x_t \quad 0 \leq \alpha \leq 1 \quad (1.7)$$

où x représente le niveau des prix des nouveaux contrats et p le niveau des prix (en logarithme). En prenant la différence première de l'équation (1.7), on trouve la dynamique de l'inflation ci-après :

$$\nabla p_t = (1 - \alpha)\nabla x_t + \alpha(1 - \alpha)\nabla x_{t-1} + \alpha^2(1 - \alpha)\nabla x_{t-2} + \dots \quad (1.8)$$

Dans le secteur monétaire, la masse monétaire (m) est liée au niveau du prix courant, à travers la fonction de réaction de la politique monétaire ci-après :

$$\nabla m = \eta + \beta \nabla p \quad (1.9)$$

Dans l'équation 1.9, η est interprété comme une tendance qui reflète la croissance de la masse monétaire, indépendante de l'inflation courante, et β représente la mesure dans laquelle la politique monétaire accommode l'évolution des prix. Dans ce modèle, le degré de persistance de l'inflation (et, par conséquent, de la croissance monétaire) augmente

avec le paramètre β (voir Obstfeld, 1995 pour plus de détails). L'inflation est anti-persistante si la politique monétaire n'accommod pas l'évolution des prix des nouveaux contrats.

Bleaney (2001) a adopté une approche développée à partir de la version stochastique du modèle de Barro-Gordon (1983), en vue d'analyser les effets du régime de change sur le degré de persistance de l'inflation. Dans les modèles néokeynésiens, les hypothèses d'ajustement de prix retenues permettent également d'inclure la persistance dans la dynamique de l'inflation. A cet égard, Ben Aïssa et Musy (2004) ont dérivé les dynamiques de l'inflation issues des différentes hypothèses d'ajustement des prix rencontrées dans la littérature néo-keynésienne. Pour chaque modèle, ils ont évalué la réponse de l'inflation et du produit suite à un choc sur le taux de croissance de la masse monétaire. Il est ressorti de leur simulation que seules les spécifications avec prix prédéterminés de Mankiw et Reis (2002) et celles à prix fixes de Gali et Gertler (1999) permettent de reproduire la persistance de l'inflation. Aucune des autres alternatives examinées, y compris le modèle à prix fixes de Fuhrer et Moore (1995), n'a généré de réponse satisfaisante.

Les études empiriques ont porté principalement sur la mesure de la persistance, l'analyse des facteurs explicatifs et l'identification des sources de la persistance de l'inflation. Elles ont porté en majorité sur les économies développées, notamment celles de la Zone Euro, du Canada et des Etats-Unis. Dans la zone Euro en particulier, l'Eurosystem Inflation Persistence Network (IPN), chargé d'examiner les mécanismes de formation des prix et d'analyser l'ampleur et les causes de la persistance de l'inflation dans la zone Euro, a mené plusieurs études portant sur la mesure et l'analyse de la persistance de l'inflation. L'IPN a mené des analyses au niveau macroéconomique, à travers d'une part, une approche univariée, pour identifier les propriétés dynamiques des séries d'inflation, et d'autre part, une approche multivariée, en vue d'évaluer la réponse de l'inflation à des chocs de nature différente. Ces approches ont été complétées par une démarche microéconomique dont l'objet était de caractériser le comportement des entreprises en matière de fixation de prix. Les données quantitatives utilisées ont couvert les relevés de prix des Instituts Nationaux de Statistique et les relevés de prix utilisés pour la

construction des indices des prix à la production. Ces informations ont été complétées par des enquêtes, menées auprès des entreprises, sur les mécanismes de fixation des prix.

Les mesures naïves (sans prise en compte des ruptures ou chargements de régimes) ont conduit à des degrés de persistance variant entre 0,74 et 1,04 pour la zone Euro et 0,65 et 1,03 pour les Etats-Unis. Les résultats se situent le plus souvent dans la partie supérieure de l'intervalle et ne rejettent pas l'hypothèse de racine unitaire, stipulant ainsi que l'inflation ne reviendra plus à son niveau de long terme. Batini (2002), a basé ses estimations sur l'IPC (sur la période 1885 -2000) et a abouti à un coefficient de 0,74 pour la zone Euro. Gadzinski et Orlandi (2004), sur la base des évolutions de l'IPC, du déflateur du PIB, de l'IPCH et de la tendance sous-jacente de l'inflation dans la Zone Euro et aux Etats-Unis, du second trimestre 1970 au troisième trimestre 2003, aboutissent à des résultats compris entre 1,02 et 1,04 pour la Zone Euro et 0,92 et 1,03 pour les Etats Unis. Ils n'ont pas rejeté l'hypothèse de présence de racine unitaire. Pour estimer les modèles, ces derniers ont utilisé l'estimateur médian sans biais avec la procédure de Bootstrap de Hansen. Robalo Marques (2004), sur la base des évolutions de l'IPC et du déflateur du PIB dans la Zone Euro et aux Etats-Unis, du premier trimestre 1984 au quatrième trimestre 2002, aboutit à un coefficient de 0,85 pour la zone Euro et 0,56 pour les Etats-Unis, avec un rejet de la racine unitaire dans les deux cas. Aucremanne et Collin (2005) ont basé leurs estimations sur les évolutions de l'IPC et de la tendance sous-jacente de l'inflation de la Belgique, du second trimestre 1978 au quatrième trimestre 2004, pour aboutir à un degré de persistance de 0,95 pour les deux mesures de l'inflation. Toutes ces études confirment ainsi une persistance élevée de l'inflation dans ces économies.

Ces mesures dites « naïves » du degré de persistance ont été systématiquement complétées par une analyse et prise en compte des éventuels changements de régime dans la dynamique de l'inflation. En l'occurrence, plusieurs études sur la zone Euro, les Etats Unis ou le Canada ont mis en évidence des ruptures dans le niveau moyen de l'inflation¹⁷. Les mesures du degré de persistance pour la zone Euro, réalisées avec une prise en compte des ruptures dans le niveau moyen de l'inflation, se situent entre 0,34 et 0,90

¹⁷ Corvosier et Mojon, 2005 ont mis en exergue trois vagues de ruptures dans les séries chronologiques d'un ensemble de variables nominales des pays de l'OCDE ; ces ruptures étant liées essentiellement à des changements de politique monétaire

alors qu'elles varient entre 0,27 et 0,89 pour les Etats Unis (Gadzinski et Orlandi, 2004, Robalo Marques, 2004, Levin et Piger, 2004 Aucremanne et Colin, 2005). Ces résultats semblent donc indiquer que l'inflation n'est pas fortement persistante dans ces régions, contrairement aux résultats issus des mesures naïves. Ils ont tout de même révélé de fortes disparités du degré de persistance entre les pays, notamment dans la zone Euro (Gadzinski et Orlandi, 2004 ; Lünemann et Mathä, 2004). Au plan sectoriel, les études ont montré que la persistance de l'inflation tend à être plus forte pour les services et les biens industriels non énergétiques que dans le reste de l'économie (Aucrename et Colin, 2005 ; Altissimo et al., 2004). Plus récemment, Tillmann et Wolters (2012) se sont intéressés à l'évolution de la persistance de l'inflation des Etats-Unis. Les résultats auxquels ils ont abouti indiquent une rupture structurelle et une baisse de la persistance de l'inflation aux Etats-Unis au début des années 1980.

Concernant les pays en développement en particulier, E. Mourelley et J.C. Cuestasz (2009) ont analysé la persistance de l'inflation et les asymétries dans les économies africaines, en adoptant un modèle à changement de régime LSTAR. Il est ressorti de leurs estimations que, dans la plupart de ces pays, la persistance de l'inflation était relativement faible et que les chocs avaient uniquement des effets temporaires sur l'inflation. Hanif (2012) a analysé le degré de persistance intrinsèque de l'inflation au Pakistan, en utilisant l'indice global des prix, les indices de prix au niveau des groupes de produits, et les prix des matières premières individuelles. Il n'a trouvé aucune preuve d'une racine unitaire dans les différentes mesures de l'inflation, à l'exception de celle mesurée par la variation des prix du loyer. En utilisant les données mensuelles de 1959 à 2011, ils ont relevé un degré de persistance global de l'inflation de 0,16, faible mais significatif. Lorsque l'analyse est restreinte sur la période plus récente (2001-2011), la persistance de l'inflation au Pakistan est apparue non significative.

Au delà de la mesure du degré de persistance, les analystes se sont également focalisées sur les sources de la persistance. Les études menées dans la zone Euro ont mis l'accent sur le rôle central de la crédibilité de la politique monétaire pour ancrer les anticipations (voir notamment Palovita, 2004). Les asymétries dans la dynamique des prix peuvent également constituer une source de persistance, en l'occurrence lorsque qu'il y a des rigidités à la baisse plus importantes. Cependant, les analyses menées sur le

comportement des entreprises de la zone Euro et des Etats-Unis en matière de fixation des prix n'ont pas révélé des rigidités plus importantes à la baisse des prix. Ces résultats varient tout de même au plan sectoriel; certains secteurs, notamment les services, présentant une asymétrie plus marquée (Aucremanne et Dhyne, 2004 ; Dhyne et al., 2005 ; Doosche et Cornille, 2005 ; Vermeulen et al., 2005). La persistance peut aussi provenir des comportements de fixation des marges et des salaires. Par ailleurs, dans une zone monétaire, la persistance de l'inflation peut aussi tenir à une divergence insuffisante des taux d'inflation nationaux face à des évolutions conjoncturelles très différentes. Barnichon, R. and S. J. Peiris (2007) ont étudié les sources de la persistance en Afrique Subsaharienne. Ils ont conclu que dans ces pays, le « real money gap » joue un rôle plus important dans les processus d'inflation que l'écart de production et que le ciblage des agrégats monétaires pourrait fournir un point d'ancrage efficace pour contrôler l'inflation. Ce ciblage est d'ailleurs pratiqué dans certains pays de la région, notamment dans le cadre des programmes appuyés par le FMI.

Enfin, plusieurs auteurs se sont intéressés aux effets du régime de change sur la persistance de l'inflation. Bleaney et Francisco (2005), à travers une analyse sur 102 pays en développement, ont montré que le degré de persistance de l'inflation est très élevé dans les pays à hyperinflation et particulièrement faible dans les pays à régime de change fixe. Par contre, les premières analyses menées au niveau de la zone Euro ont abouti à des résultats plus mitigés (Bleaney, 2001). Toutefois, plus récemment, Tillmann (2012) a procédé à une analyse comparative de la persistance de l'inflation en vue d'évaluer si la persistance a changé depuis le début de l'Union monétaire européenne (UEM). Il a procédé à une comparaison de la persistance de l'inflation entre les périodes pré et post UEM, en procédant à des estimations sur des fenêtres glissantes pour ensuite effectuer des tests pour détecter les dates de rupture. Contrairement aux études précédentes (notamment celle menée par Bleaney en 2001), il a constaté que la persistance de l'inflation a diminué de manière significative depuis le début de l'UEM, en particulier la persistance de l'inflation mesurée à partir des prix à la consommation, qui est au cœur du mandat de la politique de la Banque centrale européenne. Cette baisse de la persistance de l'inflation est en ligne avec les résultats du modèle néo-keynésien qu'il a simulé avec une évolution vers une attitude plus agressive de la politique monétaire.

3. l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine

3.1. Genèse et cadre institutionnel

Au lendemain de leur accession à l'indépendance, précisément en 1962, six pays (la Côte d'Ivoire, le Sénégal, le Niger, le Bénin, le Burkina Faso et la Mauritanie) auxquels s'ajoute un an plus tard le Togo, ont créé l'Union Monétaire Ouest-Africaine (UMOA), manifestant ainsi leur volonté de coopération monétaire à la fois entre eux, au sein d'une Union, et avec la France au sein de la Zone Franc¹⁸. Par la suite, la Mauritanie s'est retirée de l'Union en 1973 alors que le Mali et la Guinée-Bissau y ont adhéré en 1984 et 1997 respectivement.

Les pays de l'Union partagent une monnaie commune dénommée le « FCFA », dont la parité par rapport au franc français est resté inchangée (1 franc CFA = 0,010 FRF) jusqu'au 11 janvier 1994 lorsqu'il a été dévalué de 50%. La dévaluation a été précédée par la signature le 10 janvier 1994, du traité de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA), destiné à renforcer l'intégration économique et la coordination des politiques entre les pays membres de l'UMOA.

Au 1er janvier 1999, l'Euro, devenu la monnaie de onze pays européens membres de l'Union économique et monétaire européenne (UEM), a remplacé le franc français comme ancre monétaire du franc CFA et la substitution a déterminé automatiquement les parités en euro du franc CFA (1 euro = 655,957 FCFA).

Dans le cadre du renforcement de la stabilité financière au sein de l'Union, une réforme institutionnelle a été opérée en 2010 pour mieux adapter le cadre institutionnel de l'Union au contexte actuel.

Globalement, quatre grands principes régissent le fonctionnement de la Zone CFA en général et de l'UEMOA en particulier :

- la parité des monnaies du CFA avec l'Euro, convertibles entre elles à des parités fixes, sans limitation de montants.
- la garantie illimitée du trésor public français : les monnaies émises par la BCEAO (Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest) et la BEAC

¹⁸ La zone Franc est constituée de zones géopolitiques où sont utilisées des monnaies qui étaient autrefois liées au franc et sont aujourd'hui liées à l'euro par un système de parité fixe garanti par des bons du Trésor français

(Banque des Etats d'Afrique Centrale) sont convertibles en garantie sans limite par le trésor public français.

- la libre transférabilité : les transferts sont libres à l'intérieur de la Zone CFA relativement aux transactions courantes et aux mouvements des capitaux
- la centralisation des réserves de change.

L'UEMOA est aussi caractérisée par la libre circulation des personnes, des capitaux, des biens et le droit d'établissement des personnes exerçant une activité indépendante ou salariée, un tarif extérieur commun et une politique commerciale commune. Pour favoriser la convergence des performances et des politiques économiques et la coordination des politiques sectorielles nationales, il a été adopté au plan communautaire, une politique industrielle commune, un pacte de convergence, de stabilité, de croissance et de solidarité et un code de transparence dans la gestion des finances publiques.

L'activité financière dans l'Union est essentiellement assurée par le système bancaire, et dans une moindre mesure, par les systèmes financiers décentralisés et plus récemment, le marché financier régional et le marché monétaire. Elle se déroule dans un cadre institutionnel homogène et intégré, fondé sur la solidarité et l'égalité. La Commission Bancaire de l'UMOA est l'organe supranational chargé du Contrôle des banques et établissements financiers.

3.2. Quelques caractéristiques macroéconomiques des pays de l'UEMOA

L'espace UEMOA est composé d'un groupe de pays sahéliens (Sénégal, Mali, Niger, Burkina) et de pays Côtiers non sahéliens (Côte d'Ivoire, Guinée-Bissau, Togo, Bénin). L'agriculture joue un rôle central dans le développement de ces pays et contribue en moyenne à plus de 30% du total du PIB. Elle est la principale activité générant des revenus pour la majorité de la population rurale. De plus, la production agricole est essentielle pour couvrir les besoins en consommation alimentaire. Le tableau 1 présente quelques caractéristiques des pays de l'UEMOA.

Tableau 1 : quelques caractéristiques des pays de l'UEMOA (moyenne sur la période 2000-2011)

	<i>BN</i>	<i>Bur</i>	<i>CI</i>	<i>GB</i>	<i>Mali</i>	<i>Niger</i>	<i>SN</i>	<i>Togo</i>
PIB nominal (en milliards de FCFA)	2474,6	3119,1	9216,0	297,7	3182,8	1965,2	4908,3	1216,5
Exportation de B&S (X) en % du PIB	14,2	12,6	45,9	19,1	28,5	16,2	26,3	38,0
Importation de B&S (I) en % du PIB	27,5	31,4	37,7	29,3	39,6	25,0	42,3	54,3
Taux d'ouverture ((X+I)/2)/PIB	20,8	22,0	41,8	24,2	34,0	20,6	34,3	46,1
Solde courant en % du PIB	-6,7	-9,6	1,9	-3,4	-8,5	-9,7	-7,7	-8,9
Masse monétaire (en milliards de FCFA)	810,7	743,8	2670,8	80,0	893,9	312,6	1679,9	427,5
Taux de Liquidité (en %)	32,8	23,8	29,0	26,9	28,1	15,9	34,2	35,1
Taux d'inflation annuel moyen (en %)	3,0	2,6	3,0	3,2	2,5	2,6	2,0	3,0
Pondération des produits locaux dans l'IHPC (en %)	67,9	71,3	84,0	57,6	66,5	54,2	70,5	69,3

Source : Banque Mondiale (WDI), Afristat, BCEAO

Note : Bn (Bénin), Bur (Burkina Faso), CI (Côte d'Ivoire), GB (Guinée-Bissau), SN (Sénégal)

L'Union est caractérisée par une forte hétérogénéité par rapport à la taille du produit intérieur brut (PIB). En effet, le PIB cumulé des deux plus grands pays (en termes de production) représente 54% de la production totale de la zone. De même, la masse monétaire de la Côte d'Ivoire représente 35% de la masse monétaire de l'Union contre 22% pour le Sénégal. La masse monétaire de ces deux plus grands pays représente 57% de la masse monétaire globale de l'Union. Mis à part la Côte d'Ivoire, tous les pays de la zone présentent un déficit structurel du compte courant de la balance des paiements.

Pour tous les pays de l'Union, le taux d'ouverture est supérieur à 20%. Les importations en pourcentage du PIB varient d'un minimum de 25% au Niger à 54,3% au Togo. La structure des importations de biens de l'Union a tout de même subi une importante mutation entre les périodes (2000-2004) et (2005-2011). En effet, au cours de la première sous-période, elle était composée des biens d'équipement (22,7%), des biens intermédiaires (20,7%), des biens alimentaires (19,7%), des produits énergétiques (19,6%) et des autres biens de consommation (17,3%). Au cours de la seconde sous-période, les produits énergétiques sont passés largement en tête du classement des groupes de produits importés par l'Union, avec près du tiers des achats à l'extérieur (30,8%). Ils sont suivis des biens d'équipement (20,6%), des produits alimentaires (17,8%), des biens intermédiaires (16,9%) et des autres biens de consommation (13,9%). Le continent

européen est resté au premier rang des fournisseurs de l'UEMOA, nonobstant le recul de sa part dans les importations totales au profit des partenaires asiatiques et américains. Cette part est estimée, en moyenne, à 42,6% entre 2005 et 2011 contre 55,1% sur la période 2000-2004. Ce repli est principalement imputable à la Zone euro, dont la part s'est établie à 33,8% sur la deuxième période contre 45,8% sur la première. Les approvisionnements de l'Union dans la Zone euro sont effectués principalement en France, qui demeure le premier pays fournisseur de l'UEMOA avec une part dans les importations totales de la Zone estimée à 18,0% en moyenne sur la période 2005-2011, contre 31,7% entre 2000 et 2004. Les importations en provenance de l'Union Européenne sont constituées, pour la plupart, de biens d'équipement, de produits pétroliers raffinés, de biens intermédiaires, de produits alimentaires, en particulier le blé et le lait, ainsi que de produits pharmaceutiques. Avec le relèvement du poids des produits énergétiques dans les importations des pays de l'Union, l'inflation dans ces pays devrait être plus sensible aux variations des cours des produits pétroliers sur le marché international. Cependant, l'encrage du FCFA à l'Euro et l'importance des échanges avec la Zone Euro participent à la maîtrise des tensions inflationnistes.

La zone UEMOA est marquée par une convergence nominale et réelle, encore faible malgré la mise en place en 2000 d'un pacte de convergence. Les économies demeurent fortement dépendantes des cours des matières premières qui constituent les principaux produits d'exportation et les échanges intra-régionaux restent faibles. Les principales études portant sur l'analyse de la dynamique de l'inflation¹⁹ ont fait ressortir l'importance des chocs externes (cours du pétrole et des produits alimentaires) et internes (offre de produits vivriers) ainsi que le rôle de la politique monétaire. Sur la période de 1971 à 2012, les études ont identifié quatre phases caractérisant la dynamique de l'inflation:

- 1971-1986 : marquée par une forte inflation se situant en moyenne à 9,9% et une volatilité élevée avec un écart type de 4,8%, dans un contexte caractérisé par des chocs externes (chocs pétroliers de 1973 et 1979) et internes (sécheresses 1969-1971, 1973 et 1974), une forte expansion de la masse monétaire (en moyenne 16,6%) et une

¹⁹ Koné, S et O. Samba Mamadou, DRS/SR/97/01, BCEAO, juin 1997, Doe, L. et S. Diarisso, DRS/SR/97/03, BCEAO, juillet 1997, Nubukpo K., DER/01/07, BCEAO, août 2007, Dialo M.L.A, DER/03/01, BCEAO, septembre 2003, M. TOE et M. Hounkpathin, DER/07/02, BCEAO, mai 2007.

croissance économique impulsée par la flambée des cours des matières premières (cacao et café en particulier) ;

- 1986-1993 : caractérisée par un taux d'inflation faible (0,8%) et une volatilité réduite avec un écart type de 0,8%. Cette période coïncide avec la réalisation des réformes consacrant une libéralisation des économies et la mise en œuvre d'une politique monétaire plus restrictive.
- 1994-1995 : période coïncidant avec la dévaluation du FCFA qui s'est traduite par une forte inflation (31% en 1994), maîtrisée progressivement (12% en 1995).
- 1996-2012 : marquée par un retour à une inflation modérée se situant généralement en dessous de la norme communautaire de 3% avec des pics induits par différents chocs externes ou internes.

3.3. Spécificités et rôle des produits vivriers dans la dynamique de l'inflation des pays de l'UEMOA

Les études menées dans les pays de l'UEMOA ont révélé que l'inflation apparaît très sensible aux évolutions de l'offre locale de produits vivriers (voir Diallo, 2003). Ces résultats sont en ligne avec ceux issus de l'étude menée par Toé (2002) qui révèlent que les produits frais et céréales non transformées, avec une pondération de 16,6%, sont à l'origine de la moitié de la volatilité de l'indice global dans l'Union et expliquent environ les 2/3 de la volatilité de l'indice global au Burkina, en Guinée-Bissau et au Sénégal. Ainsi, dans le cadre de la modélisation de la dynamique de l'inflation de ces pays, il est important d'identifier les principaux facteurs déterminant l'évolution des prix des produits vivriers et de les intégrer de façon adaptée.

Les produits vivriers locaux

Les prix sur le marché des produits vivriers locaux (produits frais et céréales non transformées) sont déterminés principalement par l'offre, étant donnée que la demande est relativement stable et l'influence de l'action monétaire sur les prix de ces produits très limitée, du fait de la très faible contribution du capital dans le processus de production. Au total, la production locale et la variation des stocks sont les principaux déterminants de l'évolution des prix de ces produits. Étant donné que le secteur agricole utilise surtout de la main-d'œuvre et peu de capital physique, la production locale dépend de la

pluviométrie, des intrants et de la main-d'œuvre. Ainsi, en fonction des anticipations sur la pluviométrie, des anticipations sur les prix et de la disponibilité de la main-d'œuvre, de la disponibilité des terres arables viables et du niveau des stocks, les paysans fixent les superficies à cultiver de même que le type de produits vivriers cultivés. Concernant les stocks, ils ont globalement dans les pays de l'UEMOA, trois types de fonction, que sont l'approvisionnement, la régulation et la sécurité alimentaire.

Le stockage d'approvisionnement est entreposé chez les commerçants et chez les producteurs (stock paysan). Pour le commerçant, il s'agit d'un stock destiné à la distribution courante et régulière. Concernant le producteur, il s'agit des stocks de subsistance qui peuvent dépasser les besoins de l'année en prévision de mauvaises récoltes. Comme il a été souligné dans le cadre de l'étude commanditée par la Commission de l'UEMOA sur la mise en place d'un dispositif régional de renforcement et de coordination des stocks nationaux de sécurité alimentaire dans l'Union (2011), ces stocks peuvent avoir un but spéculatif. Le stockage de régulation ou de stabilisation constitue une réserve utilisée pour réguler les débits et stabiliser les prix sur le marché. Cette forme de stockage portée par les Caisses de Péréquation ou de Stabilisation des Prix (structures publiques) a été démantelée dans la quasi-totalité des pays de l'espace UEMOA. Le stockage de sécurité, actuellement le plus répandu, est destiné à constituer des réserves suffisantes pour approvisionner les zones à risques. Il est aussi appelé stock de sécurité alimentaire, stock d'intervention, réserve alimentaire stratégique ou stockage de secours. Aujourd'hui, presque tous les pays de l'UEMOA disposent de stocks de sécurité alimentaire, bien que la gestion ne soit pas harmonisée. Au Burkina Faso, au Niger et au Mali coexistent deux types de stocks nationaux, notamment un stock national de sécurité (SNS) alimentaire cogéré par l'Etat et les donateurs et un stock national stratégique (SNR) géré par l'Etat. Au Sénégal et en Guinée-Bissau, la situation se particularise par le fait que le stock national de sécurité est essentiellement constitué des stocks privés et de stocks d'institutions comme le Programme Alimentaire Mondial (PAM). Au Togo et au Bénin, les stocks sont constitués par des structures publiques (ANSAT, ONASA)²⁰, les entreprises privées et les institutions tels que le PAM et la

²⁰ Agence nationale de la sécurité alimentaire du Togo (ANSAT) et l'Offre National d'Appui à la Sécurité Alimentaire (ONASA) au Bénin

FAO. Globalement, ces stocks ne sont pas utilisés à des fins spéculatives. Leur constitution peut tout de même avoir un impact sur les prix en réduisant l'offre globale de produits commercialisés.

b) Les produits vivriers importés

Pour les produits importés, les prix dépendent principalement des évolutions sur le marché international, notamment celles du riz, du cours de l'Euro par rapport au dollar et des pratiques commerciales. A cet égard, dans la détermination de l'indice des prix à la consommation de la Côte d'Ivoire, de la Guinée-Bissau et du Sénégal, le riz importé représente la quasi-totalité de la pondération du groupe des céréales non transformées (plus de 98%) dans l'indice et pour les autres pays, le poids du riz importé dépasse 40%. Les stratégies développées par les acteurs économiques influencent également la transmission des prix du marché international aux marchés locaux. En effet, la détention de stocks en prévision d'une hausse de prix sur les marchés intérieurs ou internationaux peut empêcher la transmission des prix entre ces marchés. A l'inverse, le déblocage consécutif des stocks, une fois retombées les perspectives de prix nationaux et internationaux élevés, peut exercer une pression vers le bas sur le marché intérieur et entraîner une baisse du prix intérieur supérieure à celle logiquement attendue en l'absence de stocks. Etant donné le régime de change en vigueur dans les pays de l'UEMOA et vu que les cours des produits alimentaires sur le marché international, notamment ceux du riz, sont cotés en dollar, le prix sur le marché local dépend aussi du cours entre l'Euro et le dollar. En l'occurrence, entre janvier 1998 et mars 2008, la valeur du dollar par rapport à l'Euro a chuté de 30,6%. Ainsi, le prix libellé en dollar du riz 100% brisures FOB Bangkok a été multiplié par 1,82 alors que le prix en FCFA sur la même période n'a été multiplié que par 1,27 du fait de l'appréciation de l'Euro.

4. Evaluation du degré de persistance de l'inflation dans les pays de l'UEMOA

Sur la base de l'analyse des statistiques descriptives et des critères d'information AIC, il sera retenu le modèle le plus approprié pour décrire la dynamique de l'inflation dans les pays considérés et évaluer le degré de persistance dans les pays de l'UEMOA. Une analyse plus fine de la persistance sera réalisée, en estimant le paramètre de persistance

au niveau désagrégé, ce qui permettra d'identifier les groupes de produits où l'inertie de l'inflation est la plus forte. Les résultats enregistrés dans les pays de l'UEMOA seront aussi comparés à ceux des pays de la CEMAC et des autres pays de la CEDEAO non membres de l'espace UEMOA.

4.1. Approche méthodologique

Le degré de persistance de l'inflation sera évaluée sur la base du taux d'inflation mensuelle, mesurée en variation mensuelle, en vue de disposer de suffisamment d'informations, assurant la convergence des estimateurs.

Considérant π_t^j , le taux d'inflation mensuelle, mesurée en variation mensuelle, du pays i au mois t , $\pi_t^j = [(I_t^j - I_{t-1}^j) / I_{t-1}^j] * 100$, I_t^j étant l'indice des prix désaisonnalisé du pays i au mois t .

La démarche méthodologique comprend deux étapes. La première consistera à extraire la composante saisonnière qui caractérise l'indice mensuel des prix à la consommation. La deuxième phase portera sur la détermination de l'ordre d'intégration des séries d'inflation et du degré de persistance de l'inflation des pays considérés.

Evaluation de la composante saisonnière

En vue d'évaluer la composante saisonnière, la démarche développée par Harvey (1989) est adoptée. Celle-ci offre la possibilité de détecter l'existence d'une dimension stochastique dans la composante saisonnière. Cette méthode se caractérise par sa capacité à décomposer la série en composantes non observées telles que la tendance, la saisonnalité et les composantes irrégulières, avec une interprétation directe (Harvey et Shephard, 1993).

Ainsi, l'indice des prix P_t^i est décomposé en quatre facteurs :

$P_t^i = \mu_t^i + \gamma_t^i + v_t^i + \varepsilon_t^i$, μ_t^i est la composante tendancielle, v_t^i est la composante saisonnière γ_t^i est un processus AR(1) et ε_t^i un bruit blanc. Toutes ces composantes sont potentiellement stochastiques

$$\mu_t^i = \mu_{t-1}^i + \beta_{t-1} + \eta_t^i, \text{ avec } \eta_t^i \rightarrow NID(0, \sigma_n^2)$$

$$\beta_t^i = \beta_{t-1}^i + r_t^i, \text{ avec } r_t^i \rightarrow NID(0, \sigma_l^2)$$

$$\gamma_t^i = \rho_v \gamma_t^i + \xi_t^i, \text{ avec } |\rho_v| < 1, \eta_t^i \rightarrow NID(0, \sigma_k^2)$$

La composante saisonnière est supposée stochastique et vérifiant la condition ci-après :

$$S(L)v_t^i = \sum_{s=1}^{j=0} v_{t-j}^i = w_t^i, \text{ } w_t^i \text{ étant un bruit blanc de moyenne nulle et de variance } \sigma_{wi}^2 \text{ et}$$

$S(L) = 1 + L + \dots + L^{s-1}$, avec s le nombre de saisons (12 dans notre cas). L'utilisation de ce filtre permet de détecter les tendances saisonnières qui évoluent lentement mais de façon permanente (Harvey et Scott, 1994). Les différents résidus sont supposés non corrélés et le modèle est estimé par maximum de vraisemblance. La mesure avec laquelle la tendance et les composantes saisonnières évoluent dans le temps dépend des paramètres $\sigma_n^2, \sigma_{wi}^2, \sigma_l^2, \sigma_k^2$ qui peuvent être estimés par maximum de vraisemblance (Harvey, 1989). Après cette étape, la tendance et la composante saisonnière peuvent être extraites par un algorithme de lissage (Koopman, 1993). Ainsi, l'interprétation des résultats repose principalement sur l'analyse de l'écart-type des paramètres estimés. En particulier, lorsque l'écart type σ_{wi}^2 associé à l'estimateur de w_t^i est différent de zéro, la composante saisonnière est stochastique. Ainsi, les tests diagnostics sont effectués sur les résidus, selon la démarche de Harvey et Koopman (1992). Toutefois, pour assurer la robustesse des estimations, des interventions (variables muettes) ont été introduites pour prendre en compte les éventuelles ruptures et les points aberrants affectant les séries. L'introduction de ces interventions est importante au vue de la période couverte qui intègre la dévaluation du FCFA en 1994, l'intégration de la Guinée-Bissau en 1997 et la flambée des cours du pétrole en 2008.

Plusieurs tests de spécification seront effectués. La normalité est testée avec la statistique de Jarque-Bera, qui suit une loi de χ^2 sous l'hypothèse nulle de normalité des erreurs. $H(h)$ est la statistique de test d'hétéroscédasticité, qui suit, sous l'hypothèse nulle d'homoscédasticité, une distribution de Fischer $F(h, h)$, de degrés de liberté (h, h) . $Q(P, d)$ est la statistique de Ljung basée sur la somme des autocorrélations d'ordre P , et suivant une distribution χ^2 avec d degrés de liberté, sous l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation. Enfin, pour la composante résiduelle, il est présenté le test de

Browman-Shenton pour détecter l'asymétrie et l'aplatissement. Le rejet de l'hypothèse nulle implique que ces caractéristiques sont présentes dans le modèle.

Ordres d'intégration des séries et degré de persistance de l'inflation

Une des questions essentielles dans l'analyse de la persistance est de savoir si la variable exhibe une racine unitaire. Dans ce cas, cela voudrait dire qu'il y a une persistance infinie des chocs et le retour de l'inflation à son niveau de long terme après un choc exigerait la survenance d'un autre choc de même ampleur et d'effet inverse. Pour déterminer l'ordre d'intégration des séries, deux procédures sont utilisées pour détecter la présence de racine unitaire (RU). La première est le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF, Said et Diskey, 1984) et le second est le test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS, 1992) qui, contrairement au premier, considère la stationnarité de la série sous l'hypothèse nulle.

L'ADF, qui est robuste à l'autocorrélation, teste l'hypothèse $H_0 : X_t$ est $I(1)$ contre $H_1 : X_t$ n'est pas $I(1)$. Pour ce faire, on estime les équations (a), (b) ou (c).

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 t + \pi X_t + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta X_{t_j} + u_t \quad (a)$$

$$\Delta X_t = \beta_0 + \pi X_t + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta X_{t_j} + u_t \quad (b)$$

$$\Delta X_t = \pi X_t + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta X_{t_j} + u_t \quad (c)$$

Ainsi, le test repose sur la statistique $ADF = \frac{T\pi}{(1 - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_p)}$. Le choix des valeurs critiques dépend de la formulation retenue. Globalement, le test se présente selon trois formulations :

- avec tendance et constante (a) ;
- avec constante et sans tendance (b) ;
- sans tendance et sans constante (c).

Les valeurs critiques pour les principales formulations étant différentes, il est nécessaire d'identifier la bonne formulation pour aboutir à des conclusions adéquates. Pour ce faire, nous avons adopté la stratégie standard, en commençant d'abord par tester la racine

unitaire à partir du modèle le plus général, à savoir le modèle avec tendance et constante. Si on rejette l'hypothèse de racine unitaire, on teste la nullité du coefficient relatif à la tendance par un test de Student. Si l'on rejette l'hypothèse $\beta_0 = 0$ et $\beta_1 = 0$, cela signifie que le modèle est le "bon" modèle et on conclut que la série est de type TS du fait de la présence de la tendance. En revanche, si l'on accepte l'hypothèse $\beta_1 = 0$, le modèle n'est pas adapté puisque la présence d'une tendance est rejetée. On refait le test de racine unitaire à partir du modèle qui ne comprend qu'une constante. Si, au contraire, on accepte l'hypothèse de racine unitaire, on construit un test de Fischer de l'hypothèse jointe $\pi = 0$ et $\beta_0 = 0$. On teste ainsi la nullité de la tendance, conditionnellement à la présence d'une racine unitaire. Si on accepte l'hypothèse nulle, on repasse au modèle suivant. En revanche, si l'hypothèse nulle est rejetée, on conclut avec le modèle.

Le test KPSS repose sur le modèle $X_t = \beta_0 + \beta_1 t + \mu_t + u_t, \mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t, \text{var}(\varepsilon_t) = \sigma^2$ (d)

ou $X_t = \beta_0 + \mu_t + u_t, \mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t, \text{var}(\varepsilon_t) = \sigma^2$ (e).

KPSS teste l'hypothèse $H_0 : \sigma^2 = 0$ contre $H_1 : \sigma^2 \neq 0$. Le test repose sur la statistique

$$KPSS = (T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2) / \hat{\lambda}^2, S_t = \sum_{j=1}^p u_{t-j},$$

u_t est le résidu de la régression $X_t = \beta_0 + \beta_1 t + u_t$. De même, le choix des valeurs critiques dépend de la formulation retenue. Le test se présente selon deux formulations :

- Avec tendance et constante ;
- Avec constante et sans tendance.

La même démarche est adoptée pour le choix du bon modèle.

Si les séries d'inflation sont stationnaires, le degré de persistance de l'inflation sera évalué, en adoptant un modèle markovien à deux régimes ou un modèle linéaire de type autorégressif (AR-P). Le choix entre ces deux modèles se fera en s'appuyant sur les critères d'information AIC et BIC.

4.2. Analyse empirique

Les données utilisées proviennent de la base de données du FMI (International Financial Statistics - IFS). Il s'agit des indices de prix à la consommation (base 2005). Elles portent sur la période de janvier 1980 à décembre 2011. Les données couvrent la période janvier

1992- janvier 2011 pour le Bénin et janvier 1986- décembre 2011 pour la Guinée-Bissau. Pour le Bénin et la Guinée-Bissau, les données manquantes ont été estimées en appliquant le profil saisonnier évalué sur la base des données existantes, aux données annuelles.

Le taux d'inflation du pays π_t^j du pays j (j=1...8) à la date t, est déterminé de la façon suivante :

$\pi_t^j = [(I_t^j - I_{t-1}^j) / I_{t-1}^j] * 100$, le taux d'inflation désaisonnalisé du pays j au mois t, I_t^j étant l'indice des prix désaisonnalisé du pays j au mois t. L'indice global des prix à la consommation peut être subdivisé en trois composantes :

- la composante « produits frais et les céréales non transformées ». Elle regroupe les postes volatiles 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 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.

La composante "alimentation", du fait de son poids prépondérant dans l'indice des prix à la consommation, a une forte influence sur l'inflation dans les pays de l'UEMOA. Elle est à l'origine de la moitié de la volatilité de l'indice global dans l'Union. Pour l'indice de l'énergie, sa contribution à la volatilité de l'indice global est du même ordre de grandeur que son poids dans l'indice global, évalué à 7,5%. La saisonnalité qui caractérise la dynamique des prix dans ces pays provient principalement de ces deux composantes. Au niveau de la composante « produits frais et les céréales non transformées », les prix baissent après les récoltes et augmentent progressivement avec l'épuisement des stocks. S'agissant de la composante « Énergie », le rythme saisonnier est induit par la sous-composante « combustibles solides » qui regroupe le charbon de bois et le bois de chauffe. Au niveau de cette sous composante, les prix augmentent pendant la saison des pluies, marquée par une faiblesse de la production et un accès plus difficile aux zones de

production. Ainsi, la pluviométrie (durée et importance) impacte de façon déterminante la composante saisonnière des prix dans les pays de l'UEMOA.

Identification de la composante saisonnière

La démarche développée par Harvey (1989) est adoptée pour identifier la composante saisonnière. Le tableau 2 présente les tests de spécification des modèles intégrant des instruments. Pour tous les pays, le modèle retenu est homoscédastique et ne présente pas d'autocorrélation.

Tableau 2 : tests de spécification – modèles avec des instruments

	<i>Log vraisemblance</i>	<i>Standard Erreur</i>	<i>Hétéroscé- dasticité H(h)</i>	<i>Q-test d'autocorré- lation</i>	<i>Skewness des résidus</i>	<i>Kurtosis des résidus</i>
Bénin	177.3	1.32	0.86(1.00)	Q(24,19) = 28.78(0.07)	0.16(0.22)	0.86(0.16)
Burkina	118.8	1.11	0.92(1.00)	Q(24,17) = 21.2(0.21)	0.14(0.24)	0.97(0.12)
Côte d'Ivoire	327.4	0.53	0.53(1.00)	Q(24,17) = 24.4(0.11)	0.19(0.17)	0.98(0.12)
Guinée- Bissau	90.3	1.16	0.21(1.00)	Q(24,19) = 20.8(0.34)	0.13(0.34)	0.63(0.23)
Mali	383.4	1.42	0.31(1.00)	Q(24,19) = 26.3(0.12)	0.18(0.20)	0.92(0.11)
Niger	147.2	1.13	0.58(1.00)	Q(24,17) = 14.3(0.64)	0.21(0.12)	0.91(0.11)
Sénégal	24.8	0.85	0.65(1.00)	Q(24,17) = 21.6 (0.20)	0.15(0.25)	0.67(0.21)
Togo	23.7	0.86	1.4(1.00)	Q(24,19) = 22.0(0.28)	0.23(0.08)	0.78(0.16)
UEMOA	402	0.52	1.04(1.00)	Q(24,19) = 16.9(0.6)	0.15(0.25)	0.94(0.11)

Notes : les valeurs entre parenthèse sont les seuils des tests de signification, Q (P, d) sont les statistiques de Ljung basées sur la somme des autocorrélations d'ordre P et qui suivent une distribution χ^2 avec d degrés de liberté, sous l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation. H(h) est la statistique de test d'hétéroscédasticité, qui suit, sous l'hypothèse nulle d'homoscédasticité, une distribution de Fischer F (h, h), de degrés de liberté (h,h)

Le tableau 3 présente l'écart-type des principaux paramètres et les q-ratios sont entre parenthèse. Seuls les paramètres pour lesquels le q-ratio est supérieur à zéro sont présentés.

Tableau 3 : écart type des paramètres et q-ratio

	Niveau	SLOP	SAISONNALITE	ARI	IRR
Bénin	0.89(0.04)		0.001(0.38)	18.9(1.00)	0.006(0.004)
Burkina	0.52(2.54)			2.86(14.00)	0.20(1.00)
C. Ivoire	0.12(5.91)	0.0009(0.72)		0.08(3.8)	0.02(1.00)
G.Bissau	1.4(0.61)			2.4(1.00)	
Mali	2.05(1.00)		0.0002(0.001)	0.31(0.14)	
Niger	1.04(1.00)			0.77(0.74)	
Sénégal	0.46(0.15)			0.52(0.17)	
Togo	0.67(1.00)		0.001(0.001)	0.03(0.05)	
UEMOA	0.20(1.00)	0.03(0.15)			

Une saisonnalité variable (stochastique) a été enregistrée au Bénin et dans une moindre mesure au Mali et au Togo (voir annexe 2). Pour les autres pays, les tests confirment le caractère déterministe de la composante saisonnière. Le tableau 4 présente le profil saisonnier des différents pays.

Tableau 4 : profil saisonnier moyen (t de Student entre crochets)

	UEMOA	BN	CI	GB	SN	BUR	TG	MI	NG
Janvier	-0,60(0,0)	-0,22(0,1)	-0,35(0,0)	-0,79(0,0)	-0,59(0,0)	0,94(0,0)	0,56(0,0)	-1,27(0,0)	-1,73(0,0)
Février	-0,57(0,0)	-0,47(0,00)	-0,18(0,0)	-0,68(0,0)	-0,53(0,0)	-1,0(0,0)	-0,05(0,8)	-1,73(0,0)	-1,91(0,0)
Mars	-0,43(0,4)	-0,14(0,3)	-0,06(0,4)	-0,81(0,0)	-0,53(0,0)	-1,1(0,0)	-0,12(0,6)	-1,44(0,0)	-1,69(0,0)
Avril	-0,18(0,0)	0,27(0,0)	0,22(0,0)	-0,59(0,0)	-0,62(0,0)	-0,9(0,0)	-0,45(0,0)	-1,34(0,0)	-1,34(0,0)
Mai	0,12(0,1)	0,71(0,0)	0,54(0,0)	-0,21(0,3)	-1,07(0,0)	0,68(0,0)	1,57(0,0)	-0,29(0,1)	-0,43(0,0)
Juin	0,51(0,0)	0,64(0,0)	0,89(0,0)	0,49(0,1)	-1,03(0,0)	1,47(0,0)	1,12(0,0)	1,57(0,0)	0,7(0,0)
Juillet	0,62(0,0)	0,25(0,0)	0,44(0,0)	0,87(0,0)	-0,31(0,0)	0,88(0,0)	1,60(0,0)	2,29(0,0)	1,8(0,0)
Août	0,74(0,0)	-0,07(0,5)	0,38(0,0)	1,01(0,0)	1,11(0,0)	0,99(0,0)	-0,02(0,9)	1,91(0,0)	2,04(0,0)
Septembre	0,44(0,0)	-0,34(0,0)	-0,02(0,8)	0,75(0,0)	1,47(0,0)	0,16(0,5)	-1,31(0,0)	1,33(0,0)	1,26(0,0)
Octobre	0,15(0,0)	-0,23(0,0)	-0,45(0,0)	0,50(0,1)	1,35(0,0)	0,46(0,1)	-1,64(0,0)	0,14(0,4)	1,4(0,0)
Novembre	-0,20(0,0)	-0,10(0,4)	-0,63(0,0)	0,13(0,5)	0,78(0,0)	0,22(0,4)	-1,27(0,0)	-0,25(0,21)	0,4(0,0)
Décembre	-0,61(0,0)	-0,29(0,0)	-0,76(0,0)	-0,67(0,0)	-0,01(0,9)	-0,83(0,0)	-0,89(0,0)	-1,00(0,0)	-0,88(0,0)
Amplitude 1/	1,35	1,18	1,65	1,82	2,54	2,57	3,24	4,02	3,95

1/ amplitude = coefficient saisonnier maximum – coefficient saisonnier minimum

La saisonnalité est plus marquée en zone sahélienne (Burkina, Mali, Niger et Sénégal) à cause de la durée plus longue de la période de soudure. Toutefois, au Togo, l'ampleur de la composante saisonnière, mesurée par l'amplitude, s'apparente à celle des pays sahéliens. Dans ces cinq pays, l'amplitude est supérieure à 2,5 avec une moyenne de 3,2. Dans les autres pays, elle est inférieure à 1,9 avec une moyenne de 1,5.

L'analyse des profils saisonniers au niveau régional, révèle que les tensions sur les prix sont observées sur la période de mai à octobre ; les prix amorçant une tendance à la baisse à partir du mois de novembre, avec l'arrivée des récoltes sur les marchés des différents pays de la Zone.

Des divergences existent tout de même entre les pays. En effet, dans la plupart des pays sahéliens (Sénégal, Niger, Mali, Burkina Faso), les prix ont tendance à baisser à partir du quatrième trimestre, particulièrement en novembre au Mali et en décembre dans les autres pays. Les prix augmentent à partir du mois de mai au Mali et au Niger, un mois plus tôt au Burkina et deux mois plus tard au Sénégal.

Dans les pays du golfe de Guinée, à l'exception de la Guinée-Bissau, la baisse des prix est amorcée plus tôt, notamment au mois d'août au Bénin et au Togo et au mois de septembre en Côte d'Ivoire. En Guinée-Bissau, du fait notamment de l'importance des échanges avec le Sénégal, d'où provient une bonne partie des produits alimentaires, la baisse saisonnière est observée à partir du mois de décembre.

Ordre d'intégration des séries d'inflation et degré de persistance de l'inflation dans les pays de l'UEMOA

La dévaluation du FCFA ayant entraîné des variations importantes de l'indice des prix au cours de l'année 1994, la période retenue pour évaluer le degré de persistance a été restreinte à janvier 1995 – décembre 2011. Pour la Guinée-Bissau dont l'adhésion à l'espace UEMOA a considérablement modifié la dynamique de l'inflation à partir de 1997, l'estimation a été faite sur la période janvier 1999-décembre 2011.

Considérant π_t^j , le taux d'inflation mensuelle, mesurée en variation mensuelle, du pays i au mois t , $\pi_t^j = (I_t^j - I_{t-1}^j) / I_{t-1}^j * 100$, I_t^i étant l'indice des prix désaisonnalisé du pays i au mois t . Les statistiques descriptives des séries de taux d'inflation des huit pays de la zone sont résumées dans le tableau 5.

Tableau 5 : statistiques descriptives des séries d'inflation mensuelle des pays de l'UEMOA

	Bénin	Burkina	Cote d'Ivoire	Guinée- Bissau	Mali	Niger	Sénégal	Togo	Moyenne UEMOA
Moyenne	0,27	0,24	0,27	0,77	0,24	0,23	0,18	0,24	0,31
Médiane	0,25	0,14	0,20	0,42	0,18	0,18	0,15	0,22	0,22
Maximum	3,49	3,49	4,05	11,73	2,67	5,48	1,93	4,36	4,65
Minimum	-2,70	-3,55	-2,68	-13,86	-2,41	-2,95	-2,08	-3,01	-4,16
Std. Dev.	1,05	1,05	0,69	2,68	0,89	0,93	0,66	0,98	1,12
Skewness	0,22	0,20	0,60	0,00	0,22	1,12	0,02	0,13	
Kurtosis	3,57	4,23	8,99	10,02	3,34	8,23	3,64	5,58	
Jarque- Bera	4,36	14,16	317,31	419,05	2,65	274,39	3,54	57,35	
Probability	0,11	0,00	0,00	0,00	0,27	0,00	0,17	0,00	

Note : les statistiques sont déterminées à partir des taux d'inflation mensuelle mesurée en variation mensuelle

Sur la période janvier 1995 à décembre 2011, le taux d'inflation mensuelle mesurée en variation mensuelle s'est situé en moyenne à 0,3% avec un maximum de 11,2% et un minimum de -13,8%, enregistrés en Guinée-Bissau, dont la série d'inflation a été très volatile durant la période qui a précédé son adhésion à l'espace UEMOA. Par rapport à la loi normale, le coefficient d'aplatissement de Pearson (Kurtosis) est supérieur à 3, traduisant un excès d'aplatissement. De même, le coefficient de dissymétrie (Skewness) est positif, indiquant une asymétrie dans les séries d'inflation. Le signe positif indique qu'il y a plus de valeurs positives que de valeurs négatives. L'asymétrie pourrait indiquer une non linéarité de la série des taux d'inflation, qu'il conviendra de prendre en compte dans l'estimation du degré de persistance.

Le tableau 6 présente les résultats des tests de racines unitaires sur les séries d'inflation. Tous les modèles retenus sont avec constante et sans tendance.

Tableau 6 : résultats des tests de racine unitaire

	ADF t-test (seuil = -2,88 à 5%)	KPSS (seuil = 0,46 à 5%)	Conclusion
Bénin	-16.22	0.04	I(0)
Burkina	-17.75	0.04	I(0)
Cote d'Ivoire	-13.77	0.07	I(0)
Guinée-Bissau	-3.74	0.83	I(0)
Mali	-12.59	0.08	I(0)
Niger	-13.39	0.05	I(0)
Sénégal	-14.09	0.07	I(0)
Togo	-14.34	0.04	I(0)

Note : tous les modèles sont avec constante et sans tendance

Les résultats des tests permettent de conclure que toutes les séries sont stationnaires au seuil de 5%. Les séries ne présentant pas de racine unitaire, l'inflation dans les pays de l'UEMOA ne s'écarterait pas de façon indéfinie de sa valeur de long terme suite à un choc externe ou interne. Par conséquent, il y a toujours un retour vers le taux d'équilibre dont le rythme dépend du degré de persistance ou d'anti-persistance, selon le signe du coefficient.

Evaluation du degré de persistance de l'inflation : modèle et méthode d'estimation

La valeur positive du « Skewness » des séries d'inflation des principaux pays indique que les distributions sont asymétriques. Cette asymétrie pourrait indiquer la présence de plusieurs régimes qu'il convient de prendre en compte dans l'évaluation de la persistance. Sur cette base, le modèle Autorégressif à Changement de Régime Markovien (AR-MS) sera privilégié pour évaluer le degré de persistance. Le nombre de régime a été limité à deux afin de conserver un nombre suffisant de degrés de liberté. L'analyse des critères d'information nous amène à privilégier les modèles à deux régimes au détriment d'un modèle linéaire, comme le montre le tableau 7.

Tableau 7 : critère d'information des meilleurs modèles $AR(p)$ et $MS-AR(p)$

Meilleur modèle	MS AR	AR	MS AR	AR
	AIC		BIC	
Bénin	-9,16	-9,13	-9,11	-9,08
Burkina Faso	-9,26	-9,14	-9,21	-9,1
Côte d'Ivoire	-10,19	-10,03	-10,14	-9,96
Guinée-Bissau	-7,47	-7,44	-7,42	-7,39
Mali	-9,72	-9,46	-9,72	-9,44
Niger	-9,56	-9,35	-9,56	-9,33
Sénégal	-10,19	-10,15	-10,19	-10,01
Togo	-9,44	-9,29	-9,44	-9,21

Notes : MS AR est le meilleur modèle le modèle Autorégressif à Changement de Régime Markovien d'ordre p et AR est le meilleur modèle autorégressif d'ordre p .

Les critères AIC et BIC des modèles estimés pour les différents pays amènent à privilégier les modèles MS-AR pour évaluer le degré de persistance de l'inflation dans les pays de l'UEMOA sur la période considérée. De façon plus précise, l'équation (1.10) décrit le modèle retenu pour chaque pays :

$$\pi_t = a_0(1 - s_t) + a_1 s_t + \sum_{k=1}^p (\alpha_{0,k}(1 - s_{t-k}) + \alpha_{1,k} s_{t-k}) \pi_{t-k} + (\omega_0(1 - s_t) + \omega_1 s_t) \varepsilon_t \quad (1.10),$$

avec,

π_t est le taux d'inflation mensuelle, mesurée en variation mensuelle,

ε_t suit une loi normale centrée et réduite et

s_t est la variable d'état qui gouverne les régimes. Elle est inobservable et prend les valeurs 0 et 1, suivant une chaîne de Markov d'ordre 1.

Le modèle suppose que la dynamique de l'inflation dans les pays de l'UEMOA suit deux régimes distincts (régime 0 et régime 1). Lorsque l'inflation se trouve dans le régime i

($i=0,1$), le degré de persistance est mesuré par $\rho_i = \sum_{k=1}^p \alpha_{i,k}$, le taux d'inflation

tendancielle ou implicite par $\pi_i = \frac{a_i}{(1-\rho_i)}$ et la volatilité par ω_i . Sur cette base, la

persistance moyenne est mesurée par $\rho = \rho_0 * P(s_t = 0) + \rho_1 * P(s_t = 1)$.

Le passage d'un régime à un autre est gouverné par la matrice de transition P définie comme suit :

$$P = \begin{bmatrix} P & 1-P \\ 1-P & q \end{bmatrix} \text{ avec } \begin{cases} P = P(s_t = 0 / s_{t-1} = 0) \\ 1-P = P(s_t = 1 / s_{t-1} = 0) \\ 1-q = P(s_t = 0 / s_{t-1} = 1) \\ q = P(s_t = 1 / s_{t-1} = 1) \end{cases}$$

Les probabilités inconditionnelles sont données par les relations ci-après :

$$P(s_t = 0) = \Omega_1 = \frac{1-q}{(2-P-q)} \text{ et } P(s_t = 1) = \Omega_2 = \frac{1-p}{(2-P-q)}. \text{ Les durées attendues des}$$

deux régimes sont données par : $d_0 = \frac{1}{1-p}$ et $d_1 = \frac{1}{1-q}$. Les probabilités

conditionnelles sont sous la forme logistique suivante : $P = \frac{\exp(\theta_p)}{1 + \exp(\theta_p)}$ et

$$q = \frac{1}{1 + \exp(\theta_q)}^{21}.$$

L'estimation est faite par maximum de vraisemblance en utilisant l'algorithme « EM » de Hamilton. Le filtre de Hamilton et le lisseur de Kim sont utilisés pour calculer les séquences de probabilité et la vraisemblance du modèle. Le tableau 8 présente les résultats des estimations de l'équation 1.10 dans les différents pays de l'UEMOA.

²¹ Le premier modèle testé est un modèle plus général où les probabilités des transitions sont variables en fonction de l'évolution des prix du pétrole et de l'indice des prix des produits alimentaires. Il est ressorti des estimations dans les huit pays que l'influence des variations des prix du pétrole et des produits alimentaires sur les probabilités de transition n'est pas significative.

Tableau 8 : résultats des estimations des modèles à changements de régimes dans l'UEMOA

		Bénin	Burkina	Côte d'Ivoire	Guinée- Bissau	Mali	Niger	Sénégal	Togo
	p	0,96	0,79	0,50	0,95	0,85	0,63	0,81	0,62
	q	0,94	0,88	0,92	0,98	0,94	0,88	0,85	0,85
Régime 0	a_0	0,5%	-0,1%	0,4%	0,6%	1,2%	0,9%	0,2%	0,3%
	$\alpha_{0,1}$	-0,156	-0,404	-0,351	-0,165	-0,340	-0,140	-0,105	-0,260
	$\alpha_{0,2}$	-0,142	-0,155				-0,340		
	ρ_0	-0,30	-0,56	-0,35	-0,17	-0,34	-0,48	-0,10	-0,26
	ω_0	0,013	0,005	0,014	0,004	0,009	0,015	0,008	0,016
	π_i	0,4%	0,0%	0,3%	0,5%	0,9%	0,6%	0,2%	0,2%
	d_0	25,0	4,8	2,0	20,0	6,7	2,7	5,3	2,6
	$P(s_t = 0)$	0,6	0,4	0,1	0,3	0,3	0,2	0,4	0,3
Régime 1	a_1	0,2%	0,5%	0,2%	0,1%	0,0%	0,1%	0,1%	0,2%
	$\alpha_{1,1}$	-0,110	-0,249	0,298	0,135	0,090	0,103	0,234	0,300
	$\alpha_{1,2}$	-0,053	-0,043				0,114		
	ρ_1	-0,16	-0,29	0,30	0,13	0,09	0,22	0,24	0,30
	ω_0	0,005	0,012	0,004	0,009	0,007	0,005	0,038	0,005
	π_i	0,2%	0,4%	0,4%	0,1%	0,0%	0,1%	0,1%	0,3%
	d_1	16,7	8,3	12,5	50,0	16,7	8,3	6,7	6,7
	$P(s_t = 1)$	0,4	0,6	0,9	0,7	0,7	0,8	0,6	0,7

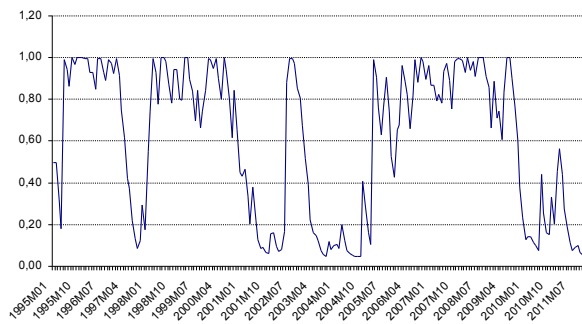
Note : P et q sont les probabilités de rester dans chaque régime. ρ_0 est la persistance de l'inflation dans le régime 0 et ρ_1 est la persistance de l'inflation dans le régime 1. Les π_i sont les taux d'inflation tendancielle ou implicite tandis que d_0 et d_1 sont les durées de chaque régime en nombre de mois. Les probabilités inconditionnelles d'être dans chaque régime sont $P(s_t = 0)$ et $P(s_t = 1)$.

De façon générale, quel que soit le pays où le régime, le degré de persistance de l'inflation est relativement faible, voire négatif. Dans le premier régime (régime 0), le taux l'inflation moyenne conditionnelle est plus élevé. Ce régime est caractérisé par une anti-persistance de l'inflation. Dans le second régime, la persistance est relativement faible dans tous les pays à l'exception du Burkina et du Bénin où l'inflation présente également une anti persistance dans ce régime. Globalement, le second régime, caractérisé par une moyenne conditionnelle plus faible, est dominant. En effet, au Burkina, 64% des observations se sont situées dans ce régime, qui a une durée moyenne de 8 mois contre 5 mois pour le premier régime. En Côte d'Ivoire, la probabilité d'être

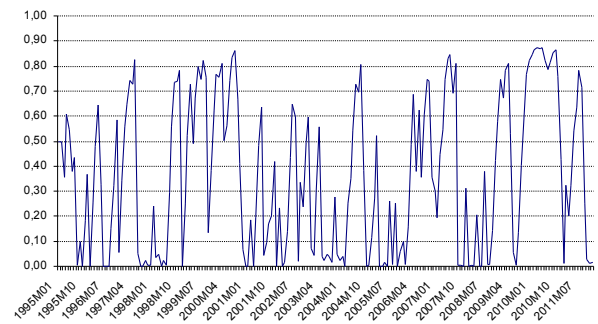
dans le régime où l'inflation est anti-persistante est relativement faible (10%). En Guinée-Bissau, la dynamique de l'inflation s'est plus située dans le second régime (70% contre 30%), qui a une durée moyenne de 50 mois contre 20 mois pour le premier régime. Au Mali, la probabilité de se situer dans le régime 0 est de 30% contre 70% pour le second régime. Au Niger, le second régime a généré 80% des observations avec une durée moyenne de 8 mois contre 3 mois pour le premier régime. Au Sénégal, La probabilité inconditionnelle de se trouver dans le second régime est de 0,6 contre 0,7 au Togo. Le graphique 1 présente les probabilités lissées de se retrouver dans le premier régime.

Graphique 1 : probabilité de situer sur le régime 0 où l'inflation est anti persistante

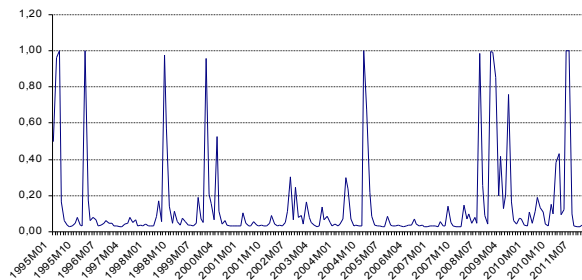
Bénin



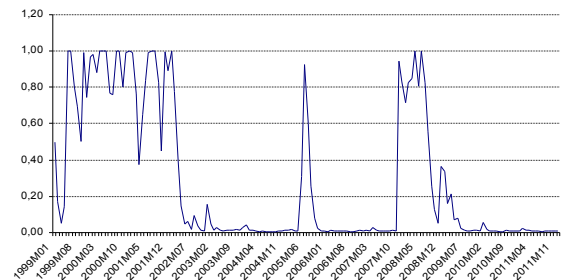
Burkina



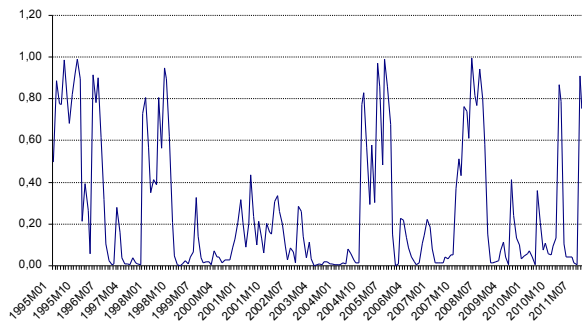
Côte d'Ivoire



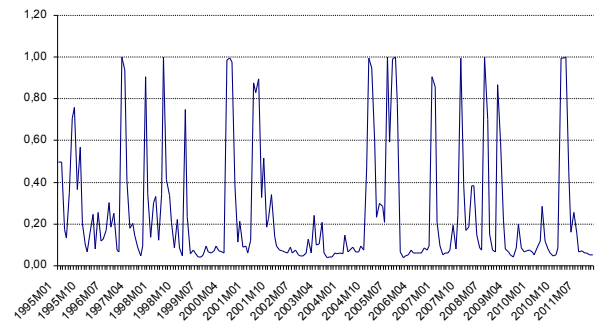
Guinée-Bissau



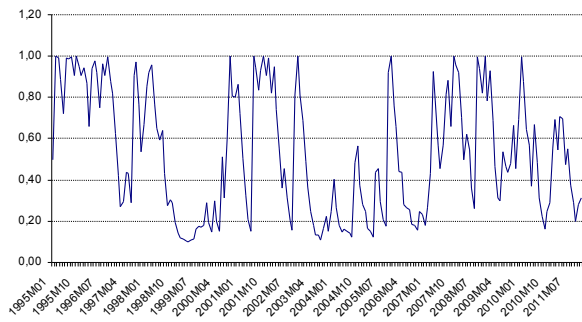
Mali



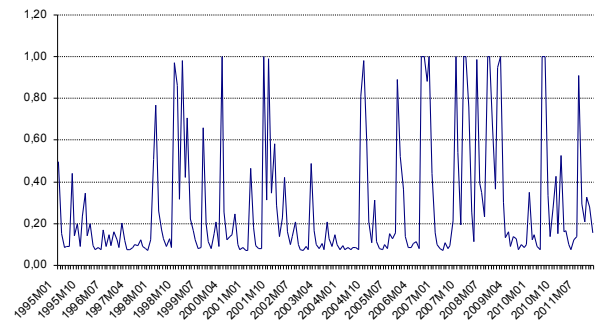
Niger



Sénégal



Togo



L'analyse des principales caractéristiques des deux régimes permet de définir trois groupes de pays. Le premier est composé du Bénin et du Burkina Faso. Dans ces pays, l'inflation est anti-persistante quelque soit le régime avec une anti-persistence plus marquée pour le premier régime. Au Bénin, le taux d'inflation d'équilibre et la volatilité sont plus élevés dans le premier régime alors qu'ils sont ressortis plus faibles dans ce régime au Burkina. L'analyse des probabilités lissées révèle qu'au Bénin, sur la période 2001-2004 et après novembre 2009, l'inflation s'est située sur le second régime alors que le premier régime prédominait sur les périodes 1995 – 2001 et 2005-2008.

Le second groupe est composé de la Guinée-Bissau et du Sénégal qui se caractérisent par le fait que l'inflation est moins volatile dans le régime où elle présente une anti-persistence. De même, dans ces deux pays, le taux d'inflation implicite est plus élevé dans ce premier régime. Au Sénégal, le premier régime est caractérisé par un degré de persistence de -0,10 et un taux d'inflation d'équilibre de 0,2% contre une persistence de 0,24 et un taux d'inflation d'équilibre de 0,1% pour le second régime. En Guinée-Bissau, le taux d'inflation d'équilibre est beaucoup plus élevé dans le premier régime (régime 0), où l'inflation est anti-persistante (0,5% en moyenne contre 0,1%). Sur la période qui a suivi l'intégration de la Guinée-Bissau à l'espace UEMOA, l'inflation s'est plutôt située sur le premier régime jusqu'en novembre 2001 où elle a basculé vers le second régime. Mis à part l'année 2006, l'inflation est restée sur le second régime jusqu'en octobre 2007. Le premier régime a par la suite dominé jusqu'en novembre 2008 date à partir de laquelle, l'inflation est restée dans le second régime.

Le troisième groupe est composé de la Côte d'Ivoire, du Mali, du Niger et du Togo où la volatilité de l'inflation est plus élevée dans le régime où elle présente une anti-persistence. Dans ce régime moins dominant et anti-persistant, le taux d'inflation d'équilibre est plus faible en Côte d'Ivoire, au Mali et au Togo. En Côte d'Ivoire, l'inflation a tendance à basculer plus rapidement vers le second régime, qui présente une durée moyenne de 12 mois contre 2 mois pour le premier régime. Au Mali, la durée moyenne du premier régime est de 7 mois contre 17 mois pour le second régime. Au Togo, l'inflation s'est située dans le premier régime notamment en 2008 et l'anti-persistence a favorisé le retour de l'inflation à un niveau plus faible après la forte hausse

impulsée par celle des cours des produits pétroliers et alimentaires. Au Niger en revanche, le régime pour lequel l'inflation est anti-persistante est caractérisé par un taux d'inflation implicite plus élevé. Ce régime est moins dominant ; ne générant que 20% des observations avec une durée moyenne de 3 mois. L'inflation s'est située dans ce régime notamment sur les périodes janvier-février 1997, mars – juillet 2000, novembre 2004 – janvier 2005 et décembre 2010 – février 2011.

Hétérogénéités nationales et sectorielles

Les niveaux de persistance enregistrés dans les différents pays de l'UEMOA n'indiquent pas d'hétérogénéités nationales fortes. Par contre, au plan sectoriel, des divergences importantes ont été relevées comme l'indique le tableau 9, qui présente les degrés de persistance sectorielle, mesurés à partir des indices mensuels du Sénégal, observés sur la période de 2005 à 2009²². La taille réduite de l'échantillon n'a pas permis une modélisation de type MS-AR. De même, aucune rupture n'a été détectée sur les différents taux d'inflation sectorielle sur cette période. Par conséquent, le degré de persistance est évalué en adoptant le modèle ci-après :

$$\pi_t^j = a_0 + \sum_{i=1}^p \rho_i \pi_{t-i}^j + u_{t-1}$$

avec pour chaque secteur j, π_t^j , représentant l'inflation sectorielle à l'instant t. Ainsi, le

paramètre de persistance est $\rho = \sum_{i=1}^p \rho_i$ et $a_0 = (1 - \rho)s^*$, s^* étant le taux d'inflation

implicite. L'Estimateur Médian Sans Biais a été utilisé pour estimer le degré de persistance. Pour faciliter l'estimation, l'équation a été réécrite comme suit :

$$\pi_t = a_0 + \rho \pi_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta \pi_{t-i} + u_{t-1} \quad (1.11)$$

avec $\rho = \sum_{i=1}^p \rho_i$ et $\alpha_{i-1} = \rho_i$. Le choix de l'ordre p est fait en fonction du critère AIC. Le

tableau 9 présente les résultats des estimations.

²² Il n'a pas été possible de disposer, pour tous les pays de l'UEMOA, des indices des prix selon les nomenclatures secondaires, sur la période 2005-2009 ; les données n'étant disponibles.

Tableau 9 : degré de persistance sectorielle

	Pondération *	Persistance
Alimentaire et boisson non alcoolisé	30,90%	0.05
Produits frais et céréales(PFC)	14,50%	-0.82
Energie	7,50%	0.42
Produits hors frais, céréales et Energie (Core Inflation)	78,00%	0.79
Locaux	70,60%	0.26
Importés	29,40%	0.32
Durables	2,20%	0.28
Non durables	39,50%	0.25
Semi-durables	26,00%	-0.47
Services	32,30%	0.57

Note : * les pondérations donnent le poids de chaque sous-groupe dans la détermination de l'Indice des prix. La persistance est déterminée en modélisant la série d'inflation dans chaque secteur (i) suivant l'équation (1.11) pour évaluer le paramètre de persistance ρ_i

Sur la base de ces résultats relatifs au Sénégal, la faible persistance de l'inflation dans l'UEMOA proviendrait principalement des produits alimentaires, particulièrement des produits frais. En effet, la dynamique de l'inflation dans le groupe des produits alimentaires présente une faible inertie et leur pondération dans l'indice des prix des pays de l'UEMOA est assez importante, se situant en moyenne à 31,0%. Par contre, il semblerait que la dynamique de l'inflation dans les services et les produits importés, particulièrement des biens durables, présente une persistance plus forte que dans le reste de l'économie. Le comportement de marge des acteurs opérant dans ces secteurs, de même que les lenteurs dans les mécanismes de fixation et de modification des prix de ces biens et services, pourraient expliquer ce résultat. L'inflation sous-jacente (Core inflation) présente une persistance plus élevée. Le degré de persistance élevé de l'inflation sous-jacente et de celle des produits énergétiques (dans une moindre mesure) par rapport à la faible persistance de l'inflation globale, révèle dans une certaine mesure, l'importance des produits alimentaires dans la dynamique de l'inflation des pays de l'UEMOA.

Comparaison des niveaux de persistance avec ceux des autres pays de la CEDEAO et ceux de la CEMAC

Les pays de l'UEMOA faisant partie de la zone Franc au même titre que ceux de la zone CEMAC, il est utile de procéder à une analyse comparative des niveaux de persistance de l'inflation dans ces deux sous régions de la zone Franc. Les Etats de l'UEMOA sont également engagés dans un processus de convergence au sein de la CEDEAO avec

d'autres pays qui ne partagent pas le FCFA. Il est également utile d'étendre la comparaison avec ces autres pays de la CEDEAO. Pour garantir la comparabilité des résultats, les degrés de persistance des autres pays sont déterminés en utilisant le même modèle décrit dans l'équation 1.10.

Il ressort des estimations retracées dans le tableau 10 que les résultats enregistrés dans les pays de l'UEMOA sont relativement proches de ceux des pays de la zone CEMAC, à l'exception de la Guinée-Equatoriale où la dynamique de l'inflation est dominée par le second régime qui présente une persistance très élevée. Ce pays a également enregistré des taux d'inflation plus élevés que la moyenne de la sous région. En revanche, le degré de persistance de l'inflation est beaucoup plus élevé dans les autres pays de la CEDEAO non membres de l'UEMOA. De façon générale, le taux d'inflation est plus faible et beaucoup moins persistant dans les pays de la CEMAC et de l'UEMOA que dans les autres pays de la CEDEAO qui n'ont pas adopté le FCFA. En effet, l'inflation serait globalement anti persistante dans la zone UEMOA avec un coefficient estimé à -0,017. Cette anti persistance proviendrait principalement du Bénin, du Burkina et du Mali dans une moindre mesure. Dans les autres pays de la sous-région, le degré de persistance est en moyenne positive mais assez faible. Dans la zone CEMAC, du fait de la spécificité de la dynamique de l'inflation en Guinée-Equatoriale, le degré de persistance de l'inflation est ressorti en moyenne positif (0,057). Le degré de persistance de l'inflation a été négatif dans les différents pays de la zone CEMAC, à l'exception du Cameroun et de la Guinée Equatoriale.

En revanche, dans les autres pays de la CEDEAO non membres de la zone Franc, le degré de persistance de l'inflation a été systématiquement positif, avec un maximum au Ghana (0,81) et un minimum au Cap Vert (0,14). De même, l'écart entre les degrés de persistance dans les différents régimes est beaucoup plus important dans ces pays. Au Cap vert, l'inflation passe d'un régime avec une forte anti persistance (-0,72) à un régime présentant une persistance positive et relativement faible (0,18). Pour la Gambie, le premier régime présente une anti persistance relativement faible alors que le second régime est caractérisé par une persistance assez élevée. En outre, dans les zones UEMOA et CEMAC, les degrés de persistance sont plus homogènes, présentant des écarts moyens plus faibles que ceux des autres pays de la CEDEAO.

Tableau 10 : inflation et persistance dans les pays de l'UEMOA, de la CEMAC et de la CEDEAO

	taux d'inflation moyenne	Pers0	Pers1	P11	P22	P1	P2	Persistance moyenne
UEMOA	0,31%							-0,017
Bénin	0,27%	-0,298	-0,163	0,960	0,940	0,600	0,400	-0,244
Burkina Faso	0,24%	-0,292	-0,559	0,880	0,790	0,636	0,364	-0,389
Côte d'Ivoire	0,27%	-0,351	0,298	0,500	0,920	0,138	0,862	0,208
Guinée- Bissau	0,77%	-0,165	0,130	0,950	0,980	0,286	0,714	0,046
Mali	0,24%	-0,340	0,090	0,850	0,940	0,286	0,714	-0,033
Niger	0,23%	-0,480	0,217	0,630	0,880	0,245	0,755	0,046
Sénégal	0,18%	-0,105	0,234	0,810	0,850	0,441	0,559	0,084
Togo	0,24%	-0,260	0,300	0,620	0,850	0,283	0,717	0,142
CEMAC	0,28%							0,057
Centre Afrique	0,19%	-0,410	-0,008	0,570	0,870	0,232	0,768	-0,101
Cameroun	0,21%	-0,187	0,392	0,960	0,950	0,556	0,444	0,070
Chad	0,29%	-0,007	-0,247	0,920	0,540	0,852	0,148	-0,043
Congo Guiné- Equatoriale	0,40%	-0,295	0,107	0,800	0,900	0,333	0,667	-0,027
Gabon	0,43%	-0,180	0,780	0,810	0,950	0,208	0,792	0,580
	0,14%	-0,530	0,230	0,740	0,760	0,480	0,520	-0,135
APC1/	0,83%							0,422
Cap Vert	0,27%	-0,720	0,180	0,400	0,970	0,048	0,952	0,137
Gambie	0,43%	-0,176	0,731	0,770	0,930	0,233	0,767	0,519
Ghana	1,53%	0,900	0,010	0,970	0,680	0,914	0,086	0,814
Nigéria	1,09%	0,210	0,210	1,000	1,000	1,000	1,000	0,210

Note : p_{11} et p_{22} sont les probabilités de rester dans chaque régime. Pers0 est la persistance de l'inflation dans le régime 0 et Pers1 est la persistance de l'inflation dans le régime 1. P1 et P2 sont les probabilités inconditionnelles d'être dans les régimes 0 et 1, respectivement.

$\rho = Pers0 * P(s_t = 0) + Pers1 * P(s_t = 1)$ est la persistance moyenne.

1/APC : autres pays de la CEDEAO non membres de l'UEMOA

Deux principaux facteurs pourraient expliquer la faible persistance de l'inflation dans l'espace UEMOA et de la CEMAC. Il s'agit :

- de l'arrimage au taux fixe du FCFA à l'Euro qui a tendance à réduire le degré d'accommodation de la politique monétaire à l'évolution des prix ;
- de l'orientation de la politique monétaire au niveau des deux sous-régions, qui privilégie la stabilité des prix.

5. Evaluation du degré de persistance en fonction de la saisonnalité

Les démarches méthodologiques adoptées pour évaluer le degré de persistance de l'inflation, n'ont pas pris en compte, de façon explicite, la composante saisonnière. Pourtant, la modélisation explicite de cette composante pourrait apporter des éclairages nouveaux sur la persistance de l'inflation. Dans la plupart des pays en développement, en particulier, du fait de l'absence de marché à terme et d'infrastructures adéquates de stockage, les tensions inflationnistes sont moins fortes après les récoltes et plus marquées durant les périodes de soudure. Le rythme saisonnier est également induit par l'évolution de l'offre de charbon de bois et le bois de chauffe, qui est plus faible pendant la saison des pluies où les zones de production sont plus difficiles d'accès. Dans ce contexte, la persistance de l'inflation pourrait varier selon la saison. Dans cette section, nous testons cette hypothèse dans les pays membres de l'espace UEMOA.

5.1. Approche méthodologique

En vue d'évaluer l'impact de la saisonnalité le degré de persistance de l'inflation dans les pays de l'UEMOA, il est estimé, pour chaque pays, un modèle de type TAR, intégrant des variables indicatrices pour prendre en compte les ruptures. Ainsi, le modèle décrit par l'équation (1.12) est estimé dans les pays de l'UEMOA.

$$\pi_t^j = \begin{cases} a_0 + \sum_j^k b_j * d_j + \rho_1 * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_{t1}^j, & si, s_t^j \leq s_0^j \\ a_0 + \sum_j^k b_j * d_j + \rho_2 * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_{t2}^j, & si, s_t^j > s_0^j \end{cases} \quad (1.12)$$

$\pi_t^j = [(p_t^j - p_{t-1}^j) / p_{t-1}^j] * 100$ est le taux d'inflation du pays j au mois t, p_t^j étant l'indice des prix du pays j au mois t, d_t sont des variables indicatrices introduites pour prendre en comptes les ruptures et, s_t^j , la composante saisonnière de l'indice des prix du pays j au mois t. Ainsi, contrairement à la section précédente, le degré de persistance sera évalué à partir du taux d'inflation mensuelle déterminé sur la base des indices mensuels des prix non désaisonnalisés. Le test de Bai et Perron est utilisé pour identifier les ruptures.

Cette formulation permet de distinguer deux saisons. La première regroupe les mois où $s_t^j > s_0^j$, c'est-à-dire les périodes où les tensions inflationnistes sont plus fortes. La

seconde regroupe correspond à $s_t^j \leq s_0^j$, c'est-à-dire les périodes où les tensions inflationnistes sont plus faibles. Il s'agit des mois qui suivent la récolte et durant lesquels l'offre de produits vivriers est plus importante. Ainsi, le modèle stipule que la dynamique de l'inflation dans les pays de l'UEMOA présente deux régimes distincts, dont la transition est gouvernée par la composante saisonnière. Il prend en compte les effets de la saisonnalité et des principales ruptures. Les tests de ruptures reposant sur l'hypothèse de linéarité, les critères d'information (AIC) seront utilisés pour valider leur maintien dans le modèle non linéaire de type TAR.

Au total, les paramètres ρ_1 et ρ_2 mesurent la persistance dans chaque régime ou saison. Nonobstant l'estimation de l'équation sur des données non désaisonnalisées, la constante a_0 est supposée fixe dans les deux régimes pour permettre au modèle de ne capter que les variations induites par la persistance de l'inflation.

L'estimation est faite par les Moindres Carrés Ordinaires. Pour déterminer si le modèle est linéaire ou de type TAR, un test de Fisher est effectué. Pour l'hypothèse nulle (H0), le modèle est de type AR(p) et pour l'hypothèse alternative (H1), le modèle est de type

TAR. Le test repose sur le ratio suivant: $f = T \frac{\sigma^2 - \sigma(c)^2}{\sigma(c)^2}$, où σ^2 et $\sigma(c)^2$ sont des

estimateurs de la variance du modèle sous H0 et H1 respectivement. Ce ratio suit une loi de Fischer sous l'hypothèse nulle. Le rejet de l'hypothèse nulle indique que la persistance de l'inflation varie en fonction de la composante saisonnière.

5.2. Analyse empirique

Dans la partie précédente, la période d'analyse a été restreinte à janvier 1995-décembre 2011, en vue d'assurer la comparabilité des résultats. Dans cette partie, la période d'analyse sera étendue sur la toute la période de disponibilité des données (janvier 1980 – décembre 2011), en vue d'identifier les principales ruptures structurelles qui ont caractérisé la dynamique de l'inflation dans les pays de l'UEMOA.

Détection des ruptures

Admettant la possibilité de plusieurs ruptures sur le modèle autorégressif décrivant la dynamique de l'inflation dans l'UEMOA, les tests ont permis de détecter une rupture au Sénégal, au Mali, en Côte d'Ivoire, au Burkina, au mali, en Guinée-Bissau et sur l'inflation moyenne régionale. Le tableau 11 présente les résultats des tests.

Tableau 11 : résultats des tests de rupture

	<i>Date de rupture</i>	<i>valeur test</i>	<i>Pvalue</i>	<i>BIC</i>		<i>AIC</i>	
				TAR avec rupture	TAR sans rupture	TAR avec rupture	TAR sans rupture
Sénégal	1985 : 0 9	6,5	0,1	0.91	0.97	0.90	0.96
Mali	1985 : 06	27,9	0,0	2,21	2,25	2,20	2,23
Guinée-Bissau	1997 : 07	17,9	0,0	2,37	4,03	2,35	4,02
Côte d'Ivoire	1988 : 05	44,5	0,0	0,62	0,70	0,60	0,69
Burkina	1985 : 01	9,4	0,1	1,48	1,54	1,47	1,52
Bénin	1988 : 05	13,9	0,0	1,29	1,31	1,17	1,29
UEMOA	1986 : 0 7	22,5	0,0	-0.08	0.04	-0.09	0.02

Notes : les critères AIC et BIC sont évalués sur les modèles TAR (p) avec et sans rupture pour valider les tests de ruptures qui ont été réalisés avec des modèles linéaires.

Mis à part la Guinée-Bissau, les ruptures dans la dynamique de l'inflation ont été observées sur la période 1986-1988, période qui coïncide avec la conduite d'une politique monétaire plus restrictive ayant contribué à la maîtrise de l'inflation ; celle-ci a été plus faible et moins volatile dans les pays de l'UEMOA (Hors Guinée-Bissau). Cependant, cette rupture n'a pas été détectée sur la dynamique de l'inflation du Togo et du Niger. En Guinée-Bissau, la rupture observée est liée principalement à son intégration à l'UEMOA, qui a permis une meilleure maîtrise de l'inflation.

Il convient de préciser que les tests de ruptures adoptés reposent principalement sur l'hypothèse de linéarité. Toutefois, l'analyse des critères d'information (AIC, BIC) milite en faveur de leur maintien dans le modèle non linéaire de type TAR.

Evaluation du degré de persistance en fonction de la saisonnalité

L'annexe 1.4 présente les résultats par pays des estimations des modèles AR, TAR et des tests de Fisher. Pour tous les pays hors la Guinée-Bissau, le coefficient de la variable T9495 relative à la dévaluation du FCFA est significatif et de signe positif, traduisant la hausse des prix qui a marqué l'année 1994 suite à la dévaluation du FCFA. De même, au Sénégal, au Mali, en Côte d'Ivoire, au Burkina et au Bénin, les coefficients des variables introduites pour prendre en compte les ruptures sont significatifs et négatifs. En Guinée-Bissau en particulier, le coefficient relatif à la variable T97 est significativement différent de zéro et de signe positif, traduisant la maîtrise de l'inflation qui a été favorisée par l'intégration du pays à l'espace UEMOA.

Le tableau 12 présente les degrés de persistance de l'inflation des principaux pays de l'UEMOA.

Tableau 12 : degré de persistance dans la zone UEMOA

	ρ_0 (Pvalue)	Amplitude	Ftest (Pvalue)	Seuil	ρ_1	ρ_2
BENIN	-0,08(0,11)	1,18	-2,11 (1.0)			
COTE IVOIRE	-0,05(0,30)	1,65	-3,76(1.0)			
GBISSAU	-0.20(0,00)	1,82	-0.83 (1,0)			
SENEGAL	0,17(0.00)	2,54	2,96 (0.08)	0.1	0,25(0.0)	0,05(0.5)
BURKINA	-0,18(0.00)	2,57	12,8 (0.00)	0.1	-0,39(0.08)	-0,02(0.00)
TOGO	0,10(0.00)	3,24	6,26 (0.00)	0.1	-0,04(0.07)	0,22(0.07)
MALI	-0,14(0.00)	3,95	12,00 (0.00)	0.1	0,09(0.08)	-0,28(0.00)
NIGER	0,18(0.00)	4,02	8,6 (0.00)	0.2	0,05(0.4)	0,36(0.00)
UEMOA	0,19 (0,00)	1,35	-0,19 (1,0)			

Notes : ρ_0 est le degré de persistance évalué à l'aide d'un modèle AR(P) ; amplitude = coefficient saisonnier maximum – coefficient saisonnier minimum ; ρ_1 et ρ_2 sont les persistances de l'inflation dans chaque régime.

La première colonne présente les résultats des estimations à partir d'un modèle AR, qui ne prennent pas en compte les changements de régime induits par la composante saisonnière. Ce résultat indique qu'au plan régional, le degré de persistance de l'inflation mesurée par la variation mensuelle de l'indice des prix à la consommation observée sur la période de 1980 à 2009, est relativement faible, variant d'un minimum de -0,18 au Burkina à un maximum de 0,18 au Niger. Dans plusieurs pays, l'inflation serait même anti-persistante, confirmant les résultats enregistrés avec les modèles MS-AR.

Les résultats des tests de Fisher permettent de distinguer deux groupes de pays. Le premier groupe est composé des pays du Golfe de Guinée que sont la Côte d'Ivoire, le Bénin et la Guinée-Bissau. Dans ces pays où la saisonnalité est moins marquée, avec une amplitude inférieure à 1,9, le degré de persistance de l'inflation ne varie pas en fonction de l'évolution de la saisonnalité.

Par contre, dans le second groupe, composé par les pays sahéliens et le Togo, où l'amplitude de la saisonnalité est plus forte, les résultats des tests de Fisher valident l'hypothèse d'un changement de régime gouverné par la composante saisonnière au seuil de 5%. Au Burkina, au Togo et au Niger, la persistance de l'inflation est plus faible durant la période où les prix suivent une tendance à la baisse. Cette période coïncide avec la hausse de l'offre de produits alimentaires locaux. Ainsi, du fait de l'importance de l'offre, un retour du taux d'inflation à son niveau d'équilibre suite à un choc externe ou interne se produit à un rythme plus rapide. En revanche, au Mali et au Sénégal, le degré de persistance de l'inflation est plus fort durant la période où les prix sont en baisse. L'importance des échanges entre le Mali et le Sénégal pourrait expliquer cette similitude, bien que des différences existent sur le niveau de persistance. Au Mali en particulier, l'inflation présente une anti-persistance durant la période où les prix sont en hausse et une faible persistance durant la période où l'offre de produits vivriers locaux est plus importante. Au Sénégal, le degré de persistance est évalué à 0,25 sur la période de décembre à juillet où l'indice des prix est sur une tendance baissière. Sur la période août – novembre, l'inflation présente une persistance quasi-nulle.

6. Conclusion

Le degré de persistance de l'inflation s'est avéré relativement faible dans l'espace UEMOA quel que soit le régime où se situe l'inflation, ce qui est en phase avec les résultats obtenus sur les principales économies en développement, particulièrement celles à régime de change fixe. Les résultats ont révélé que la dynamique de l'inflation dans l'UEMOA a suivi deux régimes présentant des taux d'inflation d'équilibre et des variances différents, et l'un d'entre eux serait caractérisé par une anti-persistance de l'inflation. Dans deux pays, en l'occurrence le Bénin et le Burkina, cette anti-persistance

est présente également dans le deuxième régime. Le degré d'anti-persistance est également relativement faible, ce qui entraîne une vitesse de convergence de l'inflation vers son niveau d'équilibre relativement lente, en l'absence d'intervention des Autorités monétaires. De même, dans les pays où l'amplitude de la saisonnalité est plus forte, le degré de persistance structurel de l'inflation varie en fonction du profil saisonnier des prix. Les estimations faites sur les taux d'inflation mesurés en variation trimestrielle et annuelle ont également confirmé le faible degré de persistance de l'inflation dans les pays de l'espace UEMOA.

Les résultats n'indiquent pas d'hétérogénéités nationales assez fortes au sein de l'UEMOA. Ils sont également assez proches de ceux des pays de la CEMAC et largement inférieurs à ceux des autres pays de la CEDEAO non membres de la zone Franc. Sur la base des estimations faites avec les indices des prix du Sénégal, des divergences importantes ont été relevées au plan sectoriel avec un degré de persistance de l'inflation plus élevé dans les secteurs des services et des biens durables que dans le reste de l'économie.

Globalement, la faible persistance de l'inflation dans la zone UEMOA constitue un atout pour les Autorités Monétaires et pourrait contribuer à la stabilité des prix, objectif principal de la politique monétaire depuis l'entrée en vigueur, en avril 2010, de la réforme institutionnelle de l'UMOA. Cette faible persistance devrait tout de même être davantage prise en compte dans la conduite de la politique monétaire au sein de l'UEMOA. Plusieurs auteurs ont soulevé les conséquences importantes d'une faible persistance structurelle de l'inflation sur la conduite de la la politique monétaire. A cet égard, Levin et Williams (2003) établissent que l'efficacité des règles de politique monétaire peut s'avérer très sensible au degré de persistance structurelle de l'inflation. Walsh (2003) démontre que les cibles axées sur le niveau des prix²³ ne sont bénéfiques que si l'inflation est peu persistante. Toutes choses égales par ailleurs, les cibles définies en fonction du niveau des prix représentent un outil de stabilisation plus efficace dans un

²³Dans un régime axé sur la poursuite d'une cible d'inflation, la banque centrale s'efforce de stabiliser le taux de variation des prix (l'inflation), mais non leur niveau comme ce serait le cas pour les cibles axées sur le niveau des prix. Par conséquent, les chocs qui éloignent provisoirement l'inflation du taux visé ont des effets permanents sur le niveau des prix (il y a dérive de ce dernier)

contexte où la persistance structurelle de l'inflation est faible (Rhys Mendes et Stephen Murchison, 2010).

Dans le cadre spécifique d'un ciblage d'inflation, le degré de persistance de l'inflation est également utile pour l'appréciation du rythme auquel il convient de ramener l'inflation au taux visé et du caractère prospectif souhaitable de la politique monétaire. En effet, lorsque la persistance de l'inflation ne provient pas de la conduite de la politique monétaire, la Banque Centrale doit asseoir sa politique sur une projection du taux futur de l'inflation plutôt que sur son niveau actuel étant donné que l'impact de ses mesures sera constaté que plusieurs périodes après leur adoption. Par rapport au rythme auquel il convient de ramener l'inflation au taux visé, il convient de souligner que lorsque l'inflation est peu persistante, une variation moindre de la production suffit à la stabiliser. Ainsi, l'horizon optimal de la cible se rapproche à mesure que le degré de persistance structurelle de l'inflation diminue (Rhys Mendes et Stephen Murchison, 2010). Au niveau de l'espace UEMOA, la définition de cet horizon optimal pourrait aussi tenir compte de la faible persistance de l'inflation.

**CHAPITRE II. LES DETERMINANTS DE LA PERSISTANCE DE
L'INFLATION DANS LES PAYS AFRICAINS EN DEVELOPPEMENT- LE
ROLE DES PRODUITS VIVRIERS LOCAUX**

Dans la plupart des pays en développement, les circuits de commercialisation des produits vivriers locaux, souvent informels du fait de l'absence de marché à terme, ne font pas appel à des contrats tels qu'ils sont supposés dans le modèle théorique développé notamment, par Alogoskoufis et Smith (1991), Alogoskoufis (1992), et Obstfeld (1995). De même, l'influence de l'action monétaire sur les prix de ces produits est limitée, du fait de la très faible contribution du capital dans le processus de production. L'évolution des prix de ces produits dépend principalement de la variation de l'offre, dont la dynamique est liée à des facteurs tels que la pluviométrie, la disponibilité de la main-d'œuvre, des terres arables viables et du niveau des stocks. Par conséquent, la courbe de Phillips néo-keynésienne de même que le cadre théorique adopté par Bleaney (2001) s'adaptent difficilement à ce secteur. Etant donnée l'influence limitée de l'action monétaire sur les prix de ces produits et les caractéristiques des principaux déterminants de la production vivrière locale, notamment la forte volatilité des conditions climatiques, l'évolution des prix dans ce secteur présente souvent une faible persistance, voire même une anti-persistance. Cette anti-persistance contribuerait à ramener l'inflation à son niveau d'équilibre suite à un choc et agirait comme une force de rappel dont l'impact dépendrait du poids de ce secteur dans l'économie. L'importance de la production vivrière locale dans la dynamique des prix des pays en développement renforce l'intérêt d'approfondir les réflexions sur ces différents points.

Dans ce chapitre, nous développons un modèle à deux secteurs, en combinant le modèle du ménage agricole²⁴ avec la version stochastique du modèle de Barro-Gordon (1983). Cette approche permettra de mieux décrire la dynamique de l'inflation dans ces économies et d'évaluer l'effet du secteur agricole sur le degré de persistance de l'inflation. Les simulations du modèle sur les économies des pays membres de l'UEMOA permettront d'évaluer à partir de quel seuil le poids du secteur agricole pourrait induire une anti-persistance de l'inflation dans ces pays. Par la suite, les résultats issus du modèle

²⁴ Les modèles du ménage agricole ont été introduites pour expliquer l'observation empirique que l'augmentation du prix des produits de base n'a pas permis d'accroître de manière significative le surplus commercialisé dans le secteur rural du Japon (Yoshimi Kuroda et Pan Yotopoulos 1978). La recherche d'une explication a conduit à un modèle qui offre une représentation simultanée des comportements de production, d'offre et de demande de travail et de consommation des ménages, prenant ainsi en compte la réalité de ces ménages, qui regroupent en général toutes ces activités en une seule entité (pour plus de détail, voir notamment J. Edward Taylor, 2003).

théorique seront testés, à travers l'estimation d'un modèle logistique sur un panel de pays en développement. La première section présentera le cadre théorique. Il sera par la suite procédé au calibrage et aux simulations du modèle. Dans la troisième section, les analyses empiriques seront effectuées. Par la suite, il sera procédé à une adaptation de la courbe HNKPC aux spécificités des économies de l'UEMOA avant de dégager les conclusions.

1. Le Modèle

Au regard de la spécificité des marchés des produits vivriers locaux, notamment en termes de production et de commercialisation, il est important d'isoler le secteur vivrier pour mieux spécifier son impact sur le degré de persistance de l'inflation. Pour ce faire, nous allons développer un modèle en supposant que l'économie est composée de deux secteurs : un secteur moderne (M) et un secteur traditionnel (T).

La politique budgétaire, à travers les subventions et les mesures fiscales jouent un rôle important dans la dynamique de l'inflation. Dans les pays membres de l'UEMOA, les subventions portent sur les produits pétroliers et des mesures fiscales sont parfois prises de façon exceptionnelle pour limiter la forte hausse des prix produits alimentaires importés (cas de l'année 2008). Toutefois, le poids des produits subventionnés demeure relativement faible et les études dans l'UEMOA ont montré notamment que les évolutions de l'indice des prix des produits pétroliers dépendent principalement de celles des cours du pétrole, malgré des rigidités enregistrées selon les pays (Toé, 2012). En moyenne, les biens subventionnés représentent moins de 5% de la pondération de l'indice. Le poids plus faible des biens subventionnés et la quasi-inexistence de taxes discrétionnaires pour

financer les subventions de certains produits, nous ont amené à ne pas intégrer dans les modèles, un secteur spécifique sur les biens subventionnés.

Le secteur moderne

Le secteur moderne produit des biens et services, qui sont supposés être des substituts parfaits des biens importés. Sur cette base, le modèle théorique développé à partir de la version stochastique du modèle de Barro-Gordon (1983) peut s'appliquer. Dans sa version en économie fermée, le gouvernement ou l'Autorité monétaire, maximise une fonction d'utilité (Z) définie comme suit :

$$Z = -0,5\pi_m^2 - 0,5b(y - Y - k)^2 \quad b, k > 0 \quad (2.1)$$

π_m est le taux d'inflation, y est la production dans le secteur moderne, Y est la production d'équilibre, b représente le poids relatif attaché à l'objectif de production²⁵, tandis que k est un dispositif permettant d'introduire un biais inflationniste dans le modèle²⁶. A cette équation, s'ajoute une courbe de Phillips augmentée des anticipations et soumise à des chocs stochastiques, retenue comme la contrainte des Autorités :

$$y = Y + a(\pi_m - \pi^e) + \varepsilon \quad a > 0 \quad (2.2)$$

ε modélise les chocs d'offre supposés suivre un processus autorégressif d'ordre 1 :

$$\varepsilon_t = c_m \varepsilon_{t-1} + \eta_t, \quad \eta \rightarrow N(0, (1 - c_m^2) \sigma^2 I) \quad (2.3)$$

Le paramètre c_m détermine le degré d'autocorrélation des chocs d'offre. La variance de η varie en fonction de c_m de manière à normaliser la variance de ε . L'équation (2.3) permet d'introduire la persistance de l'inflation d'une manière autre que celle du modèle à contrats emboîtés adopté par Alogoskoufis et Smith (1991), Alogoskoufis (1992), et Obstfeld (1995). Le gouvernement choisit le taux d'inflation afin de maximiser l'équation

²⁵ $b = 1/100$ est la plus faible valeur rencontrée dans la littérature. Elle a été retenue par Hope et Pioro (2000)

²⁶ La notion de biais inflationniste a été introduite pour la première fois par Kydland et Prescott (1977) qui s'interrogeaient sur le droit du gouvernement d'user de façon arbitraire des instruments de la politique économique à des fins de maximisation d'utilité sociale. Pour ces auteurs, une telle intervention se terminerait par un échec dès que ses conséquences sur l'activité économique feraient l'objet d'anticipation rationnelle de la part des agents. Quelques années plus tard, Barro et Gordon (1983) appliquent ce principe à la politique monétaire. De façon générale, si une Banque Centrale n'est pas crédible, les agents économiques privés, pensant qu'elle va choisir une inflation supérieure à celle qu'elle annonce, anticipent ce comportement, d'où une inflation trop élevée (un biais inflationniste) qui, étant anticipée, ne sert pas à réduire le chômage. Ainsi, pour atteindre sa cible ($y = Y$), la Banque Centrale tente d'annuler l'effet de ces anticipations d'où l'introduction du paramètre k dans le modèle.

(2.1), après avoir observé le choc de la période courante. Le secteur privé, cependant, est supposé former ses anticipations avant d'observer le choc de la période courante.

En utilisant l'expression de y de l'équation (2.2) dans l'équation (2.1) et fixant à zéro la différentielle de l'équation (2.1), on obtient l'équation 2.4, décrivant la dynamique de l'inflation :

$$(1 + a^2b)\pi = a^2b\pi^e + ab(k - \varepsilon) \quad (2.4)$$

En supposant les anticipations rationnelles, les anticipations inflationnistes du secteur privé sont déterminées en prenant l'espérance mathématique de l'équation (2.4). En utilisant le fait que, d'après l'équation (2.3), $E(\varepsilon_t) = c\varepsilon_{t-1}$, on obtient

$$\pi^e = ab(k - c\varepsilon_{t-1}) \quad (2.5)$$

La substitution de l'équation (2.5) dans l'équation (2.4) permet d'écrire la dynamique de l'inflation sous la forme ci-après :

$$\pi_t = ab(k - c\varepsilon_{t-1}) - \frac{ab}{(1 + a^2b)}\eta_t \quad (2.6)$$

Dans le cadre de ce modèle, l'accommodation de la politique monétaire s'apprécie à travers la mesure dans laquelle un choc d'offre est absorbé en prix plutôt que par les fluctuations de la production. L'équation (2.6) montre que « abk » est la moyenne inconditionnelle de l'inflation.

Utilisant l'équation (2.3) qui permet d'écrire $c\varepsilon_{t-2} = \varepsilon_{t-1} - \eta_{t-1}$, on obtient

$$\pi_{t-1} = ab(k - \varepsilon_{t-1}) + ab\eta_{t-1} - \frac{ab}{(1 + a^2b)}\eta_{t-1} \quad (2.7)$$

Sur cette base,

$$\text{cov}(\pi_t, \pi_{t-1}) = c(ab)^2\sigma^2 \quad (2.8)$$

$$\text{var}(\pi_t) = (ab)^2\sigma^2 [c^2 + (1 + a^2b)^{-2}(1 - c^2)] \quad (2.9)$$

En combinant les équations (2.8) et (2.9), on obtient la corrélation entre π_t et π_{t-1} (qui est le degré de persistance de l'inflation).

$$\text{corr}(\pi_t, \pi_{t-1}) = c / [c^2 + (1 + a^2b)^{-2}(1 - c^2)] \quad (2.10)$$

Il est égal à zéro lorsque $c = 0$ et augmente avec c pour atteindre un maximum à $c^2 = c / [(1 + a^2b)^{-2} - 1]$. Le paramètre c détermine la proportion du choc qui est prévue.

Ainsi, il s'ensuit que les chocs les plus persistants sont plus fortement pris en compte. Le degré de persistance diminue lorsque le coefficient « b » baisse. Ce paramètre est celui de l'arbitrage entre la production et l'inflation. Le paramètre vaut 0 lorsque les Autorités n'accordent aucune importance à la production, cherchant seulement à stabiliser l'inflation. Au niveau de l'espace UEMOA en particulier, la Banque Centrale ne poursuivant pas un objectif explicite de production, le paramètre « b » est plutôt faible, ce qui devrait contribuer à réduire le degré de persistance de l'inflation dans le secteur moderne.

Le secteur traditionnel

Ce secteur utilise surtout de la main-d'œuvre et peu de capital physique. La production dépend de la pluviométrie, des intrants et de la main-d'œuvre. En fonction des anticipations sur la pluviométrie, des anticipations sur les prix, ainsi que de la disponibilité de la main-d'œuvre, des terres arables viables et du niveau des stocks, les paysans fixent les superficies à cultiver de même que le type de spéculation vivrière.

Du fait de ces spécificités, l'utilisation du modèle précédemment décrit paraît difficile dans ce secteur. La demande étant relativement stable, l'inflation dans ce secteur dépend principalement de l'évolution de l'offre et dans une moindre mesure de celle des coûts de distribution. Par hypothèse, nous admettons que la dynamique de l'inflation dans ce secteur est décrite suivant l'équation (2.11) :

$$\pi^T_t = \psi \nabla c_t - \theta (1 - \psi) \nabla q_t \quad (2.11)$$

π^T_t est le taux d'inflation dans le secteur traditionnel, ψ mesure l'importance du coût des transports, ∇q_t est la variation de la production et θ , l'élasticité de l'inflation par rapport à la production.

L'évolution des coûts de distribution ∇c_t est surtout fonction de celle des conditions et des coûts du transport. Le tarif des transports est lié notamment aux coûts du carburant,

aux infrastructures routières et au dynamisme de l'activité économique. Prenant en considération les mécanismes d'indexation qui créent souvent des délais d'ajustement plus ou moins long des coûts du transport à la variation des prix du carburant, il est fait l'hypothèse qu'à court terme, la variation des prix des produits vivriers locaux est induite principalement par les fluctuations de l'offre.

$$\text{Ainsi, } \pi^T_t = -\theta \Delta q_t, \text{ avec } \Delta q_t = c_1 \Delta q_{t-1} + u_t, \text{ avec } -1 \leq c_1 \leq 1, u \rightarrow N(0, \sigma_1^2 I) \quad (2.12)$$

Sur cette base, $\text{corr}(\pi^T_t, \pi^T_{t-1}) = c_1$. Le degré de persistance de l'inflation dépend de l'inertie de la variation de la production. Ainsi, s'il y a une autocorrélation négative des ∇q_t , l'inflation dans ce secteur serait anti-persistante. Pour identifier les déterminants de la persistance de l'inflation dans ce secteur, il est nécessaire d'évaluer et d'analyser les facteurs à l'origine de l'évolution de la production vivrière locale. Pour ce faire, un modèle de ménages agricoles est adopté. Ce modèle présente l'avantage d'offrir une représentation simultanée des comportements de production, d'offre et de demande de travail, et de consommation des ménages, prenant ainsi en compte la réalité de ces ménages, qui regroupe en général toutes ces activités en une seule entité. Cette démarche permet de mettre en évidence les interactions entre le comportement de production et celui de consommation de produits et de loisir.

Le ménage maximisant sa fonction d'utilité sous différentes contraintes, le programme peut s'écrire sous la forme ci-après :

$$MaxU(c_a, c_m, c_l, z^h) \quad (2.13)$$

$$q_a, x, l, c_a, c_m, c_l$$

sc

$$g(q_a, x, l, z^q) = 0 \quad (2.14)$$

$$p_x x + p_m c_m = p_a (q_a - c_a) + w(l^s - l) \quad (2.15)$$

$$c_l + l^s = E \quad (2.16)$$

La fonction (2.13) représente la fonction d'utilité du ménage agricole. Elle est croissante et concave. c_a est la consommation de produits agricoles, c_m est la consommation de biens du secteur moderne, c_l est le temps alloué au loisir, q_a est la production agricole, x le vecteur des intrants agricoles, l^s l'offre totale de travail du ménage, l le travail employé sur la ferme. Les vecteurs z^h et z^q représentent les caractéristiques exogènes du ménage consommateur et producteur.

L'équation (2.14) représente la fonction de production, croissante du travail mais à un taux décroissant. Les rendements d'échelle sont supposés constants²⁷. Les rendements dans le secteur agricole sont supposés constants puisque dans les pays de l'UEMOA, la production dépend plus des conditions climatiques et il existe suffisamment de terres fertiles non encore exploitées. Cette hypothèse a été retenue notamment par certains auteurs (voir notamment Krugman P. 1991)²⁸. Par ailleurs, les hypothèses sur les rendements d'échelle ne modifient pas fondamentalement les déterminants de la production agricole. Enfin, le ménage fait face à une contrainte budgétaire (2.15) et temporelle (2.16).

Dans un premier temps, nous aborderons le cas particulier où les marchés fonctionnent parfaitement. Cette hypothèse sera par la suite levée au regard des spécificités des pays en développement. Les marchés fonctionnent parfaitement suppose que i) tous les prix et

²⁷Les rendements sont croissants lorsqu'on fait des économies d'échelle. Cela signifie que plus on produit, plus ses coûts moyens de production sont faibles (hypothèses valables dans l'industrie, difficile à considérer dans l'agriculture à moins d'une forte mécanisation qui n'est pas le cas des pays d'Afrique subsaharienne). Les rendements sont constants lorsque, quelque soit la quantité de biens produits par une entreprise, son coût de revient reste toujours le même (semble plus adapter à l'agriculture dans les pays de l'UEMOA car la production dépend plus des conditions climatiques et il existe suffisamment de terres fertiles non encore exploitées. Les rendements sont décroissants lorsqu'une entreprise fait des « déséconomies » d'échelle (secteur minier ou agriculture s'il n'y a pas suffisamment de terres fertiles)

²⁸Krugman P. 1991)1. , "Increasing Returns and Economic Geography", The Journal of Political Economy, Vol.99, 3, 483-499).

le niveau des salaires s'imposent au ménage ; ii) le ménage n'a pas de difficultés pour trouver la nourriture dont il a besoin ni pour vendre ses excédents sur les marchés ; iii) le ménage peut sans contrainte trouver à s'employer sur le marché du travail au salaire w ; et iv) le ménage n'a pas de difficulté à trouver des employés pour travailler sur la ferme au salaire courant w . Sous ces hypothèses, le modèle est récursif ou séparable. Sur cette base, bien que les décisions de consommation, de production et d'offre de travail soient prises simultanément, le ménage agit comme si :

- d'abord il optimise sa production de façon à maximiser son profit agricole ;
- ensuite il optimise sa consommation en maximisant son utilité sous contrainte de ressources.

Ainsi, l'activité productive agit sur le comportement de consommation uniquement à travers le niveau du profit réalisé. Le comportement de consommation n'a pas d'impact sur l'activité agricole.

A- Programme de production

$$Max \pi = p_a q_a - p_x x - w l$$

$$q_a, x, l$$

$$sc / q_a = f(x, l, z^a)$$

Le lagrangien est égal à $L = p_a q_a - p_x x - w l - \lambda (q_a - f(x, l, z^a))$.

En différenciant par rapport à q_a, x, l , nous aboutissons au système

$$\begin{cases} f'_x = p_x / p_a \\ f'_w = w / p_a \\ q_a = f(x, l, z^a) \end{cases}$$

La solution de ce programme fournit les fonctions d'offre de biens, de demande de facteurs et de profit optimal:

$$q_a = q_a(p_a, p_x, w, z^a) \quad (2.17)$$

$$l = l(p_a, p_x, w, z^a) \quad (2.18)$$

$$x = x(p_a, p_x, w, z^a) \quad (2.19)$$

$$\pi^* = \pi^*(p_a, p_x, w, z^a) \quad (2.20)$$

B- Consommation

$$\text{Max}_{q_a, x, l, c_a, c_m, c_l} U(c_a, c_m, c_l, z^h)$$

sc/

$$p_a c_a + p_m c_m + w c_l = \pi^* + wE$$

$$c_l + l^s = E$$

La solution conduit aux fonctions de demande, de consommation et de loisir.

$$c_i = c_i(p_a, p_m, w, y^*, z^h) \quad (2.21)$$

$$i = a, m, l$$

$$y^* = p_a q_a - p_x q_x - w l + w e = \pi^* + w e \quad (2.22)$$

Puisque le ménage est à la fois producteur et consommateur du bien agricole, il peut se trouver dans l'une des trois situations suivantes:

Consommateur net : $q_a - c_a < 0$

Vendeur net : $q_a - c_a > 0$

Autarcie : $q_a - c_a = 0$

Toutefois, la pertinence empirique du modèle séparable est faible. En pratique, les marchés dans les pays en développement sont souvent « défaillants ». Globalement, on dira qu'un marché est défaillant lorsque le coût de réaliser une transaction sur ce marché est supérieur au bénéfice en termes d'utilité que cette transaction procure (de Janvry, Fafchamps, Sadoulet, 1991). Quand le ménage fait face à une ou plusieurs défaillances de

marché sur les produits qu'il échange (a, m ou l), le modèle n'est plus, a priori, récursif. Cela signifie qu'il n'est plus possible de le résoudre en deux étapes.

Désignons par « e », la dépense (minimum) nécessaire pour atteindre le niveau d'utilité optimal $u_1(z^h)$. A l'optimum, ce niveau de dépense doit être égal aux ressources totales dont dispose le ménage comme décrit par l'équation (2.23).

$$\pi^*(p_a, p_m, w, y^*, z^q) + WE = e(p_a, p_m, w, u_1(z^h)) \quad 2.23$$

Lorsque le ménage n'a pas accès à un marché, par exemple celui du travail, ce n'est plus le salaire w qui apparaît dans les arguments des différentes fonctions dans l'équation 2.23, mais plutôt un salaire virtuel, w^* qui réalise la condition

$$\pi^*(p_a, p_m, w^*, y^*, z^q) + WE = e(p_a, p_m, w^*, u_1(z^h)) \quad 2.24$$

$$\text{Ainsi, } w^* = w^*(p_a, p_m, p_x, z^h, z^q) \quad 2.25$$

Par conséquent, dans le cadre général d'un modèle non récursif, la production vivrière (2.17) serait fonction du niveau escompté des prix de vente au producteur p_a , des prix des intrants p_x (coût des engrais, des semences et du crédit) et de ceux des biens du secteur moderne p_m , et des facteurs exogènes z^h et z^q , particulièrement la pluviométrie²⁹.

Faisant l'hypothèse que le ménage dispose des semences³⁰, que le coût des engrais est lié à celui du pétrole et adoptant une forme linéaire, la production s'écrit sous la forme suivante : $q_a = b_0 p_a + b_1 p^{prl} + b_3 i_d + b_4 pluv + b_5 z^a + \varepsilon$

p^{prl} est le prix du pétrole et i_d est le taux d'intérêt débiteur (indicateur mesurant le coût du crédit). En supposant que les salaires et les coûts du crédit³¹ ne varient pas à court terme, $\Delta q_a = b_0 \Delta p_a + b_1 \Delta p^{prl} + b_4 \Delta pluv + \varepsilon \quad (2.26)$

²⁹ Les interactions entre les deux secteurs n'étant pas l'objet de l'analyse, l'effet de la variation des prix du bien moderne sur celle des produits locaux est supposé nul. La même hypothèse a été retenue dans la modélisation de l'inflation dans le secteur moderne.

³⁰ Au Mali par exemple, les semences de mil et de sorgho sont généralement sélectionnées à partir des meilleurs épis de la campagne précédente.

³¹ Le secteur agricole utilise peu de capital ; les crédits sont généralement à court terme sous forme de crédits de campagne pour le financement des charges d'exploitation. Les difficultés d'accès au crédit impactent plus la production que le coût du crédit, quasi stable à court terme.

L'équation (2.26) implique que le degré de persistance de l'inflation dans ce secteur dépendrait globalement de trois facteurs : i) du degré de persistance de la variation de la pluviométrie ; ii) du degré de persistance de la variation des prix des produits pétroliers et iii) du degré de persistance de la variation des prix au producteur³².

2. calibrage et simulation du modèle dans les pays de l'UEMOA

Dans cette section, il sera procédé au calibrage et à la simulation du modèle théorique dans les pays de l'UEMOA, en vue d'analyser l'impact du poids du secteur traditionnel sur le degré de persistance de l'inflation.

2.1. Calibrage

Les simulations sont faites avec les statistiques des pays de l'UEMOA, pour lesquelles les informations sont disponibles pour le calibrage du modèle.

Dans le secteur moderne

$$\pi^M_t = ab(k - c\varepsilon_{t-1}) - \frac{ab}{(1 + a^2b)}\eta_t, \text{ avec } \varepsilon_t = c\varepsilon_{t-1} + \eta_t, \eta \rightarrow N(0, (1 - c^2)\sigma^2 I) \quad (2.27).$$

Le coefficient b est celui de l'arbitrage entre la production et l'inflation. Il est supposé faible pour la BCEAO puisque la stabilité des prix est l'objectif principal de sa politique monétaire. Le paramètre k est fixé en vue de prendre en compte les biais inflationnistes du modèle. Par hypothèse, nous fixons $k = 15\%$ et $b = 2.5\%$. Ainsi, dans ce secteur, les paramètres à déterminer sont a , c et σ .

L'inflation sous-jacente (inflation hors produits alimentaires et frais) est considérée comme approximation de l'inflation dans le secteur moderne. Selon le modèle présenté ci-dessus, la moyenne de cette inflation sous-jacente est égale à abk . Les paramètres b et k , étant fixés, l'évaluation de la moyenne de l'inflation sous-jacente sur la période 2004-2009 dans les pays considérés permet d'évaluer le paramètre a . Le paramètre σ est

³² Les prix au producteur n'étant pas disponibles dans tous les pays, pour les simulations, nous utilisons l'indice des prix des produits céréaliers comme approximation. En effet, si cet indice évolue à la hausse, les prix des produits céréaliers locaux devraient aussi augmenter, amenant ainsi les producteurs à anticiper une hausse de leurs prix de vente.

calibré par l'écart-type de l'output gap non agricole et le degré de persistance des chocs d'offre sur le secteur moderne c par l'inertie de l'output gap non agricole.

Dans le secteur traditionnel

Dans le secteur traditionnel, l'inflation est $\pi^T_t = -\theta \Delta q_t$, avec

$$\Delta q_t = b_0 \Delta p^a_t + b_1 \Delta p^{prl}_t + b_4 \Delta pluv_t + c_1 \Delta q_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \rightarrow N(0, \sigma^2 I) \quad (2.28)$$

Δq est la variation de la production vivrière, Δp^a est la variation des prix des produits alimentaires, Δp^{prl} est la variation des prix des produits pétroliers et $\Delta pluv$ est la variation de la pluviométrie. c_1 est le degré d'inertie de la variation de la production. Il mesure également le degré de persistance de l'inflation dans le secteur traditionnel. Pour calibrer la dynamique de l'inflation dans le secteur traditionnel, l'équation 2.28 est estimée dans les pays de l'UEMOA en panel. Les données sont à fréquence annuelle et couvrent la période 1991-2006³³. Le tableau 13 présente le résultat des estimations.

Tableau 13 - résultats des estimations

Variable dépendante variable: variation de la production vivrière

<i>Variables explicatives</i>	<i>C</i>	$\Delta pluv$	Δp^{prl}	Δp^a (	<i>Ins</i> [*]	<i>SN99</i>	<i>InsI</i> [*]	Δq_{t-1} ^{**}	R2 ajustée	F-Sats	Cor	H
			(-1)	-1)***		*						
<i>Coefficient</i>	6.97	0.06	-0.07	-0.33	16.02	43.24	28.86	-0.31	0,87	104,6	0,01	2.08
<i>(Pvalue)</i>	(0.00)	(0.03	(0.02)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)		(0.00)	(0,92)	(0.11)

Notes: (*) variables prenant des 0 ou 1, introduite pour prendre en compte les chocs spécifiques qui ont affecté la production vivrière durant la période d'analyse. Au Sénégal par exemple, une hausse de 70% de la production vivrière a été observée en 99. (**) mesure le degré de persistance de l'évolution de la production vivrière. (***) la variable est déterminée en fonction de l'indice des prix des produits céréaliers élaboré par la FAO. Cor est le test d'autocorrélation de Wooldridge (2002). H est le test d'hétéroscédasticité de Breusch Pagan sur données de panel

Toutes les variables du modèle sont significatives au seuil de 5%. La variation de la pluviométrie est positivement corrélée avec celle de la production vivrière. Une pluviométrie plus importante se traduit par une hausse de la production vivrière. La

³³ Les informations sur la pluviométrie proviennent de la base de données d'AFRISTAT, les données sur la production vivrière proviennent de la base de données de la BCEAO. L'indice des prix des produits alimentaires provient de la FAO et les cours du pétrole de Reuters.

corrélation avec la variation des prix du pétrole, comme indicateur de coût des engrais, est négative. Une hausse des prix du pétrole, de par ses effets sur le coût des engrais a tendance à réduire la production. En revanche, une hausse des prix des produits alimentaires sur le marché international aurait tendance à faire baisser la production de l'année suivante. Le coefficient autorégressif d'ordre 1, qui mesure la persistance de la variation de production vivrière, vaut -0.31.

Il ressort des estimations faites sur la base des statistiques des pays de l'UEMOA que La variation de la pluviométrie est anti-persistante avec un coefficient moyen de -0.6. Le degré de persistance de la variation de l'indice des prix des produits alimentaires se situe à 0.17 et celui de la variation des prix du pétrole à 0.1. Par conséquent, l'anti-persistance de la variation de la production vivrière proviendrait de celle de la variation de la pluviométrie. Du fait de la relation entre la variation des prix et celle de la production vivrière, l'inflation dans le secteur traditionnel serait anti-persistante. Le rôle des anticipations est également plus faible dans le secteur de commercialisation des produits vivriers. En effet, les acteurs qui interviennent dans la commercialisation de ces produits n'ont pas suffisamment d'instruments pour faire des arbitrages et des spéculations importants du fait de l'absence de marchés à terme, des difficultés de financement de la gestion de leur stock et des risques liés aux possibilités de l'Etat d'intervenir pour limiter les évolutions des prix de ces produits au regard de leur poids dans le panier de consommation.

Economie nationale

En fonction du poids de chaque secteur, l'inflation globale devient : $\pi_t = P_0\pi^T_t + P_1\pi^M_t$. Le modèle étant en économie fermée, il importe de prendre en compte l'effet du secteur extérieur, à travers notamment l'introduction des prix des produits importés. Au total, la dynamique de l'inflation s'écrit comme suit :

$$\pi_t = P_0\pi^T_t + P_1\pi^M_t + P_2\pi^I_t \quad (2.29)$$

Ce cadre théorique permet d'identifier certains déterminants du degré de persistance de l'inflation dans les pays en développement. Il s'agit d'abord de la politique monétaire, à

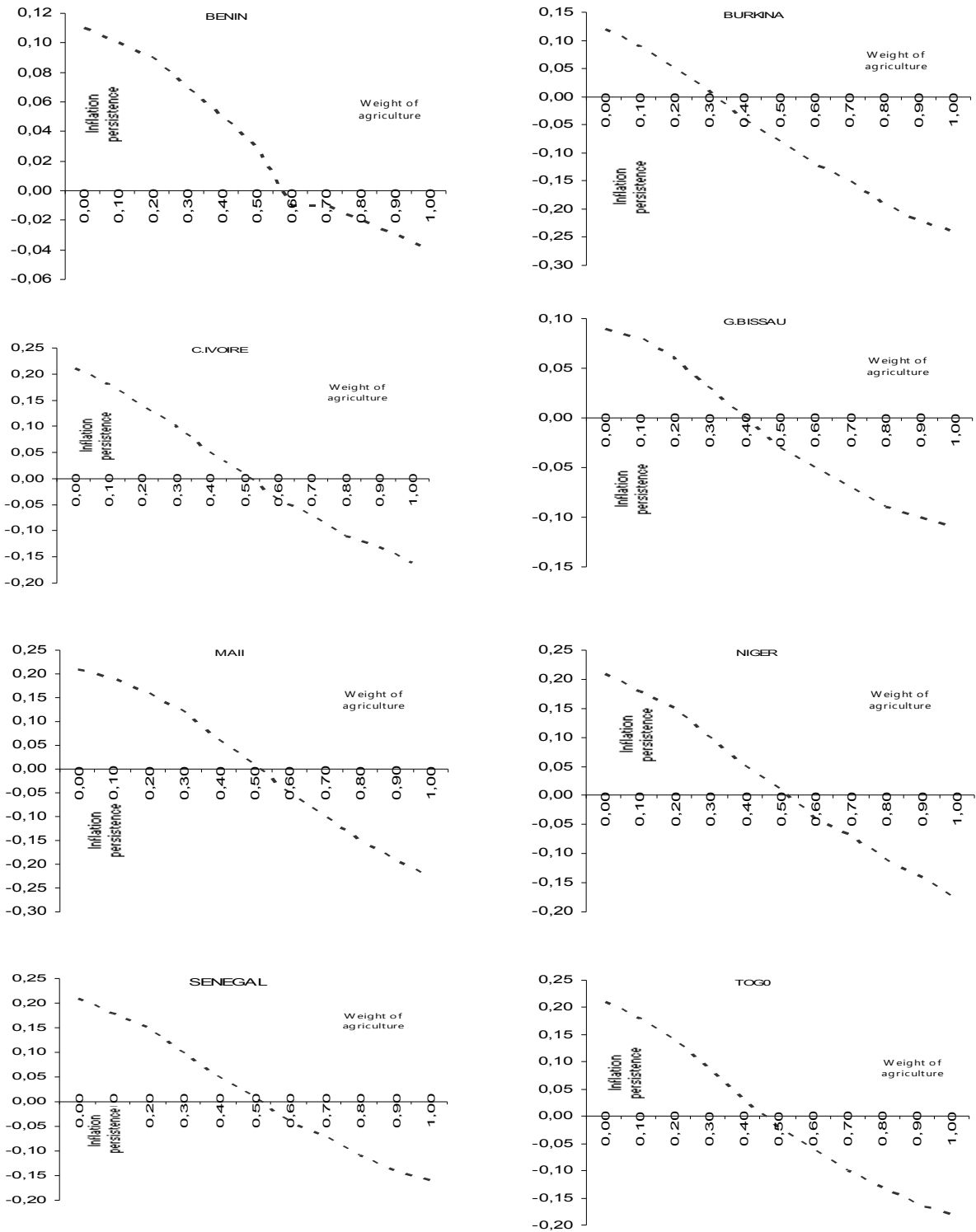
travers le poids que les Autorités Monétaires accordent à l'objectif de croissance par rapport à celui de l'inflation. Plus le poids accordé à l'objectif d'inflation est élevé, moins la politique monétaire serait accommodante et le degré de persistance de l'inflation serait par conséquent plus faible dans le secteur moderne où la politique monétaire a de l'influence. Le second facteur est relatif aux anticipations qui peuvent accroître l'inertie de l'inflation et l'éloigner durablement des objectifs fixés par les Autorités monétaires. Le troisième facteur est relatif au poids du secteur primaire (agriculture, pêche et élevage) dans l'économie. Du fait de l'anti-persistance de la variation de la pluviométrie, l'inflation est anti-persistante dans ce secteur. Ainsi, plus le poids de ce secteur est important, moins l'inflation serait persistante (à politique monétaire similaire). Dès lors, si le secteur primaire atteint un certain seuil, le taux d'inflation pourrait être anti-persistant.

2.2. Simulation du modèle

En vue d'identifier ce seuil probable, l'équation (2.29) est simulée dans les pays de l'UEMOA. Les différents paramètres estimés permettent de simuler π^T_t et π^M_t . Pour la variable ∇PM_t , mesurant la variation des prix des biens importés, les données proviennent de la base de données de la BCEAO³⁴. P_2 est le poids des variétés importées dans l'indice harmonisé des prix à la consommation mis en place dans les pays de l'UEMOA à partir de 1986. Sur cette base, différentes valeurs sont attribuées à P_1 en vue d'identifier le seuil. L'annexe 2 retrace, pour chaque pays de l'UEMOA, l'évolution du degré de persistance de « l'inflation simulée », en fonction du poids du secteur primaire. Le graphique 9 montre que le seuil à partir duquel l'inflation est anti-persistante varie entre 40% et 60%.

³⁴ Il s'agit précisément de la base de données conçue dans le cadre de l'élaboration du modèle macroéconomique de la BCEAO, dénommée « PROMES ».

Graphique 2 - persistance de l'inflation simulée en fonction du poids du secteur primaire



Dans les différents pays de l'UEMOA, l'inflation simulée est anti-persistante dès que le poids du secteur primaire dans l'économie atteint un seuil qui est estimé à 40% au Burkina, 50% en Guinée-Bissau et au Togo et 60% dans les autres pays (Sénégal, Côte d'Ivoire, Mali, Niger, Bénin).

3. Analyse empirique : persistance de l'inflation et poids de l'agriculture dans l'économie

Première évaluation – une approche descriptive

Les simulations ont révélé que le degré de persistance de l'inflation décroît en fonction du poids du secteur agricole dans l'économie, du fait de l'anti-persistance dans ce secteur. Pour tester ce résultat, nous allons analyser, sur un échantillon de 36 pays africains en développement, le degré de persistance de l'inflation en fonction du poids de l'agriculture dans leur économie. Par la suite, la robustesse du résultat obtenu sera évaluée à travers l'estimation d'un modèle logistique qui permettra de mettre en exergue les effets du secteur agricole tout en prenant en compte l'impact de la politique monétaire.

Pour évaluer la persistance de l'inflation, la dynamique de l'inflation est décrite selon l'équation 2.30.

$$\pi_t = a_0 + D_t a_1 + \rho \pi_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} (\alpha_{i0} + \alpha_{i1} D_t) \Delta \pi_{t-i} + u_{t-1} \quad (2.30)$$

Cette formulation permet de prendre en compte les ruptures qui pourraient caractériser la dynamique de l'inflation³⁵. Le test de Bai et Perron est utilisé pour détecter les ruptures. Le choix de l'ordre optimal du modèle s'est fait en fonction du critère d'information d'Akaike (AIC). Pour corriger le biais qui peut être induit par les estimateurs des moindres carrés ordinaires (OLS), l'estimateur médian sans biais (Andrew et Chen, 1994) est privilégié.

³⁵ Comme prévu par Perron (1990) et observé par Levin et Piger (2004) sur plusieurs pays, l'utilisation d'un modèle univarié classique de type « AR (p) » surestime le degré de persistance lorsque la dynamique de l'inflation présente des ruptures ou des changements de régime

Tableau 14: persistance de l'inflation et poids de l'agriculture dans l'économie

	Pays	Persistance de l'inflation mensuelle (mesurée en variation mensuelle) (1)	Persistance de l'inflation trimestrielle (mesurée en variation trimestrielle) (2)	Persistance de l'inflation moyenne annuelle (3)	Valeur ajoutée du secteur agricole (%PIB) (4)
Poids de l'agriculture dans l'économie faible (inférieur à 16%)	Libya			0,30	2,97
	South Africa	0,51	0,71	0,83	3,41
	Gabon	0,13	0,15	0,32	5,95
	Congo, Rep.	0,13	0,31	0,20	6,37
	Algeria	0,45	0,79	0,80	9,46
	Cape Verde	0,32	0,32	0,31	10,44
	Tunisia	0,38	0,40	0,71	10,82
	Lesotho			0,30	12,33
	Equatorial Guinea	0,20	0,39	0,47	12,81
	Egypt, Arab Rep.	0,73	0,95	0,69	15,66
	Moyenne	0,36	0,50	0,49	9,02
Poids de l'agriculture dans l'économie moyen (entre 16% et 31%)	Morocco	-0,42	-0,30	0,25	16,34
	Senegal	0,17	0,20	0,27	17,54
	Zambia	0,92	1,07	0,77	20,58
	Guinea			0,85	21,42
	Cameroon	-0,04	0,02	0,29	22,24
	Gambia, The	0,43	0,48	0,49	23,62
	Cote d'Ivoire	0,18	0,21	0,47	24,01
	Madagascar	0,30	0,25	0,45	28,55
	Kenya	0,27	0,25	0,52	28,97
	Mozambique	0,35	0,44	0,40	29,40
	Chad	-0,05	-0,30	-0,07	30,43
	Mauritania	0,35	0,48	0,20	30,76
	Moyenne	0,27	0,33	0,43	22,75
Poids de l'agriculture dans l'économie élevé (plus to 31%)	Malawi	0,40	0,50	0,43	34,09
	Tanzania	1,00	1,00	0,82	34,58
	Burkina Faso	-0,18	-0,34	0,23	34,92
	Benin	-0,36	0,13	0,12	35,22
	Nigeria	0,12	0,27	0,58	37,16
	Ghana	0,57	1,05	0,44	37,48
	Togo	-0,23	-0,21	0,29	38,32
	Rwanda	0,21	0,45	0,25	38,82
	Niger	0,15	-0,47	0,40	39,82
	Mali	0,15	-0,47	0,27	41,42
	Burundi	-0,03	-0,14	0,26	43,69
	Ethiopia	0,69	0,88	0,40	49,02
	Central African R	-0,48	-0,16	0,40	53,60
	Guinea-Bissau	-0,25	-0,22	0,24	56,68
	Moyenne	0,14	0,16	0,33	38,75

Notes:

(1), (2) et (3) sont les mesures de la persistance de l'inflation (ρ) à partir de l'équation (2.30). Trois mesures de l'inflation sont considérées : l'inflation mensuelle mesurée en variation mensuelle (1), l'inflation trimestrielle mesurée en variation trimestrielle et l'inflation moyenne annuelle. (4) représente le poids moyen de la valeur ajoutée du secteur primaire en % du PIB, sur la période 1997-2011

$\rho^{36}(1,4) = -0,30 (0,04)$, $\rho(2,4) = -0,31 (0,03)$, $\rho(3,4) = -0,28 (0,04)$.

Les résultats des estimations présentés dans le tableau 14 vont dans le même sens que les prédictions du modèle théorique. Globalement, la persistance de l'inflation apparaît plus faible dans les pays où le poids de l'agriculture est plus élevé. Ce résultat est valable aussi bien pour l'inflation mensuelle, trimestrielle et annuelle. Le coefficient de

³⁶ Spearman correlation (statistical tests brackets): correlation is significant at the 0.05 level (1-tailed).

corrélation de rang de Spearman confirme l'existence d'un lien négatif entre la persistance de l'inflation et le poids de l'agriculture dans l'économie.

Robustesse

Au total, l'analyse révèle l'existence d'un lien entre le degré de persistance de l'inflation et le poids du secteur agricole dans l'économie. L'inflation a tendance à être moins persistante dans les pays où le poids de l'agriculture est plus élevé. Pour évaluer la robustesse de ce résultat, il sera estimé un modèle logistique qui permettra de mettre en exergue les effets du secteur agricole tout en prenant en compte l'impact de la politique monétaire. Afin de garantir la convergence des estimations, l'analyse sera étendue à un groupe de 61 pays en développement³⁷. L'inflation est mesurée en moyenne annuelle à partir de l'indice des prix à la consommation des pays respectifs. Les données, de même que les statistiques des pays, proviennent de la base de données de la Banque Mondiale (World Development Indicator).

Aucune rupture n'étant détectée sur les séries annuelles d'inflation, pour chaque pays, le modèle autorégressif décrit par l'équation 2.31 est retenu.

$$\pi_t = \alpha_0 + \rho \pi_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta \pi_{t-i} + u_{t-1} \quad (2.31)$$

avec π_t , représentant l'inflation du pays à l'instant t . Ainsi, ρ est le paramètre de persistance. Le choix de l'ordre p est choisi en fonction du critère AIC et le modèle est estimé en utilisant l'estimateur médian sans biais. Les estimations ont abouti à un degré de persistance moyen de 0,49 pour l'échantillon, avec un coefficient de variation de 49%, illustrant les divergences relativement importantes entre les pays considérés. Ces mesures varient d'un minimum de -0,07 au Tchad à un maximum de 0,85 en Guinée et 1,1 au Zimbabwe³⁸. Par rapport à la situation moyenne des pays retenus dans l'échantillon, l'inflation serait moins forte dans la zone l'UEMOA et la CEMAC et présenterait une persistance plus faible dans ces deux sous régions de la « Zone Franc », comme le montre le tableau 15.

³⁷ Voir annexe 2 pour la liste des pays et les résultats

³⁸ le Zimbabwe où l'inflation est très forte et très persistante n'a pas été pris en compte dans l'estimation du modèle

Tableau 15 : degré de persistance moyen de l'inflation dans les pays de l'échantillon

	Taux d'inflation moyen annuel	Persistance de l'inflation mensuelle (1)	Persistance de l'inflation trimestrielle (2)	Persistance de l'inflation annuelle (3)
UEMOA)	4,36%	-0,05	-0.15	0,29
CEMAC	3,87%	-0.02	0.07	0,27
Echantillon	8,57%	0.27	0.32	0,48

Note : (1) il s'agit du degré de persistance de l'inflation mensuelle mesurée en variation mensuelle, (2) degré de persistance de l'inflation trimestrielle mesurée en variation trimestrielle, (3) degré de persistance de l'inflation moyenne annuelle

Selon le degré de persistance de l'inflation, les pays sont classés en trois groupes définis comme suit :

Groupe 1 : pays où le degré de persistance est négatif ou très faible (inférieur à 0,3)

Groupe 2 : pays où l'inflation a une persistance moyenne comprise entre 0,3 et 0,6 ;

Groupe 2 : pays où l'inflation est persistante avec un coefficient supérieur à 0,6.

Sur cette base, une modélisation de type logistique ordinaire est adoptée pour identifier les déterminants de la persistance.

Soit y_i la persistance de l'inflation du pays i , transformée en variable ordinaire avec les trois modalités représentant les trois groupes de pays. L'équation 2.32 décrit le modèle retenu :

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } y_i^* \leq c_1 \\ 2 & \text{si } c_1 < y_i^* \leq c_2, \text{ avec } y_i^* = x_1 mm + x_2 inf + x_3 psp + x_4 ouv + x_5 y + u_i \\ 3 & \text{si } y_i^* > c_2 \end{cases} \quad (2.32)$$

u_i suit une loi de fonction de répartition logistique. Les variables explicatives sont le poids du secteur agricole (psp), le degré d'ouverture de l'économie (ouv), le PIB réel par tête (y) et deux indicateurs permettant d'apprécier l'orientation de la politique monétaire, qui sont le taux d'inflation moyen (inf) et le taux de liquidité de l'économie (mm)³⁹. L'estimation est faite par maximum de vraisemblance. Le tableau 16 présente les résultats des estimations.

³⁹ Le taux de liquidité de l'économie est le rapport entre un agrégat monétaire et un agrégat physique. Il a été déterminé par le rapport entre la masse monétaire et le PIB nominal.

Tableau 16 : Résultat des estimations du modèle logistique

Variable dépendante: persistance de l'inflation

Variable exogènes	mm	inf	psp	ouv	y	Pseudo R-squared	LR statistic
Coefficient	0.028	0.184	-0.11	-0.015	0.032	0.31	41.12
(Pvalue)	(0.00)	(0.00)	(0.05)	(0.04)	(0.08)		(0.00)

Estimated method : ordered logit (BHHH), poids de secteur agricole (psp), le degré d'ouverture de l'économie (ouv), le PIB réel par tête (y), le taux d'inflation moyen (inf) et le taux de liquidité de l'économie (mm).

Tous les coefficients sont significatifs au seuil de 5%, à l'exception du PIB réel par tête qui est ressorti significatif seulement au seuil de 8%. Le signe positif de l'inflation illustre le fait que les pays qui ont un taux d'inflation élevé ont tendance à avoir une persistance de l'inflation plus forte. De même, le degré de persistance dans les pays en développement serait lié aux variables tels que le degré d'ouverture de l'économie ou le revenu moyen par tête. Une plus grande ouverture semble contribuer à réduire la persistance de l'inflation. Les résultats indiquent également que l'inflation a tendance à être plus persistante dans les pays qui ont un taux de liquidité plus élevé. Enfin, le signe négatif du coefficient relatif au poids du secteur agricole confirme les résultats du modèle théorique. En effet, la probabilité de se situer dans le groupe de pays à faible persistance de l'inflation croît avec le poids du secteur primaire dans l'économie.

4. Adaptation de la courbe HNKPC aux spécificités des pays de l'UEMOA

La courbe de Phillips, sous des formes variées et souvent très éloignées de la formulation initiale publiée par A. W Phillips en 1958, demeure un important outil de prévision de l'inflation à court terme et d'analyse de la politique monétaire. Un grand nombre de travaux empiriques, notamment ceux de Gali et Gertler (1999), ont adopté la Courbe de Phillips Hybride, issue de la modélisation des nouvelles Courbes de Phillips ainsi que des éléments tournés vers le passé dont la présence permet de reproduire la persistance empirique de l'inflation⁴⁰.

⁴⁰Cette approche peut même avoir dans une certaine mesure un fondement microéconomique. Gali et Gertler l'obtiennent, en supposant qu'une partie des entreprises ont un comportement myope d'indexation sur l'inflation passée. Ainsi, la courbe de Phillips hybride introduit de la persistance et permet de rendre compte de la dynamique inertielle de l'inflation après un choc.

La courbe de Phillips continue d'être l'objet de reformulations en vue de mieux l'adapter aux réalités des économies. Les travaux récents (Kara et Nelson, 2003 ; Gali et Monacelli 2005 ; Allsopp et al, 2006) proposent des approches qui prennent explicitement en compte l'ouverture des économies ; en introduisant le taux de change effectif réel en niveau ou en différence, selon l'hypothèse formulée sur l'utilisation des biens importés. Par ailleurs, plusieurs études ont relevé la baisse de la réaction de l'inflation à l'activité dans les équations estimées sur les périodes les plus récentes et diverses explications ont été présentées. Certains auteurs l'ont attribué à la mondialisation⁴¹. Aussi, deux autres explications concurrentes ont été apportées. La première stipule que dans un contexte structurel de faible inflation, les entreprises diminuent la fréquence de révision des prix, ce qui augmente le degré de rigidité apparent de l'inflation. La seconde explication met l'accent sur la crédibilité de la politique monétaire⁴².

Dans le cas spécifique des pays en développement, notamment ceux de l'Afrique Subsaharienne, une meilleure prise en compte de l'impact de la production vivrière sur l'évolution de l'inflation pourrait aussi apporter des éclairages nouveaux sur la faiblesse de la relation inflation – output gap. En effet, une hausse de la production vivrière au-dessus de sa valeur habituelle pourrait en même temps accroître l'output gap et réduire les tensions inflationnistes, contrairement aux prédictions du modèle théorique de base. En revanche, dans le secteur de production de produits non vivriers, un accroissement de l'output gap tend à accroître les tensions inflationnistes. Dès lors, l'output gap devient la combinaison de deux facteurs qui ont des effets neutralisant sur l'inflation, dès que le poids des produits vivriers locaux dans l'économie atteint un certain seuil, ce qui peut être le cas dans la plupart des pays en développement.

Nous nous proposons de prendre en compte cette dimension, en estimant pour les huit pays de l'espace UEMOA, la forme hybride de la courbe de Phillips (HNKPC) en économie ouverte. La forte contribution des prix des produits vivriers dans la dynamique

⁴¹A cet égard, Borio et Filardo (2007), ont relevé un effet de l'écart de production mondiale sur l'inflation nationale, qui se substituerait à l'effet de l'écart de production domestique. Toutefois la robustesse de ces résultats est quelque peu mitigée (voir notamment Ball, 2006)

⁴²A cet effet, on peut notamment citer Roberts (2006), qui, à travers une courbe NKPC hybride, montre qu'une crédibilité accrue de la politique monétaire peut conduire à une forme réduite, telle qu'une courbe de Phillips « accélérationniste », où l'inflation réagit plus faiblement à l'activité.

des prix de ces pays et les spécificités liées à la production et la commercialisation de ces produits militent en faveur d'une adaptation du modèle théorique de base issu des travaux de Gali et Gertler. L'objectif principal est d'approfondir l'analyse de la dynamique de l'inflation dans ces pays, en mettant en exergue les sources de la persistance ou de l'anti-persistance de l'inflation ainsi que les effets de la production vivrière et sa commercialisation sur la dynamique de l'inflation des pays de l'UEMOA. L'estimation de la courbe HNKPC standard, même hybride, ne permettant pas d'atteindre ces objectifs, la démarche adoptée a consisté à décomposer l'économie de ces pays en deux secteurs. Un secteur dit « moderne » dont les caractéristiques correspondent aux hypothèses de base du modèle HNKPC et un secteur dit traditionnel, regroupant les produits vivriers dont la dynamique des prix est plus pilotée par les évolutions de l'offre que par les mesures de politiques monétaires. Cette approche permettra de distinguer les effets de l'output gap du secteur moderne de ceux liés aux variations de l'offre de produits vivriers.

4.1. Présentation du cadre théorique de référence

La forme hybride de la courbe de Phillips (HNKPC) est une nouvelle génération de courbe de Phillips apparue au milieu des années 1990 dans les travaux d'analyse de la politique monétaire. L'une des contributions majeures dans ce sens, est celle de Gali et Gertler (1999). Elle a d'ailleurs servi de cadre d'analyse des sources de la persistance de l'inflation.

Leur contribution résulte de fondements microéconomiques reposant sur une structure de rigidité des prix à la Calvo (1983)⁴³ dans un environnement de concurrence monopoliste. L'apport essentiel de Gali et Gertler est de supposer qu'une fraction θ des firmes utilise une règle de fixation des prix tournée vers le passé et l'autre fraction adopte une règle optimale de fixation des prix. Le coefficient θ est considéré comme un paramètre structurel par Gali et Gertler. De façon générale, moins l'évolution de l'inflation à la

⁴³ Calvo suppose que le prix fixé par une firme est une moyenne pondérée des prix optimaux actuels et futurs $x_t = \alpha \sum_{j=0}^{\infty} (1-\alpha)^j E_t p_{t+j}^*$ tandis que le niveau général des prix est une moyenne pondérée des

prix en cours dans l'économie, $p_t = \alpha \sum_{j=0}^{\infty} (1-\alpha)^j x_{t-j}$, avec α la probabilité pour une firme de conserver son prix inchangé d'une période à l'autre

période suivante est prévisible, plus le recours à des règles simples est justifié. A ce titre, ce paramètre dépend fortement de la lisibilité de la politique monétaire menée par la Banque Centrale.

Gali et Gertler supposent que le niveau général des prix est une moyenne des prix en

vigueur dans l'économie, $p_t = (1 - \alpha) \sum_{j=1}^{\infty} (1 - \alpha)^j x_{t-j}$ (2.33), avec

$x_t = (1 - \omega) p_t^f + \omega p_t^b$ (2.34), p_t^f , le prix fixé en t par les firmes tournées vers le futur et p_t^b , le prix fixé en t par les firmes tournées vers le passé.

Le coefficient α est la probabilité avec laquelle une firme ne modifie pas son prix. Il peut dépendre selon Ball, Mankiv et Romer (1988), du niveau moyen de l'inflation et plus celui-ci est bas, plus les coûts de maintien des prix fixes sont faibles. Willis (2003) note que le coefficient peut varier du fait des nouvelles technologies de l'information et de communication, qui réduisent les coûts induits par les changements de prix.

Chaque firme tournée vers le futur minimise la fonction de perte

$L = \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j E_t (p_t^f - p_{t+j}^*)^2$ (2.35), où β est le taux d'actualisation et p_{t+j}^* le prix optimal

pour la période. Ce prix, qui est celui maximisant le profit en l'absence de rigidités, est égal au coût marginal (mcn) auquel s'ajoute un taux de marge, supposé nul.

Prenant en compte les probabilités d'ajustement, l'équation 2.36 décrit la fonction de

perte. $L_t = \sum_{j=1}^{\infty} (\alpha \beta)^j E_t (p_t^f - p_{t+j}^*)^2$ (2.36). Le prix fixé est alors,

$p_t^f = (1 - \alpha \beta) \sum_{j=0}^{\infty} (\alpha \beta)^j E_t p_{t+j}^*$ (2.37)

Les firmes tournées vers le passé utilisent la règle de fixation des prix suivante: $p_t^b = x_{t-1} + \pi_{t-1}$.

Au total, les auteurs obtiennent la formulation décrite par l'équation 2.38.

$\pi_t = \lambda_2 E_t \pi_{t+1} + \lambda_1 \pi_{t-1} + \lambda (mcn - p_t)$ (2.38), avec

$$\lambda_2 = \beta \alpha / \varphi ,$$

$$\lambda_1 = \omega / \varphi ,$$

$$\lambda = (1 - \alpha)(1 - \beta \alpha)(1 - \omega) / \varphi ,$$

$$\varphi = \alpha + \omega (1 - \alpha (1 - \beta)) ,$$

Ainsi, l'inflation courante est fonction de l'inflation anticipée, de l'inflation passée et de l'évolution du coût marginal réel. Gali et Gertler utilisent l'output gap comme proxy de $(mcn - p_t)$.

Au total, la dynamique de l'inflation est décrite par l'équation 2.39 :

$$\pi_t = \lambda_1 \pi_{t-1} + \lambda_2 E_t(\pi_{t+1}) + \chi gap_t + u_t \quad (2.39)$$

Ainsi, l'équation 2.39 a été beaucoup utilisée dans l'analyse de la persistance de l'inflation. Elle permet d'identifier la persistance intrinsèque (λ_1), celle issue de la formation des anticipations (λ_2) et la persistance extrinsèque (χ).

- $\lambda_1 \pi_{t-1}$: composante rétrospective de l'inflation, est la source de la persistance intrinsèque de l'inflation. Elle contribue à ralentir le retour de l'inflation vers son niveau d'équilibre après un choc ;
- $\lambda_2 E_t(\pi_{t+1})$: composante prospective de l'inflation car déterminée par les anticipations. Elle est la source de persistance si les anticipations présentent une forte inertie. Cette forme de persistance (persistance issue des anticipations) est liée fortement à la crédibilité de la politique monétaire ;
- χgap_t : la composante conjoncturelle de l'inflation qui dépend du gap entre le PIB réel et sa valeur potentielle (output gap⁴⁴). La composante conjoncturelle de l'inflation induit une persistance appelée « persistance extrinsèque ». Le coefficient relatif à l'output gap est extrêmement important car il reflète le degré de sacrifice auquel est confrontée l'Autorité monétaire dans la lutte contre l'inflation. Plus le ratio est faible, moins l'inflation est sensible aux variations de l'output gap et plus la politique monétaire devrait être restrictive (donc coûteuse en terme de croissance) si l'inflation s'écarte de son objectif.

⁴⁴ l'output gap fournit une indication sur les tensions inflationnistes et lorsque ces tensions sont persistantes, elles induisent une inertie dans l'inflation

- u_t représente un choc aléatoire, indépendant de ses valeurs passées, de moyenne nulle et de variance constante.

Prise en compte de l'ouverture des économies

La forme Hybride de la courbe de Phillips ne prenant pas en compte de façon explicite l'ouverture des économies, des extensions sont proposées notamment par McCallum et Nelson (1999), Kara et Nelson (2003), Allsopp et al (2006) et Gali et Monacelli (2005). Ces auteurs introduisent le taux de change effectif réel ($tcer$) dans la formulation de la courbe hybride.

McCallum et Nelson (1999), Kara et Nelson (2003), Allsopp et al (2006) font l'hypothèse que les biens importés sont utilisés comme consommation intermédiaire et que les biens de consommation finaux sont exclusivement locaux. Sur cette base, le taux de change effectif réel est introduit en niveau, pour aboutir à l'équation 2.40.

$$\pi_t = \lambda_1 \pi_{t-1} + \lambda_2 E_t(\pi_{t+1}) + \chi gap_t + \eta tcer_t + u_t \quad (2.40)$$

Par contre, Gali et Monacelli (2005) en assumant que les biens importés sont destinés à la consommation finale, montrent que le taux de change effectif réel doit être pris en compte en termes de variation, ce qui conduit à l'équation 2.41.

$$\pi_t = \lambda_1 \pi_{t-1} + \lambda_2 E_t(\pi_{t+1}) + \chi gap_t + \eta \Delta tcer_t + u_t \quad (2.41).$$

Plusieurs auteurs ont testé ces deux approches. Paloviita (2008), sur un échantillon constitué de pays de la zone Euro a estimé la courbe hybride en incluant le taux de change effectif réel en niveau, qui ressort significatif avec un coefficient de 0,168 en panel et de 0,12 en données agrégées. Utilisant la variation du taux de change effectif réel, Kara et Nelson (2003) trouvent des coefficients variant entre 0,015 et 0,008 en fonction des pays⁴⁵.

Prise en compte des spécificités des pays en développement, notamment ceux de l'UEMOA

Dans le cadre de l'analyse de la dynamique des prix des pays membres de l'espace UEMOA, au-delà des aspects liés à l'ouverture des économies, aux anticipations et à la

⁴⁵ Avec le taux de change utilisé, une hausse traduit une dépréciation ce qui explique le signe positif

persistance, il est important de prendre en compte les spécificités qui caractérisent les mécanismes de production et de commercialisation des produits vivriers dont les mouvements de prix contribuent fortement à la dynamique de l'inflation. Au regard des spécificités de ce secteur, les hypothèses qui sous-tendent la forme Hybride de la Courbe de Phillips ne semblent pas tout à fait adaptées à l'analyse de la dynamique des prix des produits vivriers. Dès lors, il apparaît nécessaire d'adopter une démarche permettant d'apprécier les effets de la production locale et du stockage qui sont les principaux facteurs déterminant la dynamique des prix des produits vivriers.

4.2. Présentation du modèle retenu pour les pays de l'UEMOA

Pour décrire la dynamique de l'inflation au niveau national, le modèle suppose que l'économie est composée de deux secteurs : un secteur moderne « M » et un secteur traditionnel « T ».

Le secteur moderne M

Le secteur moderne produit des biens et services, qui sont supposés être des substituts parfaits des biens importés non vivriers. Dans ce cadre, les hypothèses de base du modèle de Gali et Gertler sont applicables. Afin de prendre en compte l'impact du secteur extérieur sur la dynamique des prix dans ce compartiment, l'hypothèse est faite que les biens importés sont utilisés comme produits intermédiaires puisque l'activité de commercialisation des produits alimentaires importés sera intégrée dans le secteur traditionnel. Ainsi, la dynamique de l'inflation dans ce secteur est appréciée à travers l'équation 2.42.

$$\pi_t = \lambda_1 \pi_{t-1} + \lambda_2 E_t(\pi_{t+1}) + \chi gap_t + \eta tcer_t + u_t \quad (2.42)$$

Le secteur Traditionnel T

Le secteur traditionnel concerne la production de produits vivriers locaux et la commercialisation des produits alimentaires importés. Il s'agit principalement des produits frais et céréales non transformés. Les prix des produits locaux sont déterminés par le niveau de l'offre et les variations de stocks.

$$\pi^T_t = -\theta \Delta q_t + \beta \Delta S + v_t$$

Δq_t est la variation de la production locale,

ΔS représente la variation des stocks des commerçants. Si les commerçants anticipent une hausse des prix, ils peuvent accroître les stocks pour améliorer leur marge si les hausses attendues sont suffisamment importantes pour couvrir les charges liées à la détention des stocks. Sous l'hypothèse de la stabilité des coûts de détention des stocks, ΔS dépend des prix anticipés (P^a).

Au total, $\pi^T_t = -\theta \Delta q_t + \beta P^a + v_t$

L'évolution des prix des produits vivriers importés (π_t^{im}) sera appréciée à travers l'évolution des prix du riz importé (ou l'indice des prix des produits alimentaires selon les pays) et du cours de l'Euro par rapport au Franc CFA.

$\pi_t^{im} = \mu vriz_t + \phi veuro_t + \psi_t$, $vriz_t$ est la variation des prix du riz importé et $veuro_t$ est la variation du cours du dollar par rapport à l'Euro (nombre de dollars pour un euro).

Au total, l'équation 2.43 permet de décrire la dynamique des prix des produits vivriers :

$$\pi = -\theta \Delta q_t + \beta P^a + \mu vriz + \phi veuro + \varepsilon_t \quad (2.43)$$

Faisant l'hypothèse qu'une partie des opérateurs fait des anticipations prospectives et que les autres basent leur anticipation sur le passé, l'équation 2.43 devient :

$$\pi = -\theta \Delta q_t + \omega \pi_{t-1} + \kappa E_t \pi_{t+1} + \mu vriz_t + \phi veuro_t + \varepsilon_t \quad (2.44)$$

Economie nationale

En fonction du poids de chaque secteur, l'inflation globale devient : $\pi_t = P_0 \pi^T_t + P_1 \pi^M_t$

Au total, la dynamique de l'inflation s'écrit comme suit :

$$\pi_t = \lambda_1 \pi_{t-1} + \lambda_2 E_t(\pi_{t+1}) + \chi gap_t + \eta tcer_t + -\theta \Delta q_t + \mu vriz_t + \phi veuro_t + u_t \quad (2.45)$$

- π_t : taux d'inflation trimestrielle, mesurée en variation trimestrielle ;
- gap_t : output gap du secteur moderne ;
- $tcer_t$: taux de change effectif réel ;
- Δq_t : variation de la production vivrière appréciée à travers la variation de la production céréalière ;
- $vriz_t$: variation du prix du riz importé ;

- $veuro_t$: variation du cours du dollar par rapport à l'Euro.
- u_t : résidus

Des indicatrices saisonnières sont également introduites dans les équations pour tenir compte de la saisonnalité caractérisant la dynamique de l'inflation des pays considérés.

4.3. Estimation du modèle et analyse des résultats

Données et méthode d'estimations

L'inflation est appréciée à travers l'indice des prix à la consommation. L'équation 2.45 est estimée sur la période de 1992 à 2009 par pays et au plan régional en panel.

Pour estimer le modèle dans chaque pays de la zone UEMOA, le taux d'inflation trimestrielle mesurée en variation trimestrielle a été considéré. Les statistiques sur l'indice des prix à la consommation, le cours du dollar par rapport à l'Euro, le cours du riz importé, l'indice des prix des produits alimentaires et le taux de change effectif réel des pays de l'UEMOA proviennent de la base de données du FMI (International Financial Statistics - IFS). L'output gap du secteur moderne est évalué en utilisant le PIB réel hors secteur primaire comme proxy du PIB dans le secteur moderne. Les statistiques sont tirées de la base de données de la BCEAO. Elles sont à fréquence annuelle et ont fait l'objet d'une trimestrialisation en utilisant la méthode de Goldstein et Khan (1976), qui présente l'avantage d'avoir une marge d'erreur faible, inférieure à 2 % selon les auteurs. L'output gap (du secteur moderne) a été estimé par la différence en logarithme entre la production potentielle et la production effective. La production potentielle est évaluée en appliquant le filtre de Band Pass à la production effective, conformément à la démarche de Christiano et Fitzgerald (2003). La production vivrière n'étant pas disponible en fréquence trimestrielle, sa variation trimestrielle est supposée constante entre le quatrième trimestre de l'année (n), période de disponibilité de la production et le troisième trimestre de l'année (n+1)⁴⁶. Au plan régional, l'estimation du modèle est faite sur la base des données à fréquence annuelle.

⁴⁶ Cette hypothèse a été d'ailleurs retenue par D. Toé (DER/11/02), dans le cadre de la définition d'une approche par composante pour la prévision de l'inflation dans les pays de l'UEMOA.

L'estimation de l'équation 2.45 nécessite l'évaluation de l'inflation anticipée. Sous l'hypothèse d'anticipation rationnelle, π_{t+1} est utilisé comme « proxy » de $E_t(\pi_{t+1})$ conformément à la méthode des erreurs sur les variables (EVM). En effet, sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, l'erreur de prévision pour la période suivante est une innovation conditionnelle à l'ensemble d'information complet Ω_t et orthogonale à tout sous-ensemble de ce système d'information.

Ainsi, $\pi_{t+1} = E_t(\pi_{t+1}) + w_{t+1}$,

avec,

$$E_t(w_{t+1} / \Omega_t) = 0$$

$$E_t(w_{t+1}^2 / \Omega_t) = \sigma^2$$

$$E_t(w_{t+1} w_{t+1+j} / \Omega_t) = 0 \forall j.$$

Ainsi, l'équation 2.45 se ramène à l'équation 2.46 en prenant $E_t(\pi_{t+1}) = \pi_{t+1} - w_{t+1}$.

$$\pi_t = \lambda_1 \pi_{t-1} + \lambda_2 \pi_{t+1} + \chi gap_t + \eta tcer_t + -\theta \Delta q_t + \mu vriz_t + \phi veuro_t + u_t - \lambda_2 w_{t+1} \quad (2.46)$$

En posant que $v_t = u_t - \lambda_2 w_{t+1}$, la dynamique de l'inflation serait décrite par l'équation 2.47.

$$\pi_t = \lambda_1 \pi_{t-1} + \lambda_2 \pi_{t+1} + \chi gap_t + \eta tcer_t + \theta \Delta q_t + \mu vriz_t + \phi veuro_t + v_t \quad (2.47)$$

Ainsi, dans l'équation 2.47, la variable dépendante π_{t+1} n'est pas indépendante des résidus v_t , ce qui pose un problème d'endogénéité. Ainsi, l'estimateur des MCO est biaisé et le biais est d'autant plus important que la variance asymptotique des erreurs d'anticipation est élevée. Par conséquent, sous l'hypothèse d'anticipation rationnelle, l'erreur de prévision $\pi_{t+1} - E_t(\pi_{t+1})$ est indépendante de l'ensemble d'informations disponibles aux agents à la période t et si nous désignons cet ensemble d'informations par un vecteur z_t de (qx1) variables ou instruments, nous avons la relation suivante

$$E(\pi_t - (\lambda_1 \pi_{t-1} + \lambda_2 \pi_{t+1} + \chi gap_t + \eta \Delta tcer_t + -\theta \Delta q_t + \mu vriz_t + \phi veuro_t))z_t = 0$$

Par conséquent, l'estimation des coefficients peut se faire en exploitant les conditions d'orthogonalités entre les termes d'erreurs

$u_t = \pi_t - (\lambda_1 \pi_{t-1} + \lambda_2 \pi_{t+1} + \chi gap_t + \eta \Delta tcer_t + -\theta \Delta q_t + \mu vriz_t + \phi veuro_t)$ et z_t selon la procédure dite des moments généralisés (GMM), qui a été introduite par Hansen (1982). Cette méthode qui consiste à exploiter les conditions d'orthogonalité entre les innovations du modèle et les variables instrumentales (Z_t) choisies, revient à choisir les valeurs des paramètres qui minimisent le critère $J = m(\theta)'_t W \lambda_2 m(\theta)_t$ avec ,

$$m(\theta)_t = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T ((\pi_t - (\lambda_1 \pi_{t-1} + \lambda_2 \pi_{t+1} + \chi gap_t + \eta \Delta tcer_t + -\theta \Delta q_t + \mu vriz_t + \phi veuro_t)) z_t) \text{ pour}$$

l'estimation de l'équation 2.47⁴⁷.

Sous l'hypothèse d'absence d'autocorrélation dans le processus $m(\theta)_t$, l'estimateur GMM est efficace lorsque la matrice de poids (W), correspond à l'inverse de la matrice de variance covariance asymptotique (S) avec: $S = E(m(\theta)_t m(\theta)_t')$. Sur cette base, on aboutit à une procédure itérative et trois approches sont possibles :

- Une approche en deux étapes (Hansen, 1982)
- Une approche itérative (Ferson et Foerster, 1994)
- Une approche dite « continuous updating GMM ».

En présence d'autocorrélation dans le processus $m(\theta)_t$, Newey West proposent un estimateur non paramétrique égal à l'estimateur kernel de type Bartlett multiplié par 2π . En vue d'améliorer la performance de l'estimateur, Andrew (1991) propose d'utiliser un kernel de type quadratique. Pour estimer l'équation NKPC, l'approche « continuous updating GMM », suggérée par Hansen, Heaton et Yaron (1996), a été privilégiée. La matrice de variance-covariance de long terme est déterminée en utilisant un kernel quadratique, tel que proposé par Andrews, 1991.

Analyse des résultats

Les mêmes instruments sont utilisés pour les différentes équations. Pour l'estimation en panel, les instruments sont les retards d'ordre 1 de l'output gap du secteur moderne, les retards d'ordre 1 et 2 des variables relatives aux taux de change effectif réel, la variation du prix du pétrole en dollar et ses retards d'ordre 1 et 2, la variation du prix du riz importé, la variation de la production agricole et une constante. La mise en œuvre de

⁴⁷Il existe plusieurs possibilités de normaliser les courbes de Phillips. Le critère à minimiser a été déterminé de façon à ce que le poids de l'inflation courante soit égal à l'unité.

l'estimateur des moments généralisés reposant sur l'exploitation des conditions d'orthogonalité, un test fondamental, préalable à l'interprétation des résultats, concerne la validité des dites conditions d'orthogonalité. Ce test est réalisé à l'aide de la statistique J (Hansen, 1982). Si celle-ci conduit au rejet de l'hypothèse nulle d'orthogonalité, il faudrait changer la liste des instruments.

Le modèle suivant est estimé :

$$\pi_{it} = \lambda_1 \pi_{it-1} + \lambda_2 \pi_{it+1} + \gamma gap_{it} + \eta tcer_{it} + \theta \Delta q_{it} + \mu vriz_{it} + \phi veuro_{it} + u_{it}$$

- π_{it} : taux d'inflation annuelle du pays i;
- gap_{it} : output gap du secteur moderne du pays i;
- $tcer_{it}$: du taux de change effectif réel du pays i;
- Δq_{it} : variation de la production vivrière appréciée à travers la variation de la production céréalière du pays i;
- $vriz_t$: variation du prix du riz importé ;
- $veuro_t$: variation du cours du dollar par rapport à l'Euro.
- u_{it} : résidus

Le tableau 17 présente les résultats des estimations en panel sur les huit pays de l'UEMOA avec des données à fréquences annuelles.

Tableau 17 : résultats des estimations en panel sur les huit pays de l'UEMOA
Variable dépendante – taux d'inflation annuelle mesuré à partir de l'indice des prix à la consommation

<i>Variables exogènes</i>	<i>R2 ajusté</i>	π_{t-1}	π_{t+1}	Δq_t	gap_t	$tcer_t$	$vdolar_t$	$vriz_t$	<i>Jstat</i>	<i>Cor</i>	<i>H</i>
Coefficient	0.74	0.41	0.50	-0.06	0.26	-0.00	0.18	0.08	11.5	0.76	1.66
Pvalue		0.00	0.00	0.00	0.00	0.78	0.00	0.00	0.45	0.38	0.16

Méthode d'estimation : méthode des moments généralisés en panel, Cor est le test d'autocorrélation de Wooldridge (2002). H est le test d'hétéroscédasticité de Breusch Pagan sur données de panel. Instruments : retards d'ordre 1 de l'output gap du secteur moderne, retards d'ordre 1 et 2 des variables relatives aux taux de change effectif réel, variation du prix du pétrole en dollar et ses retards d'ordre 1 et 2, variation du prix du riz importé, variation de la production agricole et constante. Echantillon : huit pays de l'UEMOA

L'estimation en panel révèle que la composante prospective est prédominante avec un coefficient de 0,50 alors que la persistance intrinsèque est évaluée à 0,41. Elle confirme l'importance de la production vivrière dans la dynamique de l'inflation des pays de l'UEMOA. Selon les résultats des estimations, une hausse de la production vivrière a tendance à faire baisser l'inflation toute chose égale par ailleurs. L'inflation réagit

également à l'évolution de l'activité dans le secteur moderne (secteur secondaire et tertiaire) dont la dynamique est sous l'influence de la politique monétaire. Ainsi, les tensions sur l'offre dans ce secteur tendent à accroître le taux d'inflation. En revanche, les résultats ne révèlent pas une relation significative entre la dynamique de l'inflation et l'évolution du taux de change effectif réel ; l'impact du secteur extérieur passerait davantage par le cours du dollar par rapport au FCFA et les prix des produits alimentaires sur le marché international, appréciés à travers l'évolution des cours du riz.

Robustesse

La même équation est ré estimée en données trimestrielles dans chaque pays de l'UEMOA en vue d'évaluer la robustesse des résultats obtenus au plan régional et d'identifier les spécificités nationales.

Tableau 18 : résultats des estimations des modèle HNKPC sur des données trimestrielles

	R^2	π_{t-1}	π_{t+1}	Δq_t	gap_t	$tcer_t$	$vdolar_t$	$vriz_t$	$D2$	$D3$	$D4$	$Prob$ (J-Stat)
Bénin	0.75	0.20 0.00	-0.05 0.82	-0.03 0.00	0.42 0.00	0.00 0.88	0.24 0.00	0.01 0.04	2.92 0.00	-0.24 0.90	1.07 0.03	0.31
Burkina	0.69	0.46 0.00	0.31 0.00	-0.01 0.00	0.18 0.17	-0.01 0.00	0.06 0.00	0.01 0.00	3.89 0.00	0.89 0.00		0.43
Côte d'Ivoire	0.69	0.21 0.00	0.44 0.00	-0.03 0.01	0.30 0.01	0.01 0.11	0.08 0.00	0.01 0.03		-0.97 0.00	-2.79 0.00	0.83
Guinée-Bissau	0.40	0.37 0.00	0.38 0.00	-0.05 0.13	0.28 0.00	-0.01 0.07	0.07 0.00	0.01 0.02	2.43 0.00	3.77 0.00	-0.46 0.64	0.63
Mali	0.70	0.33 0.00	0.14 0.10	-0.02 0.05	0.07 0.12	-0.01 0.00	0.14 0.00	0.01 0.03	3.91 0.00	4.19 0.00		0.73
Niger	0.58	0.18 0.05	-0.11 0.96	-0.02 0.00	0.30 0.01	-0.01 0.00	0.02 0.05	0.02 0.00	4.04 0.00	4.84 0.00		0.53
Sénégal	0.79	0.38 0.00	0.05 0.34	-0.01 0.01	0.20 0.00	-0.01 0.00	0.18 0.00	0.01 0.00	1.76 0.04	4.28 0.00		0.67
Togo	0.64	0.34 0.00	0.25 0.00	-0.05 0.07	0.10 0.00	0.01 0.10	0.21 0.00	0.01 0.05	-0.12 0.94	-2.09 0.03		0.48

Méthode d'estimation : méthode des moments généralisés en panel,. D2, D3, D4 sont des variables indicatrices introduites pour prendre en compte la saisonnalité ; Instruments : retards d'ordre 1 de l'output gap du secteur moderne, retards d'ordre 1 et 2 des variables relatives aux taux de change effectif réel, variation du prix du pétrole en dollar et ses retards d'ordre 1,2 et 3, variation du prix du riz importé, variation de la production agricole, constante. Echantillon : huit pays de l'UEMOA.

Au plan national, les estimations réalisées sur les données trimestrielles permettent de relever certaines spécificités. Globalement, le modèle offre une bonne description de la dynamique des prix dans les pays considérés au regard des statistiques « R2 ajustés », qui varient entre 0,40 en Guinée-Bissau et 0,75 au Bénin. De même, la « Pvalue » relative à la statistique « J » ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle, ce qui valide les conditions d'orthogonalité.

Dans tous les pays, la composante rétrospective de l'inflation est ressortie significative. Ainsi, l'inflation, mesurée en variation trimestrielle présente une persistance intrinsèque dans les principaux pays de l'UEMOA. Cette persistance serait plus élevée au Burkina (0,46) et au Sénégal (0,38) et plus faible au Niger (0,18). Concernant la composante prospective, elle n'est pas apparue significative au Sénégal, au Bénin et au Niger contrairement aux résultats observés au plan régional, alors qu'elle est prépondérante en Côte d'Ivoire (0,46) et en Guinée-Bissau (0,36).

La variable relative à l'évolution de la production vivrière est ressortie significative dans tous les pays, confirmant l'importance de la production agricole dans la dynamique de l'inflation des pays de l'UEMOA. Le coefficient est négatif, indiquant qu'une baisse de la production entraîne une hausse de l'indice des prix. L'impact de la production vivrière locale est apparu plus élevé dans les pays non sahéliens (Bénin, Côte d'Ivoire et Togo).

Les résultats des estimations confirment les effets de l'activité du secteur moderne sur la dynamique de l'inflation. En effet, le coefficient relatif à l'output gap du secteur moderne est apparu significatif dans les principaux pays de l'UEMOA, à l'exception du Burkina et du Mali. L'impact est apparu plus élevé au Bénin (0,42), en Côte d'Ivoire (0,30) et au Niger (0,30). Dans ces pays, les effets sur l'inflation d'une politique monétaire restrictive pourraient être plus importants.

L'impact du secteur extérieur est apprécié à travers les effets du taux de change effectif réel, du cours du dollar par rapport au FCFA et du prix du riz sur le marché international. Le taux de change réel permet d'apprécier les effets d'une hausse des prix des biens intermédiaires. Son impact est apparu relativement faible en Guinée-Bissau et dans les pays sahéliens. Dans les autres pays, le coefficient n'est pas significatif, confirmant les tendances observées au plan régional. L'évolution du cours du dollar par rapport au FCFA impacte de façon significative la dynamique de l'inflation dans tous les pays de

l'UEMOA. Une appréciation de l'euro par rapport au dollar permet d'atténuer les effets des hausses des prix des produits pétroliers et alimentaires sur le marché international. Les effets du cours du dollar sont plus élevés au Bénin (0,24), au Sénégal (0,18) et au Togo (0,21) et plus faibles au Niger (0,02) et en Côte d'Ivoire (0,11). De même, l'évolution des cours mondiaux du riz influence la dynamique de l'inflation dans tous les pays de l'Union. Son impact sur les prix domestiques est relativement homogène ; le coefficient variant entre 0,01 et 0,02.

5. Conclusion

Sur la base de l'analyse théorique menée en combinant le modèle du ménage agricole avec la version stochastique du modèle de Barro-Gordon, il ressort que le degré de persistance de l'inflation dans les pays en développement ne dépendrait pas uniquement de la politique monétaire et de change, mais aussi négativement du poids du secteur vivrier local dans l'économie. Les estimations et les simulations ont révélé que l'inflation est anti-persistante dans le secteur agricole du fait notamment de sa forte dépendance aux conditions météorologiques. Ainsi, plus le poids de ce secteur est important dans l'économie, moins l'inflation serait persistante.

Les résultats des estimations réalisées sur un échantillon de 36 pays africains vont dans le même sens que les prédictions du modèle théorique ; la persistance de l'inflation étant ressortie en moyenne plus faible dans les pays où le poids de l'agriculture est plus élevé. Les tests économétriques réalisés sur un échantillon plus large, incluant des pays en développement des autres régions du monde et certains pays émergents, vont également dans le même sens. Globalement, l'anti-persistance de l'inflation dans le secteur traditionnel contribue à réduire la persistance de l'inflation dans les pays en développement. Ainsi, dans les pays où la Banque Centrale a adopté une politique monétaire crédible, la persistance de l'inflation est apparue faible, voire négative.

Nous avons également procédé à une adaptation de la courbe HNKPC en vue d'approfondir les analyses sur les déterminants de l'inflation dans les pays de l'UEMOA, la relation inflation-écart de production et le rôle de l'ouverture de ces économies sur la dynamique de l'inflation. Les résultats des estimations en panel, montrent que la dynamique de l'inflation a une composante prospective prépondérante par rapport à la

dimension intrinsèque. Dans ce cadre, les anticipations pourraient avoir un rôle crucial en ce sens qu'elles peuvent constituer une source de persistance et éloigner durablement l'inflation de son objectif. Dès lors, il est important pour la banque centrale de continuer à mener une politique monétaire crédible et d'adopter une stratégie de communication efficace, en vue d'assurer l'ancrage des anticipations aux objectifs d'inflation. La démarche adoptée a permis de distinguer les effets de l'output gap du secteur moderne de ceux liés aux variations de l'offre de produits vivriers. Les résultats confirment le rôle central de la production vivrière et de la conjoncture internationale dans l'atteinte de l'objectif de stabilité des prix dans l'espace UEMOA.

Concernant le rôle du secteur extérieur, il a été apprécié à travers les effets du taux de change effectif réel, du cours du dollar par rapport au FCFA et du prix du riz sur le marché international. Le taux de change réel permet d'apprécier les effets d'une hausse des prix des biens intermédiaires. Son impact est apparu relativement faible. En revanche, l'évolution du cours du dollar par rapport au FCFA impacte de façon significative la dynamique de l'inflation dans tous les pays de l'UEMOA. En l'occurrence, une dépréciation de l'euro par rapport au dollar permet d'accentuer les effets des hausses des prix des produits pétroliers et alimentaires sur le marché international, côtés en dollar. De même, l'évolution des cours mondiaux du riz influence la dynamique de l'inflation dans tous les pays de l'Union.

CHAPITRE III. EVALUATION ET ANALYSE DES ECARTS D'INFLATION DANS LES PAYS DE L'UEMOA

Dans une union monétaire où la politique monétaire est conduite au plan communautaire, plusieurs facteurs peuvent entraver l'atteinte de l'objectif de stabilité des prix. Les écarts d'inflation persistants entre les pays membres figurent parmi ces facteurs, en l'occurrence lorsqu'ils sont induits par des distorsions sur les marchés nationaux du travail et des biens et services. L'élargissement de la dispersion des taux d'inflation dans une Union Monétaire est inquiétant dans la mesure où il peut conduire à la mise en œuvre d'une politique monétaire trop accommodante pour les pays membres les plus inflationnistes et restrictive pour les autres. La persistance d'écarts d'inflation est aussi une source d'inquiétude car un écart systématiquement positif pourrait induire une perte de compétitivité par rapport aux autres pays de la zone. Ainsi, les questions relatives aux co-mouvements et aux écarts d'inflation entre les pays membres d'une union monétaire ont intéressé plusieurs auteurs (Engel et Rogers, 2004 ; Altissimo, F., Benigno, P et Palenzuela, D.R 2005 ; Hendry et Hubrich, K, 2006 ; Favero C. Marcellino, M. et Neglia F., 2005).

Plusieurs approches sont adoptées pour analyser les différentiels d'inflation. Une première repose sur les concepts de β -convergence et de σ -convergence largement usités, en particulier depuis les années 90 (Barro, 1991 ; Barro et Sala-i-Martin, 1992 ; Quah, 1994). A cet égard, Weber et Beck (2005), Ogawa et Kamamoto (2008), Licheron (2007) Angeloni et Ehrmann (2004, 2007), Horváth et Koprnická, (2008) ont adopté cette démarche pour analyser l'évolution des différentiels d'inflation dans l'UEM.

Une seconde approche s'appuie sur les modèles néo-keynésiens, à travers notamment les modèles dynamiques d'équilibre général stochastiques ou « modèle DSGE », qui permettent d'introduire des rigidités nominales et réelles dans l'analyse des interactions entre les économies composant une union monétaire. Cette approche a été adoptée par Diop et Thiaw (2010) pour analyser les différentiels d'inflation dans les pays de l'UEMOA. Ils ont relevé l'importance des chocs asymétriques dans l'explication des fluctuations des différents agrégats de l'UMOA, en précisant que ces chocs asymétriques expliquaient à plus de 66% les fluctuations du différentiel d'inflation au sein de l'UMOA. Leur approche a davantage mis l'accent sur les origines externes ou internes des différentiels d'inflation et sur le rôle des chocs symétriques ou asymétriques.

Avec la mondialisation, les analystes se sont de plus en plus intéressés au rôle des facteurs globaux, mondiaux ou régionaux, considérés comme des déterminants des mouvements des prix, en ayant recours aux modèles à facteurs.

Dans ce chapitre, nous analyserons les écarts d'inflation dans les pays membres de l'UEMOA, en mettant davantage l'accent sur le degré de persistance de ces écarts et sur les principaux facteurs à l'origine de ces différences. A cet égard, notre approche s'appuiera notamment sur l'évaluation et l'analyse de la β -convergence absolue et relative, en vue d'expliquer l'évolution et l'ampleur des différentiels d'inflation, et le rôle des facteurs tels que les différentiels de productivité, la politique budgétaire et les effets du taux de change ; ces principaux aspects n'étant pas suffisamment mis en exergue notamment par Diop et Thiaw (2010).

1. Facteur à l'origine des écarts d'inflation

Plusieurs auteurs se sont focalisés sur les facteurs qui pourraient être à l'origine des écarts d'inflation dans une Union Economique et Monétaire. Les études empiriques et théoriques suggèrent que les causes sont multiples et les implications en terme de politique monétaire très différentes. Ainsi, ces facteurs ont été analysés selon leur caractère plus ou moins inquiétant pour les Autorités Monétaires. Il a été principalement identifié, les effets de composition, les facteurs cycliques, les différences dans les structures de production et du commerce extérieur, les facteurs structurels de convergence, les rigidités nominales ainsi que les différences dans les politiques budgétaires et des coûts des facteurs de production. Ces différences auraient tendance à renforcer le poids des facteurs nationaux dans la dynamique des prix et induiraient des réactions divergentes face aux évolutions des facteurs globaux et régionaux.

Effets de composition : cette source dite « statistique » se réfère aux différences dans les pondérations associées aux biens et services. Ainsi, des pays avec les mêmes niveaux d'inflation au plan sectoriel verraient leur taux d'inflation différé mécaniquement du fait des différences dans les structures de consommation. Les analyses menées dans la zone Euro (voir notamment Hofman et Remsperger, 2005) ont révélé que ces facteurs ont joué un faible rôle dans l'explication des écarts d'inflation observés dans cette zone après 1999.

Facteurs ponctuels : Des facteurs ponctuels, tels que des catastrophes naturelles, des sécheresses, des crises sociopolitiques qui affectent un pays ou plusieurs pays de l'Union, peuvent aussi induire des écarts. Au niveau de la zone Euro, MOËC (2003) montre que ces facteurs n'ont pas été très déterminants.

Politiques publiques nationales : les évolutions différentes de l'inflation au sein d'une zone monétaire peuvent provenir de différences dans la conduite des politiques budgétaires au plan national. Par exemple au niveau de la zone Euro, le rapport de la BCE en 2003 indique que les pays dans lesquels la politique fiscale a été plus expansionniste ont affiché des taux d'inflation plus élevés⁴⁸. De même, les politiques publiques peuvent affecter l'inflation à travers les évolutions des prix administrés⁴⁹. Un changement unilatéral dans le taux de taxe indirecte dans un pays induit mécaniquement une déviation du taux d'inflation national au taux d'inflation de l'Union. Dans l'espace UEMOA, les mesures prises par certains Etats, notamment le gel temporaire des prix des carburants ou la réduction des taxes à l'importation de certains biens auraient induit des écarts d'inflation dans la sous région⁵⁰.

Facteurs structurels de convergence : ils se réfèrent aux différences de revenu par tête et de productivité du travail, qui sont à l'origine d'écarts connus sous le nom d'effets « Balassa-Samuelson ». L'effet « Balassa-Samuelson », introduit par Balassa (1964) et Samuelson (1964), désigne la distorsion dans la parité de pouvoir d'achat (PPA) due aux différences internationales de productivités relatives entre les secteurs des biens échangeables et non échangeables (approximativement, les services). L'une des hypothèses cruciales est que l'économie peut être décomposée en deux secteurs, l'un produisant des biens échangeables, exposé à la concurrence internationale, l'autre des biens « non échangeables », où les échanges extérieurs sont trop faibles pour qu'ils influencent la formation des prix. Cette distorsion peut ainsi s'apprécier en niveau ou en évolution. L'effet Balassa en niveau prévoit que les pays ayant une productivité relativement moins forte dans les biens échangeables que dans les biens non échangeables comme c'est le cas des pays émergents ou en développement, ont des

⁴⁸ Les Pactes de convergence mis en place dans les zones économiques et monétaires réduisent l'importance de ce facteur.

⁴⁹ Dans les pays de l'UEMOA, le poids des biens administrés est relativement faible, ne dépassant pas 5% de la pondération moyenne de l'indice des prix.

⁵⁰ Globalement, l'harmonisation de la TVA limite ce facteur

niveaux de prix moins élevés que les autres pays. L'effet « Balassa-Samuelson » désigne le mécanisme par lequel une appréciation du taux de change réel se produit au cours du processus de rattrapage, en raison de gains de productivité relatifs plus rapides dans le secteur des biens échangeables. Ainsi, un pays dont la productivité croît plus vite que celle de ses partenaires commerciaux verra donc son taux de change réel s'apprécier. Cette appréciation peut, selon le régime de change, se manifester soit par une appréciation de la devise (du « taux de change nominal »), soit par une inflation plus forte. Dans la zone Euro, plusieurs auteurs notamment, Reutter et al (2001) et Maier (2002) ont démontré l'importance des effets « Balassa-Samuelson » dans l'explication des écarts d'inflation observés à partir des années 1999. Les écarts d'inflation d'une telle nature n'ont pas d'impact sur la compétitivité des pays concernés et n'interfèrent pas avec les objectifs de la politique monétaire.

Différences dans la structure de production et du commerce extérieur : ces différences sont à l'origine des chocs asymétriques qui induisent à leur tour des écarts d'inflation. La structure de production détermine notamment la force et l'effet des chocs énergétiques. Ainsi, plus l'intensité énergétique de la production est élevée, plus grande sera l'influence des variations des prix de l'énergie. L'asymétrie peut aussi être induite par les différences dans les structures du commerce extérieur des pays concernés. Par exemple, plus un pays est ouvert et plus il commerce avec une économie en dehors de la zone, plus fort sera l'effet d'un changement dans le taux de change nominal sur son taux d'inflation. Les différences dans la structure géographique du commerce extérieur des pays peuvent aussi constituer une source d'écart. Les écarts d'inflation provoqués par ces deux facteurs ne constituent pas une contrainte particulière pour l'atteinte des objectifs de la politique monétaire commune. Ces écarts présentent un caractère conjoncturel et font partie du processus d'ajustement des économies.

Rigidités nominales des prix et des salaires : l'existence de rigidités au niveau des prix et des salaires nominaux peut conduire à des écarts d'inflation importants et persistants. En effet, lorsque les salaires et les prix présentent des rigidités dans un pays, l'ajustement aux chocs est lent, ce qui induit des écarts d'inflation avec les pays où la flexibilité est plus élevée. Le Rapport de la BCE (2003) souligne à cet effet que la mise en œuvre de réformes structurelles visant à réduire ces rigidités faciliterait l'absorption rapide des

chocs et limiterait la persistance des différentiels d'inflation dans le long terme⁵¹. Ces rigidités sont le plus souvent associées à la concurrence imparfaite sur les marchés des biens et services et du travail.

Divergences des coûts des facteurs de production : l'évolution différenciée des salaires ou d'autres variables du marché du travail tels que les taux de chômage ou la productivité du travail, peut être une source importante d'écart. Calmfors et Driffill (1988), estiment également que les différences dans les institutions du marché du travail peuvent donner lieu à des résultats différents en termes de taux d'inflation. Plus précisément, ils font valoir que les économies avec une forte centralisation ou décentralisation des forces syndicales résisteraient mieux aux chocs d'offre que les économies avec un degré intermédiaire de centralisation syndicale. Un autre facteur non moins important est sans doute les différences dans les coûts des facteurs de production non échangeables autres que les salaires, notamment les coûts de location des magasins et de l'électricité (voir notamment Beck, Hubrich et Marcelino, 2009).

Facteurs cycliques : le manque de synchronisation des cycles économiques entre les pays membres peut aussi être à l'origine des différences dans les taux d'inflation. En effet, la position d'un pays sur le cycle économique accentue le rôle des facteurs nationaux dans la dynamique des prix, induisant des écarts en cas de faible synchronisation. A cet égard, l'étude menée par Egert, Ritzberger et Silgoner (2004) dans la zone Euro a révélé que les pays avec des taux d'inflation supérieurs à la moyenne ont également connu des outputs gap cumulés assez nettement positifs de 1999 à 2003.

Un certain nombre de travaux de recherche qui se sont intéressés à la question du différentiel d'inflation dans les zones UEMOA et CEDEAO, ont mis en exergue certains de ces facteurs. Diagne et Doucouré (2001) ont précisé que les divergences observées au niveau des taux d'inflation de l'UEMOA ont été le résultat d'effets différents de la politique monétaire dans les pays de l'Union. Diop (2002) montre que les pays de l'UMOA connaissent globalement une convergence de leurs taux d'inflation jusqu'en 1998, contrairement aux autres pays de la CEDEAO, mettant ainsi l'accent sur les efforts à fournir en vue de l'élargissement de l'UMOA. S'intéressant à la dynamique des différentiels d'inflation dans 5 pays de la Zone Monétaire Ouest-Africaine, Balogun

⁵¹ Il convient de souligner tout de même que la mise en œuvre de ces réformes pourrait accentuer temporairement la dispersion des taux d'inflation

(2009) soutient que ces économies n'ont pas réussi la convergence des taux d'inflation, tout en soulignant les taux d'intérêt, la surévaluation des taux de change et les politiques monétaires expansionnistes comme principale cause de la divergence observée.

2. Evaluation des écarts d'inflation dans l'UEMOA

2.1. Evaluation des écarts d'inflation au plan régional

Pour évaluer les écarts d'inflation au plan régional, nous avons utilisé deux indicateurs à savoir l'écart type des distributions des taux d'inflation et la différence entre le taux maximum et minimum. L'analyse est faite sur la base du taux d'inflation moyen annuel pour lequel les informations sont disponibles sur une période plus longue (1972-2012). Sur la période de 1972 à 2012, les études sur l'évolution de l'inflation dans l'UEMOA⁵² ont identifié quatre phases caractérisant la dynamique de l'inflation:

- 1972-1986 : marquée par une forte inflation se situant en moyenne à 9,9% et une volatilité élevée avec un écart type de 4,8% ;
- 1986-1993 : caractérisée par un taux d'inflation faible (0,8%) et une volatilité réduite avec un écart type de 0,8% ;
- 1994-1995 : période coïncidant avec la dévaluation du FCFA qui s'est traduite par une forte inflation (31% en 1994), maîtrisée progressivement (12% en 1995) ;
- 1996-2012 : marquée par un retour à une inflation modérée se situant généralement en dessous de la norme communautaire de 3% avec des pics induits par différents chocs externes ou internes.

Par ailleurs, la structure des importations de biens de l'Union a subi une importante mutation à partir de 2004. Par conséquent, les écarts d'inflation sont évalués en prenant en compte ces différentes phases qui ont marqué l'évolution des économies de l'Union. Le tableau 19 présente les résultats des estimations.

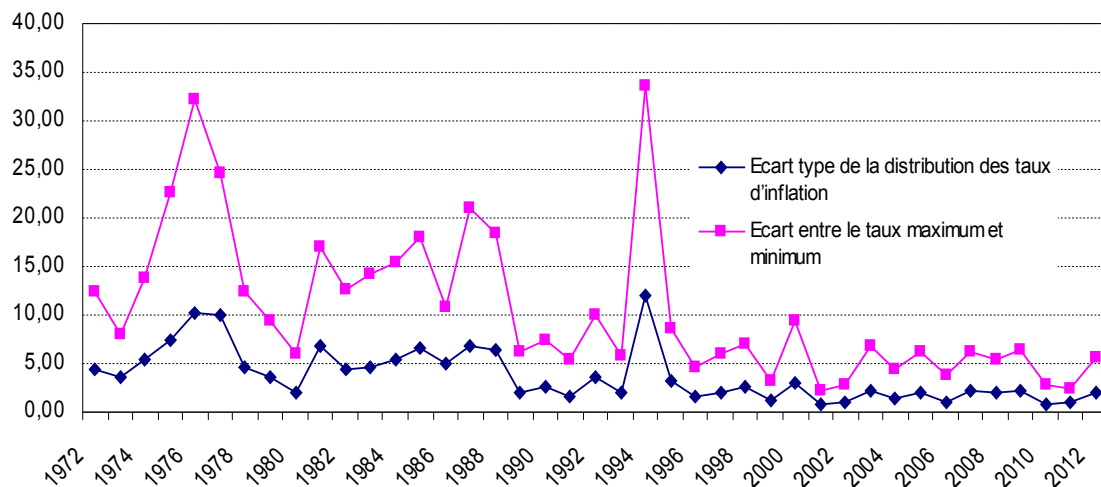
⁵² voir notamment M. TOE et M. Hounkpathin, DER/07/02, BCEAO, mai 2007.

Tableau 19 : écarts d'inflation entre les pays membres de l'UEMOA

	<i>Ecart type de la distribution des taux d'inflation</i>	<i>Amplitude (écart entre le taux maximum et minimum)</i>	<i>Taux d'inflation moyenne</i>
1972 - 2012	3,73	10,53	5,93
1972 - 1986	5,60	15,30	9,93
1987 - 1993	3,55	10,66	0,78
1994 - 1995	7,58	21,14	21,66
1996 - 2003	1,78	5,22	2,52
2004- 2012	1,64	4,84	2,80

Quelle que soit l'approche retenue, ces écarts d'inflation se sont réduits sur la période 1996-2012 par rapport à la période antérieure. De même, bien que le taux d'inflation moyen se soit légèrement accru sur la période 2004-2012, les écarts d'inflation se sont tout de même réduits. Cette réduction des écarts pourrait être en rapport avec l'harmonisation progressive des politiques économiques avec l'instauration, après la dévaluation, du Pacte de Convergence et la définition de politiques sectorielles au plan régional qui auraient donc contribué à réduire l'occurrence des chocs asymétriques. Ce résultat va également dans le même sens que ceux issus des travaux sur l'endogénéité des zones monétaires (voir notamment Frankel et Rose, 1996, 2002) qui indiquent, qu'avec une monnaie unique, le commerce entre les pays est stimulé et la synchronisation des cycles favorisée, ce qui réduit la probabilité de survenance de chocs asymétriques. La baisse des écarts d'inflation sur la période 1996-2009 pourrait aussi être due à l'harmonisation, à partir de 1996, de la méthode de compilation de l'indice des prix à la consommation dans les pays de l'UEMOA, ce qui aurait permis de réduire les effets de composition. Le graphique 3 retrace l'évolution des écarts d'inflation. Il révèle une rupture à partir des années 1990 où les écarts sont ressortis plus faibles (mis à part les années 1994 et 1995 qui ont suivi la dévaluation).

Graphique 3 : évolution des écarts d'inflation sur la période 1972-2012



L'analyse des matrices de corrélation entre les écarts d'inflation et le taux d'inflation moyen indique des différences importantes selon les périodes. De façon générale, sur la période 1972-2012, la corrélation est positive. Ce résultat masque cependant des disparités selon les différentes sous-périodes. En effet, sur la période 1972-1993, la relation est plus faible avec une corrélation moyenne de 0,36. En revanche, la corrélation a été très forte durant les années qui ont suivi la dévaluation (1994-1995). Ainsi, sur cette période, les écarts d'inflation ont été induits principalement par la forte hausse du taux d'inflation qui a suivi la dévaluation. Au cours de la période récente (1996-2012), la corrélation est plus faible et non significative, comme le montre le tableau 20.

Tableau 20 : matrices de corrélation entre les écarts d'inflation et le taux d'inflation moyen

	<i>Ecart type de la distribution des taux d'inflation</i>	<i>Ecart entre le taux maximum et minimum</i>	<i>Taux d'inflation</i>
1972-2009			
Ecart type de la distribution des taux d'inflation	1,00		
Ecart entre le taux maximum et minimum	0,99	1,00	
Taux d'inflation	0,69	0,65	1,00
1972-1993			
Ecart type de la distribution des taux d'inflation	1,00		
Ecart entre le taux maximum et minimum	0,97	1,00	
Taux d'inflation	0,44	0,36	1,00
1996-2012			
Ecart type de la distribution des taux d'inflation	1,00		
Ecart entre le taux maximum et minimum	0,98	1,00	
Taux d'inflation	-0,03	-0,04	1,00

Nonobstant le recul des écarts d'inflation sur la période récente, il est important d'affiner les analyses en prenant en compte les principales composantes de l'indice des prix, en vue de mettre en relief les secteurs où les écarts d'inflations sont plus importants.

Dans ce cadre, le taux d'inflation est déterminé dans les groupes suivants :

- produits frais : regroupe les postes volatiles de l'alimentation, notamment les légumes, les produits de la pêche et les fruits ;
- céréales non transformées : regroupe notamment le riz, le maïs, le mil, le sorgho;
- énergie : regroupe les carburants et lubrifiants, les combustibles liquides (pétrole lampant), le gaz, l'électricité ;
- autres combustibles : concerne le bois de chauffe et le charbon de bois ;
- inflation sous-jacente : il est déterminé à partir de l'indice hors produits frais, énergie et céréales non transformées et énergie.

Les données disponibles sur les indices sectoriels sont à fréquence mensuelle sur la période 2004 – 2011. Ainsi, les écarts d'inflation sont déterminés à partir des taux d'inflation mensuel mesurés en glissement annuel. Les mêmes indicateurs ont été considérés pour mesurer les écarts d'inflations régionaux, à savoir l'écart type des distributions des taux d'inflation et l'amplitude. Le tableau 21 présente les résultats des estimations.

Tableau 21 : Écarts d'inflation entre les pays membres de l'UEMOA selon les composantes de l'inflation

	<i>Taux d'inflation moyenne</i>	<i>Ecart type de la distribution des taux d'inflation</i>	<i>Amplitude (taux maximum - minimum)</i>
Taux d'inflation global	1,22	0,89	2,67
Taux d'inflation « Produits céréales »	2,26	4,35	12,77
Taux d'inflation « frais »	1,92	3,22	9,63
Taux d'inflation « Produits pétroliers »	1,85	3,37	10,14
Taux d'inflation « Electricité »	0,28	1,03	2,91
Taux d'inflation « Inflation sous jacente »	0,88	0,70	2,16
Taux d'inflation « Autres combustibles »	1,09	5,43	16,63

Les écarts d'inflation présentent des différences importantes en fonction des composantes de l'inflation. Ces écarts sont ressortis plus faibles au niveau du taux d'inflation sous-jacente. Globalement, les évolutions de cette composante de l'inflation sont censées être déterminées par la politique monétaire qui est commune et menée au plan régional par la BCEAO. Cette situation pourrait donc expliquer les écarts d'inflation plus faibles pour cette composante. Les écarts d'inflation sont également plus réduits dans la composante « Electricité ». A ce niveau, il est important de souligner que dans les pays de l'Union, le prix de l'électricité est administré et évolue par paliers (voir Toé, 2011). Les écarts faibles dans ce compartiment seraient donc liés à la forte rigidité des prix de l'électricité. Ainsi, les prix varient très rarement dans ce secteur, ce qui explique les faibles écarts.

En revanche, les différentiels d'inflation sont plus importants dans la composante « autres combustibles » malgré un taux d'inflation moyen relativement faible dans ce secteur,

ainsi que dans le compartiment des « produits frais ». Cette situation s'explique principalement par le fait que la dynamique de l'inflation dans ces deux secteurs est déterminée en grande partie par l'évolution de la production locale. Ainsi, les différents chocs spécifiques, notamment les variations de l'offre induites par les évolutions de la pluviométrie seraient à l'origine des écarts d'inflation dans ces secteurs. Les écarts d'inflation sont également importants dans les groupes des produits céréaliers et pétroliers, dont la dynamique de l'inflation est très liée aux évolutions des cours des produits pétroliers et alimentaires sur les marchés internationaux. Ainsi, ces écarts d'inflations importants dans ces deux compartiments confirment le fait que les pays de l'UEMOA sont affectés dans des proportions différentes par la volatilité des cours des matières premières, du fait notamment des délais de transmission des évolutions des cours mondiaux qui sont différents selon les pays. En l'occurrence, Toé (2011) a souligné que la fréquence d'ajustement des prix des carburants (essence) est plus élevée au Sénégal, au Burkina et au Niger, tandis qu'elle est ressortie faible dans les autres pays, notamment au Togo, où les prix des carburants sont restés stables pendant plus de quatre ans (août 2000 à décembre 2004). Les chocs sur la production céréalière locale, qui peuvent concerner uniquement certains pays, constituent aussi des sources d'écarts dans ce secteur. Une analyse des écarts par pays permettrait de mieux cerner ces questions.

La dispersion des taux d'inflation est très proche qu'on l'évalue à partir du taux d'inflation sous-jacente ou à partir de l'indice global. Cette situation indiquerait que les chocs aléatoires comme les catastrophes naturelles, les conditions climatiques difficiles ne sont pas très déterminants dans l'ampleur et la persistance des écarts d'inflation régionaux. Ils peuvent tout de même jouer un rôle au niveau des écarts sectoriels.

2.2. Evaluation des écarts d'inflation par pays

Pour chaque pays de l'UEMOA, nous calculons l'écart entre le taux d'inflation moyen annuel du pays et le taux d'inflation moyen de l'Union, en vue de voir s'il existe, pour certains pays, des écarts d'inflation persistants. La période d'analyse porte sur 1972-2011. Le tableau 22 présente les écarts d'inflation.

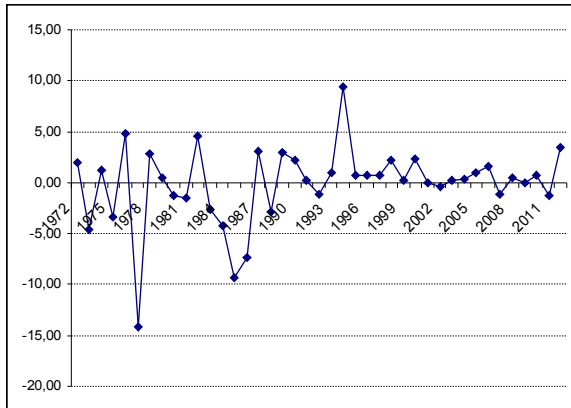
Tableau 22 : Écarts d'inflation par pays

	Bénin	Burkina	Côte d'Ivoire	Guinée- Bissau	Mali	Niger	Sénégal	Togo
1972 - 2012	-0,15	-0,85	0,68	26,76	-1,17	-0,62	-0,30	0,09
1972 - 1986	-2,18	-1,51	0,68	36,17	-1,67	-0,29	1,12	-0,88
1987 - 1993	0,75	-0,58	2,43	62,35	-2,17	-3,17	-1,88	-2,16
1994 - 1995	5,08	-5,39	-1,51	8,61	-3,33	1,65	-1,57	15,42
1996 - 2003	0,73	0,20	0,55	12,26	-0,44	-0,15	-0,98	-0,45
2004- 2012	0,58	0,10	-0,07	0,33	0,28	-0,13	-0,57	0,53

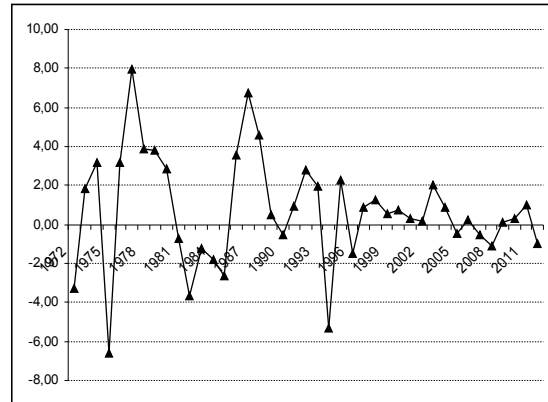
Deux groupes de pays peuvent être distingués. Le premier groupe est composé de la Côte d'Ivoire, du Togo et de la Guinée-Bissau où les écarts d'inflation moyens sont positifs sur la période 1972-2012. Le Bénin intègre ce groupe lorsque l'analyse est restreinte sur la période 1987-2012. Le second groupe est constitué des pays sahéliens où les écarts sont en moyenne négatifs. Mis à part la Guinée-Bissau dont l'intégration à l'UEMOA a été réalisée en 1997, les estimations réalisées en sous-périodes montrent que les positions relatives des différents pays membres ont systématiquement évolué. Ainsi, aucun de ces pays ne s'est systématiquement retrouvé en deçà ou au-delà du taux d'inflation moyen de l'Union. Pour la Guinée-Bissau en particulier, les écarts d'inflation ont considérablement diminué avec l'adhésion du pays à l'UEMOA. Ces résultats augurent une persistance relativement faible des écarts d'inflation dans les pays de l'UEMOA.

Graphique 4 : écart d'inflation entre le Bénin, de la Côte d'Ivoire, du Togo et de la Guinée-Bissau et la moyenne de l'UEMOA

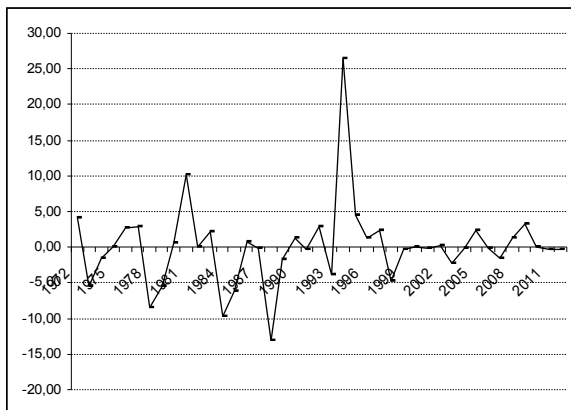
Bénin



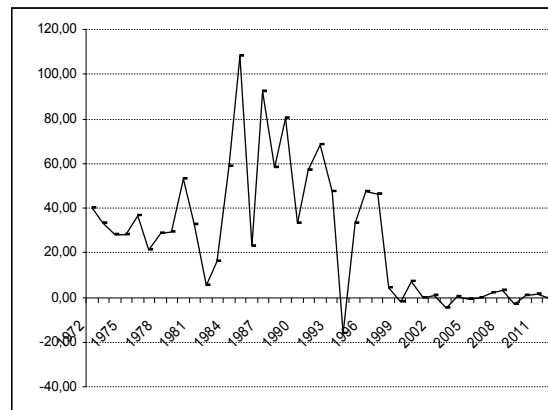
Côte d'Ivoire



Togo



Guinée-Bissau



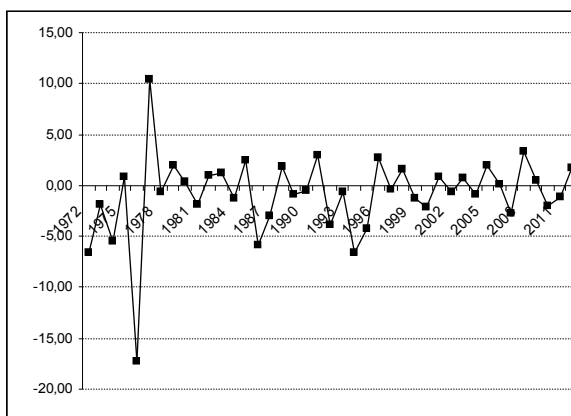
Pour le Bénin, les écarts d'inflation ont atteint des niveaux plus élevés en 1994, année de la dévaluation du FCFA. Les écarts ont été plus faibles en 1977. Mis à part la période 1972-1986, l'inflation au Bénin s'est située généralement au-dessus de la moyenne de l'Union. En Côte d'Ivoire, bien que les écarts d'inflation moyens sur la période 1972-2012 soient positifs, il n'y a pas eu d'écarts positifs ou négatifs persistants. Les écarts ont varié entre -6,6% en 1975 et 8,0% en 1977. Au Togo, les écarts ont été globalement positifs avec un pic enregistré en 1994 et un niveau plus faible en 1988. En Guinée-Bissau, les écarts ont été systématiquement positifs avant l'intégration du pays à

l'UEMOA. Par la suite, les écarts se sont considérablement réduits et ont été même parfois négatifs sur la période post adhésion.

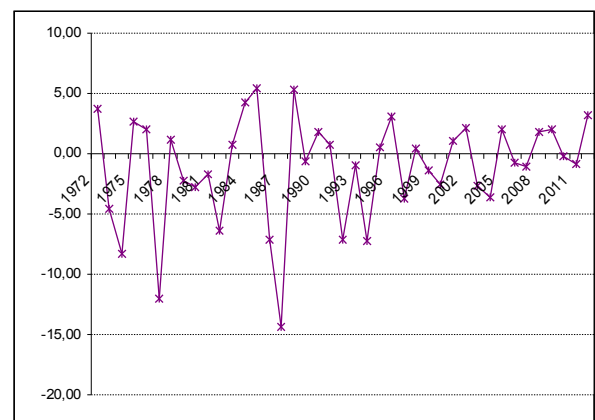
Le second groupe où les écarts ont été en moyenne négatifs, est constitué des pays sahéliens (Burkina, Mali, Niger, Sénégal), comme l'indique le graphique 5.

Graphique 5 : écart d'inflation entre le Burkina, Mali, Niger, Sénégal et la moyenne de l'UEMOA

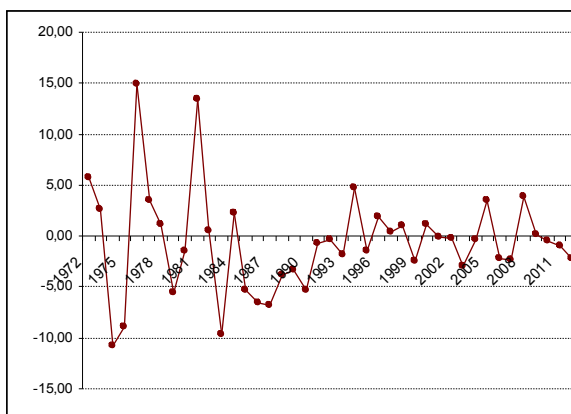
Burkina



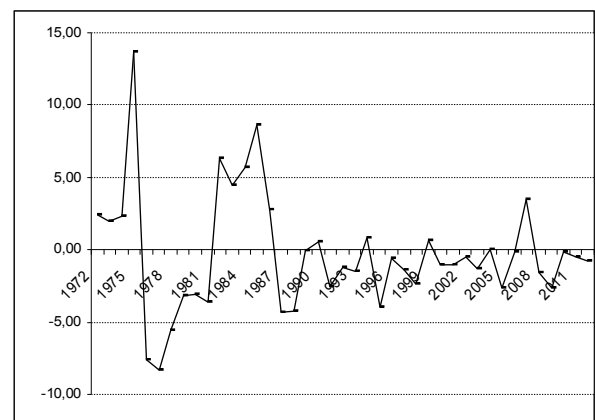
Mali



Niger



Sénégal



Au Burkina, les écarts d'inflation moyens sur la période 1972-2012 sont négatifs; le pays ayant enregistré des taux d'inflation en moyenne inférieurs au taux d'inflation de l'Union. Les écarts d'inflation ont atteint des niveaux plus élevés en 1977 et plus faibles

en 1976. Au Mali, les écarts ont varié entre -14,3% en 1987 et 5,5% en 1988. Au Niger, les écarts d'inflation ont varié entre -10,7% en 1974 et 14,9% en 1976. Au Sénégal, les écarts ont varié entre -8,3% en 1977 et 13,6% en 1975. Globalement, pour tous les pays, les écarts les plus importants ont été enregistrés sur la période 1972-1990 et en 1994 après la dévaluation du FCFA. Le tableau 23 présente les écarts d'inflation par pays et selon les différentes composantes de l'inflation

Tableau 23 : écarts d'inflation par pays et selon les différentes composantes de l'inflation

	<i>Taux d'inflation « Produits frais »</i>	<i>Taux d'inflation « céréales »</i>	<i>Taux d'inflation « Produits pétroliers »</i>	<i>Taux d'inflation « Electricité »</i>	<i>Taux d'inflation « Inflation sous jacente »</i>	<i>Taux d'inflation « Autres combustib les »</i>
Bénin	-0,07	0,33	0,17	0,37	0,14	0,15
Burkina	-0,43	0,72	-0,28	0,26	-0,22	0,49
Côte d'Ivoire	0,30	0,37	-0,34	-0,29	0,10	-0,33
Guinée-Bissau	-0,21	0,17	0,60	-0,28	-0,07	0,06
Mali	-0,68	-1,11	-0,18	-0,71	0,17	-1,29
Niger	-0,59	0,34	-1,05	-0,28	0,08	-1,15
Sénégal	0,29	-0,80	1,58	0,49	-0,30	2,17
Togo	0,31	0,90	0,42	-0,03	0,22	0,98

Au Bénin, les écarts d'inflation sont en moyenne positifs pour toutes les composantes de l'inflation à l'exception des produits frais. En Côte d'Ivoire, pays producteur de pétrole, les écarts d'inflation sont en moyenne positifs dans les différents compartiments à l'exception des produits pétroliers et des autres combustibles. En Guinée-Bissau, les écarts sont en moyenne positifs bien que l'inflation sous jacente et celle des produits frais soient plus faibles que la moyenne de l'Union. Au Togo, les écarts sont systématiquement positifs bien que l'inflation soit plus faible dans le secteur de l'électricité.

Dans les autres pays où les écarts sont globalement négatifs, des différences sectorielles ont été également enregistrées. Au Sénégal, les écarts négatifs proviennent principalement des produits céréaliers et de l'inflation sous jacente. En revanche, au Burkina, l'inflation est plus faible que la moyenne de l'Union dans le groupe des produits frais, des produits pétroliers et de l'inflation sous jacente. Au Mali, les écarts négatifs proviennent de tous les secteurs alors qu'au Niger, les écarts sont positifs dans le groupe des produits céréaliers.

Sur la période 2004-2011, le Bénin, le Mali, le Togo, la Côte d'Ivoire et le Niger sont en moyenne les pays tirant le taux d'inflation sous-jacent de l'UEMOA vers le haut tandis que le Sénégal et le Burkina ont enregistré les taux d'inflation sous-jacents les plus faibles en moyenne.

3. Degré de persistance des écarts d'inflation

Cette section porte sur l'analyse du degré de persistance des écarts d'inflation dans les pays de l'UEMOA. L'analyse est faite au plan régional et par pays, en prenant en compte les principales composantes du taux d'inflation. L'objectif est de mesurer le degré de persistance des écarts d'inflation et son évolution sur la période d'analyse, en identifiant les pays et les secteurs où cette persistance est plus élevée. De même, il est important de savoir si la persistance est la même pour les écarts positifs et négatifs.

3.1. Approche méthodologique

La même démarche est adoptée pour évaluer le degré de persistance des écarts d'inflation. Les écarts d'inflation sont modélisés sous forme autorégressive selon le modèle décrit par l'équation (3.1).

$$e_t = a_0 + \rho e_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta e_{t-i} + u_{t-1} \quad (3.1),$$

avec e_t , représentant l'écart d'inflation régional ou national à l'instant t . L'équation 3.1 stipule que les écarts d'inflation fluctuent autour d'un niveau qui peut être considéré comme un niveau d'équilibre. Si on fait l'hypothèse que le niveau des prix est le même dans les pays de l'UEMOA, ce niveau d'équilibre devrait être égal à 0. Par contre, si on accepte l'hypothèse que les niveaux des prix sont différents et que le processus de convergence induit des écarts d'inflation, ce niveau d'équilibre pourrait être différent de 0. Quelle que soit l'hypothèse retenue, l'équation (3.1) permet de décrire la dynamique des écarts d'inflation. Par conséquent, ρ est le paramètre de persistance. Pour estimer le modèle, le choix de l'ordre p est choisi en fonction du critère AIC et le modèle est estimé en utilisant l'estimateur médian sans biais. L'analyse des écarts a révélé une rupture à partir des années 1990 et les tests de Chow réalisés sur les deux mesures d'écart

d'inflation régional ont confirmé la rupture. Ainsi, les estimations se feront sur toute la toute période mais aussi sur les sous période 1972-1990 et 1996-2012.

Cette mesure de la persistance des écarts d'inflation dépend de la validé du modèle autorégressif retenu pour décrire la dynamique de ces écarts. Pour évaluer la robustesse des résultats, la mesure de persistance sera complétée par une approche non paramétrique

en utilisant le coefficient de retour à la moyenne noté $\gamma = 1 - \frac{n}{T}$, avec n mesurant le nombre de fois que la série traverse sa moyenne sur un intervalle de (T+1) observations. Cette approche ne nécessite pas de formuler des hypothèses sur le modèle mais dépend fortement de la moyenne. Etant donnée la période d'analyse qui intègre les années de dévaluation marquées par d'importants écarts, les valeurs importantes enregistrées en 1994 et 1995 peuvent biaiser les résultats. L'approche non paramétrique ne permettant pas d'intégrer de façon explicite des ruptures, les estimations se feront sur les sous périodes 1972-1990 et 1996-2012.

Pour tester si la persistance est la même pour les écarts positifs et négatifs, les modèles à seuil de type STAR seront utilisés pour évaluer le degré de persistance de l'inflation.

$$e_t = \begin{cases} a_0 + \rho_1 * e_{t-1} + \varepsilon_{t1}, si, e_{t-1} \leq 0 \\ a_1 + \rho_2 * e_{t-1} + \varepsilon_{t2}, si, e_{t-1} > 0 \end{cases}$$

Le test repose sur le ratio suivant: $f = T \frac{\sigma^2 - \sigma(c)^2}{\sigma(c)^2}$ qui suit une loi de Fischer sous

l'hypothèse nulle que le modèle est linéaire. Ainsi, le rejet de l'hypothèse nulle indique que la persistance est différente selon le signe de l'écart d'inflation enregistré à la période précédente.

3.2. Degré de persistance des écarts d'inflation régionaux

Les deux mesures d'écart sont considérées à savoir l'écart type des distributions des taux d'inflation et la différence entre le taux maximum et minimum. L'analyse est faite sur la base du taux d'inflation moyenne annuelle sur la période 1972-2012. Les tests ADF ont révélé que les séries sont stationnaires.

Pour déterminer le degré de persistance sur la période 1972-2012, l'équation (3.2) est estimée pour les deux mesures d'écart.

$$e_t = a_0 + a_1 d_{9495} + \rho e_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta e_{t-i} + u_{t-1} \quad (3.2)$$

e_t , représentant l'inflation est l'écart d'inflation régional ou national à l'instant t et d_{9495} est une variable égale à 1 sur la période 1994-1995 et 0 pour les autres années. Elle a été introduite pour prendre en compte l'effet de la dévaluation. ρ est le paramètre de persistance. Le tableau 24 présente les degrés de persistance des écarts d'inflation sur les différentes périodes

Tableau 24 : degré de persistance des écarts d'inflation

	1972-2012	1972-1990	1996-2012
Ecart type des distributions des taux d'inflation	0,41 (0.00)	0,43 (0.08)	-0,25 (0.16)
Amplitude (taux maximum - minimum)	0,40 (0.00)	0,45 (0.05)	0.08 (0.24)

L'analyse sur la période 1972-2012 révèle une persistance modérée des écarts d'inflation régionaux dans l'espace UEMOA quelle que soit la mesure adoptée pour apprécier ces écarts. L'analyse sur les deux sous périodes révèle des différences importantes. En effet, la persistance des écarts d'inflation s'est fortement réduite au cours de la période récente et l'écart type des taux d'inflation présente même une anti-persistance. Ainsi, la baisse des écarts d'inflation sur la période récente s'est également accompagnée d'une réduction sensible de sa persistance.

Conformément à la démarche retenue, nous allons compléter l'analyse en réévaluant la persistance des écarts d'inflation à partir du coefficient de retour à la moyenne γ . Le tableau 25 présente les résultats des estimations

Tableau 25 : degrés de persistance des écarts d'inflation

	1972-1990	1996-2012
Ecart type des distributions des taux d'inflation	0,56	0,38
Amplitude (taux maximum - minimum)	0,50	0,25

Les résultats vont dans le même sens que ceux enregistrés avec l'approche paramétrique. Globalement, les écarts d'inflation sont moins persistants sur la période récente. Les résultats enregistrés sur la période récente confirment également que les écarts d'inflation ont une persistance relativement faible.

L'évaluation des persistances au plan sectoriel permet d'affiner les analyses. Les estimations sont faites sur les données mensuelles sur la période de 2004 à 2011. L'inflation est mesurée en variation annuelle et les différentiels d'inflation par les écarts type des distributions. Les résultats issus des approches paramétrique et non paramétrique suivant les mêmes tendances, la persistance est évaluée à partir du coefficient de corrélation entre l'écart type contemporain et celui enregistré à la même période de l'année précédente. Cette démarche a été adoptée étant donné que les taux d'inflation ayant permis de déterminer les écarts d'inflation sont mesurés en glissement annuel⁵³. Le tableau 26 présente les résultats des estimations.

Tableau 26 : degrés de persistance des écarts d'inflation selon les composantes de l'indice

	Taux d'inflation global	Taux d'inflation « Produits « frais »	Taux d'inflation « céréales »	Taux d'inflation « Produits pétroliers »	Taux d'inflation « Electricité »	Taux d'inflation « Inflation sous-jacente »	Taux d'inflation « Autres combustibles »
Degré de persistance des écarts d'inflation	0,09	0,14	0,16	-0,12	-0,32	0,19	0,44

La persistance des écarts d'inflation apparaît plus faible dans le groupe des produits pétroliers et électricités alors qu'elle est plus élevée dans les autres combustibles.

⁵³Cette approche a été utilisée notamment par Mendes et al, 2010 pour évaluer la persistance de l'inflation trimestrielle mesurée en variation annuelle.

3.3. Degré de persistance des écarts d'inflation par pays

Pour chaque pays, nous examinons l'écart entre le taux d'inflation moyen annuel du pays et le taux d'inflation moyen de l'Union. La période d'analyse porte sur 1972-2011. Dans un premier temps, la persistance est évaluée à partir de la somme des coefficients autorégressifs de la série des écarts d'inflation. Le tableau 27 présente les résultats des estimations, selon la même démarche.

Tableau 27 : degré de persistance des écarts d'inflation des pays de l'UEMOA

	Bénin	Burkina	C. Ivoire	G. Bissau	Mali	Niger	Sénégal	Togo
1972-2012	-0,22	-0,39	0,15	0,11	-0,13	0,03	0,29	0,25

Les écarts d'inflation par pays ne sont pas persistants. Dans plusieurs pays, les écarts sont même anti-persistants. Cette faible persistance est en phase avec le fait qu'aucun des pays étudiés ne s'est systématiquement retrouvé en deçà ou au-delà du taux d'inflation moyen de l'union, mis à part la Guinée-Bissau. Les écarts d'inflation sont tout de même plus persistants au Togo où ils sont en moyenne positifs et au Sénégal où l'inflation est par contre inférieure à la moyenne de l'Union.

Le tableau 34 présente les résultats issus des estimations réalisées à partir du coefficient de retour à la moyenne γ . Pour les écarts des pays, la méthode de calcul de ce

coefficient a été quelque peu modifiée. En effet, nous avons retenu $\gamma = 1 - \frac{n}{T}$, avec n mesurant le nombre de fois que l'écart change de signe entre deux périodes successives sur un intervalle de (T+1) observations. Les écarts sont donc persistants lorsqu'ils sont systématiquement positifs ou négatifs sur une longue période. Cette mesure n'est pas affectée par les ruptures.

Tableau 28 : degré de persistance des écarts d'inflation

	Bénin	Burkina	C. Ivoire	G. Bissau	Mali	Niger	Sénégal	Togo
1972-2012	0,45	0,33	0,60	0,68	0,45	0,58	0,73	0,48

Cette approche conduit à des degrés de persistance plus élevés que l'approche paramétrique. Elle confirme tout de même une persistance des écarts plus forte au Sénégal, en Guinée-Bissau, au Togo et en Côte d'Ivoire et plus faible au Mali, au Burkina et au Bénin où l'approche paramétrique a conduit à une anti-persistance.

Pour tester si la persistance est la même pour des écarts d'inflation positifs ou négatifs, les modèles à seuil de type STAR sont utilisés.

$$e_t = \begin{cases} a_0 + \rho_1 * e_{t-1} + \varepsilon_{t1}, & \text{si, } e_{t-1} \leq 0 \\ a_1 + \rho_2 * e_{t-1} + \varepsilon_{t2}, & \text{si, } e_{t-1} > 0 \end{cases}$$

e_t , représentant l'inflation est l'écart d'inflation, ρ_1 est la persistance lorsque les écarts de la période précédente sont négatifs et ρ_2 est la persistance lorsque les écarts de la période précédente sont positifs.

Le test repose sur le ratio suivant: $f = T \frac{\sigma^2 - \sigma(c)^2}{\sigma(c)^2}$. le rejet de l'hypothèse nulle indique que la persistance est différente selon le signe des écarts d'inflation. Le tableau 29 présente les degrés de persistance de l'inflation des principaux pays de l'UEMOA.

Tableau 9: degré de persistance dans la zone UEMOA

	ρ_0	Ftest	ρ_1	ρ_2
BENIN	-0,24	2.81 (0.09)	-0.03	-0.51
BURKINA	-0,22	1.4 3(0.23)	-0.40	-0.12
C.IVOIRE	0.24	15.23 (0.00)	-0.45	0.55
MALI	-0.02	3.76 (0.05)	-0.08	-0.65
NIGER	0.09	-1.82 (1.00)	0.11	0.12
SENEGAL	0.34	7.32 (0.00)	0.58	-0.05
TOGO	0.07	-1.12 (1.00)	0.08	0.07

Notes : ρ_0 est le degré de persistance évalué à l'aide d'un modèle AR(P) ;

ρ_1 et ρ_2 sont les persistances dans chaque régime. Le coefficient entre parenthèse est le Pvalue.

Au Bénin, en Côte d'Ivoire, au Mali et au Sénégal, le test valide l'hypothèse d'un changement de régime des écarts d'inflation. Au Sénégal, les écarts d'inflation négatifs sont plus persistants que les écarts positifs, ce qui est en phase avec le fait que l'inflation soit en moyenne plus faible dans ce pays. En revanche, en Côte d'Ivoire où l'inflation est en moyenne supérieure à celle l'Union, les écarts d'inflation positifs sont plus persistants. Au Bénin et au Mali, les écarts positifs et négatifs sont anti-persistants et l'anti-persistence est plus marquée lorsque les écarts précédents sont négatifs.

3.4. *Bêta convergence dans les pays de l'UEMOA*

L'analyse des écarts d'inflation peut être approfondie à travers l'évaluation de la bêta convergence, qui permet de savoir s'il existe des pays qui convergent plus rapidement que d'autres au regard de leur condition initiale. Ainsi, l'analyse permet de savoir si l'effort de réduction de l'inflation en vue de la convergence vers le niveau d'équilibre de l'Union est plus important dans les pays ayant des niveaux de prix initiaux plus élevés.

Le test de bêta convergence est lié aux préoccupations néoclassiques (Solow, 1956, Galor, 1996) qui suggèrent des effets de rattrapage entre pays à faibles revenus. L'analyse portera sur la bêta convergence absolue qui prend en compte uniquement les conditions initiales. Pour se faire, l'équation (3.4) est estimée en panel.

$$\pi_{it} = a + \beta \log(IPC_{i,1972}) + u_{it} \quad (3.4)$$

π_{it} est le taux d'inflation annuel du pays i à la date t et $IPC_{i,1972}$ est la valeur de l'indice des prix du pays i en 1972 retenue comme année initiale. Un coefficient β négatif et significatif traduit l'hypothèse de convergence.

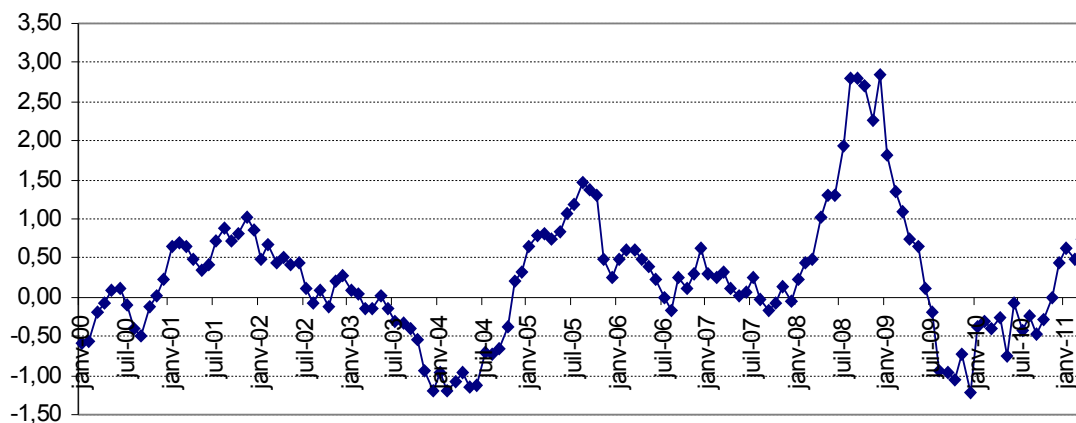
Les estimations ont conduit à un coefficient β négatif et significatif, ce qui suggère l'existence d'une dynamique de convergence entre les pays de l'UEMOA. Toutefois, le coefficient est relativement faible, se situant à -0,025. La demi-vie qui mesure le temps nécessaire à un choc pour réduire de moitié la volatilité initiale peut être mesuré par $\lambda = -\ln(2)/\ln(1 + \beta)$. Elle donne une valeur de 26 ans. Sur la période 1996-2012, la vitesse de convergence s'est réduite pour se situer à -0,01 en même tant que les écarts d'inflation qui ont également diminué et sont apparus moins persistants. Ce résultat

apporte déjà quelques indications sur l'impact du processus de convergence sur les écarts d'inflation.

3.5. Différentiel d'inflation entre l'UEMOA et la zone Euro

A la suite de l'entrée en vigueur de l'Euro, le FCFA a été arrimé à l'Euro à un taux fixe. Il ressort de l'examen de l'évolution comparée de l'inflation dans l'Union et la Zone euro sur la période de janvier 2000 à mars 2011, un différentiel moyen d'inflation défavorable de 24 points de base. En effet, le taux d'inflation mensuel en glissement annuel s'est établi en moyenne à 1,15% dans l'Union contre 0,91% dans la zone euro sur la période d'analyse. Au vu du régime de change fixe, cet écart d'inflation indique une perte de compétitivité de l'Union vis-à-vis de la zone Euro. Le graphique 6 présente l'évolution des différentiels d'inflation.

Graphique 6 : évolution des différentiels d'inflation entre l'UEMOA et la zone EURO



Le taux d'inflation dans la zone UEMOA s'est généralement situé au-dessus de celui de la zone euro. Des écarts négatifs ont tout même été enregistrés entre juin 2003 et octobre 2004 et sur la période de juillet 2009 et octobre 2010. Mis à part ces périodes, l'inflation dans l'UEMOA a été supérieure à celle de la zone Euro. Le gel temporaire des prix des carburants par certains Etats en 2003 et les bonnes campagnes agricoles expliquent quelque peu les taux d'inflation plus faibles enregistrés au sein de l'UEMOA de juin 2003 à octobre 2004. Les écarts enregistrés de juillet 2009 à octobre 2010 traduit un retour à la normale après une inflation élevée enregistrée en 2008. Les mesures prises en

2009 par les pays de l'UEMOA pour soutenir l'offre locale de produits vivriers a aussi permis de réduire l'inflation dans l'Union.

Ces écarts sont apparus très persistants quelle que soit la mesure de persistance retenue. En effet, le coefficient autorégressif est ressorti à 0,93 et largement significatif alors que le coefficient de retour à la moyenne s'est situé à 0,97. Ces résultats indiquent une forte persistance des écarts d'inflation entre l'UEMOA et la zone Euro, avec des écarts positifs plus persistants (0,94) que les écarts négatifs (0,81). Ces écarts positifs persistants pourraient provenir des effets « Balassa Samelson ».

4. Contribution des différents facteurs à l'explication des écarts d'inflation dans l'UEMOA

Dans cette section, nous allons évaluer les contributions relatives des principaux facteurs identifiés dans la première section pour l'explication des écarts d'inflation observés sur la période 1972-2012.

4.1. Spécification du modèle économétrique

L'équation 3.5 décrit le modèle retenu. Il est proche des modèles utilisés par Rogers (2002), Honohan et Lane (2003, 2004) et Licheron (2006). Elle est estimée sous forme de panel dans les pays de l'UEMOA.

$$\pi_{it} = \alpha_i + \beta \pi_{it-1} + a_0 V\text{Foil}_t + a_1 P_{it-1} + a_2 Vy_{it} + a_3 bug_{it} + a_4 V\text{tcen}_{it} + a_5 d94 + a_6 V\text{foil} + u_{it} \quad (3.5)$$

La variable π_{it} est le taux inflation annuel du pays i à la date t , avec $\pi_{it} = \log(\pi_{it} / \pi_{it-1}) * 100$. Les variables explicatives incluent un effet fixe α_i associé au pays i , le niveau des prix P_{it-1} du pays i à la date $t-1$, le taux d'inflation retardé π_{it-1} pour tenir compte de la persistance de l'inflation et éliminer la corrélation sérielle des résidus et un ensemble de variables explicatives identifiées dans la première section. Il s'agit du taux de variation du PIB réel par tête Vy_{it} , du solde budgétaire bug_{it} rapporté au PIB, de la variation du taux de change effectif nominal $TCEN_{it-1}$, du taux de variation d'un indice composite déterminé par la moyenne des indices des prix des produits alimentaires et des indices des prix des produits pétroliers sur le marché international $V\text{Foil}_t$ et d'une variable indicatrice pour capter l'effet de la dévaluation en 1994. Toutes les variables

retenues sont apparues comme des facteurs explicatifs (potentiels) des écarts d'inflation au sein d'une zone monétaire.

- le niveau des prix P_{it-1} du pays i à la date $t-1$ permet de capter le phénomène de convergence au sein de l'Union (signe attendu -). P_{it-1} correspond à la valeur retardée du facteur de Parité de Pouvoir d'Achat (PPA).
- le taux de variation du PIB réel par tête y_{it} est utilisé pour tester l'effet « Balassa-Samuelson » et devrait donc exercer un effet positif sur l'inflation (signe attendu +) ;
- le taux de change effectif nominal permet d'apprécier les sensibilités des pays aux évolutions des taux de change (signe attendu -) ;
- l'output gap, gap_{it} , est utilisé comme indicateur de positionnement sur le cycle (signe attendu +). Il est mesuré par la différence en logarithme entre le PIB et le PIB potentiel. Le PIB potentiel est évalué en appliquant l'opérateur « Band Pass » au PIB réel.
- le solde budgétaire rapporté au PIB bug_{it} permet de capter l'effet de la politique budgétaire (signe attendu -). Ainsi, un déficit public important est associé à une inflation élevée ;
- le taux d'inflation retardé π_{it-1} permet de prendre en compte et d'apprécier la persistance de l'inflation ;
- l'indice des prix des produits alimentaires et pétroliers, $VFoil_t$, permet d'apprécier de façon spécifique, les réactions face aux chocs affectant les prix de ces produits.

Les données sont annuelles et couvrent la période 1991-2009. Les statistiques sur le taux d'inflation, le PIB, le solde budgétaire et les dépenses courantes, proviennent de la base de données de la BCEAO. Les Facteurs de Parité des Pouvoirs d'Achat (PPA) proviennent de la base de données de la Banque Mondiale (WDI), les indices des prix des produits alimentaires et pétroliers sont déterminés par la FAO. Enfin, les taux de change effectifs nominaux proviennent de la base de données du FMI (IFS).

4.2. Estimation du modèle explicatif

Le tableau 30 présente les résultats des estimations par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) de deux variantes du modèle défini par l'équation 3.5. La première variante n'intègre pas d'effets fixes pays alors que la seconde prend en compte ses effets. Une variable a été introduite pour capter les chocs spécifiques autre que ceux liés à la dévaluation du FCFA. Le taux d'inflation pouvant exercer un effet direct et contemporain sur l'output gap et le solde budgétaire, l'estimation est faite par la suite par la Méthode des Moments Généralisés (GMM). L'Output gap est instrumentalisé en utilisant ses valeurs retardées et le solde budgétaire par les valeurs retardées des dépenses courantes par rapport au PIB.

Tableau 30 : résultats des estimations du modèle
Variable dépendante : taux d'inflation

<i>Variables explicatives</i>	PLS sans effets fixes pays	Pvalue	PLS avec effets fixes pays	Pvalue
Taux d'inflation retardé (i,t-1)	0.25	0.00	0.28	0.00
Variation taux de change effectif nominal	-0.70	0.00	-0.73	0.00
Solde Budgétaire (% du PIB)	-0.20	0.23	-0.23	0.23
Niveau des prix (i,t-1)	-0.06	0.00	-0.06	0.00
Taux de croissance du PIB réel par tête	0.40	0.04	0.46	0.03
Variation de l'indice des produits alimentaires et pétroliers	0.14	0.00	0.15	0.00
Output Gap	-0.00	0.80	-0.02	0.08
Chocs	3.86	0.00	4.58	0.00
D94	13.06	0.00	14.45	0.00
R2 ajusté	0.88		0.91	
Cor	0.26	0.78	0.26	0.78
H	0.49	0.61	0.49	0.61

Note : PLS- Panel Least Square- Cor est le test d'autocorrélation de Wooldridge (2002). H est le test d'hétéroscédasticité de Breusch Pagan sur données de panel.

Toutes les variables du modèle sont significatives à l'exception de l'Output gap et du solde budgétaire rapporté au PIB⁵⁴. Ce résultat semble indiquer que les écarts d'inflation entre les pays de l'UEMOA ne proviennent pas du positionnement différent des pays sur le cycle économique. La variation du taux de change effectif nominal est ressorti significatif avec un coefficient négatif, illustrant qu'une dépréciation du taux de change renchérit les biens importés et contribue à accroître le taux d'inflation. Ce résultat montre l'importance des asymétries face aux chocs externes dans l'évolution des écarts d'inflation dans les pays de l'UEMOA. A cet effet, la variable relative à la variation des indices des prix des produits pétroliers et alimentaires est ressortie significative et de signe positif, confirmant le fait que les délais de transmission des évolutions des cours mondiaux des produits pétroliers et alimentaires aux prix domestiques, différents d'un pays à l'autre, sont des facteurs déterminants dans l'évolution et l'ampleur des écarts d'inflation. Le niveau initial des prix semble jouer aussi un rôle. Le coefficient indique qu'un niveau des prix initial plus bas impliquerait un taux d'inflation plus élevé, toutes choses égales par ailleurs. Toutefois, le niveau relativement faible du coefficient indique que le processus de convergence s'effectue à un rythme relativement lent dans l'espace UEMOA. Enfin, les différences en terme de revenu par tête pourraient aussi induire des écarts d'inflation; le taux de croissance du PIB par tête ayant une influence positive et significative sur le niveau de l'inflation. Ainsi, les pays où le PIB par tête croît plus vite ont tendance à avoir des taux d'inflation plus élevés, toutes choses égales par ailleurs. Les chocs spécifiques, notamment les sécheresses ou crises sociopolitiques, jouent aussi un rôle important. La prise en compte des effets fixes pays ne change par fondamentalement les résultats bien que le pouvoir explicatif des variables soit légèrement plus élevé.

Le tableau 31 reproduit les résultats enregistrés en utilisant la méthode des moments généralisés. Les variables relatives au solde budgétaire et à l'output gap sont supposées endogènes et ont été instrumentalisés en utilisant leurs valeurs retardées et la valeur retardée des dépenses courantes rapportée au PIB. Les résultats sont assez proches de ceux des MCO bien que le pouvoir explicatif du PIB réel par tête soit plus élevé.

⁵⁴Lorsque le solde budgétaire est intégré dans le modèle sans le rapporté au PIB, la variable est ressortie significative. Elle perd son pouvoir explicatif lorsqu'elle est rapportée au PIB

Tableau 31 : résultats des estimations du modèle
Variable dépendante : taux d'inflation

<i>Variables explicatives</i>	GMM sans effets fixes pays	Pvalue	GMM avec effets fixes pays	Pvalue
Taux d'inflation retardé (i,t-1)	0.26	0.00	0.28	0.00
Variation taux de change effectif nominal	-0.74	0.00	-0.72	0.00
Solde Budgétaire (% du PIB)	-0.65	0.21	-0.37	0.24
Niveau des prix (i,t-1)	-0.05	0.00	-0.06	0.00
Taux de croissance du PIB réel par tête	0.44	0.04	0.50	0.03
Variation de l'indice des produits alimentaires et pétroliers	0.18	0.00	0.15	0.00
Output Gap	-0.00	0.80	-0.00	0.8
Chocs	7.66	0.00	5.83	0.00
D94	18.06	0.00	15.42	0.00
R2 ajusté	0.77		0.91	
Pvalue J-Stat	0.75		0.76	
Cor	0,39	0.69	0,39	0.69
H	0.32	0.80	0.62	0.17

Note : GMM- Panel Generalized Method of Moment, Cor est le test d'autocorrélation de Wooldridge (2002). H est le test d'hétéroscédasticité de Breusch Pagan sur données de panel.

4.3. Asymétries dans les effets des facteurs

Plusieurs auteurs (Honohan et Lane, 2004, Licheron, 2006) ont envisagé et testé l'existence d'effets asymétriques de certaines variables explicatives. Dans cette perspective, nous allons explorer l'hypothèse d'une asymétrie dans les effets du taux de change ou des indices des prix des produits pétroliers et alimentaires. A partir des variables de base, nous construisons deux variables dont l'une correspond aux valeurs positives de la variable et l'autre aux valeurs négatives.

Les estimations ne relèvent aucune asymétrie au niveau des variables relatives à l'évolution du taux de change nominal, à l'output gap et au solde budgétaire. Par contre,

comme le montre le tableau 32, le pouvoir explicatif de l'évolution des prix du pétrole et des produits alimentaires est différent selon que la variation est positive ou négative. Les résultats des estimations révèlent qu'une variation négative de l'indice induit des écarts d'inflation plus importants qu'une variation positive. Ceci pourrait traduire des rigidités à la baisse plus forte dans ce secteur. Ainsi, les différences dans les délais de transmission des évolutions des prix des produits pétroliers et alimentaires importés vers les prix domestiques, sont plus importants lorsque les cours de ces produits sont en baisse.

Tableau 32 : résultats des estimations du modèle
Variable dépendante : taux d'inflation

<i>Variables explicatives</i>	PLS sans effets fixes pays	Pvalue	PLS avec effets fixes pays	Pvalue
Taux d'inflation retardé (i,t-1)	0.25	0.00	0.29	0.0000
Variation taux de change effectif nominal	-0.71	0.00	-0.74	0.0000
Solde Budgétaire (% du PIB)	-0.20	0.14	-0.24	0.12
Niveau des prix (i,t-1)	-0.06	0.00	-0.06	0.00
Taux de croissance du PIB réel par tête	0.40	0.04	0.46	0.00
Variation de l'indice des produits alimentaires et pétroliers négative	0.22		0.20	0.00
Variation de l'indice des produits alimentaires et pétroliers positive	0.08		0.11	0.004
Output Gap	0.00	0.80	0.00	0.81
Chocs	4.45	0.00	4.61	0.00
D94	12.93	0.00	14.24	0.00
R2 ajusté	0.88		0.91	
Cor	0.42	0.62	0.52	0.43
H	1,63	0.15	1,63	0.15

Note : GMM- Panel Generalized Method of Moment, Cor est le test d'autocorrélation de Wooldridge (2002). H est le test d'hétéroscédasticité de Breusch Pagan sur données de panel.

4.4. Décomposition de l'output gap

Quelles que soient les approches utilisées pour mesurer l'output gap, la méthode d'estimation du modèle et la prise en compte ou pas des effets d'asymétrie, les évolutions de l'output gap ne sont pas ressorties significatives dans l'analyse des écarts d'inflation. Conformément à la démarche adoptée pour l'adaptation de la courbe HNKPC (dernière section du second chapitre). L'output gap sera décomposé en prenant uniquement l'output gap du secteur moderne et la variation de la production vivrière. Le tableau 33 présente les résultats des estimations.

Tableau 33 : résultats des estimations du modèle
Variable dépendante : taux d'inflation

<i>Variables explicatives</i>	PLS sans effets fixes pays	Pvalue	PLS avec effets fixes pays	Pvalue
Taux d'inflation retardé (i,t-1)	0.26	0.00	0.30	0.00
Variation taux de change effectif nominal	-0.60	0.00	-0.63	0.00
Solde Budgétaire (% du PIB)	-0.16	0.22	-0.20	0.21
Niveau des prix (i,t-1)	-0.06	0.00	-0.06	0.00
Taux de croissance du PIB réel par tête	0.31	0.016	0.38	0.00
Variation de l'indice des produits alimentaires et pétroliers	0.10	0.00	0.11	0.00
Output Gap (hors secteur primaire)	0.14	0.07	0.11	0.24
Variation de la production vivrière	-0.04	0.09	-0.04	0.06
R2 ajusté	0.77		0.91	
Cor	0.41	0.68	0.41	0.68
H	1.71	0.15	1.71	0.15

Note : GMM- Panel Generalized Method of Moment, Cor est le test d'autocorrélation de Wooldridge (2002). H est le test d'hétéroscédasticité de Breusch Pagan sur données de panel.

Le pouvoir explicatif de l'output gap s'est sensiblement amélioré lorsqu'on ne considère que l'output gap du secteur moderne et que la variable relative à la dévaluation n'est pas intégrée. Ainsi, un positionnement favorable dans le cycle évalué en excluant le secteur

primaire, semble impliquer un taux d'inflation plus élevé toutes choses égales par ailleurs. Le coefficient relatif à la variation de la production céréalière est aussi significatif et négatif, confirmant qu'un choc sur la production locale de denrées alimentaires induit des écarts d'inflation.

5. Conclusion

Nous avons utilisé plusieurs indicateurs pour évaluer et analyser les différentiels d'inflation dans les pays de l'UEMOA, sur la période 1972-2012. Les estimations ont révélé que les écarts d'inflation, mesurés notamment par l'écart type de la distribution des taux d'inflation dans les pays de l'UEMOA, se sont considérablement réduits sur la période 1996-2012 par rapport à la période 1972-1990. Au plan sectoriel, les écarts sont apparus plus faibles au niveau du taux d'inflation sous-jacente et de l'inflation dans la composante « Electricité ». En revanche, les différentiels d'inflation sont plus importants dans la composante « autres combustibles » malgré un taux d'inflation relativement faible dans ce secteur, ainsi que dans le compartiment des « produits frais » où l'inflation est plus forte. Mis à part la Guinée-Bissau dont l'intégration à l'UEMOA a été réalisée en 1997, les estimations réalisées sur plusieurs sous-périodes ont révélé que les positions relatives des différents pays membres ont systématiquement évolué.

Plusieurs approches ont été adoptées pour évaluer et analyser la persistance des écarts d'inflation au niveau régional et par pays. Quelle que soit l'approche adoptée, l'analyse sur la période 1972-2012 a révélé une persistance modérée des écarts d'inflation régionaux dans l'espace UEMOA et une forte baisse de cette persistance sur la période plus récente (1996-2012). Au plan sectoriel, la persistance des écarts d'inflation est apparue plus faible dans le groupe des produits pétroliers et l'électricité alors qu'elle est plus élevée dans les autres combustibles.

Une analyse économétrique sur données de panel, selon une méthodologie proche de Rogers (2002) et Licheron (2006), suggère que les écarts d'inflation enregistrés dans les pays de l'UEMOA proviendraient principalement d'un phénomène de convergence des prix bien que le rythme ne soit pas très élevé et des asymétries face aux chocs externes du fait notamment des délais de transmission des variations des cours mondiaux du pétrole et des produits alimentaires vers les prix domestiques, qui sont différents entre les pays. Les

chocs au niveau de l'offre locale de produits vivriers semblent aussi jouer un rôle important. Le positionnement différencié dans le cycle selon les pays jouerait également un rôle lorsque l'output gap est évalué en excluant l'activité agricole.

**CHAPITRE IV. ANALYSE DU ROLE DES FACTEURS GLOBAUX,
REGIONAUX ET NATIONAUX DANS LA DYNAMIQUE DES PRIX DES PAYS
DE L'UEMOA**

Cette partie sera consacrée à l'évaluation explicite et quantifiée, du rôle des facteurs globaux (facteurs liés principalement à l'environnement international), régionaux (communs et spécifiques aux pays de la zone Franc) et nationaux (dimension spécifique à chaque pays), dans la dynamique des prix de l'UEMOA et de la CEMAC. Elle abordera également les questions relatives aux relations spatiales caractérisant la dynamique de l'inflation dans les pays de l'UEMOA. La prise en compte des effets spatiaux permettrait d'analyser les externalités spatiales des politiques nationales et d'évaluer les effets de débordements qui sont induits notamment par les relations commerciales entre les pays et la monnaie commune.

Pour extraire les différents facteurs, la démarche adoptée s'appuie sur l'utilisation des modèles à facteurs. L'estimation des modèles à facteurs repose généralement sur les techniques d'analyse factorielle. L'Analyse en Composante Principale (ACP), introduite par Karl Pearson (1901) et développée par Hotelling (1933), est souvent utilisée pour estimer les modèles à facteurs statiques. Cette approche a l'avantage de permettre une interprétation plus aisée des facteurs communs. L'inconvénient majeur est qu'elle repose sur l'hypothèse que les facteurs communs impactent la série endogène de façon contemporaine alors que les effets de ces facteurs peuvent se produire avec des retards ou en avance, sous l'effet des différents mécanismes d'ajustement ou des anticipations. Pour pallier à ses insuffisances, les modèles à facteurs dynamiques ont été préconisés par Stock et Watson (2000) et par la suite par Forni et al (2005). Ainsi, les trois approches, à savoir l'ACP et les méthodes de Stock Watson (SW) et de Forni et al. (FH), seront adoptées. Deux critères, à savoir le nombre de facteurs et la variabilité expliquée par ces facteurs, guideront le choix de la méthode. Ainsi, la meilleure approche serait celle qui permet d'aboutir à un nombre réduit de facteurs et à un maximum de variabilité expliquée. Pour garantir la convergence des estimateurs, les facteurs régionaux sont supposés être les mêmes pour les pays des zones CEMAC et UEMOA.

En vue de prendre en compte les effets spatiaux dans l'analyse du rôle des facteurs globaux, régionaux et nationaux, le modèle reliant l'inflation des pays aux différents facteurs, sera ré-estimé en panel spatiale.

Avant de décrire la démarche qui sera adoptée, il sera d'abord présenté les principaux modèles à facteurs retenus dans le cadre de l'étude et les modèles de l'économétrie spatiale.

1. Présentation des modèles à facteurs

Les modèles à facteurs sont plus adaptés à l'analyse des données de panel de grande taille où la dimension individuelle est du même ordre, voire plus importante que la dimension temporelle des séries. L'analyse factorielle est le principal outil utilisé. Dans le cadre de cette étude, trois approches seront testées, à savoir, la méthode standard (PCA), la méthode de Stock Watson (SW) et la méthode de Forni et al (2005)⁵⁵.

a) Le modèle factoriel statique (PCA)

Le modèle postule qu'un petit nombre de facteurs peut rendre compte d'une part importante de l'information contenue dans l'ensemble des variables initiales. Ainsi, les variables initiales sont représentées comme la somme de deux termes: le premier (facteurs communs) est commun à toutes les variables et l'autre spécifique à chaque variable. L'hypothèse de base du modèle statique est que les facteurs communs impactent les séries initiales de façon contemporaine.

Considérons n variables π_{it} et T observations (dans notre cas, il s'agit des taux d'inflation mensuelle, mesuré en glissement annuel, centrés et réduits). Pour un modèle à r facteurs, les variables sont représentées comme suit :

$$\pi_{it} = \lambda_{i1}F_{1t} + \lambda_{i2}F_{2t} + \dots + \lambda_{ir}F_{rt} + u_{it} = \lambda_i'F_t + u_{it}, \text{ avec } t = 1, \dots, T, i = 1, \dots, n$$

$\lambda_i = [\lambda_{i1}, \dots, \lambda_{ir}]'$ sont les pondérations des facteurs ou coefficients factoriels, $F_t = [F_{1t}, \dots, F_{rt}]'$ est le vecteur des r facteurs communs, $U_t = [u_{1t}, \dots, u_{nt}]'$ est le vecteur des n composantes idiosyncratiques (composante spécifique à chaque pays) supposées mutuellement non corrélées.

Sous forme matricielle, le modèle s'écrit de la façon suivante : $\Pi_t = \Lambda F_t + U_t$, où $\Lambda = [\lambda_1, \dots, \lambda_n]'$. Dans le cadre du modèle statistique, les hypothèses ci-après sont

⁵⁵ D'autres méthodes sont proposées notamment par Doz, Giannone et Reichlin (2006) dans le cadre de l'estimation des modèles à facteurs dynamiques

adoptées: $E(U_t) = 0$, $\forall i$, $E(u_{it}u_{it'}) = 0$ si $t \neq t'$ et $E(u_{it}u_{it'}) = \sigma_i^2$ sinon. De même, $E(F_t) = 0$, $E(F_t F_t') = \Omega$.

Sur cette base, $E(\Pi \Pi') = \Lambda \Omega \Lambda' + D$ ($\text{var}(\pi_{it}) = \sum_{j=1}^r \lambda_j^2 + \sigma_i^2$). Dès lors, pour estimer les facteurs communs, il faut chercher la combinaison des variables initiales qui expliquent autant que possible la variance totale. Une façon d'extraire cette composante dans le cadre du modèle statique consiste à utiliser l'analyse en composante principale et de considérer les q premières valeurs propres par ordre décroissant comme étant les coefficients factoriels et les vecteurs propres associés comme étant les facteurs communs. Cette approche a été adoptée notamment par Bernanke, Boivin et Eliaz's (2005) et Marcelino (2006). Le modèle peut aussi être estimé de façon consistante par maximum de vraisemblance, dans le domaine fréquentiel (Sargen et Sims, 1977, Geweke et al, 1981) ou temporel (Engle Watson, 1983 ; Quah et Sargent, 1992).

b) Stock et Watson, 2002 (SW)

L'hypothèse que les termes idiosyncratiques sont non corrélés deux à deux peut être levée et le nombre de variable (n) peut tendre vers l'infini. A cet effet, Stock et Watson (2002) montrent que l'analyse en composante principale reste consistante si les termes idiosyncratiques suivent un processus ARMA.

Stock et Watson (2002a, 2002b) utilisent un modèle factoriel statique pour extraire les facteurs. L'objectif est d'estimer le modèle précédemment défini: $\Pi_t = \Lambda F_t + U_t$.

La démarche consiste à choisir les paramètres et les facteurs permettant de maximiser la variance explicative pour un nombre de facteurs « r » donné. Sous certaines conditions (notamment la stationnarité), les facteurs sont estimés de façon consistante par les composantes principales de la matrice de variance-covariance de Π 's.

Stock et Watson considèrent la matrice $\Delta_0 = (1/T) \sum_{i=1}^T \Pi_i \Pi_i'$ comme l'estimateur de la matrice de variance-covariance. Dès lors, le but est de trouver « r » combinaisons

linéaires des variables initiales, $F_{jt} = S_j \Pi_t$, pour $j=1 \dots r$, qui maximisent la variance des facteurs $S_j \Delta_0 S_j$.

Le nombre de facteurs « r » étant faible par rapport au nombre de variables qui peut tendre vers l'infini, SW impose la normalisation $S_j' S_i = 1$ pour $i=j$, 0, sinon.

Le programme de maximisation se ramène à la recherche de valeur propre et des vecteurs propres : $\Delta_0 S_j = \mu_j S_j$, avec μ_j la $j^{\text{ème}}$ valeur propre et S_j le vecteur propre associé.

Soit $S = (S_1 \dots S_r)$ les r vecteurs propres associés aux r valeurs propres les plus élevées.

$F^{SW} = S \Pi_t$. Ainsi, la détermination des facteurs nécessite uniquement la connaissance de « r ».

c) Forni et al

Forni et al (2000, 2001, 2004, 2005) proposent une analyse factorielle dynamique dans le domaine des fréquences pour estimer les facteurs dynamiques et leur covariance. L'approche consiste à maximiser la variance de la composante commune sous des conditions d'orthogonalité. L'optimisation conduit à un problème de recherche de vecteurs et valeurs propres de la densité spectrale de la matrice des observations.

Le modèle ci-après est retenu : $\pi_{it} = x_{it} + u_{it}$

$$\begin{aligned} &= b_{i1}(L)f_{1t} + \dots + b_{iq}(L)f_{qt} + u_{it} \\ &= B(L)F_t + u_{it}, \text{ avec} \end{aligned}$$

$F_t = (f_{1t}, \dots, f_{qt})$ qui représente les q facteurs communs

$B(L) = b_{1L}L + \dots + b_{sL}L^s$ i x q polynômes d'ordre s ; L étant l'opérateur retard.

u_{it} est la composante idiosyncratique ou spécifique.

Le procédé d'estimation est à deux étapes.

La première étape consiste à estimer les matrices covariances des facteurs communs et idiosyncratiques.

Soit $\Sigma(\theta)$ la densité spectrale de la matrice des observations pour θ variant de $-\pi$ à π .

$\Sigma(\theta) = \sum_{k=-M}^M \Omega_k \omega_k e^{-ik\theta}$, avec Ω_k matrice covariance de Π_t et Π_{t-k} , $M = \sqrt{T}$ et

$\omega_k = 1 - (|k|/(n+1))$. Le nombre de facteurs q étant donné, on considère les q plus grandes valeurs propres et les vecteurs propres associés à la matrice de densité spectrale, vérifiant la condition suivante :

$\Sigma(\theta)V_j = V_j D_j$, avec D_j la $j^{\text{ème}}$ valeur propre et V_j le vecteur propre associé. De même, il est déterminé la densité spectrale de la composante commune $\Sigma_x(\theta)$ telle qu'elle vérifie la relation: $\Sigma_x(\theta)V_j = V_j D_j$.

Ainsi, la densité spectrale de la composante idiosyncratique est évaluée comme suit :

$$\Sigma_u(\theta) = \Sigma(\theta) - \Sigma_x(\theta)$$

Par la suite, pour chaque fréquence θ , les matrices de covariances des composantes communes et idiosyncratiques $\Delta_{x,k}(\theta)$ et $\Delta_{u,k}(\theta)$ sont ainsi déterminées :

$$\Delta_{x,k}(\theta) = \frac{1}{2M+1} \left(\sum_{h=0}^{2M} \Sigma_x(\theta_h) e^{ik\theta_h} \right) \text{ et } \Delta_{u,k}(\theta) = \frac{1}{2M+1} \left(\sum_{h=0}^{2M} \Sigma_u(\theta_h) e^{ik\theta_h} \right)$$

Dans la seconde étape, les matrices de covariances des composantes communes et idiosyncratiques sont utilisées pour extraire q facteurs, comme solution d'une analyse factorielle dynamique généralisée. De façon plus précise, Forni et al (2005) stipulent que le programme d'optimisation peut se ramener à la recherche des valeurs et vecteurs propres, solutions de l'équation ci-après : $\Delta_{x,0}(\theta)V_{gq} = \Delta_{u,0}(\theta)V_{gq}D_{gq}$

Où D_{gq} est la matrice diagonale des q plus grandes valeurs propres issues de l'analyse factorielle généralisées des deux matrices de covariance $(\Delta_{x,0}(\theta); \Delta_{u,0}(\theta))$ et les colonnes de la matrice V_{gq} sont les vecteurs propres associés à ces valeurs propres. Les auteurs imposent la normalisation $V_{gi}' \Delta_{u,0}(\theta) V_{gj} = 1$, pour $i=j$ et 0, sinon.

Dès lors, les facteurs communs F_{gq} sont ainsi déterminés: $F_{gq} = V_{gq}' \Pi_t$.

Avec cette approche de Forni et al (2005), les relations dynamiques (retard et avance) entre les séries et les relations entre les facteurs communs et la composante

idiosyncratique sont prises en compte, ce qui n'est pas le cas dans la démarche de Stock Watson (2002).

2. Présentation des modèles spatiaux

Les effets spatiaux peuvent être incorporés dans un modèle linéaire de régression de plusieurs manières (cf. Blommestein, 1983; Anselin, 1988 ; Florax et Folmer, 1992). Une première façon, couramment utilisée, consiste à considérer un modèle où les termes d'erreurs sont spatialement corrélés. Une autre manière consiste à spécifier un modèle spatial autorégressif. Enfin, on peut tenir compte explicitement des externalités en incorporant directement dans le modèle des variables explicatives spatiales. En coupe transversale, en supposant que nous disposons d'informations sur différentes régions, les modèles suivants permettent de prendre en compte les effets spatiaux.

Les principaux modèles spatiaux

Le modèle autorégressif : $y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon$

avec N est le nombre d'observations, y est le vecteur (N,1) des observations de la variable dépendante, X est la matrice (N,K) des observations des variables endogènes, K est le nombre de variable endogènes, β est le vecteur (K,1) des coefficients des régressions et ε est le vecteur (N,1) des résidus, (W) est la matrice de poids et ρ est le paramètre spatial indiquant l'ampleur de l'interaction existant entre les observations y. Ainsi, l'observation dans chaque région est en partie expliquée par les valeurs prises par y dans les autres régions. Plusieurs auteurs ont adopté cette approche (Case et al, 1993, Macedo, 1998, Griffith, 1992a, 1992b) pour analyser des questions relatives à la concurrence fiscale entre communes, aux prix immobiliers ou à la production de firmes concurrentes.

Le modèle régressif croisé : $y = \lambda WZ + X\beta + \varepsilon$

avec z étant une matrice de dimension (N,L) de L variables correspondant ou non aux variables incluses dans X. λ est le paramètre spatial.

Le modèle à erreurs autocorrélées : $y = X\beta + \varepsilon$ avec $\varepsilon = \psi W\varepsilon + u$

ψ étant le paramètre indiquant l'intensité de l'autocorrélation spatiale entre les résidus de la régression et u le terme d'erreurs indépendantes et identiquement distribuées. Cette formulation signifie qu'un choc aléatoire dans une région i affecte non seulement la valeur de y dans cette région, mais également les valeurs de y dans les autres régions. Rey et Montouri, 1999 et Baumont et al, 2000b, ont adopté cette approche pour modéliser la diffusion d'un choc aléatoire sur le PIB d'une région vers les autres régions, respectivement aux Etats-Unis et en Europe. La détection de l'autocorrélation des erreurs est parfois interprétée comme un problème de spécification du modèle et l'effet qui n'est pas capté, correspondant aux variables éventuellement omises, se retrouve dans les erreurs sous forme d'autocorrélation spatiale. A cet égard, ce modèle a été utilisé pour améliorer les estimations des lois de Kaldor (Bernat, 1996) et celles des modèles de prix hédoniques (Pace et Gilley, 1997).

Les modèles Spatial Autoregressif Moving Average - SARMA (p,q) et Spatial Autoregressif autoregressif – SARAR (p,q) qui combinent les deux dépendances spatiales. Dans le cas particulier où $p=q=1$, nous avons les modèles SARMA(1,1) et SARAR(1,1).

SARMA(1,1) - $y = \rho W_1 y + \varepsilon$ avec $\varepsilon = \psi W_2 u + u$

où u est le terme d'erreurs indépendantes et identiquement distribuées.

SARAR(1,1) - $y = \rho W_1 y + X\beta + \varepsilon$ avec $\varepsilon = \xi W_3 \varepsilon + u$.

L'utilisation des modèles spatiaux exige donc la spécification de la typologie du système spatial, à travers la définition d'une matrice de poids (W). Ces matrices sont exogènes et définies en fonction des relations et interactions entre les unités spatiales. Elles se classent en deux groupes à savoir les matrices de contiguïté et les matrices de poids généralisées. Une matrice de contiguïté (W) d'ordre 1 est une matrice carrée, symétrique ayant autant de lignes et de colonnes qu'il y a de régions ou pays (dimension spatiale). Chaque élément w_{ij} de la matrice est défini comme suit: $w_{ij} = 1$ si les régions i et j sont contigües et 0 sinon, avec par convention $w_{ii} = 0$. On dira que deux régions i et j sont contigües à l'ordre k , si k est le nombre minimal de frontières à traverser pour aller de i à

j. Dans les matrices de poids généralisés, chaque élément représente l'intensité de l'interaction entre les deux régions. Dans ce cas, la matrice n'est plus symétrique⁵⁶. Il est possible d'utiliser notamment des matrices de distance (Cliff et Ord, 1981) ou une matrice de flux commerciaux (Aten, 1996, 1997). Les matrices de contiguïté et les matrices de poids généralisés sont souvent standardisées de sorte que la somme de chaque ligne soit égale à 1, en vue de rendre les paramètres spatiaux comparables entre les modèles.

Méthode d'estimation

Pour l'estimation de ces modèles, la méthode du maximum de vraisemblance est généralement utilisée car les estimateurs issus des moindres carrés ordinaires ne sont pas convergents en présence d'une variable endogène décalée et sont inefficients en présence d'une autocorrélation spatiale. Il est possible également d'utiliser la méthode des moments généralisés ou celle des variables instrumentales. Pour le modèle spatial autorégressif, les conditions de convergence, d'efficacité et de normalité asymptotique des estimateurs du maximum de vraisemblance peuvent se dériver du cadre général de Heijmans et Magnus (1986a, 1986b). Pour le modèle à erreurs autocorrélées, le cadre général de Magnus (1978) permet de dériver les conditions de convergence, d'efficacité et de normalité asymptotique des estimateurs. Ces conditions se traduisent par des contraintes sur les poids spatiaux et sur l'espace des paramètres des coefficients spatiaux (Anselin et Kelejian, 1997 ; Kelejian et Prucha, 1998, 1999a, 1999b ; Pinkse et Slade, 1998 ; Pinkse, 1998, 1999). Pour le modèle autoregressif, Anselin (1980, 1988a), Land et Deane (1992), Kelejian et Robinson (1993) ont également proposé la méthode des variables instrumentales qui ne fournit pas d'estimateurs convergents pour le modèle à erreurs autocorrélées. Kelejian et Prucha (1998, 1999a) ont développé une approche par la méthode des moments généralisés pour le modèle à erreurs autocorrélées.

Test de détection de l'autocorrélation spatiale

Le test de Moran est le plus ancien. Par la suite, des tests de Multiplicateurs de Lagrange (LM) ont été développés.

⁵⁶ Bavaud (1998) a étudié les propriétés de certaines matrices de poids

Le test I développé par Moran (1950a, 1950b) repose sur la statistique de Moran centrée et réduite $Z(I) = (I - E(I)) / V(I)^{1/2}$

avec $I = \frac{N}{S_0} \varepsilon' W \varepsilon / \varepsilon' \varepsilon$ lorsque la matrice de poids (W) est standardisée. $\varepsilon = y - x\beta$ est

le vecteur des résidus du modèle sans effets spatiaux, S_0 est un facteur de standardisation égal à la somme de tous les éléments de la matrice des poids. Sous l'hypothèse nulle, Cliff et Ord (1972) ont dérivé les deux premiers moments de I.

$$E(I) = \frac{tr(MW)}{N - k}$$

$$V(I) = \frac{tr(MWMW') + tr(MW)^2 + (tr(MW))^2}{(N - k)(N - k + 2)} - E(I)^2$$

$$M = I - (X'X'X)^{-1}X'$$

Pinkse (1998) et Kelejian et Prucha (1999b) donnent des conditions formelles et des preuves de la normalité asymptotique de la statistique du test de Moran.

Les tests basés sur le Multiplicateur de Lagrange peuvent être unidirectionnels ou multidirectionnels.

Les tests unidirectionnels

Considérons d'abord le modèle à erreurs autocorrélées $y = X\beta + \varepsilon$

avec $\varepsilon = \psi W\varepsilon + u$ ou $\varepsilon = \psi Wu + u$. On teste l'hypothèse $H_0: \psi = 0$. Le test repose sur la

$$\text{statistique } LM_{ERR} = \frac{(\varepsilon' W \varepsilon / \sigma^2)^2}{T}$$

avec $T = tr((W' + W)W)$, ε et σ sont les estimations obtenues sous l'hypothèse nulle.

Sous l'hypothèse nulle, $LM_{ERR} \rightarrow \chi^2_1$. Ce test est localement optimal mais ne donne pas de spécification sur la nature du processus des erreurs lorsque l'hypothèse nulle est rejetée.

Anselin (1998b) a proposé le test pour le modèle spatial autorégressif. $y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon$ pour le test de l'hypothèse $H_0: \rho = 0$. Le test repose sur la statistique

$$LM_{lag} = \frac{(\varepsilon' Wy / \sigma^2)^2}{T_1}$$

avec $T_1 = (WX\beta)(I - X(X'X)^{-1}X')(WX\beta) + T\sigma^2 / \sigma^2$. Sous l'hypothèse nulle,

$$LM_{lag} \rightarrow \chi_1^2.$$

Les tests multidirectionnels

Anselin et Bera remarquent que LM_{ERR} qui teste l'hypothèse $H_0: \psi = 0$ n'est valable que si $\rho = 0$ et de même LM_{lag} qui teste l'hypothèse $H_0: \rho = 0$ n'est valable que si $\psi = 0$. Une solution proposée par Bera et Yoon (1993), et reprise par Anselin et al (1996), est d'utiliser des tests robustes à une mauvaise spécification locale.

Ainsi, la statistique $LM_{ERR} = \frac{(\varepsilon' W\varepsilon / \sigma^2)^2}{T}$ est ajustée pour que sa distribution asymptotique

reste un χ_p^2 même en présence locale de ρ . La statistique de test modifiée est

$$RLM_{ERR} = \frac{(d_\psi - T\sigma^2 D^{-1}d_\rho)^2}{T(1 - T\sigma^2 D)}$$

De même, la statistique $LM_{lag} = \frac{(\varepsilon' Wy / \sigma^2)^2}{T_1}$ est ajustée

pour que sa distribution asymptotique reste un χ_p^2 même en présence locale de ψ . La

$$\text{statistique de test modifiée est } RLM_{lag} = \frac{(d_\rho - T\sigma^2 D^{-1}d_\psi)^2}{\sigma^2 D - (T_{12})^2 T_{22}^{-1}}.$$

d_ρ et d_ψ sont les scores par rapport ψ et ρ évalué sous l'hypothèse nulle.

Ces différents tests ont été développés dans le cadre des modèles en coupes transversales. Sur la période récente, un intérêt croissant a été accordé à l'économétrie spatiale appliquée aux données de panel. L'utilisation des données sous forme de panel permet d'accroître les degrés de liberté, et donc augmente l'efficacité des estimateurs. Les

données de panel permettent également la spécification d'hypothèses plus complexes et la prise en compte d'effets qui ne peuvent être traités à l'aide de données transversales.

Les modèles spatiaux en panel

Le modèle autorégressif spatial (spatial lag model) : $y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + x_{it} \beta + \mu_i + \varepsilon_{it}$

avec i étant l'index pour la dimension spatiale ($i=1 \dots N$), N est le nombre d'unités spatiales, t est l'index pour la dimension temporelle ($t=1 \dots T$), y_{it} est l'observation de la variable dépendante de l'unité i à la date t , x_{it} sont les observations des variables endogènes de l'unité i à la date t , β est le vecteur $(K,1)$ des coefficients des régressions et ε_{ij} sont les résidus, μ_j sont des effets fixes ou aléatoires en fonction des résultats du test de Hausman, ρ est le paramètre spatial indiquant l'ampleur de l'interaction existant entre les observations. Comme pour les modèles à coupes transversales, w_{ij} sont les éléments de la matrice de poids (W)

Le modèle à erreurs autocorrélées (spatial error model) : $y_{it} = x_{it} \beta + \mu_i + \varepsilon_{it}$

$$\varepsilon_{it} = \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} \varepsilon_{jt} + u_{it}$$

avec δ le paramètre indiquant l'intensité de l'autocorrélation spatiale entre les résidus de la régression et u étant indépendant et identiquement distribué. Une formulation pourrait aussi comporter les deux effets (spatial lag et spatial error).

Le modèle de Durbin Model non contraint

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + x_{it} \beta + \kappa \sum_{j=1}^N w_{ij} x_{jt} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

Pour les différents modèles, il est possible d'adopter une formulation avec des effets fixes ou des effets aléatoires. Le choix peut se faire en utilisant un test de Hausman (Baltagi 2005).

Dans le prolongement des tests développés dans le cadre des modèles à coupes transversales, Anselin et al (2006) ont développé des tests basés sur le Multiplicateur de

Lagrange et leurs versions robustes pour le modèle autorégressif spatial et le modèle à erreurs autocorrélées sur des données de panel.

Pour tester l'hypothèse $H_0 : \rho = 0$ sur des données en panel, le test repose sur la

statistique $LM_{Elag} = \frac{(\varepsilon'(I_T \otimes W)\varepsilon / \sigma^2)^2}{TT_w}$ et pour tester $H_0 : \delta = 0$, le test repose sur la

statistique $LM_{EER} = \frac{(\varepsilon'(I_T \otimes W)y / \sigma^2)^2}{J}$ avec $\otimes$ représentant le produit de Kronecker,

ε et σ sont les estimations obtenues sous l'hypothèse nulle.

$$J = \frac{1}{\sigma^2} \left[((I_T \otimes W)X\beta)'(I_{NT} - X(X'X)^{-1}X')(I_T \otimes W)X\beta + TT_w\sigma^2 \right] \quad \text{et}$$

$$T_w = \text{tr}(WW' + W'W).$$

Les versions robustes de ces tests reposent sur les statistiques

$$RLM_{EER} = \frac{(\varepsilon'(I_T \otimes W)y / \sigma^2 - \varepsilon'(I_T \otimes W)\varepsilon / \sigma^2)^2}{J - TT_w}$$

$$RLM_{lag} = \frac{(\varepsilon'(I_T \otimes W)\varepsilon / \sigma^2 - TT_w / J \varepsilon'(I_T \otimes W)y / \sigma^2)^2}{TT_w(1 - TT_w / J)}$$

L'estimation des modèles se fait souvent par maximum de vraisemblance ou parfois par variables instrumentales ou moments généralisés.

Estimation des coefficients du modèle spatial autoregressif avec des effets fixes

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + x_{it}\beta + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

Maximisation de la Fonction de vraisemblance (Anselin 1988)

$$\text{Log}L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log|I_N - \rho W| - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} - x_{it}\beta - \mu_i)^2$$

Estimation des coefficients du modèle à erreurs autocorrélées avec des effets fixes

$$y_{it} = x_{it}\beta + \mu_i + \phi_{it}$$

$$\phi_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} \phi_{it} + \varepsilon_{it}$$

Maximisation de la fonction de vraisemblance (Anselin et Hudak, 1992)

$$\begin{aligned} \text{Log}L = & -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log|I_N - \rho W| - \\ & \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it}^* - \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} y_{ij})^* - (x_{it} - \sum_{j=1}^N w_{ij} x_{ij})^* \beta)^2 \end{aligned}$$

Estimation des coefficients du modèle spatial autoregressif avec des effets aléatoires

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{ij} + x_{ij}\beta + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

μ_i étant une variable aléatoire

Maximisation de la Fonction de vraisemblance

$$\text{Log}L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi\sigma^2) + T \log|I_N - \rho W| - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it}^* - \rho [\sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt}]^* - x_{it}^* \beta)^2$$

$$y_{it}^* = y_{it} - (1 - \theta) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it},$$

$$x_{it}^* = x_{it} - (1 - \theta) \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it} \text{ et } 0 \leq \theta \leq 1.$$

Estimation des coefficients du modèle à erreurs autocorrélées avec des effets aléatoires

$$y_{it} = x_{ij}\beta + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} \varepsilon_{ij} + u_{it}, \text{ avec } \mu_i \text{ une variable aléatoire}$$

Maximisation de la fonction de vraisemblance (Anselin 1988, Elhorst 2003, Baltagi, 2005)

$$\text{Log}L = -\frac{NT}{2}\log(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2}\log|V| + (T-1)\sum_{i=1}^N \log|B| - \frac{1}{2\sigma^2}e'(\frac{1}{T}l_T l_T') \otimes (B'B)e$$

3. Rôles des facteurs globaux régionaux et nationaux

Cette section porte principalement sur l'extraction des facteurs globaux et régionaux. Par la suite, un modèle économétrique sera estimé pour chaque pays en vue d'approfondir l'analyse des effets des différents facteurs sur la dynamique de l'inflation. L'autocorrélation spatiale sera prise en compte au niveau de la section suivante.

3.1. Spécification du modèle économétrique

Le modèle adopté est proche de celui de Marcellino et al. (2006, 2009). Ainsi, la dynamique de l'inflation des pays considérés est décrite par l'équation 4.1.

$$\pi_{it} = \lambda_i g_t + \alpha_i r_t + e_{it} \quad (4.1)$$

avec $e_{it} = \rho_i e_{it-1} + u_{it}$; ρ_{ij} étant une mesure de la persistance de l'inflation.

L'indice des prix à la consommation est utilisé pour mesurer les taux d'inflation des pays

(π_{it}), avec $\pi_{it} = 100 * \log(\frac{p_{it}}{p_{it-12}})$ et p_{it} l'indice des prix à la consommation du pays i relatif au mois t . L'inflation étant mesurée en glissement annuel, aucune procédure de dessaisonalisation n'a été appliquée.

$g_t = (g_{1t}, \dots, g_{rt})$ représente le vecteur des r composantes de l'inflation communes à tous les pays de l'échantillon ou facteurs globaux;

$r_t = (r_{1t}, \dots, r_{qt})$ est le vecteur des q composantes de l'inflation communes et spécifiques aux pays de la zone Franc ou facteurs régionaux;

e_{ijt} est une composante aléatoire spécifique à chaque pays ou facteurs idiosyncratiques ou nationaux.

Avec cette formulation, l'effet des facteurs globaux et régionaux peut différer entre les pays. Le modèle sera estimé sur plusieurs sous-échantillons en vue d'analyser les modifications dans la dynamique de l'inflation des pays de la sous-région. L'estimation

du modèle requière tout d'abord l'évaluation des facteurs globaux et régionaux, qui ne sont pas directement observables. Ils seront estimés à l'aide des modèles à facteurs en deux étapes conformément à la démarche adoptée par Marcellino et al (2006, 2009).

La première étape consiste en l'évaluation des facteurs globaux. Par hypothèse, ces facteurs sont communs à tous les pays. Dans ce cadre, il est constitué un échantillon comprenant les séries des taux d'inflation mensuelle (mesurée en glissement annuel) des différents pays pour lesquels nous disposons d'informations relativement complètes sur la période de 1988 à 2010. L'échantillon est ainsi composé de 56 pays couvrant les différentes régions du monde et 14 pays de la zone Franc choisis sur la base de la disponibilité de l'information.

Pour évaluer les facteurs globaux, les modèles à facteurs sont appliqués à la matrice Π_t , composée des séries d'inflation centrées et réduites des 56 pays. Ainsi, les chocs communs qui affectent la dynamique des prix des ces pays sont considérés comme les facteurs globaux. Les trois approches, à savoir l'ACP et les méthodes de Stock Watson (SW) et de Forni et Al (FH), seront adoptées et celle qui permet d'aboutir aux estimations les plus consistantes sera retenue. Les deux critères, à savoir le nombre de facteurs et la variabilité expliquée par ces facteurs guideront le choix de la méthode.

La deuxième étape consiste à l'évaluation des facteurs régionaux qui seront déterminés en prenant en compte l'hypothèse d'indépendance des facteurs. Ainsi, les résidus de la régression de la série d'inflation de chaque pays de la zone Franc sur les facteurs globaux sont utilisés pour procéder à une nouvelle analyse factorielle. Les premiers axes factoriels issus de cette analyse constitueront les estimateurs des facteurs régionaux. De façon plus précise, l'équation ci-après sera estimée dans chaque pays membre de la zone Franc par la méthode des MCO : $\pi_{ijt} = a_1 g_{1t} + \dots + a_r g_{rt} + n_{ijt}$ pour récupérer les résidus n_{ijt} qui représentent la série de l'inflation nettoyée des effets des facteurs globaux. Pour évaluer les facteurs régionaux, les modèles à facteurs seront appliqués à la matrice composée des séries n_{ijt} .

3.2. Analyse empirique

L'inflation est évaluée à travers l'indice des prix à la consommation des principaux pays retenus. Les données sont à fréquence mensuelle et couvrent la période janvier 1994 – décembre 2011, ce qui permet d'évaluer l'inflation mensuelle de ces pays sur la période post dévaluation (1995-2011). Les données proviennent de la base de données du FMI dénommée « International Financial Statistics (IFS) ». Les indices des prix de 56 pays ont été retenus. L'échantillon est composé des indices des prix de 15 pays de la zone Franc et de 56 autres pays couvrant toutes les régions du monde. Le choix a été fondé essentiellement sur la disponibilité de suffisamment d'informations sur l'indice des prix du pays sur la période de l'étude. Le taux d'inflation mensuelle mesurée en variation annuelle a été considéré. Les analyses sont faites sur la période 1995-2011 mais aussi sur deux sous périodes (1995-2003 et 2004-2011) en vue d'évaluer les variations intervenues sur la période plus récente. Ce découpage a été fait pour prendre en compte les modifications enregistrées dans la structure des importations de biens de l'Union entre les périodes (2000-2004) et (2005-2011). Le tableau 34 présente les principales caractéristiques de l'inflation des pays de l'échantillon.

Tableau 34 : quelques caractéristiques de l'inflation des pays de l'échantillon

	1995-2011		1995-2003		2004-2011	
	Moyenne	Ecart type	Moyenne	écart type	Moyenne	écart type
Echantillon global	3,57	3,48	4,53	3,79	2,51	1,52
UEMOA	1,36	1,57	1,45	1,63	1,15	1,45
CEMAC	1,55	2,07	1,69	2,31	1,33	1,68
Afrique Sub-saharienne	5,62	3,36	7,26	3,83	3,88	1,08
Economie avancée	0,86	0,34	0,85	0,20	0,86	0,43
Pays en développement d'Asie	2,18	1,21	2,18	1,53	2,06	0,72
Pays émergent et en développement	4,28	3,09	5,70	3,69	2,72	0,53
Europe	9,18	8,47	14,18	9,10	3,75	0,80
Middle East and north Africa	3,47	1,75	3,34	2,17	3,50	1,11

NB- les données de base permettant de déterminer les taux d'inflation, proviennent de la base de données du FMI (International Financial Statistics).

Globalement, les pays de la zone UEMOA et de la zone CEMAC ont enregistré de bonnes performances en matière de maîtrise de l'inflation. Par rapport à la situation

moyenne de l'échantillon, l'inflation est ressortie plus faible et moins volatile dans les deux sous-régions (UEMOA et CEMAC), qui ont globalement les mêmes profils avec un taux d'inflation moyen se situant à 1,4% et une inflation plus faible sur la période récente (2004-2011). Par ailleurs, le différentiel d'inflation entre les pays de la Zone Franc et les autres pays de l'échantillon, s'est réduit sur la période récente (2004-2011). Le tableau 35 montre les écarts d'inflation entre les pays membres de la CEMAC et de l'UEMOA.

Tableau 35 : écart d'inflation dans les pays de la zone Franc (UEMOA, CEMAC)

	<i>1995-2011</i>		<i>1995-2003</i>		<i>2004-2011</i>	
	ETM 1/	Différence 2/	ETM 1/	Différence 2/	ETM 1/	Différence 2/
UEMOA	1,808	5,523	2,651	8,156	0,898	2,703
CEMAC	1,842	5,026	2,048	5,537	1,665	4,583

Notes :

1/ ETM = Ecart type moyen, 2/ Différence = Différence moyenne entre le taux minimum et maximum

Globalement, les écarts d'inflation se sont réduits aussi bien dans l'espace UEMOA que dans la zone CEMAC.

L'une des hypothèses fondamentales des modèles à facteurs est la stationnarité des séries. Le tableau 36 présente les résultats des tests de stationnarité en panel de Levin, Lin et Chu (2002).

Tableau 36 : Résultats tests de racine unitaire 1995-2011

	<i>Statistique</i>	<i>Pvalue</i>	<i>Nombre d'observations</i>	<i>Méthode</i>
56 pays hors Zones Francs	-5.15	0.00	26 922	Levin, Lin et Chu
13 pays de la zone Franc	-1.09	0.03	2 786	Levin, Lin et Chu
Echantillon global des 69 pays	-5.13	0.00	29 912	Levin, Lin et Chu

Au seuil de 5%, les résultats des tests montrent qu'il n'y a pas de racine unitaire commune sur les séries d'inflation composant les différents sous-échantillons sur lesquels les modèles seront estimés.

Évaluation et caractérisation des facteurs globaux et régionaux

Le point de départ de l'analyse consiste à l'estimation des facteurs globaux et régionaux, à l'aide des modèles à facteurs. Par la suite, le poids des différents facteurs dans la dynamique de l'inflation des pays des deux sous-régions sera évalué.

Extraction et caractérisation des facteurs globaux

Les facteurs globaux traduisent les co-mouvements dans la dynamique de l'inflation des principaux pays couvrant toutes les régions du monde. Pour extraire ces facteurs, les trois approches, « PCA », « Stock et Watson (SW) » et « Forni et al (FHLR) » sont appliquées à la matrice des taux d'inflation mensuels (mesurée en glissement annuel) des pays de l'échantillon hors mis ceux de la Zone Franc⁵⁷. L'annexe IV.2 présente les valeurs propres, les variances relatives et cumulées des six premiers facteurs pour chaque méthode et sur les différentes sous-périodes.

Sur la période 1995-2011, selon la méthode (PCA), le premier facteur explique 42,7% de la variance de l'échantillon, contre 9,2% pour le second facteur et 7,4% pour le troisième. Jusqu'au sixième facteur, les valeurs propres sont supérieures à 1. Selon l'approche (SW), la variance expliquée par le premier facteur est de 65,0% contre 12,2% pour le second facteur et 7,7% pour le troisième. Les valeurs propres sont inférieures à 1 à partir du cinquième facteur. La variance cumulée expliquée par les quatre premiers facteurs se situe à 89,8% alors qu'il faut dépasser le sixième facteur de l'analyse (PCA) pour avoir un niveau de variance cumulée équivalente. Avec l'approche Forni et al (FHLR), le premier facteur explique 54,8% de la variance de l'échantillon, le second facteur, 22,3% et le troisième 9,5%. Les valeurs propres sont inférieures à 1 à partir du cinquième facteur et la variance cumulée expliquée par les quatre premiers facteurs se situe à 95%. Au regard des valeurs propres issues des différentes analyses, les approches SW et FRLH permettent de retenir quatre facteurs alors qu'il faut plus de 6 facteurs pour la démarche (PCA). Il y a une diminution de 66,7% de la variance entre le quatrième et le cinquième facteur selon l'approche FLHR contre 34,9% selon l'approche SW. La variance cumulée

⁵⁷ Les pays de la zone Franc sont exclus de l'échantillon pour réduire au mieux la probabilité d'inclure des facteurs purement régionaux parmi les facteurs globaux. L'hypothèse est faite que les facteurs régionaux sont communs qu'aux seuls pays de la zone.

expliquée par les quatre facteurs selon l'approche FRHL étant supérieure de même que l'ampleur de la baisse de la variance entre le quatrième et le cinquième facteur, les facteurs issus de cette analyse sont plus appropriés.

L'annexe 2 présente les coefficients factoriels de la série d'inflation de chaque pays. Sur le premier facteur, les principaux coefficients sont positifs. Ainsi, ce facteur peut être considéré comme un facteur global, commun à tous les pays de l'échantillon. Comme le montre l'annexe 4, ce facteur enregistre le plus grand coefficient de corrélation avec les séries d'inflation des principaux groupes de pays. Les trois autres facteurs sont plutôt spécifiques à des groupes de pays. Le second facteur révèle les co-mouvements de l'inflation dans le sous-groupe des pays à économie avancée d'une part et celui des pays du moyen orient et de l'Afrique du Nord. Ce facteur est plus corrélé avec les cours des prix des produits alimentaires et dans une moindre mesure avec les prix des produits pétroliers. Le troisième facteur n'est pas très discriminant alors que le quatrième facteur retrace les co-mouvements spécifiques aux économies avancées.

Sur les deux sous périodes (1995-2003 et 2004-2011), les résultats issus de la démarche de Forni et al sont également plus appropriés. Sur la période 1995-2003, selon l'approche de Forni et al, les quatre premières valeurs propres sont supérieures à 1 et offrent une bonne explication de la variance totale de l'échantillon, avec une variance cumulée de 96,7% contre 74,3% pour les six premiers facteurs issus de l'analyse PCA et 91,7% pour les quatre premiers facteurs issus de la méthode de SW. Sur la période récente (2004-2011), selon l'approche de Forni et al, la cinquième valeur propre est inférieure à 1 et la variance cumulée des quatre premiers facteurs issus de cette méthode se situe à 93,0% contre 75,1% pour les six premiers facteurs issus de l'analyse PCA et 78,4% pour les six premiers facteurs issus de la méthode de SW.

Au total, quelle que soit la sous-période, les quatre premiers facteurs issus de l'approche de Forni et al constituent des estimateurs satisfaisants des facteurs globaux. Ces quatre facteurs traduisent les co-mouvements dans la dynamique de l'inflation des principaux pays. Ces co-mouvements sont induits notamment par les échanges commerciaux et par les évolutions des prix des produits pétroliers et alimentaires sur les marchés internationaux. Sur la période récente (2004-2011) en particulier, la corrélation moyenne entre les facteurs globaux et la variation des prix des produits pétroliers et alimentaires

s'est accrue. Toutefois, l'importance de ces facteurs dans la dynamique de l'inflation varie selon les pays et dépend des caractéristiques des économies, notamment son niveau de développement, son degré d'ouverture et ses partenaires commerciaux, la politique monétaire et de change adoptée.

Extraction des facteurs régionaux ou co-mouvements spécifiques aux pays de la zone Franc

Pour évaluer les facteurs régionaux c'est-à-dire, ceux spécifiques aux pays de la zone Franc, l'analyse est restreinte aux pays de la zone. La première étape a consisté à éliminer les facteurs globaux dans la dynamique de l'inflation de ces pays, en utilisant les résidus issus des régressions de la série d'inflation de chaque pays sur les facteurs globaux. Par la suite, les trois approches sont appliquées à la matrice composée des séries des résidus (réduites).

Sur la période 1995-2011, l'approche de Forni et al conduit à retenir les deux premiers facteurs avec une variance cumulée de 68,8%. Pour l'approche de SW, les deux premiers facteurs devraient être retenus avec une variance cumulée de 65,6% alors que pour l'approche PCA, les deux premiers facteurs sont à retenir avec une variance cumulée de 64,4%. S'appuyant sur la variance expliquée, l'approche de Forni et al apparaît également plus satisfaisante. Sur la période 1995-2003, selon l'approche de Forni et al., la variance cumulée des trois premiers facteurs pour lesquels les valeurs propres sont supérieures à 1, se situe à 96,2% contre 80,4% selon l'approche de SW et 76,1% selon la démarche PCA. Sur la période 2004-2011, l'approche de Forni et Al conduit également à retenir les trois premiers facteurs avec une variance cumulée de 84,9%. Au total, quelle que soit la sous-période, les trois premiers facteurs déterminés selon l'approche de Forni et al sont retenus comme étant des facteurs régionaux. L'analyse comparative entre les deux sous-périodes révèle une baisse de la variance cumulée expliquée par les trois premiers facteurs. Elle se situe à 86,2% sur la période 1995-2003 contre 84,9% sur la période récente (2004-2011). Cette situation pourrait traduire un recul du poids des facteurs régionaux dans la dynamique de l'inflation de ces pays, au profit de ceux des facteurs globaux ou nationaux.

Au total, sur la période 1995-2011, l'estimation des composantes communes et spécifiques aux pays de la Zone Franc est basée sur la prise en compte des deux premiers facteurs issus de la démarche Forni et al. Le poids des variables sur le premier facteur est positif pour tous les pays, confirmant l'existence de co-mouvements communs et spécifiques aux pays de la zone Franc. Ce poids est tout de même plus faible pour le Congo, la Guinée-Equatoriale et le Gabon, qui sont les principaux pays producteurs de pétrole de la zone avec le Cameroun. Le second facteur révèle des spécificités communes dans la dynamique de l'inflation de certains pays, notamment le Sénégal et le Congo, dont la dynamique de l'inflation s'oppose sur ce facteur à celle des pays comme le Niger, le Mali, le Tchad, le Burkina Faso et le Bénin.

Sur les deux sous-périodes, l'estimation des composantes est basée sur la prise en compte des trois premiers facteurs. Sur la période 1995-2003, le poids des variables sur le premier facteur est positif pour tous les pays alors que, sur la période plus récente, le Sénégal et le Gabon semblent se distinguer des autres pays. De même, le second facteur illustre les différences entre l'inflation des pays de l'UEMOA et celle de la CEMAC. En effet, tous les pays de l'UEMOA ont un poids négatif sur ce facteur alors celui des pays de la CEMAC hormis le Gabon est positif.

Poids des différents facteurs dans la dynamique de l'inflation des pays de la zone Franc

Le tableau 37, présente le poids des différents facteurs dans la dynamique de l'inflation des pays de l'UEMOA et de la CEMAC. Ce poids est apprécié à travers la variance expliquée par chaque facteur.

Tableau 37 : variance expliquée par les principales composantes

1995-2011	Facteurs			2004-2011	Facteurs			1995-2003	Facteurs		
	glob aux	région aux	nation aux		globa ux	région aux	nation aux		globa ux	région aux	nation aux
Bénin	0,56	0,25	0,19	Bénin	0,52	0,32	0,16	Bénin	0,58	0,31	0,11
Burkina	0,45	0,38	0,17	Burkina	0,65	0,27	0,08	Burkina	0,41	0,38	0,21
Côte Ivoire	0,57	0,22	0,21	Côte Ivoire	0,54	0,37	0,09	Côte Ivoire	0,57	0,36	0,07
Guinée- Bissau	0,74	0,01	0,25	Guinée- Bissau	0,78	0,12	0,10	Guinée- Bissau	0,82	0,01	0,17
Mali	0,52	0,24	0,24	Mali	0,59	0,35	0,06	Mali	0,65	0,31	0,04
Niger	0,43	0,43	0,14	Niger	0,58	0,26	0,16	Niger	0,43	0,44	0,13
Sénégal	0,57	0,33	0,10	Sénégal	0,67	0,24	0,09	Sénégal	0,57	0,32	0,11
Togo	0,53	0,22	0,25	Togo	0,49	0,37	0,14	Togo	0,55	0,32	0,13
Cam	0,39	0,34	0,27	Cam	0,46	0,42	0,12	Cam	0,38	0,38	0,24
Chad	0,11	0,55	0,34	Chad	0,29	0,60	0,11	Chad	0,30	0,53	0,17
Centre				Centre				Centre			
Afrique	0,51	0,23	0,26	Afrique	0,57	0,29	0,14	Afrique	0,63	0,25	0,12
Gabon	0,39	0,20	0,41	Gabon	0,34	0,49	0,17	Gabon	0,40	0,48	0,12
Guinée				Guinée				Guinée			
équatoriale	0,51	0,18	0,31	équatoriale	0,45	0,25	0,30	équatoriale	0,57	0,24	0,19
Congo	0,27	0,24	0,49	Congo	0,33	0,42	0,25	Congo	0,29	0,60	0,11
Moyenne	0,47	0,27	0,26	Moyenne	0,52	0,34	0,14	Moyenne	0,51	0,35	0,14
UEMOA	0,55	0,26	0,19	UEMOA	0,60	0,29	0,11	UEMOA	0,57	0,31	0,12
				Moyenne				Moyenne			
CEMAC	0,36	0,29	0,35	CEMAC	0,41	0,41	0,18	CEMAC	0,43	0,41	0,16

Source : calcul auteur

Sur toute la période d'analyse (1995-2011), les facteurs globaux sont apparus comme les principaux déterminants de l'inflation dans les pays de la zone Franc. Ces facteurs expliquent en moyenne 47% de la variance de l'inflation. Les facteurs régionaux expliquent en moyenne 27% de la variance. Au total, 74% de la variance de l'inflation de ces pays est expliquée par des facteurs externes (globaux et régionaux). Les effets idiosyncratiques sont tout de même importants, expliquant en moyenne 26% de la variance de l'inflation dans les pays de la zone Franc. Leur poids est plus élevé dans la zone CEMAC alors que l'inflation dans les pays de l'UEMOA apparaît plus sensible aux évolutions des facteurs globaux. Dans les pays où le secteur pétrolier est prépondérant (Tchad, Gabon, Congo, Guinée-Equatoriale), le poids des facteurs nationaux est généralement plus élevé alors qu'il est globalement plus faible dans les pays sahéliens de l'espace UEMOA. La Guinée-Bissau présente une situation atypique, sans doute du fait de son adhésion plus récente à l'espace UEMOA. Dans ce pays, les facteurs globaux expliquent 74% de la variation de l'inflation et les facteurs nationaux 25%, contre 1% pour les facteurs purement régionaux. Après son adhésion à l'UEMOA, le poids des facteurs régionaux s'est renforcé, pour se situer à 12% sur la période 2004-2011.

Sur la période plus récente, le poids des facteurs globaux s'est légèrement accru, en rapport notamment avec la flambée des prix des produits pétroliers et alimentaires au cours de ces dernières années, qui a sensiblement affecté la dynamique des prix des pays. En revanche, le rôle des facteurs idiosyncratiques s'est quelque peu réduit, ce qui est en phase avec la réduction des écarts d'inflation observée aussi bien dans l'espace UEMOA que dans la Zone CEMAC.

Estimation des modèles et analyse des résultats

L'équation 4.1 décrit le modèle estimé dans chaque pays.

$$\pi_{it} = \lambda_i g_t + \alpha_i r_t + e_{it} \quad (4.1)$$

avec $e_{ijt} = \rho_{ij} e_{ijt-1} + u_{ij}$; ρ_{ij} étant une mesure de la persistance de l'inflation.

$g_t = (g_{1t}, \dots, g_{rt})$ représente le vecteur des r composantes de l'inflation communes à tous les pays de l'échantillon ou facteurs globaux;

$r_t = (r_{1t}, \dots, r_{qt})$ est le vecteur des q composantes de l'inflation communes et spécifiques aux pays de la zone Franc ou facteurs régionaux;

e_{ijt} = est une composante aléatoire spécifique à chaque pays ou facteurs idiosyncratiques ou nationaux.

Les modèles sont estimés sur la période 1995-2011. L'équation 4.1 est estimée pour chaque pays de la zone Franc. Selon les résultats des tests, un effet Garch est introduit pour améliorer la qualité des estimateurs. L'annexe IV présente les résultats. Les spécifications retenues ont permis un traitement satisfaisant de l'autocorrélation et de l'hétéroscédasticité conditionnelle. Pour tous les pays, les tests réalisés sur les résidus du modèle retenu permettent de rejeter l'autocorrélation au seuil de 5%. L'annexe 4.5 présente les résultats des estimations de la constante (C), des coefficients relatifs aux quatre facteurs globaux et aux deux facteurs régionaux (F1, F2, F3, R1, R2), du coefficient AR(1) qui traduit la persistance de l'inflation, et des coefficients déterminant la dynamique de la composante idiosyncratique. Les trois dernières colonnes de l'annexe présentent le « R carré », la logvraisemblance et les résultats des tests d'autocorrélation.

Les modèles ont un pouvoir explicatif satisfaisant dans tous les pays au regard des statistiques « R carré ajusté », qui varient de 0,72 à 0,94. L'effet « Garch » est présent

dans la dynamique de l'inflation de la majeure partie des pays concernés. D'après les résultats des estimations, l'inflation mensuelle, mesurée en glissement annuel, présente une forte persistance avec un coefficient de persistance supérieur à 0,5 quelle que soit la période d'analyse.

Dans les pays de l'espace UEMOA, l'influence du premier facteur est significative dans tous les pays, sauf en Côte d'Ivoire où le test de « Student » ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle. Il convient tout de même de relever que dans les pays où l'impact est significatif, l'inflation ne réagit pas dans le même sens aux évolutions de ce facteur commun et l'ampleur des réactions varie également selon les pays. Dans la zone CEMAC, l'impact du premier facteur n'est significatif qu'au Tchad, en Guinée-équatoriale au seuil de 7% et au Cameroun au seuil de 12%. L'effet du second facteur, qui est plus corrélé avec l'évolution des cours des prix des produits alimentaires et pétroliers, est significatif au seuil de 10%, dans 10 pays sur les 14 pays de l'échantillon. L'effet du troisième facteur est significatif au seuil de 10% dans 8 pays et celui du quatrième facteur est significatif dans 5 pays. Au total, mis à part la Guinée-Equatoriale dont l'inflation ne réagit qu'aux évolutions du premier facteur, les taux d'inflation des principaux pays sont impactés par au moins deux facteurs globaux. Ce résultat confirme l'importance de ces facteurs dans la dynamique de l'inflation des pays bien que le sens et l'ampleur des réactions aux évolutions de ces facteurs soient différents selon les pays. Par rapport à l'évolution des facteurs régionaux, le sens et l'ampleur des réactions sont plus uniformes. En effet, tous les pays de l'échantillon réagissent dans le même sens aux évolutions du premier facteur régional. De même, les coefficients sont relativement proches, l'écart type de la distribution des coefficients se situant à 0,3 contre 0,8 en moyenne pour les coefficients relatifs aux facteurs globaux. Ce résultat confirme le caractère régional du premier facteur, qui est induit par la monnaie commune et la politique monétaire conduite dans les zones UEMOA et CEMAC. Le second facteur régional révèle notamment quelques spécificités communes dans les dynamiques de l'inflation du Sénégal et de la Guinée-Bissau. Cette situation est liée notamment au volume assez important des importations de la Guinée-Bissau en provenance du Sénégal, qui fait que le premier pays subit quelque peu les chocs qui affectent l'inflation dans le dernier.

La ré-estimation du modèle sur la période récente (2004-2010) a révélé une meilleure synchronisation de la dynamique de l'inflation des pays de la sous région avec celle des autres pays de l'échantillon. Au niveau des trois premiers facteurs globaux, les écarts entre les coefficients traduisant l'impact de ces facteurs sur l'inflation se sont considérablement réduits. De même, contrairement aux résultats des estimations faites sur la période 1995-2011, l'inflation des principaux pays réagit dans le même sens aux évolutions des deux premiers facteurs, ce qui est en phase avec la baisse du différentiel d'inflation observé sur la période récente. L'influence des deux premiers facteurs régionaux est significative sauf en Guinée-équatoriale où le second facteur n'a pas un impact significatif. Le second facteur révèle les spécificités de chaque sous-région. En effet, dans tous les pays de l'UEMOA, l'inflation réagit dans le même sens aux variations du second facteur et mis à part au Gabon, dans les pays de la CEMAC, l'inflation varie en sens inverse des évolutions de ce facteur. Ce résultat traduit un renforcement des comouvements dans chaque sous-région et un certain recul des liens entre les deux sous-régions. Par ailleurs, les estimations font apparaître une baisse du degré de persistance de l'inflation, qui est évalué en moyenne à 0,75 sur la période (1995-2011) et 0,5 sur la période (2004-2011).

4. Evaluation et prise en compte des relations spatiales

La monnaie et la politique monétaire communes ainsi que la libre circulation des biens et des capitaux favorisent les échanges commerciaux entre les pays membres de l'UEMOA. Lorsque les liens commerciaux entre deux pays sont importants, les chocs qui affectent l'inflation dans un de ces pays pourraient avoir aussi des effets dans l'autre pays. Dans ce chapitre, nous allons tester la présence d'une autocorrélation spatiale dans la dynamique de l'inflation des différents pays de l'UEMOA. L'objectif principal est d'analyser dans quelle mesure, les chocs affectant l'inflation dans un pays se répercutent sur celle des autres pays, en utilisant les techniques de l'économétrie spatiale. Le recours à l'économétrie spatiale permet le traitement de l'autocorrélation spatiale dont la modélisation permet d'améliorer les estimations et les prévisions, et capter le rôle de l'espace. La prise en compte de la dimension spatiale dans l'analyse de la dynamique de

l'inflation dans les pays de l'UEMOA permettra de modéliser les effets de débordements et des externalités des mesures souvent prises par les Etats pour limiter les hausses des prix de certains produits de consommation, à travers des subventions, des actions de relance de la production vivrière et de réduction de taxes à l'importation.

Approche méthodologique

Au niveau de la section précédente, il a été procédé à l'évaluation des facteurs globaux et régionaux déterminant l'évolution de l'inflation dans les pays membres de l'UEMOA. L'impact de ces facteurs a été évalué à travers l'estimation de modèles pour chaque pays. Toutefois, du fait des échanges entre les pays, un choc sur l'inflation d'un pays peut se répercuter sur l'inflation d'un autre pays. Pour prendre en compte ces phénomènes, le modèle liant l'inflation aux facteurs globaux et régionaux sera estimé en panel en prenant en compte les éventuels effets spatiaux. Les facteurs globaux et régionaux étant les mêmes pour tous les pays, les trois formulations suivantes seront testées.

La première formulation de la dépendance spatiale est la spécification d'un modèle spatial autorégressif d'ordre 1

$$\pi_{it} = c + \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} \pi_{jt} + \beta_0 \pi_{it-1} + F_t \beta_1 + FR_{1t} \beta_2 + FR_{2t} \beta_3 + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4.3)$$

- ✓ π_{it} est le taux inflation mensuel du pays i, mesurée en glissement annuel ;
- ✓ F_t est le premier facteur global ;
- ✓ FR_{jt} (j=1,2), sont les deux premiers facteurs Régionaux ;
- ✓ μ_i sont des effets fixes ou aléatoires selon les résultats du test de Hausmann.
- ✓ ε_{it} est le résidu de l'estimation, indépendant et identiquement distribué de moyenne nulle et de variance σ^2 .
- ✓ ρ est le paramètre autorégressif spatial indiquant l'ampleur de l'interaction existant entre l'inflation des différents pays de l'UEMOA.
- ✓ w_{ij} est un élément de la matrice de poids spatiaux W de dimension N x N. Les coefficients de la diagonale de la matrice sont égaux à 0 alors que ceux en dehors de la diagonale renseignent sur la manière dont deux pays sont connectés. Pour

estimer l'équation, la matrice de poids considérée est la matrice des échanges intracommunautaires (moyenne sur la période 2005- 2011) qui indique l'intensité des échanges commerciaux entre les différents pays de l'UEMOA. Ainsi, w_{ij} représente la valeur moyenne des importations du pays i provenant du pays j . La matrice a été standardisée de sorte que la somme des éléments de chaque ligne soit égale à 1.

La seconde formulation de la dépendance spatiale suppose que les termes d'erreurs sont spatialement autocorrélés :

$$\pi_{it} = c + \beta_0 \pi_{it-1} + F_t \beta_1 + FR_{1t} \beta_2 + FR_{2t} \beta_3 + \mu_i + \varepsilon_{it}, \text{ avec } \varepsilon_{it} = \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} \varepsilon_{jt} + u_{it} \quad (4.4)$$

✓ δ désigne le coefficient d'autocorrélation spatiale.

✓ u_{it} indépendants et identiquement distribués de moyenne nulle et de variance σ^2 .

Cette formulation signifie qu'un choc aléatoire sur la dynamique de l'inflation d'un pays i affecte non seulement l'inflation dans ce pays mais a également un impact sur l'inflation des autres pays, dont l'intensité dépend de la valeur du coefficient d'autocorrélation spatiale et de la structure de la matrice de poids.

La troisième formulation est sans dépendance spatiale.

$$\pi_{it} = c + \beta_0 \pi_{it-1} + F_t \beta_1 + FR_{1t} \beta_2 + FR_{2t} \beta_3 + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4.5)$$

Le choix entre les différents types de spécification de la dépendance spatiale passe par la mise en œuvre de tests de spécification. Les tests de spécification sont les tests LM_{LAG} et LM_{EER} et leurs versions robustes RLM_{LAG} et RLM_{EER} proposées dans le cadre des données de panel. Le test LM_{LAG} teste l'hypothèse $H_0 : \rho = 0$, en supposant que $\delta = 0$.

Le test LM_{EER} teste l'hypothèse $H_0 : \delta = 0$, en supposant que $\rho = 0$. Ainsi, LM_{LAG} n'est plus valide si $\delta \neq 0$. Pour corriger ce biais, des versions robustes (RLM_{LAG} et RLM_{EER}) sont mises en œuvre.

En vue d'approfondir l'analyse sur les effets de débordements et les effets des externalités, les modèles spatiaux seront estimés sur l'inflation globale mais aussi sur les taux d'inflation sectoriels à savoir :

- le taux d'inflation des produits céréaliers;
- le taux d'inflation des produits frais;

- le taux d'inflation sous jacente
- le taux d'inflation des produits pétroliers
- le taux d'inflation des combustibles.

Echanges commerciaux intra-UEMOA

Les informations sur les échanges intra-communautaires proviennent des statistiques corrigées et validées par la cellule de réconciliation des données sur les échanges intra-UEMOA, dont les activités ont démarré en 2006. La cellule procède à la réconciliation des données sur le commerce intra-communautaire et à l'estimation du commerce non contrôlé, c'est-à-dire échappant au contrôle douanier. Sur la base des données validées par la structure, les échanges intra-communautaires se sont inscrits dans une dynamique haussière depuis l'entrée en vigueur, au début des années 2000, de l'Union douanière, qui s'est notamment traduite par la suppression des barrières tarifaires. Ils sont passés de 800 milliards de FCFA en 2000 à 1 876 milliards de FCFA en 2011. Bien que le poids des échanges intra-régionaux rapportés aux exportations totales de l'Union soit supérieur à celui qui prévaut dans la Communauté Economique des Etats de l'Afrique Centrale (15% contre environ 3,0% pour la CEMAC), il demeure inférieur à ceux des autres zones d'intégration économique comme l'Union Européenne (70,0%) ou les pays membres de l'Accord de libre échange nord américain (50,0%).

Les échanges commerciaux intra-UEMOA restent dominés par les transactions sur les produits pétroliers qui représentent près de 45% du commerce intra-UEMOA. Les autres principaux produits échangés sont le ciment, les préparations alimentaires et les produits crûs (céréales, animaux vivants), les savons et produits de lessive et l'huile de palme.

Tableau 38 : matrice des échanges intra-communautaires (moyenne sur la période 2005-2011 en milliards de FCFA)

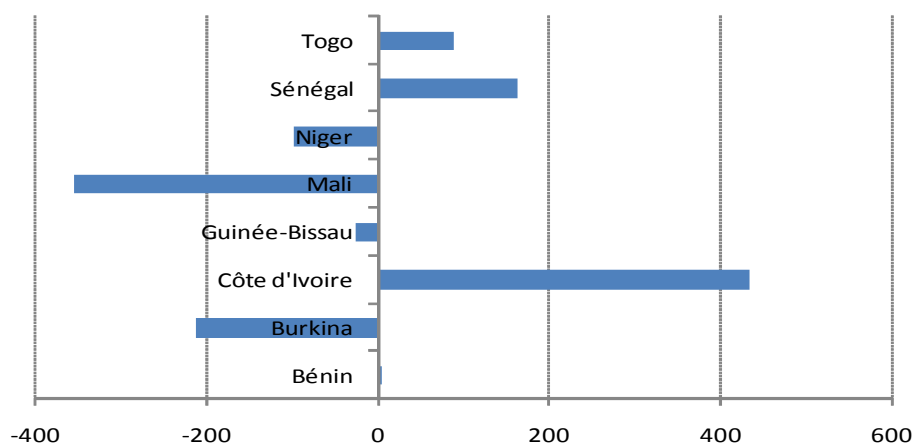
		Importations								
		Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Guinée-Bissau	Mali	Niger	Sénégal	Togo	UEMOA
Exportations	Bénin	0	12	14	1	69	46	14	39	194
	Burkina	7	0	20	0	21	14	2	7	71
	Côte d'Ivoire	59	188	0	3	124	32	73	66	546
	Guinée-Bissau	0	0	0	0	2	0	12	0	14
	Mali	12	16	25	2	0	6	32	7	99
	Niger	11	4	5	0	3	0	2	6	32
	Sénégal	10	13	30	32	207	5	0	10	306
	Togo	90	51	18	1	29	28	8	0	224
	UEMOA	189	285	111	40	455	129	143	136	1 487

Source : BCEAO, Cellule sous-régionale

La Côte d'Ivoire et le Sénégal, respectivement à l'origine de 36,7% et 20,6% des exportations totales, demeurent les principaux exportateurs intra-régionaux, tandis que le Mali occupe la première place des importateurs avec 30,8% des importations intra-communautaires.

La balance commerciale intra-UEMOA a été excédentaire en Côte d'Ivoire, au Sénégal et au Togo et déficitaire dans les pays enclavés, à savoir le Burkina, le Mali et le Niger. Elle est également légèrement déficitaire au Bénin, en raison des importations pour la réexportation vers le Nigeria, et en Guinée-Bissau, du fait de l'importance des achats en provenance du Sénégal.

Graphique 6 : Solde des échanges intra-communautaires (moyenne 2005-2011, en milliards de FCFA)



Résultats des tests de spécification et estimation des modèles

Le tableau 39 présente les résultats des tests de spécifications. La variable dépendante est le taux d'inflation mensuelle mesurée en variation annuelle.

Tableau 39 : résultats des tests de spécification

	Modèle sans effets fixes*	Modèle sans Effets fixes**	Modèle avec Effets fixes	
LM _{LAG}	0,30 (0,58)	0,22 (0,63)	0,89 (0,34)	
RLM _{LAG}	1,41 (0,21)	1,29 (0,25)	1,01 (0,31)	
LM _{EER}	15,48 (0,00)	15,28 (0,00)	5,91 (0,01)	
RLM _{EER}	38,30 (0,00)	37,56 (0,00)	6,03 (0,01)	
Hausman test-statistic				39,5 (0,00)
LR-test joint significance spatial fixed effects				1,17 (0,98)

* LM tests developed by Elhorst

* LM tests developed by Donald Lacombe

Le résultat du test « LR-test joint » milite en faveur d'un modèle sans effets fixes spatiaux. Les résultats des tests LM_{LAG} et LM_{EER} et leurs versions robustes RLM_{LAG} et RLM_{EER} amènent à privilégier le modèle avec des termes d'erreurs spatialement autocorrélés plutôt que le modèle spatial autorégressif d'ordre 1. En effet, le modèle à autocorrélation spatiale des termes d'erreurs rejette l'hypothèse d'erreurs sphériques dans le modèle linéaire standard.

Le tableau 40 présente les résultats des estimations des différents modèles. Toutes les estimations sont faites par maximum de vraisemblance. Le modèle final comporte un facteur global, un facteur régional et l'inflation retardée pour prendre en compte la persistance de l'inflation ; l'effet des autres facteurs n'étant pas ressortis significatifs.

Tableau 40 : - Résultats des estimations des modèles spatiales dans les pays de l'UEMOA

	Modèle sans relations spatiales (1)	Modèle sans Effets fixes (2)	Modèle avec effets fixes (3)	Modèle avec Effets fixes (4)	Modèle sans Effets fixes (5)
Constante	0,38 (0,00)	0,39 (0,00)	0,39 (0,00)	0,35 (0,00)	0,35 (0,00)
β_0	0,71 (0,00)	0,72 (0,00)	0,72 (0,00)	0,74 (0,00)	0,74 (0,00)
β_1	-0,20 (0,00)	-0,21 (0,00)	-0,21 (0,00)	-0,20 (0,00)	-0,20 (0,00)
β_2	-0,08 (0,00)	-0,08 (0,00)	-0,08 (0,00)	-0,07 (0,00)	-0,07 (0,00)
β_3	0,11 (0,00)	0,11 (0,00)	0,11 (0,00)	0,11 (0,00)	0,11 (0,00)
ρ		-0,01 (0,62)	-0,01 (0,62)		
δ				0,21 (0,00)	0,21 (0,00)
log-likelihood		-639,71	-638,13	-629,14	-629,12
sigma ²	0,32	0,31	0,32	0,31	0,31
R2 ajusté	0,86	0,86	0,86	0,86	0,86

Les coefficients mesurant les effets des facteurs globaux et régionaux sont stables quel que soit le modèle utilisé. La prise en compte des relations spatiales modifie principalement l'estimation du degré de persistance moyenne de l'inflation. L'utilisation du modèle sans prise en compte des relations spatiales sous-estime légèrement le degré de persistance de l'inflation.

Les résultats issus des modèles à effets fixes sont les mêmes que ceux issus des modèles sans effets fixes. De même, les tests montrent que les effets fixes ne sont pas différents de 0. Avec l'estimation du modèle spatial autorégressif, l'hypothèse nulle que le paramètre autorégressif spatial est égal à 0 n'est pas rejetée, ce qui est en phase avec les résultats des tests LM_{LAG} et RLM_{LAG} .

L'hypothèse nulle que le coefficient d'autocorrélation spatiale est égal à 0 étant acceptée avec une faible significativité du paramètre, le modèle qui s'ajuste le mieux aux données est celui incorporant des termes d'erreur spatialement autocorrélées. Les différents effets

fixes ne sont pas significativement différents de 0, confirmant les résultats du test « LR-test joint ». Au total, le modèle qui s'ajuste le mieux aux données est le modèle ci-après, à erreurs autocorrélées sans effets fixes décrit par l'équation 4.4.

$$\pi_{it} = \beta_0 + \beta_1 \pi_{it-1} + F_{1t} \beta_2 + FR_{1t} \beta_3 + FR_{2t} \beta_4 + \varepsilon_{it}, \text{ avec } \varepsilon_{it} = \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} \varepsilon_{jt} + u_{it} \quad (4.4)$$

L'autocorrélation spatiale des erreurs indique qu'un choc qui affecte un pays de l'UEMOA n'a pas seulement un effet sur l'inflation de ce pays mais se répercute sur les valeurs du taux d'inflation dans tous les autres pays de la sous région, avec cependant, une intensité qui dépend du poids relatif des exportations de ce pays vers ces autres pays de l'Union. Sur la base des échanges intra communautaires moyens sur la période 2004-2011, la Côte d'Ivoire et le Sénégal apparaissent comme les deux pays qui exportent le plus vers les autres pays de la sous région. Dans ce cadre, les chocs qui affectent l'inflation dans ces deux pays ont des effets plus intenses dans les autres économies. A titre illustratif, un choc qui affecte l'inflation en Côte d'Ivoire sera également ressenti au Burkina Faso, au Togo, au Sénégal et dans une moindre mesure au Mali et au Niger. Ce choc serait faiblement ressenti en Guinée-Bissau, qui est plus affectée par un choc sur l'inflation du Sénégal. En revanche, étant donné le faible volume des exportations de la Guinée-Bissau, du Burkina et du Niger, destinées aux autres pays de la sous-région, un choc affectant la dynamique des prix dans ces pays a un impact plus limité sur l'inflation des autres pays de la sous-région.

Modélisation des effets de débordement

Les modèles économétriques spatiaux permettent de modéliser les effets de débordement. Sur la base des résultats des estimations, la dynamique de l'inflation dans les pays de l'UEMOA est décrite par le modèle à erreurs autocorrélées de l'équation 4.4.

$$\pi_{it} = \beta_0 + \beta_1 \pi_{it-1} + F_{1t} \beta_2 + FR_{1t} \beta_3 + FR_{2t} \beta_4 + \varepsilon_{it}, \text{ avec } \varepsilon_{it} = \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} \varepsilon_{jt} + u_{it} \quad (4.4)$$

En écrivant l'équation 4.4 sous forme matricielle, nous avons :

$$\pi = \beta_0 + \beta_1 \pi (-1) + F\beta + \varepsilon \quad \text{avec } \varepsilon = \lambda w\varepsilon + u$$

$$\text{Par conséquent, } \varepsilon = \pi - \beta_0 - F\beta - \beta_1 \pi (-1) \quad \text{et } \lambda w\varepsilon = \lambda w\pi - \lambda w\beta_0 - \lambda wF\beta - \lambda w\beta_1 \pi (-1)$$

comme $\varepsilon - \lambda w\varepsilon = u$, nous avons,

$$\pi - \beta_0 - F\beta - \beta_1 \pi (-1) - \lambda w\pi + \lambda w\beta_0 + \lambda wF\beta + \lambda w\beta_1 \pi (-1) = u, \text{ ce qui permet d'écrire la}$$

dynamique de l'inflation sous cette forme

$$\pi = \beta_0 + F\beta + \beta_1 \pi (-1) + \lambda w\pi - \lambda w\beta_0 - \lambda wF\beta - \lambda w\beta_1 \pi (-1) + u$$

Ce modèle fait apparaître deux types d'effets de débordement. D'une part, le taux d'inflation d'un pays i est influencé par les taux d'inflation des autres pays de la sous-région d'où proviennent ses importations par le biais de la variable endogène décalée $w\pi$. D'autre part, le taux d'inflation d'un pays i est influencé par les valeurs retardées des taux d'inflation des autres pays par le biais de la variable exogène décalée $w\pi(-1)$. L'estimation du modèle (4.4) permet de quantifier ce double effet de débordement : le taux d'inflation d'un pays i est influencé positivement par le taux d'inflation des autres pays de la sous région d'où proviennent ses importations ($\lambda = 0,21$) et négativement par les valeurs retardées des taux d'inflation de ces pays ($-\lambda\beta_1 = -0,15$).

Ainsi, lorsqu'un pays à travers des subventions, des politiques fiscales ou des mécanismes d'appui à la production agricole, augmente la production vivrière locale qui permet de réduire le taux d'inflation au plan national, ses politiques nationales ont des externalités sur les taux d'inflation des autres pays de la sous-région et l'ampleur de ces effets dépend du poids relatif des exportations de ce pays dans la matrice des échanges communautaires. En effet, cette baisse du taux d'inflation est également ressentie dans les autres pays selon une intensité qui dépend du coefficient $\lambda = 0,21$ et de la structure du commerce sous-régional⁵⁸. Les effets négatifs des taux d'inflation retardés des autres pays pourraient s'interpréter comme une anti-persistance spatiale ; l'inflation d'un pays i dépendant négativement de l'inflation retardée des autres pays de la sous-région.

⁵⁸Ces effets d'externalités des politiques nationale peuvent aussi être testés à l'aide des modèles spatiaux, en introduisant les indicateurs permettant de capter ses interventions publiques parmi les variables explicatives

Tests de spécification et estimation des modèles au niveau sectoriel

Les tests et les modèles estimés sur les taux d'inflation globaux ont révélé l'existence d'effets spatiaux sur les dynamiques de l'inflation des pays de l'UEMOA. En vue de mieux identifier les canaux de transmission des externalités, les tests sont réalisés en utilisant les différentes composantes de l'inflation. La désagrégation 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. Ainsi, le taux d'inflation est déterminé dans les groupes suivants :

- produits frais : regroupe les postes volatiles de l'alimentation, notamment les légumes, les produits de la pêche et les fruits ;
- céréales non transformées : regroupe notamment le riz, le maïs, le mil, le sorgho ;
- énergie : regroupe les carburants et lubrifiants, les combustibles liquides (pétrole lampant), le gaz, l'électricité
- autres combustibles : concerne le bois de chauffe et le charbon de bois ;
- inflation sous-jacente : il est déterminé à partir de l'indice hors produits frais, énergie et céréales non transformées et énergie.

La même démarche est adoptée pour déterminer les taux d'inflation sectoriels. L'indice des prix à la consommation du groupe de produits est utilisé pour mesurer les taux d'inflation des pays dans chaque secteur (π^{j}_{it}).

$\pi^{j}_{it} = 100 * \log\left(\frac{p^{j}_{it}}{p^{j}_{it-12}}\right)$ et p^{j}_{it} l'indice des prix à la consommation du groupe de produits j du pays i relatif au mois t. Cette analyse permettra d'identifier les groupes de produits où les effets de débordement sont plus importants.

Le tableau 41 présente les résultats des tests de spécification. Les variables dépendantes sont les taux d'inflation sectorielle et les variables exogènes restent le taux d'inflation sectorielle retardée et les facteurs globaux et régionaux.

Tableau 41 : - résultats des tests de spécification sur les taux d'inflation sectoriels

	Taux d'inflation « Produits frais »	Taux d'inflation « Céréales »	Taux d'inflation « Inflation sous jacente »	Taux d'inflation « Produits pétroliers »	Taux d'inflation « Autres combustibles »
LM_{LAG}	4,06(0,04)	2,59(6,11)	3,2(0,07)	4,05(0,05)	0,16(0,68)
RLM_{LAG}	2,36(0,12)	1,71(0,19)	0,12(0,72)	2,3(0,12)	0,45(0,91)
LM_{EER}	21,86(0,00)	10,18(0,01)	10,0(0,00)	21,8(0,00)	0,01(0,44)
RLM_{EER}	20,17(0,00)	9,3(0,03)	7,7(0,00)	20,0(0,00)	0,3(0,58)

Pour les différents taux d'inflation sectoriels, les résultats des tests robustes RLM_{LAG} ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle que le paramètre spatial autorégressif ρ est égal à 0. Par contre, pour les taux d'inflation dans les produits frais, l'énergie, les céréales et l'inflation sous-jacente, les résultats des tests LM_{EER} et leurs versions robustes RLM_{EER} indiquent la présence d'effets spatiaux. Dans le groupe des autres combustibles, aucun effet effet spatial n'a été détecté. Au vu des résultats des tests, le modèle suivant est estimé pour les différents taux d'inflation.

$$\pi^J_{it} = \beta_0 + \beta_1 \pi^J_{it-1} + F_{1t} \beta_2 + FR_{1t} \beta_3 + FR_{2t} \beta_4 + \varepsilon_{it}, \text{ avec } \varepsilon_{it} = \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} \varepsilon_{jt} + u_{it}$$

Le tableau 42 présente les résultats des estimations des modèles. Toutes les estimations sont faites par maximum de vraisemblance.

Tableau 42 : - Résultats des estimations des modèles spatiaux pour les différentes composantes de l'inflation

	Taux d'inflation « Produits frais »	Taux d'inflation « céréales »	Taux d'inflation « Inflation sous jacente »	Taux d'inflation « Produits pétroliers »	Taux d'inflation « Autres combustibles »
Constante	0,62 (0,00)	0,53(0,00)	0,17(0,00)	0,31(0,00)	0,59(0,00)
β_0	0,65(0,00)	0,77(0,00)	0,80(0,00)	0,84(0,00)	0,55(0,00)
β_1	-0,08(0,25)	-0,81(0,00)	-0,11(0,00)	-0,21(0,00)	-0,39(0,00)
β_2	-0,25(0,00)	-0,26(0,00)	-0,02(0,00)	-0,01(0,00)	-0,13(0,16)
β_3	0,21(0,00)	0,48(0,00)	0,03(0,12)	0,09(0,23)	-0,13(0,32)
δ	0,095(0,00)	0,11(0,00)	0,26(0,00)	0,22(0,00)	0,00 (0,99)
log-likelihood	-1 838	-1 935	-366	-1 596	-2 272
Sigma^2	7,38	9,5	0,17	3,88	23,1
R2 ajusté	0,49	0,84	0,85	0,78	0,34

Le coefficient δ qui mesure l'intensité des effets spatiaux est nul dans le groupe des autres combustibles confirmant les résultats des tests. Ainsi, un choc qui affecte uniquement l'inflation d'un pays dans ce secteur n'aurait pas d'effet d'entraînement dans les autres pays. Par contre, selon les valeurs du coefficient δ dans chaque secteur, un choc qui affecte l'inflation sous-jacente dans un pays aurait des externalités plus importantes au niveau des taux d'inflation sous-jacente des autres pays. Les effets spatiaux sont également plus importants dans le groupe des produits pétroliers. Cette situation pourrait être liée au poids élevé des produits pétroliers dans les échanges communautaires.⁵⁹ Les valeurs du coefficient δ sont également différentes de 0 dans les groupes des produits céréaliers et des produits frais. Ainsi, lorsque le taux d'inflation baisse dans le groupe de ces produits dans un pays de l'Union du fait d'une bonne récolte ou de mesures fiscales, cette baisse est également ressentie dans les autres pays de la sous-région.

⁵⁹Il s'agit principalement des exportations ou réexportations notamment de la Côte d'Ivoire et du Sénégal. Cette part est évaluée à 39% entre 2007 et 2009.

5. Conclusion

L'objectif était d'évaluer et d'analyser les co-mouvements dans la dynamique de l'inflation des pays de l'UEMOA, en mettant un accent particulier sur le rôle des facteurs et les effets spatiaux. Les différents facteurs ont été évalués à l'aide des modèles à facteurs dynamiques conformément à la démarche préconisée par Forni et al. (2005). Les effets spatiaux ont été analysés à travers l'économétrie spatiale.

De façon générale, sur la période d'analyse (1995-2011), l'inflation dans les pays de la zone Franc a été beaucoup plus faible et moins volatile, comparativement à la situation moyenne des pays d'Afrique subsaharienne. L'analyse du rôle des facteurs globaux, régionaux et nationaux révèle la prédominance des facteurs externes sur les facteurs internes. Sur toute la période d'analyse (1995-2011), 47% de la variance de l'inflation de ces pays est expliquée par les facteurs globaux et 27% par les facteurs régionaux. Sur la période plus récente (2004-2011), le poids des facteurs globaux s'est légèrement accru, en rapport notamment avec la flambée des prix des produits pétroliers et alimentaires au cours des dernières années, qui a accru le poids de la dynamique des prix de ces produits dans la détermination des facteurs globaux. En revanche, le rôle des facteurs idiosyncratiques s'est réduit, ce qui est en phase avec la baisse des écarts d'inflation observée aussi bien dans l'espace UEMOA que dans la Zone CEMAC. Quelques différences existent tout de même entre les deux sous régions membres de la Zone Franc. En effet, l'analyse des variances expliquées par les différents facteurs montre que le poids des facteurs globaux est globalement plus important dans les pays de l'espace UEMOA alors que les facteurs régionaux et nationaux ont une plus grande influence dans la dynamique des prix des pays de la CEMAC.

La prise en compte des relations spatiales a révélé qu'un choc qui affecte un pays de l'UEMOA n'a pas seulement un effet sur l'inflation de ce pays mais se répercute sur les valeurs du taux d'inflation dans tous les autres pays de la sous région, avec, cependant, une intensité qui dépend du poids relatif des exportations de ce pays vers les autres pays de l'Union. Les effets des externalités spatiales sont plus importants dans les groupes des produits pétroliers et au niveau de l'inflation sous-jacente. Ils sont également présents dans les produits céréaliers et les produits frais. Par contre, aucun effet spatial n'a été détecté sur les taux d'inflation des autres combustibles.

CONCLUSION GENERALE

Dans les pays membres de la zone UEMOA, la réforme institutionnelle entrée en vigueur en 2010 confère plus d'indépendance à la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) et consacre la stabilité des prix comme l'objectif de la politique monétaire. Toutefois, l'atteinte de l'objectif de stabilité des prix nécessite, de la part des Banques Centrales, la compréhension de la dynamique de l'inflation, et particulièrement, la connaissance du degré de sa persistance et de ses facteurs explicatifs. En effet, pour trouver le moyen optimal de respecter son objectif de maîtrise de l'inflation, il est important pour une Banque Centrale de connaître le degré de persistance de l'inflation et ses sources.

Au vu de l'importance des questions liées à la persistance de l'inflation dans la conduite de la politique monétaire, particulièrement dans le contexte actuel, marqué par une forte volatilité des cours des produits pétroliers et alimentaires, nous avons analysé la dynamique et la persistance de l'inflation dans les pays membres de l'espace UEMOA, en utilisant les modèles à changement de régime, les modèles à facteurs dynamiques et les techniques de l'économétrie spatiale en panel.

Dans les pays membres de l'espace UEMOA, le degré de persistance de l'inflation est ressorti relativement faible. Sur la période 1995-2011, l'inflation mensuelle mesurée en variation mensuelle a suivi deux régimes, et l'un des deux a été systématiquement caractérisé par une anti-persistance de l'inflation. A travers un modèle à changement de régime, nous avons également évalué le degré de persistance de l'inflation, en fonction du profil saisonnier caractérisant la dynamique des prix dans les pays de l'UEMOA. Les résultats des tests réalisés dans ces pays permettent d'en distinguer deux groupes. Le premier est composé des pays du Golfe de Guinée. Dans ces pays, où la saisonnalité est moins marquée, le degré de persistance de l'inflation ne varie pas en fonction de l'évolution de la saisonnalité. Par contre, dans le second groupe, composé par les pays sahéliens et du Togo, où l'amplitude de la saisonnalité est plus forte, les résultats des tests de Fisher valident l'hypothèse d'un changement de régime gouverné par la composante saisonnière. La faible persistance de l'inflation suggère que le taux d'inflation contemporain ne permet pas de prévoir celui de la période suivante. La politique monétaire n'ayant aucune prise sur l'inflation passée, une baisse du coefficient qui lui est

associé renforce la capacité de la banque centrale de stabiliser simultanément l'inflation et la demande globale. Ainsi, la faible persistance de l'inflation est un atout. Dans le cadre de la conduite de la politique monétaire, la BCEAO pourrait tout de même approfondir les réflexions sur l'opportunité de privilégier les cibles définies en fonction du niveau des prix, qui peuvent constituer un outil de stabilisation plus efficace dans un contexte où la persistance structurelle de l'inflation est faible.

En vue d'approfondir l'analyse sur les déterminants de la persistance et d'identifier les sources de l'anti-persistance, il a été adopté un modèle à deux secteurs, à travers la combinaison du modèle du ménage agricole avec la version stochastique du modèle de Barro-Gordon. Il est ressorti de ce modèle que le degré de persistance de l'inflation dans ces pays ne dépendait pas uniquement des politiques monétaire et de change, mais aussi négativement du poids du secteur vivrier local dans l'économie. Ainsi, l'anti-persistance proviendrait notamment de ce secteur au-delà des considérations liées à la politique monétaire. En effet, dans ce secteur, la dynamique de l'inflation est caractérisée par une anti persistance du fait notamment de la forte dépendance de la production aux conditions météorologiques. Nous avons également proposé une adaptation de la forme hybride de la Courbe de Phillips des nouveaux Keynésiens aux spécificités des pays de l'UEMOA, en prenant en compte les caractéristiques du secteur de production et de commercialisation des produits vivriers locaux. Les résultats des estimations montrent que l'adaptation de la représentation de Gali et Gertler (1999) aux spécificités des économies de la sous-région, permet une bonne description de la dynamique des prix de ces pays. Au plan régional, la dynamique de l'inflation a une composante prospective prépondérante par rapport à la dimension intrinsèque. Ainsi, les anticipations peuvent constituer une source de persistance et éloigner durablement l'inflation de son objectif, si la Banque Centrale, n'arrive pas à assurer l'ancrage des anticipations aux objectifs qu'elle s'est fixés. La démarche adoptée a permis de distinguer les effets de l'output gap du secteur moderne de ceux liés aux variations de l'offre de produits vivriers. Les résultats montrent qu'une hausse de la production vivrière au-delà de sa valeur d'équilibre, contribue à réduire l'inflation alors qu'un accroissement de l'output gap dans le secteur moderne tend à accroître les tensions inflationnistes. Ainsi, lorsque cette décomposition n'est pas faite dans l'estimation du modèle, les effets inverses de l'output

gap dans le secteur agricole et dans le secteur moderne peuvent réduire, voire annuler l'effet de l'output gap global sur l'inflation. Les estimations révèlent qu'une baisse de la production agricole a tendance à accroître les tensions inflationnistes. Au regard des caractéristiques de ce secteur, la politique monétaire a peu d'effets dans la dynamique des prix des produits vivriers locaux d'où l'importance à accorder aux actions visant la dynamisation de la production vivrière et l'amélioration des conditions de stockage et de commercialisation. Le rôle du secteur extérieur a été apprécié à travers les effets du taux de change effectif réel, du cours du dollar par rapport au FCFA et du prix du riz sur le marché international. Le taux de change réel, qui permet d'apprécier les effets d'une hausse des prix des biens intermédiaires a un impact relativement faible, lorsque les effets du cours du dollar et des prix du riz importé sont pris en compte. Ainsi, dans tous les pays de l'UEMOA, une dépréciation de l'euro par rapport au dollar contribue à accroître les tensions inflationnistes puisqu'elle entraîne une hausse des prix des biens importés libellés en dollar. De même, une baisse des cours mondiaux du riz contribue à réduire les tensions inflationnistes dans tous les pays de l'Union. Bien que le poids du riz importé soit plus important dans certains pays comme la Guinée-Bissau ou le Sénégal, l'effet sur l'inflation est apparu relativement homogène dans l'espace UEMOA. En revanche, l'effet du cours du dollar sur l'inflation, est ressorti plus faible en Côte d'Ivoire, au Burkina et au Niger.

Le troisième chapitre a porté sur l'analyse des écarts d'inflation dans les pays de l'UEMOA. Globalement, les écarts dans l'espace UEMOA se sont réduits sur la période récente (1996-2012) par rapport à la période 1972-1990. Cette réduction des écarts pourrait être en rapport avec l'harmonisation progressive des politiques économiques avec l'instauration, après la dévaluation de 1994, du Pacte de Convergence et la définition de politiques sectorielles au plan régional qui auraient donc contribué à réduire l'occurrence des chocs asymétriques. Elle pourrait aussi être due à l'harmonisation, à partir de 1996, de la méthode de détermination de l'indice des prix à la consommation dans les pays de l'UEMOA, ce qui aurait permis de réduire les effets de composition. Par ailleurs, les écarts d'inflation ne sont pas persistants et une forte baisse de cette persistance a été enregistrée sur la période plus récente (1996-2012). Les écarts d'inflation proviendraient principalement d'un phénomène de convergence des prix bien

que son rythme ne soit pas très élevé et des asymétries face aux chocs externes. Le positionnement différencié dans le cycle selon les pays jouerait également un rôle lorsque l'output gap est évalué en excluant l'activité agricole. De tels écarts d'inflation sont plus inquiétants pour la Banque Centrale dans la définition de sa politique monétaire commune, car ceux-ci pourraient conduire à une politique monétaire trop accommodante pour les pays inflationnistes et simultanément trop restrictive pour les pays qui font face à une conjoncture plus défavorable. Toutefois, le pouvoir explicatif de cette variable est ressorti relativement faible et s'est réduit lorsque les estimations sont faites par la méthode des moments, ce qui relativise l'importance de ce phénomène au niveau de la zone UEMOA.

Le dernier chapitre a porté sur l'évaluation et l'analyse des co-mouvements dans la dynamique de l'inflation des pays de la Zone Franc. L'évaluation et l'analyse du rôle des facteurs communs ont révélé l'existence de co-mouvements dans la dynamique de l'inflation de ces pays, induits par des facteurs aussi bien globaux que régionaux. Sur toute la période d'analyse (1995-2011), 47% de la variance de l'inflation de ces pays est expliquée par les facteurs globaux et 27% par les facteurs régionaux. Sur la période plus récente (2004-2011), le poids des facteurs globaux s'est légèrement accru alors que le rôle des facteurs idiosyncratiques s'est réduit. Globalement, les estimations révèlent une prédominance des facteurs globaux sur les facteurs régionaux sur lesquels la politique monétaire commune a plus d'influence. Dans ce cadre, un renforcement des liens commerciaux entre les pays de la sous-région pourrait accroître le rôle des facteurs régionaux et l'attrait de la politique monétaire commune dans chaque sous-région. La prise en compte des relations spatiales a permis d'évaluer l'effet d'un choc sur le taux d'inflation d'un pays sur les autres pays de l'UEMOA. Les tests ont révélé que l'ampleur des effets de contagion de ces chocs, dépendait du poids des exportations de ce pays vers les autres pays de la sous-région. Ainsi, au regard de la structure des échanges intra-communautaires, un choc qui affecte les taux d'inflation en Côte d'Ivoire et au Sénégal aurait des effets plus importants dans les autres pays de la sous-région. Par contre, si le choc se produit en Guinée-Bissau, au Burkina, ou au Niger, l'impact sur l'inflation des autres pays de la sous-région serait beaucoup plus faible. L'analyse en panel spatial a permis d'évaluer les effets de débordements et les externalités des mesures prises pour

limiter les pressions inflationnistes dans un pays de la zone. Le renforcement des liens commerciaux entre les pays de la sous-régions pourrait contribuer à réduire la vulnérabilité des ces pays face aux chocs externes, réduire les différentiels d'inflation et accroître les effets des externalités et de débordements positifs.

Globalement, quelles que soient les orientations retenues, la mise en œuvre des outils de politique monétaire au sein de l'UEMOA devrait davantage intégrer le degré de persistance de l'inflation. L'évaluation et l'analyse de la persistance de l'inflation est utile non seulement pour l'atteinte de la cible ou de l'objectif d'inflation courante, mais aussi pour la définition d'une cible idéale. De même, lorsque la cible ou l'objectif d'inflation est fixé, une variation dans la persistance structurelle de l'inflation peut avoir des répercussions sur la vitesse optimale de retour à la cible ainsi que sur la dimension prospective souhaitable de la politique monétaire. Par ailleurs, la définition de l'horizon de rétroaction optimal devrait aussi s'appuyer sur le degré de persistance de l'inflation. Comme l'ont souligné Batini et Haldane (1999), l'horizon de rétroaction optimal est généralement lié à la période qui doit s'écouler avant qu'un changement dans la politique monétaire fasse pleinement sentir ses effets sur l'inflation. Si l'horizon de rétroaction est inférieur à l'horizon optimal, les autorités monétaires devront provoquer de plus fortes variations de la demande globale pour ramener l'inflation à la cible. Si l'inflation est peu persistante, une variation moindre de la production suffit à la stabiliser. Ainsi, l'horizon optimal de la cible se rapproche à mesure que le degré de persistance structurelle de l'inflation diminue.

ANNEXES

Annexes au CHAPITRE I.

ANNEXE I.1 : l'autoconsommation peut-elle affecter l'inflation ou sa persistance ?

Pour analyser cette problématique, nous pouvons nous référer aux travaux de Wilhelm Abel (1973), dans son ouvrage sur les Crises agraires en Europe. L'auteur est parti d'un modèle représenté par trois fermiers A, B et C, pour étayer ses travaux,.

Ces fermiers cultivent des céréales dont les récoltes sont exprimées en quintaux. Les fermiers A, B et C réalisent respectivement une récolte de 250, 500 et 1.000 quintaux. Les autoconsommations des fermiers A, B et C sont pour le fermier A de 200, 300 pour le fermier B et 400 quintaux pour le fermier C. Ces fermiers dégagent respectivement pour leur vente, 50 quintaux pour le fermier A, 200 quintaux pour le fermier B et 600 quintaux pour le fermier C. Alors que le prix du quintal est de 20 unités de comptes, ces fermiers réalisent respectivement des recettes de 1 000 unités de comptes pour le fermier A, 4 000 pour le fermier B et 12 000 pour le fermier C.

Si à la suite d'une mauvaise pluviométrie, les récoltes accusent un déficit de 20%, le fermier A devra récolter 200 quintaux au lieu de 250 quintaux précédemment. Il en est de même pour le fermier B qui réalise une récolte plus faible qui s'établit à 400 quintaux contre 500 quintaux précédemment. Le fermier C quant à lui obtient une récolte de 800 quintaux contre 1 000 quintaux à la précédente récolte.

En vertu des principes de « l'effet cliquet », l'autoconsommation des différents fermiers est restée inchangée et se maintient à 200 quintaux pour le fermier A, 300 quintaux pour le fermier B et 400 quintaux pour le fermier C.

Toutes choses étant égales par ailleurs, ces fermiers vont dégager respectivement : aucune réserve pour la vente en ce qui concerne le fermier A, 100 quintaux pour le fermier B et 400 quintaux pour le fermier C.

Au total, une baisse de 20% de la production entraîne un recul de 41% de la production commercialisée du fait de l'autoconsommation, ce qui pourrait donc accentuer la hausse de l'inflation dans ce secteur. Ainsi, l'autoconsommation peut affecter l'inflation et sa persistance si sa part dans la production n'est pas stable. En l'occurrence, si la part de l'autocosommmation varie en fonction de l'évolution de la production, la relation entre l'inflation dans le secteur vivrier et la variation de la production serait non linéaire. Cette hypothèse sera testée à travers l'estimation d'un modèle LSTAR. La validation du modèle

LSTAR impliquerait que l'autoconsommation impacte l'évolution de l'offre locale de produits vivriers et l'inflation.

Les deux modèles suivants sont testés

$$\pi_t = \begin{cases} a_0 + \rho_1 * \Delta q_t + \varepsilon_{1t}, si, \Delta q_{t-1} \leq 0 \\ a_0 + \rho_1 * \Delta q_t + \varepsilon_{2t}, si, \Delta q_{t-1} > 0 \end{cases} \quad (1) \quad \pi_t = a_0 + \rho_1 * \Delta q_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

π_t est le taux d'inflation et Δq_t est la variation de la production vivrière. L'estimation est faite par les Moindres Carrés Ordinaires. Pour déterminer si le modèle est linéaire ou de type TAR, un test de Fisher est effectué. Pour l'hypothèse nulle (H0), le modèle est de type linéaire et pour l'hypothèse alternative (H1), le modèle est de type STAR. Le test

repose sur le ratio suivant: $f = T \frac{\sigma^2 - \sigma(c)^2}{\sigma(c)^2}$, où σ^2 et $\sigma(c)^2$ sont des estimateurs de la variance du modèle sous H0 et H1 respectivement. Ce ratio suit une loi de Fischer sous l'hypothèse nulle. Le rejet de l'hypothèse nulle indique que la persistance de l'inflation varie en fonction de la composante saisonnière.

Tableau 43 : Résultats des tests de Fischer dans les pays de l'UEMOA

	Bénin	Burkina	C.Ivoire	G.Bissau	Mali	Niger	Sénégal	Togo
Ftest	-3,23	-2,13	-4,32	-2,63	-4,53	-2,65	-5,87	-3,21
(Pvalue)	(1,00)	(1,00)	(1,00)	(1,00)	(1,00)	(1,00)	(1,00)	(1,00)

Les résultats des tests dans les pays de l'UEMOA ne valident pas l'hypothèse d'une relation non linéaire entre le taux d'inflation et la variation de la production vivrière. L'hypothèse nulle n'étant pas rejetée, les tests ne valident pas l'hypothèse d'une dépendance non linéaire entre la variation de la production vivrière et l'inflation. Ils ne permettent pas de conclure que l'autoconsommation affecte l'inflation ou sa persistance dans les pays de l'UEMOA. Ainsi, la variation de la production vivrière impacterait l'inflation dans les mêmes proportions quels que soient les résultats de la campagne agricole précédente.

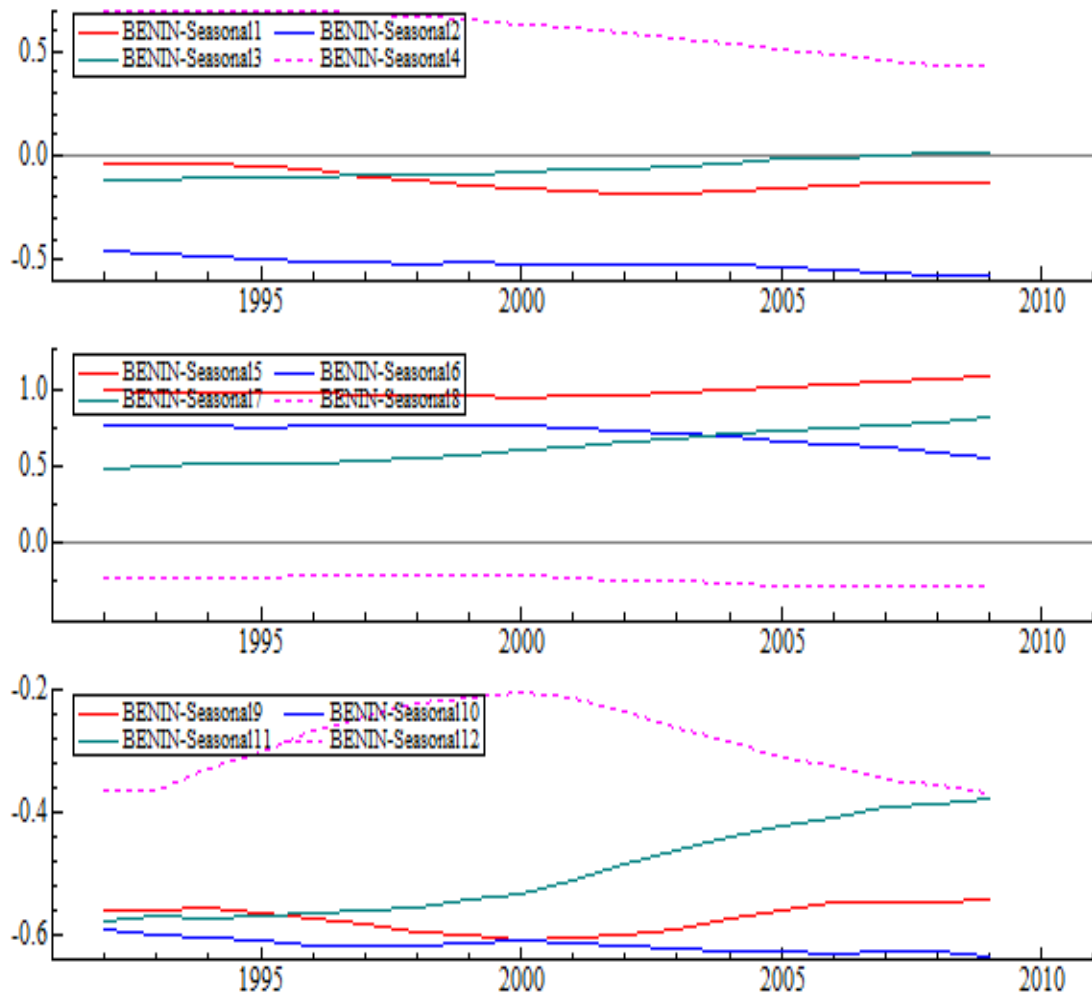
ANNEXE I.2 : Critère d'information des modèles AR(p) et MS-AR(p) et tests d'autocorrélation des résidus

Meilleur modèle	MS AR	AR	MS AR	AR	MS AR	AR
	AIC		BIC		Pvalue Test Ljung-Box sur les résidus	
Bénin	-9,16	-9,13	-9,11	-9,08	0,24	0,23
Burkina Faso	-9,26	-9,14	-9,21	-9,10	0,86	0,85
Côte d'Ivoire	-10,19	-10,03	-10,14	-9,96	0,81	0,91
Guinée-Bissau	-7,47	-7,44	-7,42	-7,39	0,83	0,84
Mali	-9,72	-9,46	-9,72	-9,44	0,71	0,75
Niger	-9,56	-9,35	-9,56	-9,33	0,63	0,96
Sénégal	-10,19	-10,15	-10,19	-10,01	0,32	0,33
Togo	-9,44	-9,29	-9,44	-9,21	0,49	0,88
CEMAC						
Centre Afrique	-5,69	-5,64	-5,64	-5,60	0,56	0,45
Cameroun	-7,32	-7,30	-7,27	-7,26	0,32	0,84
Chad	-4,58	-4,56	-4,53	-4,52	0,43	0,95
Congo	-4,86	-4,84	-4,81	-4,79	0,73	0,1
Guinée-Equatoriale	-6,32	-6,27	-6,24	-6,22	0,21	0,74
Gabon	-6,57	-6,52	-6,48	-6,46	0,43	0,14
APC1/						
Cap Vert	-6,57	-6,43	-6,52	-6,4	0,21	0,84
Gambie	-6,86	-6,74	-6,81	-6,71	0,51	0,17
Ghana	-6,44	-6,25	-6,34	-6,23	0,39	0,19
Nigéria	-5,50	-5,50	-5,45	-5,47	0,54	0,46

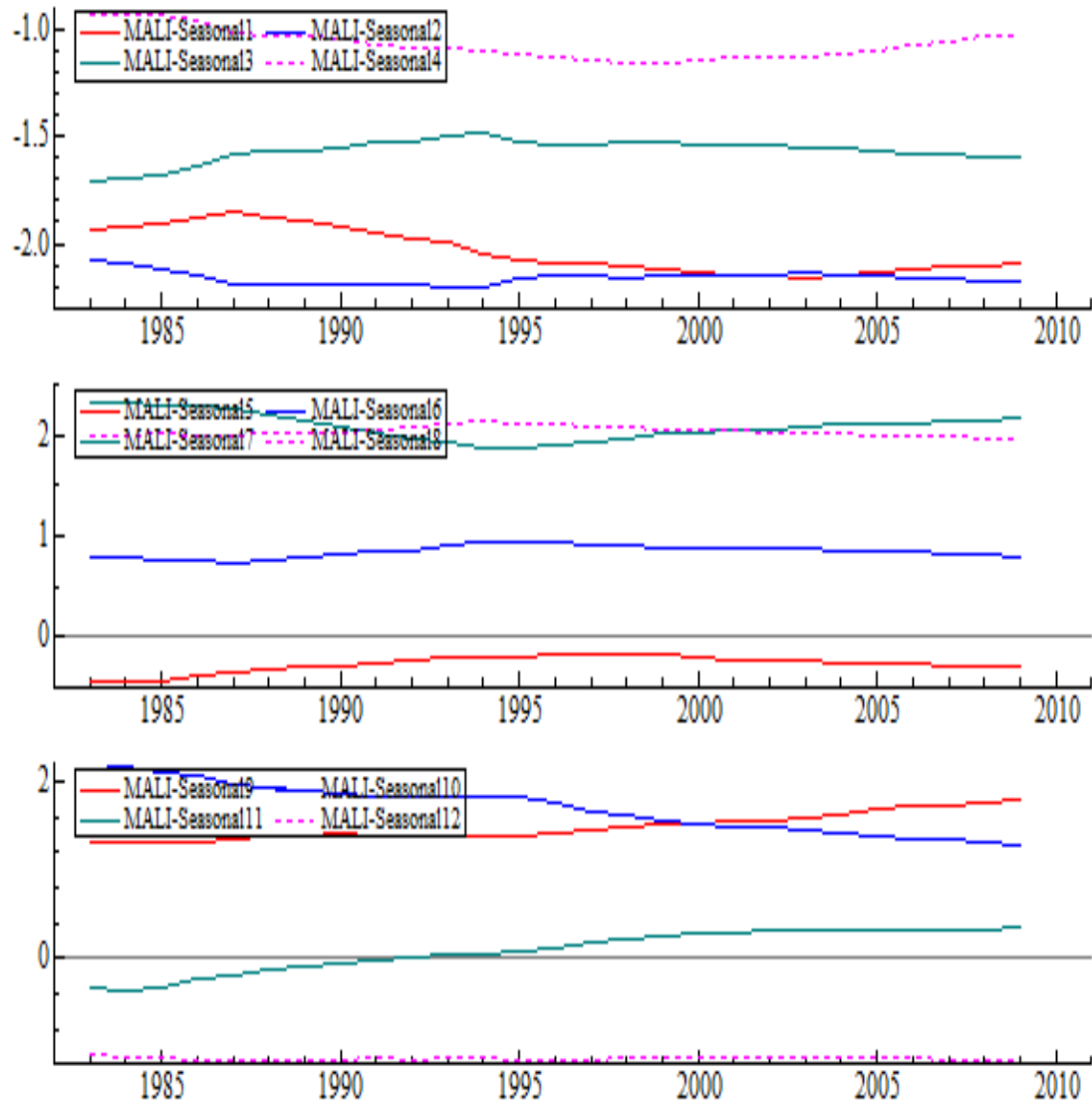
Notes : MS AR est le meilleur modèle le modèle Autorégressif à Changement de Régime Markovien d'ordre p et AR est le meilleur modèle autorégressif d'ordre p. 1/APC : autres pays de la CEDEAO non membres de l'UEMOA

Annexe I.3 Profil saisonnier de l'indice des prix des pays de l'UEMOA

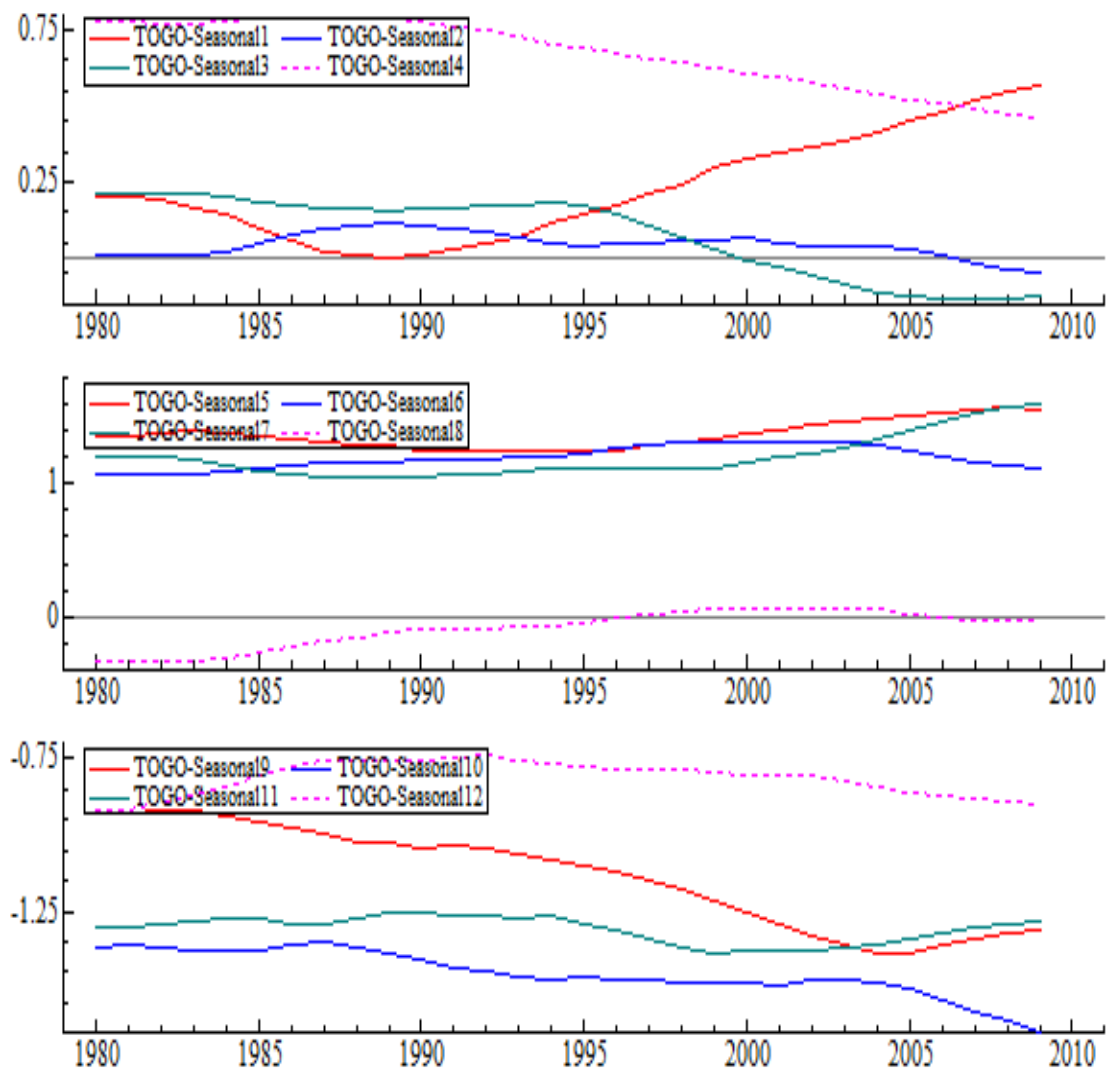
- Profil saisonnier du Bénin



- Profil saisonnier du Mali



Profil saisonnier du Togo



ANNEXE I.4 - Résultats des estimations des modèles AR et TAR

• Bénin

$$\text{Le modèle TAR : } \pi_t^j = \begin{cases} A + A_0 * T9495 + A_{00} * T88 + A_1 * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_{t1}^j, si, s_t^j \leq s_0^j \\ A + A_0 * T9495 + A_{00} * T88 + A_2 * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_{t2}^j, si, s_t^j > s_0^j \end{cases}$$

T88 = 1 si t > 1988 : 05, 0 sinon

T9495 = 1 sur la période janvier 1994- décembre 1994, 0 sinon

<i>Variable/coe f</i>	<i>Coeff</i>	<i>Std Error</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Signif</i>
A	0.64	0.18	3,47	0.00
A1	-0.09	0.05	-1.63	0.10
A2	-0.03	0.10	-0.29	0.76
T9495	+3.81	0.55	6,85	0.00
T88	-0.39	0.21	-1,85	0.06

$$\text{Le modèle AR } \pi_t^j = \text{Cons} + a * T88 + b * T9495 + c * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_t$$

<i>Variable</i>	<i>Coeff</i>	<i>Std Error</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Signif</i>
Cons	0.63	0.18	3,46	0.00
T88	-0.37	0.21	-1.76	0.07
T9495	3,80	0.55	6,86	0.00
	-0.08	0.05	-1.57	0.11

F(1,355)= -2.11 with Significance Level NA

• Mali

$$\text{Le modèle TAR : } \pi_t^j = \begin{cases} A + A_0 * T9495 + A_{00} * T85 + A_1 * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_{t1}^j, si, s_t^j \leq s_0^j \\ A + A_0 * T9495 + A_{00} * T85 + A_2 * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_{t2}^j, si, s_t^j > s_0^j \end{cases}$$

T85 = 1 si t > 1985 : 06, 0 sinon

T9495 = 1 sur la période janvier 1994- décembre 1994, 0 sinon

<i>Variable/coe f</i>	<i>Coeff</i>	<i>Std Error</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Signif</i>
A	1,41	0.40	3,47	0.00
A1	0.09	0.08	11,19	0.27
A2	-0.28	0.06	-4.24	0.00
T9495	2,21	0.89	2,45	0.01
T85	-1.13	0.43	-2.59	0.00

Le modèle AR $\pi_t^j = \text{Constante} + a * T85 + b * T9495 + c * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_t$

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
Constant	1,11	0.40	2,71	0.00
T85	-0.93	0.44	-2.09	0.03
T9495	2,49	0.90	2,74	0.00
	-0.13	0.05	-2.63	0.00

F(1,355)= 11,99 with Significance Level 0.00

- Côte d'Ivoire

Le modèle TAR : $\pi_t^j = \begin{cases} A + A_0 * T9495 + A_{00} * T88 + A_1 * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_{t1}^j, si, s_t^j \leq s_0^j \\ A + A_0 * T9495 + A_{00} * T88 + A_2 * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_{t2}^j, si, s_t^j > s_0^j \end{cases}$

T88 = 1 si t > 1988 : 05, 0 sinon

T9495 = 1 sur la période janvier 1994- décembre 1994, 0 sinon

Variable/coef	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
A	0.63	0.14	4.50	0.00
A1	-0.07	0.06	-1.20	0.22
A2	-0.00	0.09	-0.01	0.99
T9495	2.26	0.41	5.41	0.00
T88	-0.39	0.16	-2.43	0.01

Le modèle AR $\pi_t^j = \text{Constante} + a * T88 + b * T9495 + c * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_t$

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
Constant	0.61	0.13	4.43	0.00
T88	-0.37	0.16	-2.30	0.02
T9495	2.28	0.41	5.51	0.00
	-0.05	0.05	-1.04	0.29

F(1,355)= -3.76 with Significance Level NA

- **Burkina Faso**

$$\text{Le modèle TAR : } \pi_t^j = \begin{cases} A + A_0 * T9495 + A_{00} * T85 + A_1 * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_{t1}^j, si, s_t^j \leq s_0^j \\ A + A_0 * T9495 + A_{00} * T85 + A_2 * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_{t2}^j, si, s_t^j > s_0^j \end{cases}$$

T85 = 1 si t > 1985 : 01, 0 sinon

T9495 = 1 sur la période janvier 1994- décembre 1994, 0 sinon

Variable/coe f	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
A	0.76	0.27	2.76	0.00
A1	-0.39	0.07	-5.15	0.00
A2	-0.02	0.06	-0.40	0.68
A0	2.62	0.62	4.20	0.00
A00	-0.60	0.30	-2.00	0.04

$$\text{Le modèle AR } \pi_t^j = \text{Constante} + a * T85 + b * T9495 + \pi_{t-1}^j + \varepsilon_t$$

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
Constant	0.76	0.28	2.70	0.00
T85	-0.55	0.30	-1.78	0.07
T9495	2.44	0.63	3.85	0.00
	-0.18	0.05	-3.57	0.00

F(1,355)= 12.80 with Significance Level 0.00

- **Sénégal**

$$\text{Le modèle TAR : } \pi_t^j = \begin{cases} A + A_0 * T9495 + A_{00} * T85 + A_1 * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_{t1}^j, si, s_t^j \leq s_0^j \\ A + A_0 * T9495 + A_{00} * T85 + A_2 * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_{t2}^j, si, s_t^j > s_0^j \end{cases}$$

T85 = 1 si t > 1985 : 09, 0 sinon

T9495 = 1 sur la période janvier 1994- décembre 1994, 0 sinon

Variable/coe f	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
A	0.77	0.19	3.89	0.00
A1	0.25	0.06	3.73	0.00
A2	0.04	0.07	0.62	0.53
T9495	2.10	0.48	4.31	0.00
T85	-0.63	0.22	-2.87	0.00

Le modèle AR $\pi_t^j = \text{Constante} + a * T85 + b * T9495 + c * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_t$

<i>Variable</i>	<i>Coeff</i>	<i>Std Error</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Signif</i>
Constant	0.78	0.20	3.90	0.00
T85	-0.69	0.22	-3.15	0.00
T9495	2.18	0.48	4.46	0.00
	0.17	0.05	3.25	0.00

F(1,355)= 2.96 with Significance Level 0.08

• **Guinée-Bissau**

Le modèle TAR : $\pi_t^j = \begin{cases} A + A_0 * T97 + A_1 * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_{t1}^j, si, s_t^j \leq s_0^j \\ A + A_0 * T97 + A_2 * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_{t2}^j, si, s_t^j > s_0^j \end{cases}$

T97 = 1 si t < 1997 : 07, 0 sinon

<i>Variable/coe</i> <i>f</i>	<i>Coeff</i>	<i>Std Error</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Signif</i>
A	0.42	0.27	1.53	0.12
A1	-0.22	0.09	-2.44	0.01
A2	-0.17	0.09	-1.81	0.07
T87	3.20	0.54	5.85	0.00

Le modèle AR $\pi_t^j = \text{Constante} + a * T97 + b * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_t$

<i>Variable</i>	<i>Coeff</i>	<i>Std Error</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Signif</i>
Constant	0.42	0.27	1.53	0.12
T97	3.21	0.54	5.87	0.00
	-0.20	0.07	-2.89	0.00

F(1,355)= -0.83 with Significance Level NA

▪ **Togo**

$$\text{Le modèle TAR : } \pi_t^j = \begin{cases} A + A_0 * T9495 + A_1 * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_{t1}^j, si, s_t^j \leq s_0^j \\ A + A_0 * T9495 + A_2 * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_{t2}^j, si, s_t^j > s_0^j \end{cases}$$

T9495= 1 sur la période janvier 1994- décembre 1994, 0 sinon

<i>Variable/coe f</i>	<i>Coeff</i>	<i>Std Error</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Signif</i>
A	0.15	0.11	1.40	0.16
A1	-0.04	0.07	-0.56	0.57
B1	0.22	0.06	3.21	0.00
T9495	3.34	0.60	5.52	0.00

Le modèle AR $\pi_t^j = \text{Cons tan te} + a * T85 + b * T9495 + c * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_t$

<i>Variable</i>	<i>Coeff</i>	<i>Std Error</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Signif</i>
Constant	0.23	0.10	2.17	0.03
T9495	3.44	0.60	5.65	0.00
	0.10	0.05	2.04	0.04

F(1,355)= 6.26 with Significance Level 0.01

▪ **Niger**

$$\text{Le modèle TAR : } \pi_t^j = \begin{cases} A + A_0 * T9495 + A_1 * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_{t1}^j, si, s_t^j \leq s_0^j \\ A + A_0 * T9495 + A_2 * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_{t2}^j, si, s_t^j > s_0^j \end{cases}$$

T9495= 1 sur la période janvier 1994- décembre 1994, 0 sinon

<i>Variable/coe f</i>	<i>Coeff</i>	<i>Std Error</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Signif</i>
A	0.05	0.13	0.41	0.68
A1	0.05	0.06	0.78	0.43
B1	0.36	0.08	4.49	0.00
T9495	2.78	0.73	3.76	0.00

Le modèle AR $\pi_t^j = \text{Constante} + a * T85 + b * T9495 + c * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_t$

<i>Variable</i>	<i>Coeff</i>	<i>Std Error</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Signif</i>
Constant	0.16	0.13	1.22	0.22
T9495	2.46	0.73	3.33	0.00
	0.18	0.05	3.47	0.00

F(1,355)= 8.59 with Significance Level 0.00

• UEMOA

Le modèle TAR : $\pi_t^j = \begin{cases} A + A_0 * T9495 + A_{00} * T86 + A_1 * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_{t1}^j, si, s_t^j \leq s_0^j \\ a_0 + A_0 * T9495 + A_{00} * T86 + A_2 * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_{t2}^j, si, s_t^j > s_0^j \end{cases}$

T85 = 1 si t>1986 : 07, 0 sinon

T9495= 1 sur la période janvier 1994- décembre 1994, 0 sinon

<i>Variable</i>	<i>Coeff</i>	<i>Std Error</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Signif</i>
A	0.56	0.11	4.77	0.00
A1	0.22	0.06	3.58	0.00
B1	0.13	0.08	1.61	0.10
T9495	2.04	0.31	6.50	0.00
T86	-0.41	0.12	-3.25	0.00

Le modèle AR $\pi_t^j = \text{Constante} + a * T86 + b * T9495 + c * \pi_{t-1}^j + \varepsilon_t$

<i>Variable</i>	<i>Coeff</i>	<i>Std Error</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Signif</i>
Constant	0.52	0.11	4.57	0.00
T86	-0.39	0.12	-3.06	0.00
T9495	2.08	0.31	6.65	0.00
	0.18	0.05	3.60	0.00

F(1,355)= -0.01 with Significance Level NA

Annexes au CHAPITRE 2.

ANNEXE II.1 - version stochastique du modèle de Barro-Gordon (1983)

Dans la version en économie fermée, le gouvernement, ou l'Autorité monétaire, maximise une fonction d'utilité (z) définie comme suit :

$$Z = -0,5\pi^2 - 0,5b(y - Y - k)^2 \quad b, k > 0 \quad (4)$$

π est le taux d'inflation, y est la production, Y est la production d'équilibre, b représente le poids relatif attaché à l'objectif de production, tandis que k est un dispositif permettant d'introduire un biais inflationniste dans le modèle. A cette équation, s'ajoute une courbe de Phillips augmentée des anticipations et soumise à des chocs stochastiques retenue comme la contrainte des Autorités :

$$y = Y + a(\pi - \pi^e) + \varepsilon \quad a > 0 \quad (5)$$

ε modélise les chocs d'offre supposés suivre un processus autorégressif d'ordre 1.

$$\varepsilon_t = c\varepsilon_{t-1} + \eta_t, \quad \eta \rightarrow N(0, (1 - c^2)\sigma^2 I) \quad (6)$$

Le paramètre c détermine le degré d'autocorrélation des chocs d'offre. La variance de η varie en fonction de c , de manière à normaliser la variance de ε . Le gouvernement choisit le taux d'inflation afin de maximiser l'équation (4), après avoir observé le choc de la période courante. Le secteur privé, cependant, est supposé former ses anticipations avant d'observer le choc de la période courante. En utilisant l'expression de y de l'équation (5) dans l'équation (4) et fixant à zéro la différentielle de l'équation (4), on obtient l'équation suivante, décrivant la dynamique des prix :

$$(1 + a^2b)\pi = a^2b\pi^e + ab(k - \varepsilon) \quad (7)$$

En supposant les anticipations rationnelles, les anticipations inflationnistes du secteur privé sont déterminées en prenant l'espérance mathématique de l'équation (7). En utilisant le fait que, d'après l'équation (6), $E(\varepsilon_t) = c\varepsilon_{t-1}$, on obtient

$$\pi^e = ab(k - c\varepsilon_{t-1}) \quad (8)$$

La substitution de l'équation (8) dans l'équation (7) permet d'écrire la dynamique des prix sous la forme ci-après :

$$\pi_t = ab(k - c\varepsilon_{t-1}) - \frac{ab}{(1 + a^2b)}\eta_t \quad (9)$$

Dans le cadre de ce modèle, l'accommodation de la politique monétaire s'apprécie à travers la mesure dans laquelle un choc d'offre est absorbé en prix plutôt que par les fluctuations de la production. L'équation (9) montre que « abk » est la moyenne inconditionnelle de l'inflation.

Utilisant l'équation (6) qui permet d'écrire $c\varepsilon_{t-2} = \varepsilon_{t-1} - \eta_{t-1}$, on obtient

$$\pi_{t-1} = ab(k - \varepsilon_{t-1}) + ab\eta_{t-1} - \frac{ab}{(1 + a^2b)}\eta_{t-1} \quad (10)$$

Sur cette base,

$$\text{cov}(\pi_t, \pi_{t-1}) = c(ab)^2\sigma^2 \quad (11)$$

$$\text{var}(\pi_t) = (ab)^2\sigma^2[c^2 + (1 + a^2b)^{-2}(1 - c^2)] \quad (12)$$

En combinant les équations (11) et (12), on obtient la corrélation entre π_t et π_{t-1} (qui est le degré de persistance de l'inflation).

$$\text{corr}(\pi_t, \pi_{t-1}) = c/[c^2 + (1 + a^2b)^{-2}(1 - c^2)] \quad (13)$$

ANNEXE II.2 - modélisation de la production vivrière

Le ménage maximise sa fonction d'utilité sous différentes contraintes. Le programme peut s'écrire sous la forme ci-après :

$$MaxU(c_a, c_m, c_l, z^h)$$

q_a, x, l, c_a, c_m, c_l

Sc

$$(1) g(q_a, x, l, Z^q) = 0$$

$$(2) p_x x + p_m c_m = p_a (q_a - c_a) + w(l^s - l) \quad (2)$$

$$(3) c_l + l^s = E \quad (3)$$

(1) fonction de production

(2) contraintes budgétaires

(3) contrainte temporelle.

Où « a » est le bien agricole, « m » un bien manufacturé, « q_a » la production, « x » le vecteur des intrants agricoles, « l^s » l'offre totale de travail du ménage, l le travail employé sur la ferme. Les vecteurs z^h et z^q représentent les caractéristiques exogènes du ménage « consommateur » et « producteur ».

Nous faisons l'hypothèse que le modèle est récursif ou séparable⁶⁰. Cela suppose que (1) tous les prix et le niveau des salaires s'imposent au ménage, (2) le ménage n'a pas de difficultés pour trouver la nourriture dont il a besoin ni pour vendre ses excédents sur les marchés, (3) le ménage peut sans contrainte trouver à s'employer sur le marché du travail au salaire w, (4) le ménage n'a pas de difficulté à trouver des employés pour travailler sur la ferme au salaire courant w. Sur cette base, bien que les décisions de consommation, de production et d'offre de travail soient prises simultanément, le ménage agit comme si :

- d'abord il optimise sa production de façon à maximiser son profit agricole ;
- ensuite il optimise sa consommation en maximisant son utilité sous contrainte de ressources.

Ainsi, l'activité productive agit sur le comportement de consommation uniquement à travers le niveau du profit réalisé. Le comportement de consommation n'a pas d'impact sur l'activité agricole.

⁶⁰ L'hypothèse d'imperfection du marché ne change pas fondamentalement les conclusions sur les facteurs déterminant la production.

A- Programme de production

$$Max\pi = p_a q_a - p_x x - wl$$

$$q_a, x, l$$

$$sc / q_a = f(x, l, z^a)$$

Le lagrangien est égal à $L = p_a q_a - p_x x - wl - \lambda (q_a - f(x, l, z^a))$.

En différenciant par rapport à q_a, x, l , nous aboutissons au système

$$\begin{cases} f'_x = p_x / p_a \\ f'_w = w / p_a \\ q_a = f(x, l, z^a) \end{cases}$$

La solution de ce programme fournit les fonctions d'offre de biens, de demande de facteurs et de profit optimal:

$$q_a = q_a(p_a, p_x, w, z^a)$$

$$l = l(p_a, p_x, w, z^a)$$

$$x = x(p_a, p_x, w, z^a)$$

$$\pi^* = \pi^*(p_a, p_x, w, z^a)$$

B- Consommation

$$Max U(c_a, c_m, c_l, z^h)$$

q_a, x, l, C_a, C_m, C_l

$$Sc - p_a c_a + p_m c_m + w c_l = \pi^* + wE$$

$$c_l + l^s = E$$

La solution conduit aux fonctions de demande, de consommation et de loisir.

$$c_i = c_i(p_a, p_m, w, y^*, z^h)$$

$$i = a, m, l$$

$$y^* = p_a q_a - p_x q_x - wl + we = \pi^* + we$$

ANNEXE II.3 - Résultats de l'estimation de l'équation de la production vivrière

$$\Delta q_t = b_0 \Delta p^a_t + b_1 \Delta p^{prl}_t + b_4 \Delta pluv_t + c_1 \Delta q_{t-1} + \varepsilon_t$$

Δq variation de la production vivrière

Δp^a variation des prix des produits alimentaires

Δp^{prl} variation des prix des produits pétroliers

$\Delta pluv$ variation de la pluviométrie.

	<i>Coefficient</i>			
	<i>t</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.</i>
	0.06	0.03	2.25	0.03
(-1)	-0.07	0.03	-2.47	0.02
(-1)***	-0.33	0.08	-4.14	0.00
C	6.97	0.71	9.85	0.00
Ins*	16.02	0.83	19.19	0.00
SN99*	43.24	6.61	6.54	0.00
Ins1*	28.86	3.79	7.61	0.00
**	-0.31	0.04	-8.85	0.00
Rsquare				

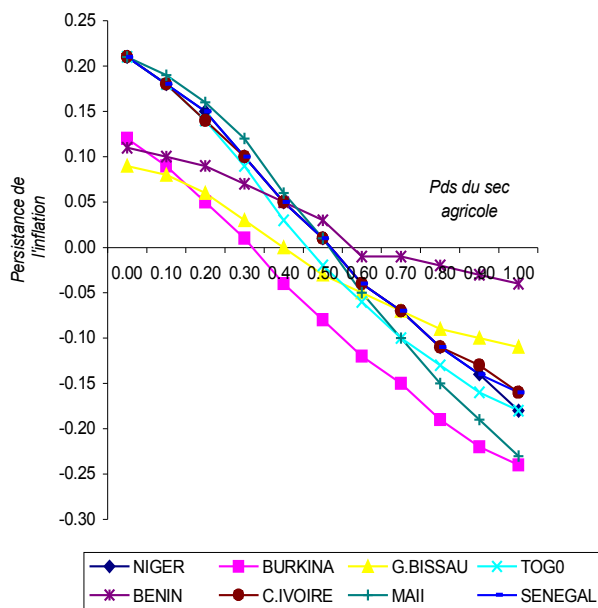
* variables prenant des 0 ou 1, introduite pour prendre en compte les chocs spécifiques qui ont affectés la production vivrière durant la période d'analyse. Au Sénégal par exemple, une hausse de 70% de la production vivrière a été observée en 99.

** mesure le degré de persistance de l'évolution de la production vivrière.

*** la variable est déterminée en fonction de l'indice des prix des produits céréalier élaboré par la FAO

ANNEXE II.4 - Evolution de degré de persistance de l'inflation par rapport au poids du secteur vivrier local – données simulée à partir du modèle théorique

Poids du secteur agricole	BURKINA	G.BISSAU	TOGO	BENIN	C.IVOIRE	MAIL	SENEGAL	NIGER
0.00	0.12	0.09	0.21	0.11	0.21	0.21	0.21	0.21
0.10	0.09	0.08	0.18	0.10	0.18	0.19	0.18	0.18
0.20	0.05	0.06	0.14	0.09	0.14	0.16	0.15	0.15
0.30	0.01	0.03	0.09	0.07	0.10	0.12	0.10	0.10
0.40	-0.04	0.00	0.03	0.05	0.05	0.06	0.05	0.05
0.50	-0.08	-0.03	-0.02	0.03	0.01	0.01	0.01	0.01
0.60	-0.12	-0.05	-0.06	-0.01	-0.04	-0.05	-0.04	-0.04
0.70	-0.15	-0.07	-0.10	-0.01	-0.07	-0.10	-0.07	-0.07
0.80	-0.19	-0.09	-0.13	-0.02	-0.11	-0.15	-0.11	-0.11
0.90	-0.22	-0.10	-0.16	-0.03	-0.13	-0.19	-0.14	-0.14
1.00	-0.24	-0.11	-0.18	-0.04	-0.16	-0.23	-0.16	-0.18



ANNEXE II.5 - Persistance et poids du secteur primaire

<i>Pays</i>	<i>Persistance de l'inflation mensuelle (1)</i>	<i>Persistance de l'inflation trimestrielle (2)</i>	<i>Persistance de l'inflation annuelle (3)</i>	<i>Valeur ajoutée du secteur agricole en %PIB</i>
Bahrain			0,80	0,86
Libya			0,30	2,97
South Africa	0,51	0,71	0,83	3,41
Saudi Arabia	0,94	1,00	0,80	4,32
Mexico			0,77	4,39
Venezuela, RB	0,71	0,70	0,68	4,52
Brazil	0,70	0,93	0,52	5,86
Gabon	0,13	0,15	0,32	5,95
Grenada			0,85	6,36
Congo, Rep.	0,13	0,31	0,20	6,37
Jamaica	0,41	0,38	0,51	6,74
Dominican Rep	0,74	0,70	0,42	7,51
Argentina	0,60	0,51	0,50	7,75
Peru	0,40	0,55	0,40	8,03
Uruguay	0,69	0,69	0,84	9,17
Algeria	0,45	0,79	0,80	9,46
Costa Rica	0,68	0,72	0,47	9,66
Colombia	0,81	0,95	0,81	10,08
Malaysia	0,26	0,32	0,48	10,10
Thailand	0,38	0,46	0,52	10,25
Cape Verde	0,32	0,32	0,31	10,44
Tunisia	0,38	0,40	0,71	10,82
Turkey	0,88	0,80	0,77	11,60
El Salvador	0,13	0,27	0,78	11,62
Lesotho			0,30	12,33
Equatorial Guinea	0,20	0,39	0,47	12,81
Iran, Islamic Rep.	0,36	0,22	0,52	13,36
Dominica			0,45	15,07
Indonesia	0,29	0,18	0,25	15,52
Egypt, Arab Rep.	0,73	0,95	0,69	15,66
Belize			0,36	15,79
Moyenne	0,49	0,56	0,56	8,99
Morocco	-0,42	-0,30	0,25	16,34
Senegal	0,17	0,20	0,27	17,54
Guatemala			0,45	18,26
Paraguay	0,04	0,04	0,61	19,75
Zambia	0,92	1,07	0,77	20,58
Guinea			0,85	21,42
India	0,66	0,87	0,27	21,56
Cameroon	-0,04	0,02	0,29	22,24
Gambia, The	0,43	0,48	0,49	23,62
Cote d'Ivoire	0,18	0,21	0,47	24,01
Bhutan			0,46	26,50
Madagascar	0,30	0,25	0,45	28,55
Kenya	0,27	0,25	0,52	28,97
Mozambique	0,35	0,44	0,40	29,40
Chad	-0,05	-0,30	-0,07	30,43
Mauritania	0,35	0,48	0,20	30,76
Moyenne	0,24	0,29	0,42	23,75
Malawi	0,40	0,50	0,43	34,09
Tanzania	1,00	1,00	0,82	34,58
Burkina Faso	-0,18	-0,34	0,23	34,92
Benin	-0,36	0,13	0,12	35,22
Nigeria	0,12	0,27	0,58	37,16
Ghana	0,57	1,05	0,44	37,48
Togo	-0,23	-0,21	0,29	38,32
Rwanda	0,21	0,45	0,25	38,82
Niger	0,15	-0,47	0,40	39,82
Mali	0,15	-0,47	0,27	41,42
Burundi	-0,03	-0,14	0,26	43,69
Ethiopia	0,69	0,88	0,40	49,02
Central African R.	-0,48	-0,16	0,40	53,60
Guinea-Bissau	-0,25	-0,22	0,24	56,68
Moyenne	0,14	0,16	0,33	38,81

ANNEXE II.6 - Poids du secteur secteur vivrier dans l'agriculture

	Poids des produits vivriers
Mali	65,8
Libia	53,1
Suth Africa	57,6
Gabon	48,2
Congo	54,4
Algeria	53,3
Tunizia	51,3
Lisothe	59,5
Equatorial Guine	52,5
Egipto	64,5
maroco	54,9
Senegal	54,5
Zambia	57,7
Guenia	49,7
Camerao	62,3
Gambia	46,0
Cote-Divare	51,0
Madagascar	56,6
mozabique	59,5
Chad	70,6
Malwi	52,3
Burkina Faso	59,3
Benin	67,0
Nigeria	59,2
chana	44,1
Togo	60,4
Rwanda	55,8
Niger	50,8
Burundi	52,6
central African Rep.	42,3
Guine-bissau	57,7

Source : FAO, données 2010-2011

ANNEXE II. 6 - accommodation monétaire et régime de change dans les pays en développement

Le tableau ci-après présente les résultats de l'estimation de l'équation 30 sur un échantillon vingt trois pays en données annuelles sur la période de 1993 à 2009.

$$\nabla m_{it} = \eta + \alpha \nabla m_{it-1} + \beta_1 (1-r)\pi_{it-1} + \beta_2 r\pi_{it-1} + u_{it} \quad (30)$$

Dans cette équation, η est interprété comme une tendance qui reflète la croissance de la masse monétaire, indépendante de l'inflation courante, et β_1 et β_2 traduisent la mesure dans laquelle la politique monétaire accommode l'évolution des prix. ∇m_{t-1} est la variation de la masse monétaire π_{t-1} est le taux d'inflation en moyenne annuelle et $r=1$ pour les taux flottants et 0 pour les taux fixes.

Tableau 12 : accommodation monétaire et régime de change dans les pays en développement
Variable dépendante : variation annuelle de la masse monétaire (∇m_t)

	Const	R (Taux de change)*	∇m_{t-1}	$(1-r)^* \pi_{t-1}$	π_{t-1}	R2 ajustée	F-Sats	Cor	H
Coefficient (seuil de significativité entre parenthèse)	10.42 (0.00)	4.56 (0.02)	0.16 (0.00)	-0.02 (0.80)	0.14 (0.03)	0,10	10,96 (0.00)	0.00 (0.97)	2.59 (0.07)

* $r=1$ pour les taux flottants et 0 pour les taux fixes. Estimation sur vingt trois pays en données annuelles sur la période de 1993 à 2009. Cor est le test de d'autocorrélation de Woodridge (2002). H est le test d'hétéroscédasticité de Breusch Pagen sur données de panel.

Les résultats sont en phase avec les prédictions d'Alogoskoufis et Smith (1991), d'Alogoskoufis (1992), et d'Obstfeld (1995); les tests révélant un degré d'accommodation de la politique monétaire plus élevé en régime de change flottant. En effet, le coefficient β_2 est positif et significatif, indiquant que dans les pays où le régime de change est plus flexible, la politique monétaire a tendance à être plus accommodante alors que dans les pays à régime de change fixe, β_1 très faible et non significatif, traduit un degré d'accommodation beaucoup plus faible.

Annexe II.7 Résultats des estimations des modèles HNKPC sur des données trimestrielles

	R^2	π_{t-1}	π_{t+1}	Δq_t	gap_t	$tcer_t$	$vdolar_t$	$vriz_t$	$D2$	$D3$	$D4$	<i>Prob (J-Stat)</i>
Bénin	0.76	0.15 0.00	0.01 0.86	-0.03 0.00	0.46 0.00	0.00 0.88	0.24 0.00	0.01 0.04	2.92 0.00	-0.24 0.90	1.07 0.03	0.32
Burkina	0.69	0.41 0.00	0.32 0.00	-0.01 0.00	0.04 0.17	-0.01 0.00	0.06 0.00	0.01 0.00	3.89 0.00	0.89 0.00		0.64
Côte d'Ivoire	0.69	0.25 0.00	0.46 0.00	-0.03 0.01	0.30 0.01	0.01 0.00	0.08 0.00	0.01 0.03		-0.97 0.00	-2.79 0.00	0.84
Guinée- Bissau	0.40	0.27 0.00	0.36 0.00	-0.08 0.00	0.23 0.00	-0.01 0.07	0.11 0.00	0.01 0.02	2.43 0.00	3.77 0.00	-0.46 0.64	0.62
Mali	0.70	0.19 0.0	0.27 0.00	-0.01 0.05	0.16 0.00	-0.01 0.00	0.14 0.00	0.01 0.03	3.91 0.00	4.19 0.00		0.73
Niger	0.58	0.11 0.00	0.00 0.96	-0.02 0.00	0.38 0.01	-0.01 0.00	0.02 0.05	0.02 0.00	4.04 0.00	4.84 0.00		0.58
Sénégal	0.76	0.38 0.00	0.05 0.34	-0.01 0.01	0.20 0.00	-0.01 0.00	0.18 0.00	0.01 0.00	1.76 0.04	4.28 0.00		0.72
Togo	0.64	0.34 0.00	0.25 0.00	-0.05 0.10	0.10 0.00	0.01 0.10	0.21 0.00	0.01 0.05	-0.12 0.94	-2.09 0.03		0.48

Méthode d'estimation : méthode des moments généralisés en panel,. Instruments : retards d'ordre 1 et 2 du taux d'inflation, retards d'ordre 1 de l'output gap du secteur moderne, retards d'ordre 1 et 2 des variables relatives aux taux de change effectif réel, variation du prix du pétrole en dollar et ses retards d'ordre 1,2 et 3, variation du prix du riz importé et variation de la production agricole. Echantillon : huit pays de l'UEMOA.

Annexes au CHAPITRE 3.

Annexe III.1 : Résultats des estimations de la Béta convergence dans l'UEMOA

L'équation (3.4) est estimée en panel :

$$\pi_{it} = a + \beta \log(IPC_{i,1972}) + u_{it} \quad (3.4)$$

Tableau 25 : résultats des estimations du modèle sur la période 1972-2012

Variable dépendante : taux d'inflation

	Constante	Log(IPC ₁₉₇₂)	AR(1)	AR(1)	R2 ajusté	Pvalue Cor
Coefficient (Pvalue)	0.13 (0.00)	-0.025 (0.00)	0.31 (0.00)	0.12 (0.00)	0.49	0.37

Cor est le test d'autocorrélation de Wooddridge (2002).

Method: Panel Least Squares (White cross-section standard errors & covariance).

Annexes du CHAPITRE IV-

ANNEXE IV.1 - Echantillon

Code	Pays	Code	Pays
1	Albania	BN	Bénin
2	Algeria	BUR	Burkina Faso
3	Angola	CA	Centre Afrique
4	Argentina	CAM	Cameroun
5	Armenia	CHD	Chad
6	Aruba	CI	Côte d'Ivoire
7	Austria	CONGO	Congo
8	Bahamas, The	G EQ	Guinée-Equat
9	Bahrain, Kingdom of	GAB	Gabon
10	Bangladesh	GB	Guinée-Bissau
11	Barbados	ML	Mali
12	Belgium	NG	Niger
13	Bolivia	SN	Sénégal
14	Botswana	TG	Togo
15	Brazil		
16	Brunei Darussalam		
17	Bulgaria		
18	Burundi		
19	Cambodia		
20	Canada		
21	Cape Verde		
22	China, P.R.: Hong Kong		
23	China, P.R.: Macao		
24	Colombia		
25	Congo, Democratic Republic of		
26	Costa Rica		
27	Croatia		
28	Cyprus		
29	Czech Republic		
30	Denmark		
31	Djibouti		
32	Dominica		
33	Dominican Republic		
34	Ecuador		
35	Egypt		
36	El Salvador		
37	Estonia		
38	Ethiopia		
39	Fiji		
40	Finland		
41	France		
42	Gambia, The		
43	Georgia		
44	Germany		
45	Ghana		
46	Greece		
47	Grenada		
48	Guatemala		
49	Guyana		
50	Haiti		
51	Honduras		
52	Hungary		
53	Iceland		
54	India		
55	Indonesia		
56	Iran, Islamic Republic of		
57	Israel		
58	Italy		
59	Jamaica		
60	Japan		
61	Jordan		
62	Kazakhstan		
63	Kenya		
64	Korea, Republic of		
65	Kuwait		
66	Kyrgyz Republic		
67	Lao, P.D.R.		
68	Latvia		
69	Lithuania		
70	Luxembourg		
71	Macedonia, FYR		
72	Madagascar		
73	Malawi		
74	Malaysia		
75	Malta		
76	Mauritania		
77	Mauritius		
78	Mexico		
79	Moldova		
80	Mongolia		
81	Morocco		
82	Mozambique		
83	Myanmar		
84	Nepal		
85	Netherlands		
86	Netherlands Antilles		
87	Nigeria		
88	Norway		
89	Pakistan		
90	Panama		
91	Paraguay		
92	Peru		
93	Philippines		
94	Poland		
95	Portugal		
96	Romania		
97	Russian Federation		
98	Rwanda		
99	Samoa		
100	Saudi Arabia		
101	Serbia, Republic of		
102	Seychelles		
103	Singapore		
104	Slovak Republic		
105	Slovenia		
106	Solomon Islands		
107	South Africa		
108	Spain		
109	Sri Lanka		
110	St. Kitts and Nevis		
111	St. Lucia		
112	St. Vincent and the Grenadines		
113	Sudan		
114	Suriname		
115	Swaziland		
116	Sweden		
117	Switzerland		
118	Syrian Arab Republic		
119	Tanzania		
120	Thailand		
121	Tonga		
122	Trinidad and Tobago		
123	Tunisia		
124	Turkey		
125	Uganda		
126	Ukraine		
127	United Kingdom		
128	United States		
129	Uruguay		
130	Venezuela, Republica Bolivariana de		
131	Vietnam		
132	Zambia		

ANNEXE IV.2 - Valeur propre et variances expliquées par les vecteurs propres issues des différentes méthodes selon les sous-périodes

<i>1995 2011</i>	<i>Fact 1</i>	<i>Fact 2</i>	<i>Fact 3</i>	<i>Fact4</i>	<i>Fact 5</i>	<i>Fact 6</i>
	Echantillon hors pays de la zone Franc – méthode ACP					
Valeur Propre	23,933	5,201	4,146	3,277	2,609	2,135
Variance relative	42,737	9,287	7,404	5,851	4,66	3,813
Variance Cumulée	42,737	52,024	59,428	65,279	69,939	73,752
	Echantillon hors pays de la zone Franc – méthode SW					
Valeur Propre	19,565	3,687	2,311	1,487	0,968	0,412
Variance relative	65,000	12,250	7,679	4,940	3,217	1,368
Variance Cumulée	65,000	77,250	84,929	89,869	93,086	94,454
Période	Echantillon hors pays de la zone Franc – méthode FHLR					
Valeur Propre	18,742	7,654	3,244	2,858	0,950	0,399
Variance relative	54,822	22,388	9,489	8,360	2,779	1,166
Variance Cumulée	54,822	77,209	86,698	95,059	97,838	99,004

<i>1995 2011</i>	<i>Fact 1</i>	<i>Fact 2</i>	<i>Fact 3</i>	<i>Fact4</i>	<i>Fact 5</i>	<i>Fact 6</i>
	Pays de la zone Franc – méthode ACP					
Valeur Propre	5,528	1,800	1,049	0,973	0,796	0,665
Variance relative	42,530	13,850	8,070	7,480	6,120	5,110
Variance Cumulée	42,530	56,370	64,440	71,930	78,050	83,160
	Pays de la zone Franc – méthode SW					
Valeur Propre	4,465	1,443	0,943	0,586	0,341	0,333
Variance relative	49,610	16,035	10,477	6,516	3,792	3,703
Variance Cumulée	49,610	65,646	76,122	82,638	86,430	90,133
Période	Pays de la zone Franc – méthode FHLR					
Valeur Propre	1,996	1,049	0,593	0,365	0,284	0,054
Variance relative	45,154	23,715	13,407	8,255	6,415	1,229
Variance Cumulée	45,154	68,870	82,277	90,532	96,947	98,176

1995 2003	Fact 1	Fact 2	Fact 3	Fact4	Fact 5	Fact 6
	Echantillon hors Pays de la zone Franc – méthode ACP					
Valeur Propre	18,279	8,864	5,571	3,285	2,839	2,022
Variance relative	33,234	16,117	10,13	5,972	5,162	3,676
Variance Cumulée	33,234	49,351	59,48	65,453	70,614	74,29
	Echantillon hors Pays de la zone Franc – méthode SW					
Valeur Propre	30,233	8,331	4,725	3,475	1,551	0,781
Variance relative	59,281	16,335	9,264	6,814	3,041	1,532
Variance Cumulée	59,281	75,616	84,880	91,695	94,736	96,267
Période	Echantillon hors Pays de la zone Franc – méthode FHLR					
Valeur Propre	53,894	9,518	5,864	4,387	0,940	0,616
Variance relative	70,782	12,500	7,702	5,761	1,235	0,809
Variance Cumulée	70,782	83,282	90,984	96,745	97,980	98,79

1895 2003	Fact 1	Fact 2	Fact 3	Fact4	Fact 5	Fact 6
	Pays de la zone Franc – méthode ACP					
Valeur Propre	6,476	2,113	1,299	0,684	0,455	0,391
Variance relative	49,810	16,250	9,990	5,260	3,500	3,010
Variance Cumulée	49,810	66,070	76,060	81,320	84,820	87,830
	Pays de la zone Franc – méthode SW					
Valeur Propre	5,054	2,686	1,110	0,616	0,369	0,291
Variance relative	45,946	24,422	10,091	5,596	3,359	2,649
Variance Cumulée	45,946	70,368	80,459	86,055	89,414	92,062
Période	Pays de la zone Franc – méthode FHLR					
Valeur Propre	5,119	1,667	1,030	0,592	0,285	0,142
Variance relative	56,431	18,379	11,359	6,523	3,147	1,560
Variance Cumulée	56,431	74,809	86,169	92,691	95,838	97,398

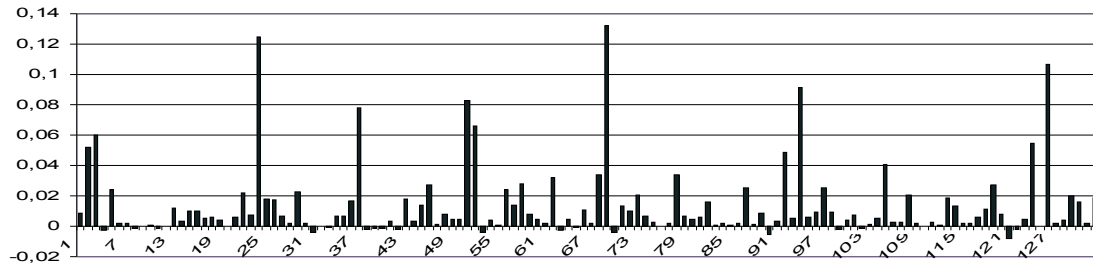
<i>2004 2011</i>	<i>Fact 1</i>	<i>Fact 2</i>	<i>Fact 3</i>	<i>Fact4</i>	<i>Fact 5</i>	<i>Fact 6</i>
	Echantillon hors Pays de la zone Franc – méthode ACP					
Valeur Propre	19,858	7,611	5,202	3,93	2,59	2,114
Variance relative	36,105	13,839	9,458	7,145	4,708	3,844
Variance Cumulée	36,105	49,943	59,401	66,547	71,255	75,099
	Echantillon hors Pays de la zone Franc – méthode SW					
Valeur Propre	10,534	6,731	3,776	2,487	1,503	1,088
Variance relative	35,115	22,438	12,587	8,291	5,011	3,628
Variance Cumulée Période	35,115	57,553	70,140	78,431	83,442	87,070
	Echantillon hors Pays de la zone Franc – méthode FHLR					
Valeur Propre	42,564	16,078	10,729	5,570	0,956	0,650
Variance relative	55,100	20,813	13,889	7,211	1,238	0,841
Variance Cumulée	52,844	72,806	86,126	93,042	98,323	99,129

<i>2004 2011</i>	<i>Fact 1</i>	<i>Fact 2</i>	<i>Fact 3</i>	<i>Fact4</i>	<i>Fact 5</i>	<i>Fact 6</i>
	Pays de la zone Franc – méthode ACP					
Valeur Propre	5,546	2,570	2,151	0,859	0,640	0,548
Variance relative	39,620	18,360	15,360	6,130	4,570	3,910
Variance Cumulée	39,620	57,970	73,340	79,470	84,040	87,950
	Pays de la zone Franc – méthode SW					
Valeur Propre	5,392	1,309	1,035	0,406	0,200	0,164
Variance relative	59,906	14,548	11,500	4,515	2,218	1,817
Variance Cumulée Période	59,906	74,454	85,954	90,469	92,687	94,504
	Pays de la zone Franc – méthode FHLR					
Valeur Propre	4,656	2,288	1,507	0,539	0,501	0,196
Variance relative	46,798	22,994	15,142	5,414	5,034	1,969
Variance Cumulée	46,798	69,792	84,934	90,348	95,382	97,351

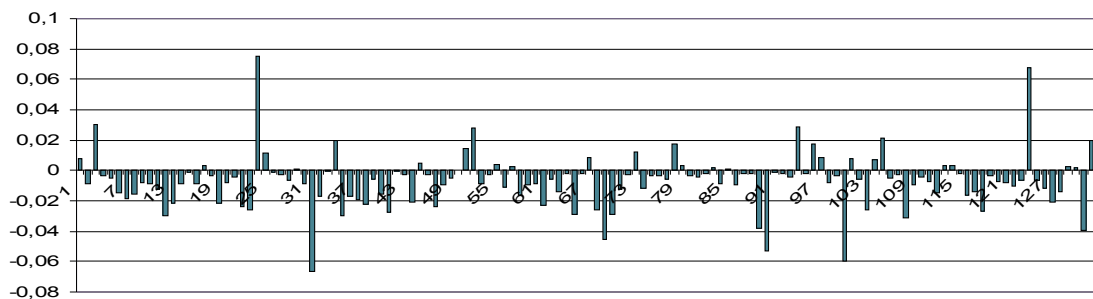
ANNEXE IV-3 - Poids des variables dans la détermination des facteurs

- Facteurs globaux sur la période d'analyse 1995-2011

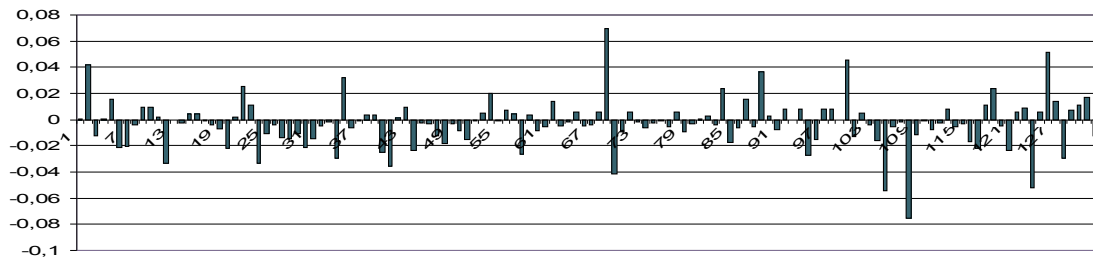
Poids des variables dans la détermination du premier facteur



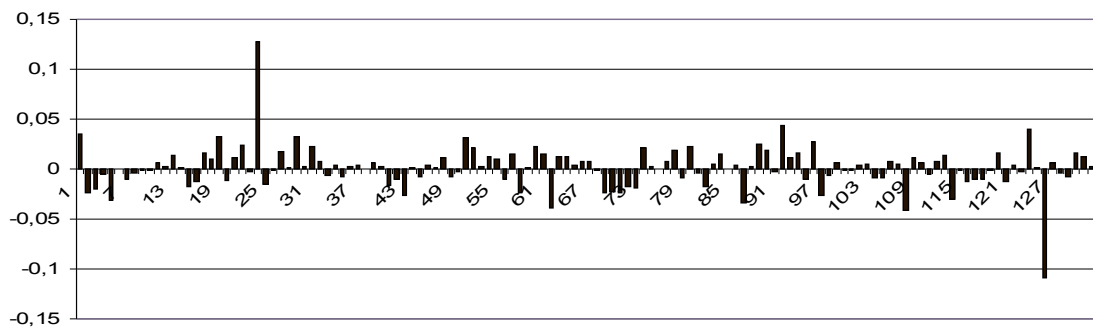
Poids des variables dans la détermination du second facteur



Poids des variables dans la détermination du troisième facteur

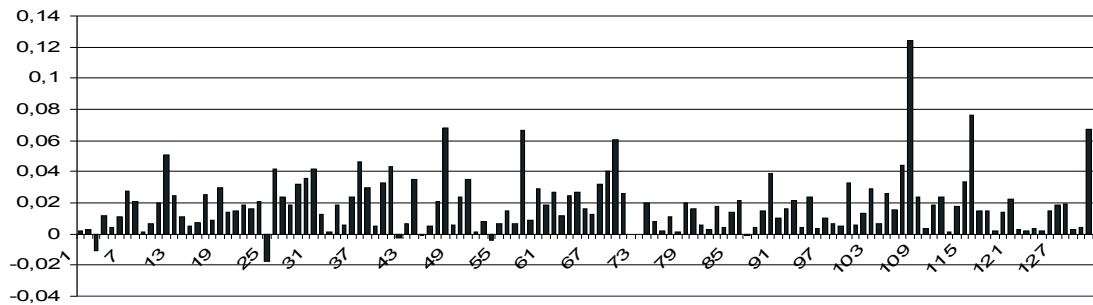


Poids des variables dans la détermination du quatrième facteur

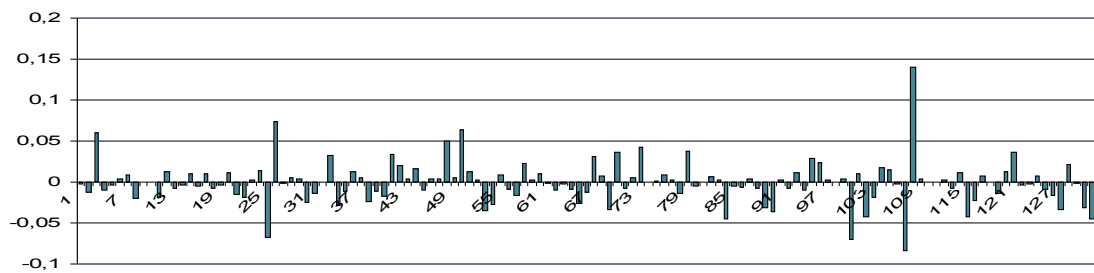


- Facteurs globaux sur la période d'analyse 2004-2011

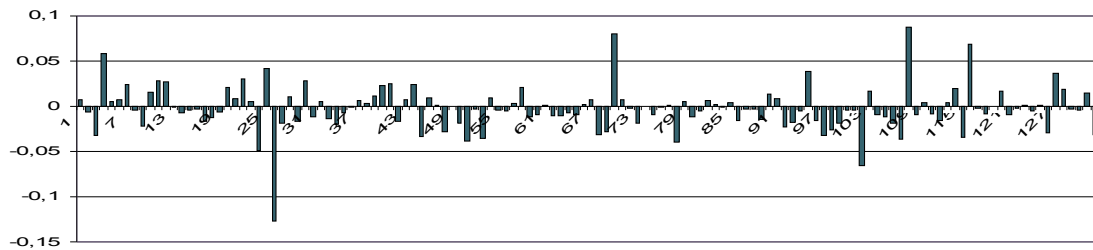
Poids des variables dans la détermination du premier facteur



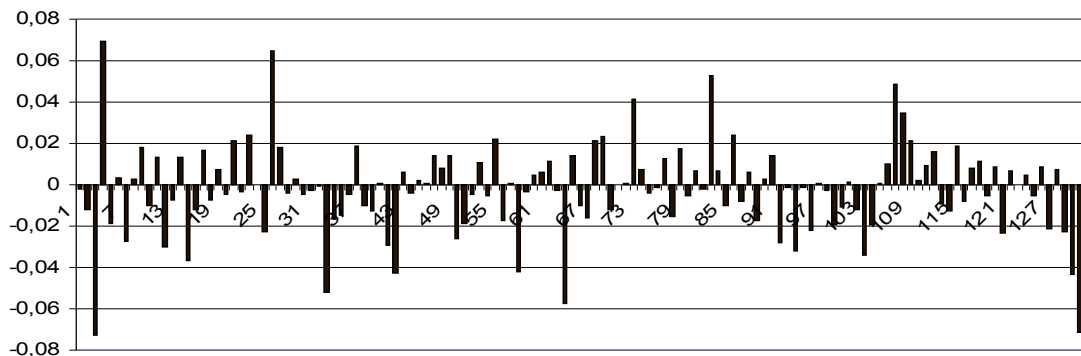
Poids des variables dans la détermination du second facteur



Poids des variables dans la détermination du troisième facteur

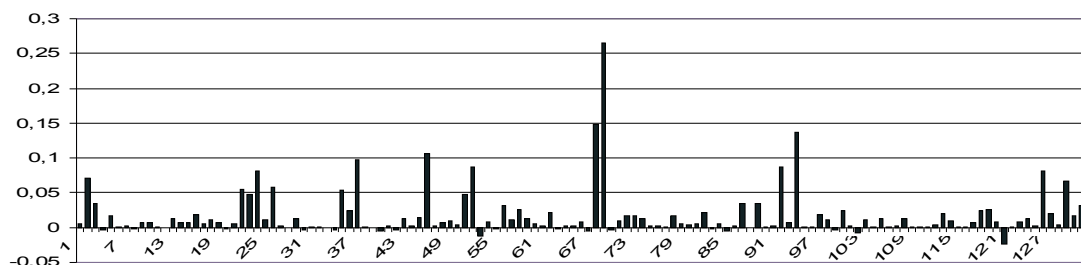


Poids des variables dans la détermination du quatrième facteur

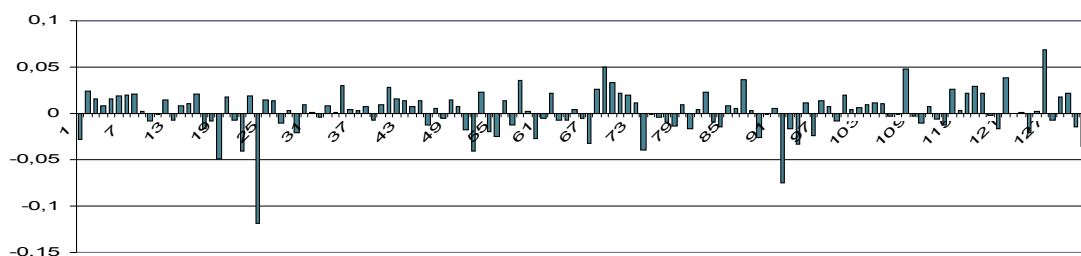


- Facteurs globaux sur la période d'analyse 1995-2003

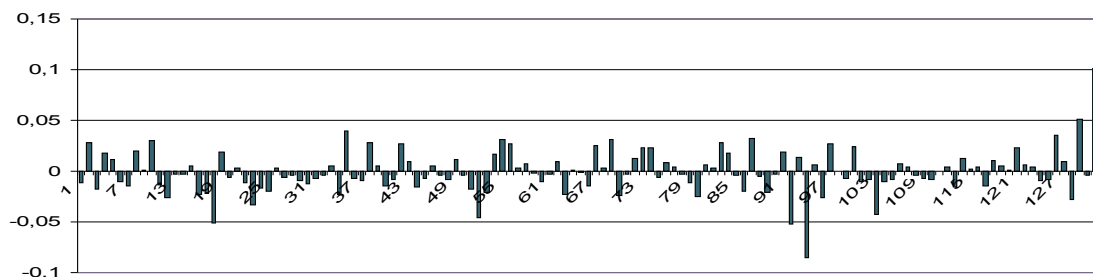
Poids des variables dans la détermination du premier facteur



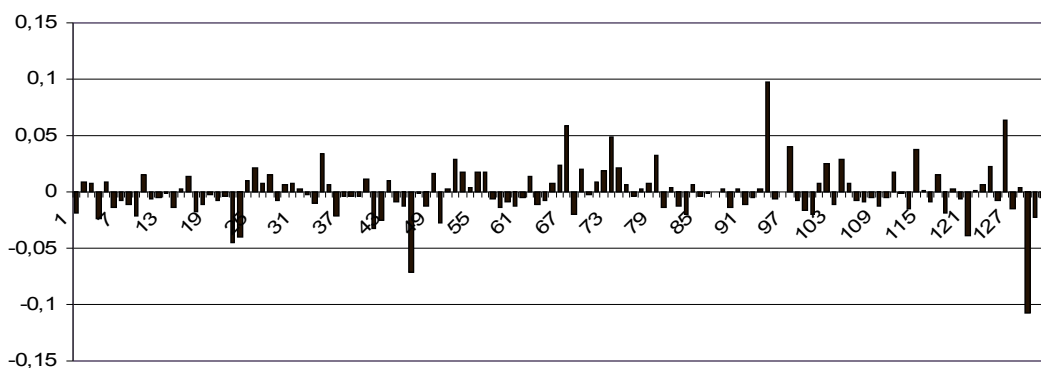
Poids des variables dans la détermination du second facteur



Poids des variables dans la détermination du troisième facteur

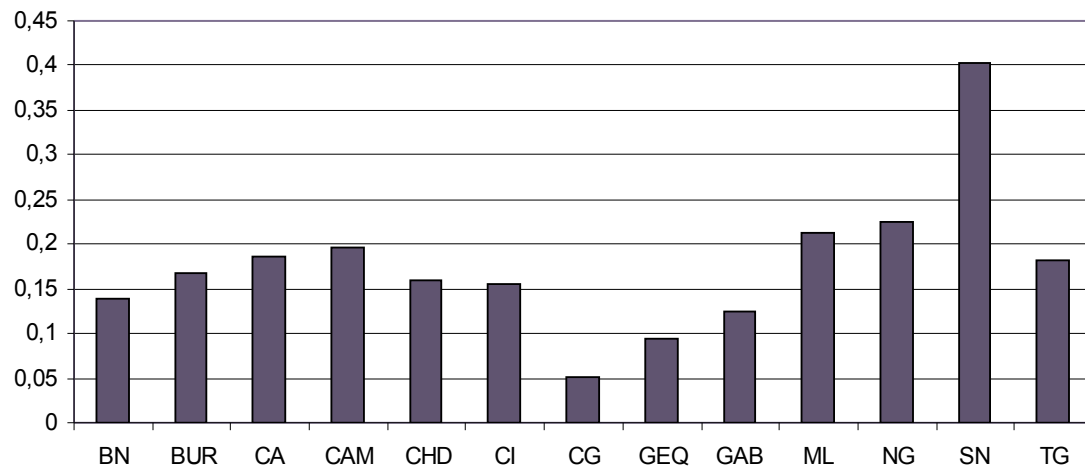


Poids des variables dans la détermination du quatrième facteur

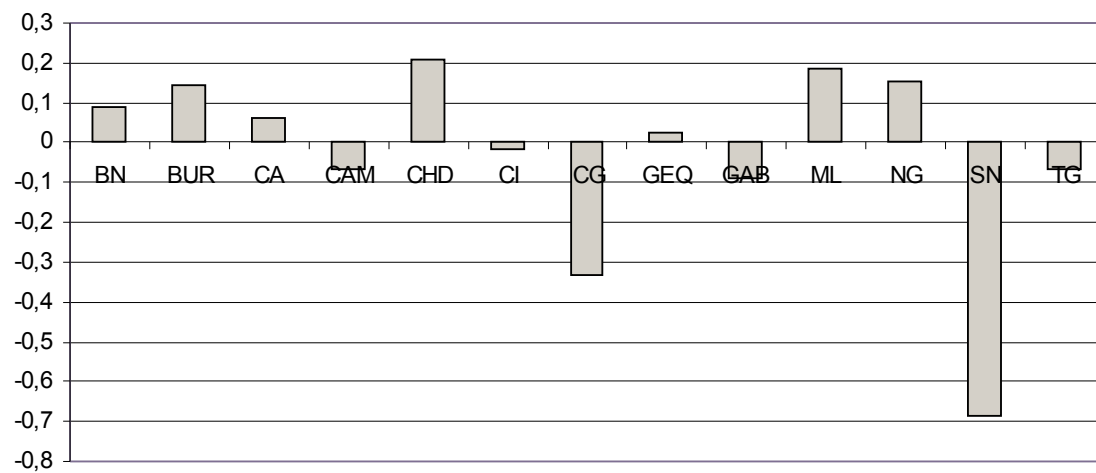


- Facteurs nationaux sur la période 1995 – 2011

Poids des variables dans la détermination du premier facteur

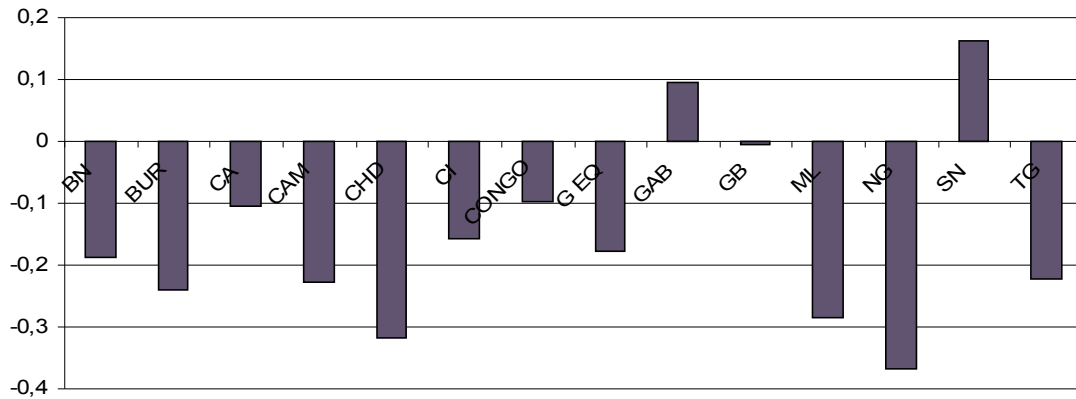


Poids des variables dans la détermination du second facteur

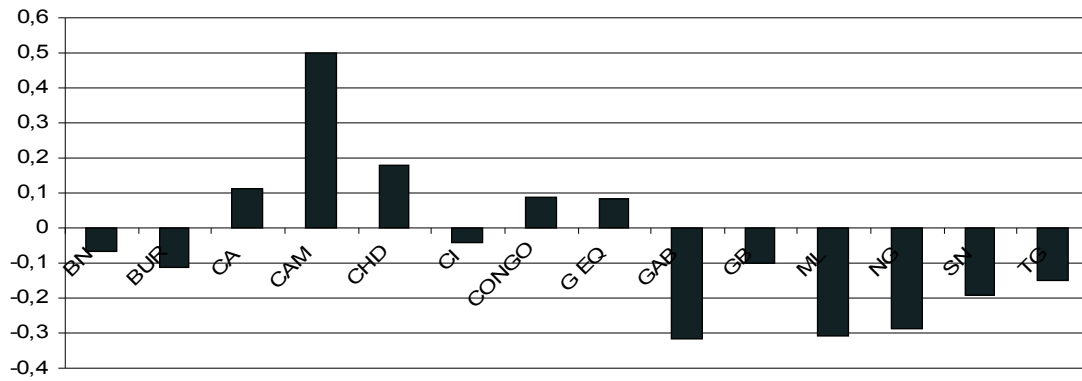


- Facteurs nationaux sur la période 2004 – 2011

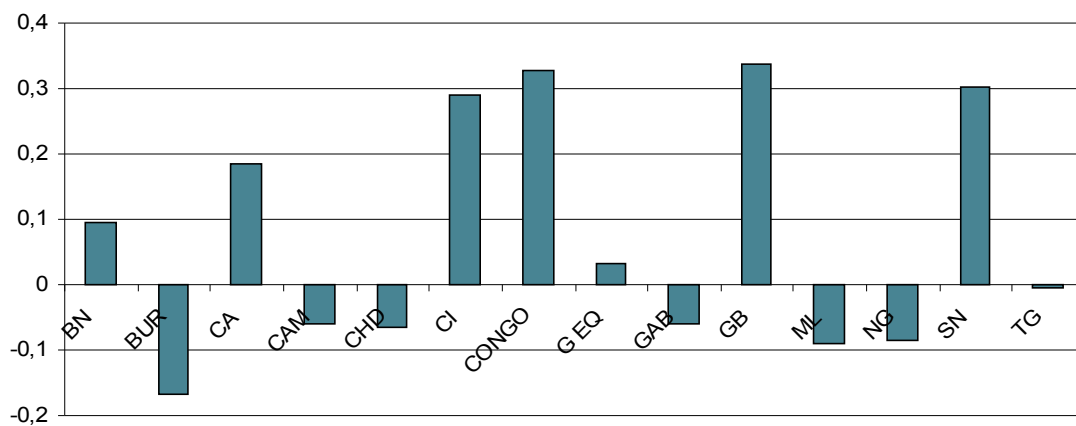
Poids des variables dans la détermination du premier facteur



Poids des variables dans la détermination du second facteur

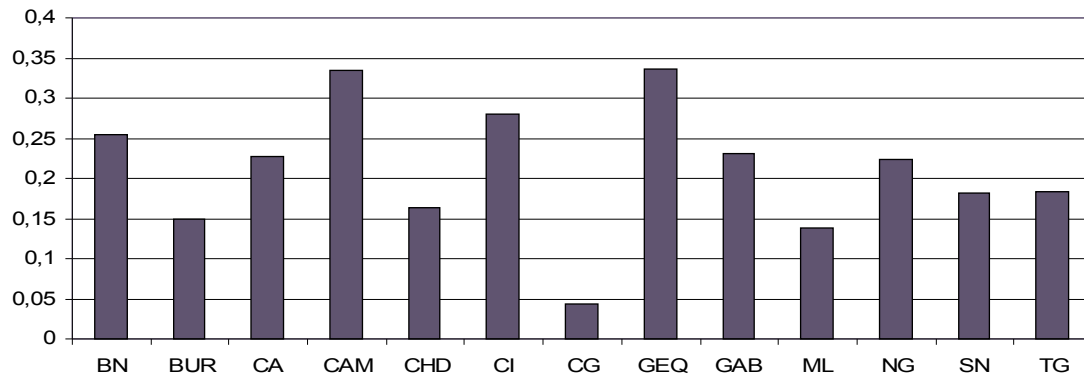


Poids des variables dans la détermination du troisième facteur

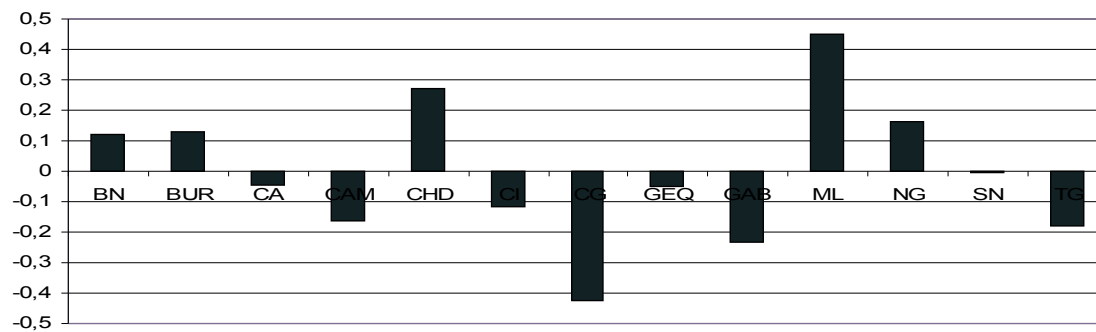


- Facteurs nationaux sur la période 1995 – 2003

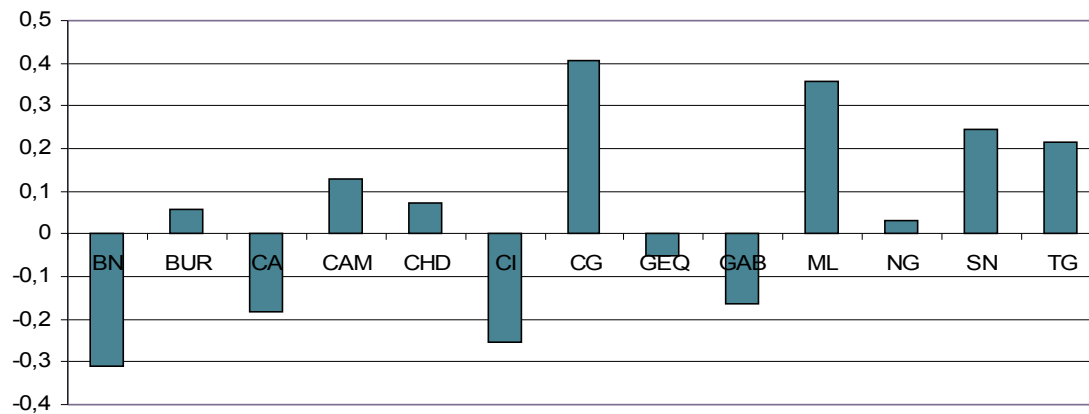
Poids des variables dans la détermination du premier facteur



Poids des variables dans la détermination du second facteur



Poids des variables dans la détermination du troisième facteur



Annexe IV-4 - Corrélation entre les facteurs globaux et l'évolution des prix des principaux groupes pays, des produits pétroliers et alimentaires

<i>1995-2011</i>	<i>FG1</i>	<i>FG2</i>	<i>FG3</i>	<i>FG4</i>
Advanced Economies	-0,38	-0,62	0,00	0,60
Developing Asia	-0,72	-0,34	-0,15	-0,25
Emerging and Developing Countries	-0,94	0,06	0,18	-0,10
Europe	-0,89	0,25	0,18	-0,01
Middle East and north Africa	-0,77	-0,51	0,10	-0,29
Sub-Saharan Africa	-0,94	0,03	0,13	0,02
Food price	0,03	-0,60	0,24	0,22
Oil price	0,04	-0,29	0,30	0,41

<i>2004-2011</i>	<i>FG1</i>	<i>FG2</i>	<i>FG3</i>	<i>FG4</i>
Advanced Economies	-0,86	0,33	0,30	0,00
Developing Asia	-0,76	-0,23	0,39	-0,21
Emerging and Developing Countries	-0,92	-0,21	-0,06	-0,24
Europe	-0,71	0,08	-0,61	-0,08
Middle East and north Africa	-0,83	-0,37	-0,19	-0,20
Sub-Saharan Africa	-0,72	-0,33	-0,48	-0,08
Food price	-0,49	0,25	0,52	-0,13
Oil price	-0,37	0,45	0,53	-0,07

<i>1995-2003</i>	<i>FG1</i>	<i>FG2</i>	<i>FG3</i>	<i>FG4</i>
Advanced Economies	-0,66	0,40	0,49	-0,24
Developing Asia	-0,83	-0,21	-0,43	-0,05
Emerging and Developing Countries	-0,92	0,20	-0,29	0,11
Europe	-0,84	0,24	-0,30	0,28
Middle East and north Africa	-0,97	0,18	-0,24	-0,04
Sub-Saharan Africa	-0,92	0,33	0,00	-0,14
Food price	-0,37	0,56	0,06	-0,37
Oil price	0,00	0,47	0,42	0,27

Annexe IV-5 : Résultats des estimations des modèles

Le modèle

$$\pi_{it} = \lambda_i g_t + \alpha_i r_t + e_{it}$$

$$e_{ijt} = \rho_{ij} e_{ijt-1} + u_{ij}$$

$$\pi_{it} = 100 * \log\left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}}\right) \text{ et } P_{it} \text{ l'indice des prix à la consommation du pays } i \text{ relatif au mois } t.$$

$g_t = (g_{1t}, \dots, g_{rt})$ représente le vecteur des r composantes de l'inflation communes à tous les pays de l'échantillon ou facteurs globaux;

$r_t = (r_{1t}, \dots, r_{qt})$ est le vecteur des q composantes de l'inflation communes et spécifiques aux pays de la zone Franc ou facteurs régionaux;

e_{ijt} = est une composante aléatoire spécifique à chaque pays ou facteurs idiosyncratiques ou nationaux.

1995-2011	C	F1	F2	F3	F4	R1	R2	AR(1)	K	Re	Garch	R2	LogL	Ljung Box
Bénin	1,54	-0,50	-0,50	0,20	0,20	-0,45	-0,31	0,51	0,06	0,03	0,73	0,77	-183,00	0,15
Sign.	0,00	0,00	0,00	0,39	0,15	0,00	0,00	0,00	0,00	0,50	0,00			
Burkina	1,29	-0,53	-0,78	-0,42	0,16	-0,62	-0,44	0,54	0,17	0,05	0,39	0,76	-176,00	0,47
Sign.	0,00	0,00	0,00	0,00	0,20	0,00	0,00	0,00	0,00	0,39	0,00			
C.Ivoire	1,19	0,07	-0,35	-0,61	0,63	-0,24	-0,08	0,84	0,01	0,03	0,88	0,93	-85,00	0,18
Sign.	0,00	0,70	0,00	0,01	0,00	0,00	0,20	0,00	0,19	0,35	0,00			
G.Bissau	4,45	-2,80	0,80	-4,10	0,63	-0,12	0,30	0,87	0,00	0,11	0,88	0,94	-314,00	0,42
Sign.	0,00	0,00	0,07	0,00	0,30	0,40	0,01	0,00	0,70	0,03	0,00			
Mali	0,10	1,07	-0,81	-1,19	0,49	-0,30	-0,42	0,95	-	-	-	0,93	-145,00	0,25
Sign.	0,90	0,02	0,08	0,02	0,22	0,00	0,00	0,00						
Niger	1,49	-0,78	-0,92	0,00	0,00	-0,78	-0,52	0,71	0,12	0,21	0,19	0,72	-138,00	0,60
Sign.	0,00	0,00	0,90	0,90	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,05	0,17			
Sénégal	0,99	-0,41	-0,63	0,33	0,21	-0,26	0,48	0,67	-	-	-	0,90	-74,00	0,27
Sign.	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00						
Togo	0,11	1,59	-0,68	-1,89	0,95	-0,60	0,10	0,93	-	-	-	0,90	-207,00	0,43
Sign.	0,90	0,00	0,20	0,00	0,04	0,00	0,28	0,00	-	-	-			
Cam	1,02	0,32	-0,09	-1,01	0,29	-0,14	0,00	0,83	0,00	0,90	0,91	0,91	-80,10	0,28
Sign.	0,00	0,12	0,49	0,00	0,90	0,00	0,90	0,00	0,10	0,00	0,00			
Chad	1,70	-1,16	-0,40	-0,40	0,35	-0,93	-0,90	0,63	0,00	0,50	0,50	0,80	-349,00	0,41
Sign.	0,00	0,00	0,00	0,20	0,19	0,00	0,00	0,00	0,70	0,00	0,00			
Centre Afrique	0,99	-0,24	-0,70	0,41	0,14	-0,59	-0,49	0,77	0,32	0,08	0,45	0,87	-256,00	0,28
Sign.	0,00	0,40	0,00	0,20	0,60	0,00	0,00	0,00	0,05	0,30	0,07			
Congo	1,94	0,06	-1,20	-0,57	-0,88	0,12	0,87	0,75	0,00	0,15	0,85	0,78	-290,00	0,26
Sign.	0,00	0,80	0,00	0,13	0,01	0,18	0,00	0,00	0,90	0,00	0,00			
Gabon	0,74	0,00	-0,32	-0,66	-0,17	-0,07	0,03	0,79	0,00	0,10	0,84	0,83	-157,00	0,35
Sign.	0,00	0,90	0,06	0,06	0,39	0,22	0,66	0,00	0,08	0,07	0,00			
Guinée équatoriale	2,29	-0,59	0,05	-0,43	0,16	-0,05	-0,09	0,83	0,00	0,08	0,89	0,78	-131,00	0,25
Sign.	0,00	0,07	0,70	0,18	0,44	0,25	0,00	0,00	0,20	0,00	0,00			
Moyenne	1,42	-0,28	-0,47	-0,74	0,23	-0,36	-0,11	0,76	0,06	0,20	0,68	0,84		
Ecart type	1,07	1,02	0,49	1,15	0,43	0,31	0,46	0,13	0,10	0,27	0,25	0,08		
Min	0,10	-2,80	-1,20	-4,10	-0,88	-0,93	-0,90	0,51	0,00	0,03	0,19	0,72		
Max	4,45	1,59	0,80	0,41	0,95	0,12	0,87	0,95	0,32	0,90	0,91	0,94		
UEMOA	1,40	-0,29	-0,48	-0,96	0,41	-0,42	-0,11	0,75	0,07	0,09	0,61	0,86		
CEMAC	1,45	-0,27	-0,44	-0,44	-0,02	-0,28	-0,10	0,77	0,05	0,30	0,74	0,83		

2004-2011	C	F1	F2	F3	F4	R1	R2	R3	AR(1)	R2	LogL	Ljung Box
Bénin	1,39	-0,45	-0,16	-0,35	0,33	-0,39	0,14	0,19	0,39	0,86	-60,80	0,19
<i>Sign.</i>	0,00	0,00	0,02	0,39	0,15	0,00	0,02	0,00	0,00			
Burkina	1,22	-0,70	-0,30	-0,69	0,30	-0,45	0,22	-0,33	0,32	0,93	-62,00	0,41
<i>Sign.</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,20	0,00	0,00	0,00	0,00			
C.Ivoire	1,25	-0,43	-0,10	-0,02	-0,11	-0,23	0,05	0,42	0,53	0,94	-9,43	0,18
<i>Sign.</i>	0,00	0,70	0,06	0,77	0,18	0,00	0,24	0,00	0,00			
G.Bissau	1,43	-0,84	-0,17	-0,03	-0,05	0,01	0,14	0,63	0,53	0,93	-58,90	0,34
<i>Sign.</i>	0,00	0,00	0,04	0,74	0,67	0,91	0,04	0,00	0,00			
Mali	1,14	-0,59	-0,51	-0,25	0,66	-0,43	0,48	-0,13	0,32	0,95	-38,45	0,23
<i>Sign.</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00			
Niger	1,43	-0,65	-0,45	-0,87	0,00	-0,57	0,47	-0,15	0,37	0,95	-51,75	0,50
<i>Sign.</i>	0,00	0,00	0,90	0,90	0,98	0,00	0,00	0,01	0,00			
Sénégal	1,00	-0,49	-0,07	0,23	0,39	0,15	0,30	0,29	0,67	0,94	-5,54	0,27
<i>Sign.</i>	0,00	0,00	0,75	0,14	0,24	0,02	0,00	0,00	0,00			
Togo	1,40	-0,51	-0,19	-0,31	0,18	-0,42	0,29	0,01	0,20	0,86	-70,10	0,25
<i>Sign.</i>	0,00	0,00	0,20	0,00	0,07	0,00	0,00	0,80	0,00			
Cam	1,15	-0,23	-0,12	-0,24	0,26	-0,18	-0,36	0,00	0,79	0,93	-80,10	0,28
<i>Sign.</i>	0,00	0,00	0,20	0,01	0,04	0,00	0,00	0,80	0,00			
Chad	0,98	-0,42	-0,94	-0,13	1,19	-1,43	-0,82	-0,29	0,27	0,90	-147,00	0,29
<i>Sign.</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,19	0,00	0,00	0,05	0,00			
Centre Afrique	1,19	-0,51	-0,49	-0,67	1,00	-0,32	-0,42	0,57	0,50	0,89	-93,20	0,24
<i>Sign.</i>	0,00	0,00	0,00	0,20	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00			
Congo	2,37	-0,25	-0,68	0,39	-0,64	-0,29	-0,23	0,88	0,64	0,84	-97,00	0,31
<i>Sign.</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00			
Gabon	0,93	-0,26	-0,24	-0,34	0,14	0,15	0,48	-0,08	0,56	0,88	-157,00	0,35
<i>Sign.</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,26	0,00	0,00	0,20	0,00			
Guinée équatoriale	1,75	-0,22	-0,24	-0,12	0,42	-0,14	-0,08	0,05	0,84	0,78	-131,00	0,25
<i>Sign.</i>	0,00	0,00	0,14	0,40	0,03	0,01	0,20	0,46	0,00			
<i>Moyenne</i>	1,33	-0,47	-0,33	-0,24	0,29	-0,32	0,05	0,15	0,50	0,90		
<i>Ecart type</i>	0,37	0,19	0,25	0,35	0,46	0,39	0,39	0,36	0,19	0,05		
<i>Min</i>	0,93	-0,84	-0,94	-0,87	-0,64	-1,43	-0,82	-0,33	0,20	0,78		
<i>Max</i>	2,37	-0,22	-0,07	0,39	1,19	0,15	0,48	0,88	0,84	0,95		
<i>UEMOA</i>	1,28	-0,58	-0,24	-0,29	0,21	-0,29	0,26	0,12	0,42	0,92		
<i>CEMAC</i>	1,40	-0,32	-0,45	-0,19	0,40	-0,37	-0,24	0,19	0,60	0,87		

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Abel W. (1973), crises agraires en Europe: XIIIe-XXe siècle, Flammarion.

Akaike, H. (1973), Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle, in Petrov, B. and Csaki, F., eds, Second International Symposium on Information Theory, Akademia Kiado, Budapest, pp 267-281.

Alesina, Barro et Teneyro (2002), Optimal Currency Areas, Harvard Institute Research Working Paper No.1958

Allsopp, C. K, A. Nelson (2006), United Kingdom inflation targeting and the exchange rate, the Economic Journal vol 116 pp 232–244.

Alogoskoufis et Smith (1991), The Phillips Curve, the Persistence of inflation, and the Lucas critique : Evidence from Exchange rate regime, Journal of Political Economy vol 91 pp 589-610

Alogoskoufis, G. S. (1992,), Monetary Accommodation, Exchange Rate Regimes and Inflation Persistence, Economic Journal, Royal Economic Society, vol. 102 pp 461-80.

Altissimo F. et Corradi V. (2003), Strong rules for detecting the number of breaks in a time series, Journal of Econometrics vol 117 pp 207-244.

Altissimo F., B. Mojon et P. Zaffaroni (2004), Fast Micro and Slow Macro : Can Aggregation Explain the Persistence of Inflation, ECB, mimeo.

Altissimo, F., Benigno, P., and Palenzuela, D. R. (2005), Long-Run Determinants of Inflation Differentials in a Monetary Union, NBER Working Papers, 11473, National Bureau of Economic Research, Inc.

Amemiya T. (1985), Advanced Econometrics, Harvard University Press, Cambridge.

Ancot J.P., Kuiper J.H., Paelinck J.H.P. (1983), Econométrie spatiale : une synthèse décennale, in J.H.P. Paelinck et A. Sallez (Eds.), Espace et Localisation, Economica, Paris.

Andrews DWK (1991), Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation, *Econometrica* vol 59 pp 817-858.

Andrews D.K. (1993), Tests for Parameter Instability and Structural Change With Unknown Changeoint, *Econometrica* vol 61 pp 821-856.

Andrews, D. and Chen, W.K. (1994), Approximately Median-Unbiased Estimation of Autoregressive Models, *Journal Of Business and Statistics* vol 12 pp 187-204.

Andrews (2001), Testing when a Parameter is on the Boundary of the Maintained Hypothesis, *Econometrica* vol 69 pp 683–734.

Anselin L. (1980), Estimation Methods for Spatial Autoregressive Structures, Cornell University, Regional Science Dissertation and Monograph Series 8, Ithaca, NY.

Anselin L. (1988a), Spatial Econometrics, Methods and Models. Kluwer Academic Publishers: Dordrecht.

Anselin L. (1988b), Lagrange Multiplier Tests Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity. *Geographical Analysis* vol 20 pp 1-17.

Anselin L, Hudak S. (1992), Spatial econometrics in practice: A review of software options. *Regional Science and Urban Economics* vol 22 pp 509-536.

Anselin L, Florax R. (1995), Small sample properties of tests for spatial dependence in regression models: some further results, in *New Directions in Spatial Econometrics*, Anselin L, Florax R (eds). Springer: Berlin

Anselin L, Bera AK, Florax R, Yoon MJ. (1996) Simple diagnostic tests for spatial dependence. *Regional Science and Urban Economics* vol 26 pp 77-104.

Anselin L., Kelejian H. (1997), Testing for spatial error autocorrelation in the presence of endogenous regressors, *International Regional Science Review* vol 20 pp 153-182.

Anselin L, Bera AK. (1998), Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics, in *Handbook of Applied Economic Statistic*, Ullah A, Giles D (eds). Marcel Dekker: New York.

Anselin L. (2001), Rao's Score Test in Spatial Econometrics. *Journal of Statistical Planning and Inference* vol 97 pp 113-139.

Anselin L. (2003), Spatial Externalities. *Spatial Multipliers and Spatial Econometrics*. *International Regional Science Review* volo 26 pp 153-166.

Anselin L, Bongiovanni RG, Lowenberg-DeBoer (J. 2004), A Spatial Econometric Approach to the Economics of Site-Specific Nitrogen Management in Corn Production, *American Journal of Agricultural Economics* vol 86 pp 675-687.

Anselin L. (2006), Spatial Econometrics, in *Palgrave Handbook of Econometrics: Volume 1, Econometric Theory*, Mills TC, Patterson K (eds). Palgrave Macmillan: Basingstoke.

Anselin L, Le Gallo J., Jayet H (2006), Spatial panel econometrics, in Matyas L, Sevestre P. (eds) *The econometrics of panel data, fundamentals and recent developments in theory and practice*, 3rd edn. Kluwer, Dordrecht, pp 901-969

Antonello D'Agostino and Domenico Giannone (2006), a quasi maximum likelihood approach for large approximate dynamic factor models, ECB, working paper 674

Aten B., (1996), Evidence of spatial autocorrelation in international prices, *Review of Income and Wealth* vol 42 pp 149-163.

Aten B., (1997), Does space matter? International comparisons of the prices of tradables and nontradables, International Regional Science Review vol 20 pp 35-52.

Aucremanne L. et E. Dhyne (2004), How Frequently Do Prices Change ? Evidence Based on the Micro Data Underlying the Belgian CPI, ECB Working Paper 331.

Aucremanne L. et M. Collin (2005), Has Inflation Persistence Changed Over Time ? Evidence from Aggregate and Sectoral Belgian CPI Data, Banque nationale de Belgique, mimeo.

Bai J. (1997), Estimation of a Change point in Multiple Regression Models, Review of Economics and Statistics, vol. 79 pp 551-563.

Bai J. and Perron P., (1998), Computation and Analysis of Multiple Structural-Change Models, Cahiers de recherche, 9807, Universite de Montreal, Departement de sciences economiques.

Bai J. et Perron P. (1998a), Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Breaks, Econometrica vol 66 pp 47-78.

Bai J. et Perron P. (1998b), Computation and Analysis of Structural Change Models, Cahier 0998, CRDE, Université de Montréal.

Bai J. (1999), Likelihood Ratio Tests for Multiple Structural Changes, Journal of Econometrics, vol. 91 pp 299-323.

Bai J. et Perron P. (2003), Computation and Analysis of Structural Change Models, Journal of Applied Econometrics vol. 18 pp 1-22.

BALASSA Bela (1964), The purchasing-power parity puzzle doctrine :a reappraisal", journal of political Economy, vol.72 pp584-596.

Ball L. M. (2006), Has Globalization Changed Inflation, NBER Working Paper 12687.

Baltagi BH, Song SH, Koh W. (2003), Testing Panel Data Regression Models with Spatial Error Correlation, Journal of Econometrics vol 117 pp 123-150.

Baltagi BH (2005), Econometric analysis of panel data, 3rd edn. Wiley, Chichester.

Baltagi BH, Egger P, Pfaffermayr M. (2007a), A Generalized Spatial Panel Data Model with Random Effects, Working paper, Syracuse University.

Baltagi BH, Egger P, Pfaffermayr M. (2007b). Estimating models of complex FDI: Are there third-country effects? Journal of Econometrics vol 140 pp 260-281.

Baltagi BH, Song SH, Jung BC, Koh W. (2007), Testing for Serial Correlation, Spatial Autocorrelation and Random Effects using Panel Data, Journal of Econometrics vol 40 pp 5-51.

Baltagi BH. (2008), Econometric Analysis of Panel Data, Fourth Edition. John Wiley and Sons: Chichester.

Baltagi BH, Egger P, Pfaffermayr M. (2008), Estimating regional trade agreement effects on FDI in an interdependent world. Journal of Econometrics vol 145 pp 194-208.

Baltagi BH, Liu L. (2008), Testing for Random Effects and Spatial Lag Dependence in Panel Data Models. Statistics and Probability Letters.

Barnichon R.,Peiris, S.J. (2008), Sources of Inflation in Sub-Saharan Africa, Journal of African Economies, Oxford University Press, Vol.17 pp 729-746

Barro and Gordon (1983), a positive theory of monetary policy in a Natural-Rate Model, Journal of Political Economy vol 91 pp 589-610

Batini, N. (2002), Euro area inflation persistence, Working Paper Series 201, European Central Bank.

Batini and Nelson (2002), The Lag from Monetary Policy Actions to Inflation: Friedman revisited”, Bank of England, Discussion Paper No.6;

Batini, N., et A. G. Haldane (1999), « Forward-Looking Rules for Monetary Policy », Monetary Policy Rules, sous la direction de J. B. Taylor, Chicago, University of Chicago Press, p. 157-192.

Baumont C., Ertur C., Le Gallo J. (2000b), Geographic spillover and growth. A spatial econometric analysis for european regions, 6th RSAI World Congress 2000, Lugano, Suisse, 16-20.

Bavaud F. (1998), Models for spatial weights: a systematic look, Geographical Analysis vol 30 pp 153-171.

B. Aïssa et J. Jouini (2003), Structural Breaks in the U.S. Inflation Process, Applied Economics Letters 10-10 pp 633-636.

B. Aïssa., M. Boutahar et J. Jouini (2004), The Bai Perron’s and Spectral Density Methods for Structural Changes Detection in the U.S. Inflation Process, Applied Economics Letters, Vol. 11 pp 109-115.

B. Aïssa, O. Musy (2004), Persistance et périodicité dans les modèles à prix fixes et prix prédéterminés greqam working papers 48.

Betani (2008), investigating inflation persistence across monetary regime, the quartely journal of economics vol 123 pp 1005-1060

Bernat G.A. (1996), Does manufacturing matter? A spatial econometric view of Kaldor’s laws, Journal of Regional Science, 463-477.

Bera A.K. Yoon M. (1993), Specification testing with locally misspecified alternatives, Econometric Theory vol 9 pp 649-658.

Bernanke, B. and J. Boivin (2003), Monetary policy in a data rich environment, Journal of Monetary Economics vol 50 pp 525-546.

Bernanke, B., J. Boivin, and P. Elias, 2005, Measuring monetary policy: a factor augmented vector autoregressive (FAVAR) approach, Quarterly Journal of Economics vol 120.

Bilke L (2005), Break in the mean persistence of inflation : a sectorial analysis of french CPI, Banque de France, Notes d'Etude et de Recherche 122

Bleaney, M. (2001), Exchange Rate Regimes and Inflation Persistence, IMF Staff Papers, Palgrave Macmillan, vol. 47

Blommestein H.J. (1983), Specification and estimation of spatial econometric models, Regional Science and Urban Economics vol 13 pp 251-270.

Bouman, S. and Jacobsen, B. (2002), The Halloween Indicator, "Sell in May and Go Away": Another Puzzle, American Economic Review vol 92 pp 1618-1635.

Borio C.E.V., Filardo A. (2007), Globalisation and inflation: New cross-country evidence on the global determinants of domestic inflation, BRI Working Paper 227

Bruce E. Hansen (2000), Non-Parametric Data Dependent Bootstrap for Conditional Moment Model, Econometric Society World Congress 2000 Contributed Papers, 1556, Econometric Society

Bruce E. Hansen LP (1982), Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators." Econometrica vol 50 pp 1029-1054.

Bruce E. Hansen LP, Heaton J, Yaron A (1996), Finit-Sample Properties of Some Alternative GMM Estimators, Journal of Business and Economic Statistics vol 14 pp 262-280.

Case A.C., Rosen H.S., Hines J.R. (1993), Budget spillovers and fiscal policy interdependence: Evidence from the States, *Journal of Public Economics* vol 52 pp 285-307.

Cati R.C., Garcia M.G.P., Perron P. (1999), Unit roots in the presence of abrupt governmental intervention with an application to brazilian data, *Journal of Applied Econometrics* vol 14 pp 27-56.

Christiano L., M. Eichenbaum et C. Evans (1999), Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and To What End ?, *Handbook of Macroeconomics*, édité par J. Taylor et M. Woodford, Elsevier, Amsterdam.

Chow G.C. (1960), Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Models, *Econometrica* vol. 28 pp 591-605.

Ciccarelli, M. & Mojon, B. (2005), Global inflation, Working Paper 537 European Central Bank.

Clark, T. (2003), Disaggregate Evidence on the Persistence of Consumer Price Inflation, Manuscript, Federal Reserve Bank of Kansas City.

Claudio Borio and Andrew Filardo (2007), Globalisation and inflation: New cross-country evidence on the global determinants of domestic inflation, bank for international settlement Working Papers 227

Cliff A.D., Ord J.K. (1972), Testing for spatial autocorrelation among regression residuals, *Geographical Analysis* vol 4 pp 267-284.

Cliff A.D., Ord J.K. (1973), Spatial Autocorrelation, Pion, Londres.

Cliff A.D., Ord J.K. (1981), Spatial Processes : Models and Applications, Pion, Londres.

Dossche et Evereat (2005), measuring inflation persistence : a structural times series approach, Working Paper Series vol 70, National Bank of Belgium.

Diallo M L (2003), l'impact de l'offre locale des produits vivriers sur les prix dans l'UEMOA DER/03/01, BCEAO.

Dempster, N. M. Laird, D. B. Rubin (1977), Journal of the Royal Statistical Society Series B (Methodological), Vol 39 pp 1-38.

Dhyne E., L. Álvarez, H. Le Bihan, G. Veronese, D. Dias, J. Hoffmann, N. Jonker, P. Lünemann, F. Rumler et J. Vilmunen (2005), Price Setting in the Euro Area : Some Stylized Facts from Individual Consumer Price Data, ECB Working Paper 524.

Dhyne E. (2005), Inflation persistence and price-setting in the euro area : results of the Eurosystem Inflation Persistence Network, Economic Review, National Bank of Belgium, issue IV, pp 17-37.

Diallo M.L.A (2003), DER/03/01, BCEAO, septembre 2003.

Doe, L. et S. Diarisso (1997), DRS/SR/97/03, BCEAO, juillet 1997.

Donald W.K. Andrews (1993), Empirical Process Methods in Econometrics, Cowles Foundation Discussion Papers, 1059, Cowles Foundation for Research in Economics, Yale University.

Dossche M. et D. Cornille (2005), The Patterns of Price Setting in the Belgian Manufacturing Industry, Banque nationale de Belgique, mimeo.

Doz, C., D. Giannone, and L. Reichlin (2007), a quasi-maximum likelihood approach for large approximate dynamic factor models, European Central Bank, Working Paper 674.

Drukker, D. M (2003), Testing for serial correlation in linear panel data models. Stata Journal, Vol 3 pp 168-177.

Duarte, M. & Wolman, A. L. (2002), Regional inflation in a currency union: Fiscal policy vs fundamentals, Working Paper 180, European Central Bank.

Duarte margarida (2003), The Euro and inflation divergence in Europe, Federal Reserve Bank of Richmond economic Quarterly vol 89 pp 53-70.

Egert B., Ritzberger-gruenwald D. et Silgoner M. (2004), inflation differentials in Europe : past experience and future prospects", Monetary policy & the Economy, Oestreichische Nationalbank (Austrian CentralBank), n°1/04 pp.47-72.

Elhorst JP (2003), Specification and estimation of spatial panel data models, International Regional Science Review vol 26 pp 244-268.

Elhorst JP, Freret S (2007), Yardstick competition among local governments: French evidence using a two-regimes spatial panel data model. Paper presented at the European and North American RSAI Meetings, August 29-September 2, 2007, Paris.

Engel, C. et Rogers, J. H. (2004), Euro's price dispersion, Economic Policy pp 347–384.

European Central Bank (1999), Inflation differentials in a monetary union, Monthly Bulletin, October, pp. 35-44.

European Central Bank (2002), Price level convergence and competition in the euro area, Monthly Bulletin, August, pp. 39-49.

European Central Bank (2003), Inflation differentials in the euro area: potential causes and policy implications, September, 59 p.

European Central Bank (2005), Monetary policy and inflation differentials in a heterogeneous currency area, Monthly Bulletin, May, pp. 61-77.

Favero, C., Marcellino, M. et Neglia, F. (2005), Principal components at work: The empirical analysis of monetary policy with large data sets, *Journal of Applied Econometrics*, forthcoming.

Ferson, W. E., and S. R. Foerster (1994), Finite Sample Properties of the Generalized Method of Moments in Tests of Conditional Asset Pricing Models, *Journal of Financial Economics* vol 36 pp 29 – 55.

Forni, M., Hallin, M., Lippi, M. and Reichlin, L. (2000), The generalized factor model: Identification and estimation, *Review of Economics and Statistics* vol 82 pp 540–554.

Forni, M. and Reichlin, L. (2001), Federal policies and local economies: Europe and the US, *European Economic Review* vol 45 pp 109–134.

Forni, M., M. Hallin, M. Lippi, and L. Reichlin (2001), Do financial variables help in forecasting inflation and real activity in the euro area, Unpublished Manuscript.euro area, Unpublished Manuscript.

Forni, M., D. Giannone, M. Lippi, and L. Reichlin (2003), Opening the black box: Identifying shocks and propagation mechanisms in VAR and factor models,”UnpublishedManuscript.

Forni, M., M. Hallin, M. Lippi, and L. Reichlin (2004), The generalized factor model: consistency and rates,”*Journal of Econometrics* vol 119 pp 231–255.

Forni, M., M. Hallin, M. Lippi, and L. Reichlin (2005), The generalized dynamic factor model, one sided estimation and forecasting, *Journal of the American Statistical Association* vol 100 pp 830–840.

Forni, M., Giannone, D., Lippi, M. and Reichlin, L. (2005), Opening the black box: Structural factor models with large cross-sections, manuscript.

Florax R., Folmer H. (1992), Specification and estimation of spatial linear regression models, *Regional Science and Urban Economics* vol 22 pp 405-432.

Fuhrer, J., Moore, G., (1995), Inflation Persistence, *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 110, pp 127-59.

Fuhrer J. (1997), The (Un) importance of Forward Looking Behavior in Price Specifications, *Journal of Money, Credit and Banking* vol 29 pp 338-350.

Fuhrer, J. C. (2010), Inflation Persistence, *Handbook of Monetary Economics*, in: Benjamin M. Friedman & Michael Woodford (ed.), *Handbook of Monetary Economics*, edition 1, volume 3, chapter 9, pages 423-486.

Gadzinski, G. and Orlandi, F. (2004), Inflation persistence in the European Union, the euro area, and the United States, *European Central Bank, Working paper* 414.

Galí, J., Gertler M. (1999), Inflation dynamics: A structural econometric analysis, *Journal of Monetary Economics* pp 195-222.

Galí J. et Monacelli T. (2005), Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy, *Review of Economic Studies* vol 72 pp 707–734.

Garcia, R. (1998), Asymptotic Null Distribution of the Likelihood Ratio Test in Markov Switching Models, *International Economic Review* Vol 39

Geweke, John F. and Kenneth J. Singleton (1981), Maximum likelihood Confirmatory Factor Analysis of Economic Time Series, *International Economic Review*, Vol. 22 pp 37-54.

Griffith D.A. (1988b), Estimating spatial autoregressive model parameters with commercial statistical packages, *Geographical Analysis* vol 20 pp 176-186.

Griffith D.A. (1992a), Simplifying the normalizing factor in spatial autoregressions for irregular lattices, Papers in Regional Science vol 71 pp 71-86.

Griffith D.A. (1992b), What is spatial autocorrelation? Reflections on the past 25 years of spatial statistics, L'Espace Géographique vol 21 pp 265-280.

Günter W. Beck & Kirstin Hubrich & Massimiliano Marcellino (2006), Regional inflation dynamics within and across euro area countries and a comparison with the US, European Central Bank, Working Paper series 681,

Guenter W. Beck, Kirstin Hubrich, Massimiliano Marcellino (2009), Regional inflation dynamics within and across euro area countries and a comparison with the United States, Economic Policy, Volume 24, Issue 57, pages 141–184, January 2009.

Hamilton, James D (1989), A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle, Econometrica, Econometric Society, vol 57, pages 357-84.

Hamilton, J. D. (1996), *Specification Testing in Markov -Switching Time Series Models*, *Journal of Econometrics* pp 127-157

Hanif, Muhamad Nadim and Malik, Muhamad Jahanzeb and Iqbal, Javed (2012), Intrinsic Inflation Persistence in a Developing Country, Munich Personal RePEc Archive.

Hansen, G.D. (1991), The Cyclical and Secular Behavior of the Labor Input : Comparing Efficiency Units and Hours Worked, 36, California Los Angeles - Applied Econometrics

Hansen, B. E. (1992), the Likelihood Ratio Test under Non-standard Conditions : Testing the Switching Markov Model of GNP ", *Journal of Applied Econometrics* vol 7 pp S61-S82

Hansen B. (2001), The New Econometrics of Structural Changes : Dating Breaks in Us Labor productivity, *Journal of Economic Perspectives*, vol.15 pp 117-128.

Harvey, A. C. (1989), Forecasting, structural time series models and the Kalman filter. Cambridge: Cambridge University Press.

Harvey, A. C., and Koopman, S.J. (1992), Diagnostic checking of unobserved component time-series models. Journal of Business and Economic Statistics vol 10 pp 377– 389.

Harvey, A.C. and Shephard. N (1993), Structural time series models. In. S. Maddala, C.R. Rao and H.D. Vinod, eds., Handbook of Statistics, Vol 11. Elsevier Science Publishers B.V.

Harvey, A.C. and A. Jaeger (1993), Detrending, stylized facts and the business cycle, Journal of Applied Econometrics vol 8 pp 231-47.

Harvey, A.C. (1997), Trends, cycles and autoregressions. The Economic Journal vol 107 pp 192–201.

Heijmans R.D.H, Magnus J.R (1986a), Asymptotic normality of maximum likelihood estimators obtained from normally distributed but dependent observations, Econometric Theory vol 12 pp 374-412

Heijmans R.D.H, Magnus J.R, (1986b), Consistent maximum-likelihood estimation with dependent observations : the general (non-normal) case and the normal case, Journal of Econometrics vol 32 pp 253 – 285.

Hendry, D. F., and Hubrich, K., (2006) Forecasting economic aggregates by disaggregates, Working Paper Series 589, European Central Bank.

Hofmann Boris et Remsperger Hermann (2005), inflation differential among the euro area countries: potential causes and consequences, paper presented at the American Economic Association Annual Meeting, Philadelphia 23 p.

Honohan Patrick & Lane Philip R.(2003), Divergent inflation rates in EMU, Economic Policy, vol 37, pp.357-394.

Honohan Patrick & Lane Philip R.(2004), Exchange rates and inflation under EMU: an update, Institute for International Integration Studies (IIIS), Discussion paper n°316 p.

Hubrich, K. (2005), Forecasting euro area inflation: Does aggregating forecasts by HICP component improve forecast accuracy?, International Journal of Forecasting vol 21 pp 119–136.

Hurvich, C.M. et C. Tsai (1989), Regression and Time Series Model Selection in Small Samples », Biometrika vol 76 pp 297-307.

Jin Seo Cho & Halbert White (2007), Testing for Regime Switching, Econometrica, Econometric Society, vol. 75 pp 1671-1720.

Jondeau E. Le Bihan H. (2005), Testing for the New Keynesian Phillips curve. Additional international evidence, Economic Modelling vol 22 pp 521-550.

Jondeau E., Le Bihan H. (2008), Examining Bias in Estimators of Linear Rational expectations Models under Mis-specification, Journal of Econometrics vol 143 pp 375-395.

Jolliffe, I. (2002), Principal Component Analysis, Second Edition. Springer, 2002.

Juan Carlos Cuestas & Estefanía Mourelle (2009), Inflation persistence and asymmetries: evidence for African countries, Working Papers 2009/2, Nottingham Trent University, Nottingham Business School, Economics Division.

Kara, A., Nelson, E. (2003), The exchange rate and inflation in the UK. Scottish

Karl Pearson (1901), Principal Components Analysis, The London, Edinburgh and Dublin Philosophical Magazine and Journal, Vol 6 1901. p. 566

Kelejian H.H., Robinson D.P. (1993), A suggested method of estimation for spatial interdependent models with autocorrelated errors, and an application to a county expenditure country police expenditure, Papers in Regional Science vol 72 pp 297-312.

Kelejian H.H., Robinson D.P. (1995), Spatial correlation: a suggested alternative to the autoregressive model, in L. Anselin et R. Florax (Eds.), New Directions in Spatial Econometrics, Springer, Berlin, 75-95.

Kelejian H.H., Prucha I.R. (1997), Estimation of spatial regression models with autoregressive errors by two-stage least squares procedures : a serious problem, International Regional Science Review vol 20 pp 103-111

Kelejian H.H., Prucha I.R. (1998), A generalized spatial least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances, Journal of Real Estate Finance and Economics vol 17 pp 99-121.

Kelejian H.H., Prucha I.R. (1999a), A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model, International Economic Review vol 40 pp 509-534.

Kelejian H.H., Prucha I.R. (1999b), On the asymptotic distribution of the Moran I test statistic with applications, Working Paper, Department of Economics, University of Maryland, College Park, MD.

Kilian, L. (1998a), Small sample confidence intervals for impulse response functions. The Review of Economics and Statistics vol 80 pp 218-230.

Kim C. J. (1994), Dynamics Linear Models with Markov Switching. Journal of Econometrics, 60, p

Kim I.M. (1997), Detecting the Number of Structural Breaks, Economic Letters vol. 57 pp.145-148.

Kim, J.H., H. Song, K Wong. (2009), Bias-corrected Bootstrap Prediction Intervals for Autoregressive Model: New Alternatives with Applications to Tourism Forecasting, Journal of Forecasting, forthcoming.

Koné, S et O. Samba Mamadou (1997), DRS/SR/97/01, BCEAO.

Koopman, S. (1993), Disturbance smoother for state-space models, Biometrika vol 80 pp 117-126.

Koopman, S., Harvey A., Doornick, J.A. and Shephard, N. (1995), Stamp: structural time series

analyzer, modeler and predictor. London: Chapman and Hall.

Kose, A., Otrok, C. and Whiteman, C. (2008), Understanding the Evolution of World Business CYcles, International Economic Review vol 75 pp 110-130.

Kydland, Finn E., and Prescott, Edward C. (1977), Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans, J.P.E vol 85 pp 473-91.

Land K., Deane G. (1992), On the large sample estimation of regression models with spatial -or network - effets terms : a two stage least squares approach, in P. Marsden (Ed.), Sociological Methodology, Josey Bass, San Francisco, 221-248.

Lawrence J. Christiano & Terry J. Fitzgerald (2003), The Band Pass Filter, International Economic Review, Department of Economics, University of Pennsylvania and Osaka University Institute of Social and Economic Research Association, vol. 44, pp 435-465.

Le Bihan, H., and Matheron, J. (2012), Price Stickiness and Sectoral Inflation Persistence: Additional Evidence, Journal of Money, Credit and Banking, Blackwell Publishing, vol. 44 pp 1427-1442.

LeSage J. (1997), Bayesian estimation of spatial autoregressive models, International Regional Science Review vol 20 pp 113-129.

Levin, A. T., and Piger, J.M. (2004), is inflation persistence intrinsic in industrial economies?, Working Paper Series, 334, European Central Bank

Levin, A. T., et J. C. Williams (2003), « Robust Monetary Policy with Competing Reference Models », Journal of Monetary Economics, vol. 50, no 5, p. 945-975.

Lunnemann,P. and Matha, T.Y. (2005), Regulated and Services Prices and Inflation Persistence, Edição 466 de European Central Bank working paper series, 22

Macedo P.B.R. (1998), Hedonic price models with spatial effects: an application to the housing market of Belo Horizonte, Brazil, Revista Brasileira de Economia vol 52 pp 63-81

Maier Philipp (2002), *Political pressure, rhetoric and monetary policy* : lessons for the European Central Bank, Edward Elgar Publishing, Cheltenham, 228 p.

Mankiv G. et R. Reis (2002), Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve, Quarterly Journal of Economics vol 117 pp 1295-1328.

Marques, C. R. (2004), *Inflation persistence - facts or artefacts?*, Working Paper Series, 371, European Central Bank

McCallum, B – Nelson, E (1999), Nominal income targeting in an open economy optimizing model. Journal of Monetary Economics vol 43 pp 553–578.

Murray, C.J. and Papell, D.H. (2002) The purchasing power parity persistence paradigm, Journal of International Economics, Elsevier, vol. 56 pp 1-19.

Moran P. (1950a), Notes on continuous stochastic phenomena, *Biometrika* vol 37 pp 17-23.

Moran P. (1950b), A test for serial independence of residuals, *Biometrika* vol 37 pp 178-181.

Nelson, C. R. and Plosser, C. (1982), Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications, *Journal of Monetary Economics*, Vol 2 pp 139-162.

Newey WK, West KD (1987), *A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix*, *Econometrica* vol 55 pp 703-708.

Newey WK, West KD (1994), *Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation*, *Review of Economic Studies* vol 61 pp 631-653.

Newey WK, Smith RJ (2004), Higher Order Properties of GMM and Generalized Empirical Likelihood Estimators, *Econometrica* vol 72 pp 219-255.

Nubukpo K. (2007), DER/01/07, BCEAO.

Obstfeld Maurice (1995), International Currency Experience : new lessons and lessons relearned, *Brooking papers on Economic activity* 1, brooking institution, pp 119-220

Odedokun, M.O (1995), an econometric explanation of inflation in sub-saharian africa *journal of African Economics* vol 4 pp 436-51

Pace R. K., Gilley O.W. (1997), Using the spatial configuration of the data to improve estimation, *Journal of Real Estate Finance and Economics* vol 14 pp 333-340.

Paloviita, M (2006), Inflation dynamics in the euro area and the role of expectations. *Empirical Economics*, Vol 31 pp 847–860.

Paloviita M (2007a), Comparing alternative Phillips curve specifications:

Paloviita M (2008), Estimating open economy Phillips curves for the euro area with directly measured expectations, Research Discussion Papers 16/2008, Bank of Finland

Paloviita M. (2004), Inflation Dynamics in the Euro Area and the Role of Expectations : Further Results, Bank of Finland Discussion Paper 21.

Perron, P. (1990), The Adequacy Of Limiting Distributions In The Ar(1) Model With Dependent Errors, 349, Princeton, Department of Economics - Econometric Research Program

Peter Tillmann (2012), Has Inflation Persistence Changed under EMU? German Economic Review Vol13 pp 86–102.

Peter Tillmann and Maik H. Wolters (2012), The Changing Dynamics of US Inflation Persistence: a Quantile Regression Approach, IMFS Working Papers No.60

Pinkse J. (1998), Asymptotic properties of the Moran and related tests and a test for spatial correlation in probit models, Working Paper, Department of Economics, University of British Columbia, Vancouver, BC.

Pinkse J., Slade (1998), Contracting in space : an application of spatial statistics to discrete-choice models, Journal of Econometrics vol 85 pp 125-154.

Pinkse J., (1999), Moran-flavoured tests with nuisance parameters, in L. Anselin, Florax R. (Eds.), Advances in Spatial Econometrics, Springer -Verlag, Heidelberg.

Quah, D. and T. Sargent (1992), a dynamic index model for large cross sections, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Discussion Paper 77.

Rey S.J., Montouri B.D (1999), U.S. regional income convergence: a spatial econometric perspective, Regional Studies vol 33 pp 145-156.

Reichlin, L. (2002), Factor models in large cross-sections of time series. Discussion Paper DP3285, CEPR.

Rhys M. et Murchison S (2010), La baisse du degré de persistance de l'inflation au Canada : causes et conséquences, revue de la Banque du Canada.

Roberts J M. (2006), Monetary Policy and Inflation Dynamics, International Journal of Central Banking, vol 3 pp 193-230.

Rogers John H.(2002), Monetary union, price level convergence and inflation : how close is Europe to the United States ? Boards of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion paper n°740.

Rogoff K (1985), the optimal degree of Commitment to an intermediate monetary target : inflation gains versus stabilization costs, quarterly journal of economics, vol 100 pp 1169-89

Rossi B. (2001), Confidence intervals for half-life deviations from purchasing power parity, mimeo;

Samuelson Paul A. (1964), Theoretical notes on trade problems", Review of Economics and Statistics, vol. 46, pp 145-154.

Sargent, T. and C. Sims (1977), .Business cycle modelling without pretending to have too much a priori economic theory, in C. Sims (ed.), New Methods in Business Cycle Research. Minneapolis, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

Shaman, P., Stine, R. A. (1988), The bias of autoregressive coefficient estimators. Journal of the American Statistical Association vol 83 pp 842-848.

Stine, R. A., & Shaman, P. (1989), A fixed point characterization for bias of autoregressive estimators. The Annals of Statistics,17, 1275-1284.

Stock, J., (2001), “Comment”, NBER, Macroeconomics Annual, edited by Ben S. Bernanke and Kenneth Rogoff;

Stock, J. H. & Watson, M. W. (2002a), Forecasting using principal components from a large number of predictors, Journal of the American Statistical Association vol 97 pp 1167–1179.

Stock, J. H. & Watson, M. W. (2002b), Macroeconomic forecasting using diffusion indices, Journal of Business and Economic Statistics vol 20 pp 147–162.

Taylor, John B (1980), Aggregate Dynamics and Staggered Contracts, Journal of Political Economy vol 88 pp 1-23

Tillman, P., (2011), Inflation targeting and regional inflation persistence: evidence from Korea, Pacific Economic Review

Toé M. et Hounkpathin M. (2007), DER/07/02, BCEAO, mai 2007.

Tong, H. (1978), On a Threshold Model in Pattern Recognition and Signal Processing, ed. C. H. Chen, Amsterdam: Sijhoff & Noordhoff.

Tong, H., and Lim, K. S. (1980), Threshold Autoregression, Limit Cycles and Cyclical Data" (with discussion), Journal of the Royal Statistical Society, Ser. B, vol 42 pp 245-292.

Vermeulen P., M. Dossche, D. Dias, I. Hernando, R. Sabbatini, P. Sevestre et H. Stahl (2005), Price Setting in the Euro Area : Some Stylised Facts from Individual Producer Price Data and Producer Surveys, mimeo.

Walsh, C. E. (2003), « Implications of a Changing Economic Structure for the Strategy of Monetary Policy », Monetary Policy and Uncertainty: Adapting to a Changing Economy, actes d'un symposium tenu sous les auspices de la Banque fédérale de réserve de Kansas City à Jackson Hole (Wyoming) du 28 au 30 août, p. 297-348.

Willis (2003), Implication of structural changes in the US economy for pricing behavior and inflation dynamics. Economic review, Federal Reserve bank of Kansas City

Wooldridge, J.M (2002), Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, MIT Press, Cambridge, MA.

Yao Y.C. (1988), Estimating the Number of Change Points Via Schwartz'Criterion, Statistics and Probability Letters, vol. 6, pp 181-189

Zivot E. et Andrews D.K. (1992), Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis, Journal of Business and Economic Statistics, vol. 10,3, pp. 251-270.