ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of

ZBW Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Egbuna, Eunice N. et al.

Research Report

Seuils d'inflation et variabilité des prix relatifs dans l'espace CEDEAO

Série de publications occasionnelles de l'IMAO, No. 20

Provided in Cooperation with:
West African Monetary Institute (WAMI), Accra

Suggested Citation: Egbuna, Eunice N. et al. (2020) : Seuils d'inflation et variabilité des prix relatifs dans l'espace CEDEAO, Série de publications occasionnelles de l'IMAO, No. 20, Institut Monétaire de l'Afrique de l'Ouest (IMAO), Accra

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/270753

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

WEST AFRICAN MONETARY INSTITUTE

INSTITUT MONETAIRE DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

SEUILS D'INFLATION ET VARIABILITÉ DES PRIX RELATIFS DANS L'ESPACE CEDEAO[1]

Document produit par :

Eunice N. Egbuna (Ph.D)
Maimuna John-Sowe
Santigie M. Kargbo (Ph.D)
Sani Bawa (Ph.D)
Ibrahima Diallo
Isatou Mendy

SERIES DE PUBLICATIONS OCCASIONNELLES DE L'IMAO N° 20

DECEMBRE 2020

[*] Les opinions exprimées dans ce papier sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement la position officielle de l'Institut Monétaire de l'Afrique de l'Ouest (IMAO). Auteurs correspondants : Santigie M. Kargbo (skargbo8@gmail.com) et Sani Bawa (sanibawa@yahoo.com).

Table des matières

1.0 Introduction 4
2.0 Revue de la littérature 7
2.1 Littérature théorique 7
2.2 Littérature empirique 9
3.0 Dynamique de l'inflation et de la variabilité des prix relatifs dans la CEDEAO 12
4.0 Modèle, technique d'estimation et données 17
4.1 Spécifications du modèle 17
4.2 Technique d'estimation 18
4.3 Description et sources des données 19
5.0 Résultats empiriques et discussions 22
5.1 Résultats de l'estimation du PSTR (CEDEAO) 22
5.2.1 Résultats de l'estimation du PSTR (pays de la ZMAO) 25
5.2.2 Résultats de l'estimation du PSTR (pays de l'UEMOA) 27
5.2 Robustesse 29
6.0 Conclusion et implications politiques 30
Références 32
Annexe 35

Liste des tableaux

Tableau 1 : Statistiques descriptives pour la ZMAO et l'UEMOA (Inflation globale) .. **Erreur ! Signet non défini.**
Tableau 2 : Tests de linéarité et d'absence de non-linéarité restante (CEDEAO) ..... **Erreur ! Signet non défini.**
Tableau 3 : Estimation du modèle PSTR (CEDEAO) ..... **Erreur ! Signet non défini.**
Tableau 4 : Tests de linéarité et absence de non-linéarité restante dans la ZMAO ..... **Erreur ! Signet non défini.**
Tableau 5 : Estimation du modèle PSTR (ZMAO) ..... **Erreur ! Signet non défini.**
Tableau 6 : Tests de linéarité et absence de non-linéarité restante dans l'UEMOA ..... **Erreur ! Signet non défini.**
Tableau 7 : Estimation du modèle PSTR (UEMOA) ..... **Erreur ! Signet non défini.**
Tableau 8 : Tests de linéarité et d'absence de non-linéarité restante (CEDEAO) ..... **Erreur ! Signet non défini.**
Tableau 9 : Estimation du modèle PSTR (CEDEAO) 30

Liste des graphiques

Graphique 1 : Tendances de l'inflation dans la ZMAO et l'UEMOA (2008 – 2019) ..... **Erreur ! Signet non défini.**

Graphique 2 : Inflation et variabilité des prix relatifs dans les pays de la CEDEAO (2008 – 2019)**Erreur ! Signet non défini.**

Liste des annexes

Annexe 1 : Variable description.....**Erreur ! Signet non défini.**
Annexe 2 : Estimations GARCH (1 1) pour l'inflation attendue et l'incertitude de l'inflation ex ante dans la CEDEAO .....**Erreur ! Signet non défini.**

SEUILS D'INFLATION ET VARIABILITÉ DES PRIX RELATIFS DANS L'ESPACE CEDEAO

Résumé

Alors que la relation entre l'inflation et la variabilité des prix relatifs (VPR) a été largement étudiée dans les économies développées et émergentes en raison de sa pertinence directe pour la mise en œuvre de la politique monétaire, la recherche a négligé ce lien dans la plupart des pays en développement, en particulier dans l'espace CEDEAO. Ce papier examine si la VPR répond différemment aux différents régimes d'inflation dans la région de la CEDEAO, en déterminant le seuil d'inflation qui minimiserait l'impact de distorsion de l'inflation attendue sur la VPR dans la région. En utilisant le modèle de panel de régression à transition lisse (PSTR) sur la période 2008:M1 à 2019:M12, le document conclut que les pays de la CEDEAO obtiendraient une VPR plus faible dans le régime d'inflation modérée/intermédiaire où l'effet indésirable de l'inflation attendue sur la VPR s'estompe. Ce régime va d'un taux d'inflation de 7,1 % à 8,3 % par an. Le papier établit en outre des seuils d'inflation différents pour les pays de l'UEMOA et de la ZMAO, ce qui reflète les différences de niveaux de tolérance à l'inflation entre les Zones. Il montre que des cibles d'inflation inférieures aux seuils de 5,5 % et 8,3 % par an sont souhaitables dans l'UEMOA et la ZMAO, respectivement. Dans cette optique, ce papier conclut que les pays de la CEDEAO devraient adopter un régime de conformité à l'inflation à deux niveaux, jusqu'à ce qu'un cadre de politique monétaire commun soit adopté dans la région. La détermination de cibles d'inflation appropriées conformes à ces seuils dans les deux Zones ouvrirait la voie à l'adoption d'un régime de ciblage de l'inflation (IT) pour ancrer les prévisions d'inflation et renforcer la crédibilité de la politique monétaire dans l'ensemble de la région de la CEDEAO.

Classification JEL : C23, E31, E52, O55

Mots clés : Seuil d'inflation, prix relatifs, politique monétaire, CEDEAO

1.0 Introduction

Tant dans les économies avancées que dans les économies émergentes, les chercheurs ont largement étudié le lien entre l'inflation et la variabilité des prix relatifs (VPR), reconnaissant celle-ci comme un canal important par lequel l'inflation affecte l'économie réelle (par exemple, Bick et Nautz, 2008 ; Gu et al., 2016). À son niveau le plus simple, le prix relatif décrit le prix d'une catégorie de biens ou de services par rapport à ceux d'une autre. Il est central pour comprendre les décisions de consommation et de production des acteurs économiques, influençant la rentabilité, l'allocation des ressources et la compétitivité internationale d'un pays (Lipschitz et Schadler, 2019). Une position commune des chercheurs est qu'une plus grande variabilité des prix relatifs, induite par l'inflation, crée des distorsions grâce à la réduction du contenu informatif des prix nominaux transmis aux acteurs économiques via le système de prix, ce qui entraîne une inefficacité dans l'allocation des ressources et une perte de bien-être (Caraballo et Dabus, 2008 ; Rather, Durai et Ramachandran, 2014). En effet, une augmentation de l'inflation conduirait à des ajustements différents des prix nominaux à des moments différents, provoquant un écart des prix relatifs par rapport aux niveaux déterminés par les fondamentaux économiques, ce qui affecte les décisions des acteurs économiques et conduit à une mauvaise allocation des ressources (Ball et Romer, 2003).

Les coûts en termes de bien-être de l'inflation sont bien documentés dans la littérature. L'impact de distorsion de l'inflation sur la VPR est probablement la source ultime des coûts de bien-être de l'inflation (Gu et al., 2016). Ball et Romer (2003) démontrent que la VPR induite par l'inflation réduit le bien-être des consommateurs à travers la réduction de l'information sur les prix futurs contenus dans les prix actuels des entreprises. Une source importante de coûts associés à l'inflation non anticipée provient des redistributions de revenus et de richesses (Todter et Manzke, 2007). De même, ils affirment également que l'incertitude liée à l'inflation augmenterait le niveau d'incertitude concernant le revenu réel et la consommation.

Compte tenu de ces effets de distorsion de l'inflation sur les prix relatifs, la compréhension de cette relation permettrait aux décideurs de mieux comprendre les processus inflationnistes, son mécanisme de transmission et les coûts de bien-être associés aux politiques relatives à la (dés)inflation (Da Silva, 2015). De manière plus spécifique, la littérature soutient que l'impact de l'inflation anticipée sur la VPR est un canal majeur dans la transmission des effets réels de l'inflation (Becker et Nautz, 2009 ; Ndou et Gumata, 2017). A cet égard, étudier cette relation est extrêmement important pour une mise en œuvre efficace de la politique monétaire puisque les banques centrales seraient en mesure d'estimer le niveau seuil de l'inflation pour permettre un ancrage des anticipations de taux d'inflation. Cet argument est soutenu par la conviction selon laquelle tout écart des anticipations d'inflation par rapport aux cibles d'inflation induira la

récurrence d'épisodes de forte inflation ou de désinflation (Ndou et Gumata, 2017 ; Doh et Oksol, 2018). Atteindre une inflation faible et stable crée un environnement économique favorable qui optimiserait l'allocation des ressources au sein d'une économie. Toutefois, si l'adoption d'une politique monétaire commune permettrait aux pays participant à une union monétaire de réduire l'inflation, il est peu probable qu'elle permette d'atténuer les effets réels indirects ou de second tour de l'inflation, qui se transmettent par le biais de l'incertitude liée à l'inflation et de la VPR (voir Valdovinos et Gerling, 2011). En réponse aux effets de second tour, les pays peuvent être amenés à procéder à des ajustements sur les marchés des biens et du travail afin de réaligner les prix relatifs, ce qui ne peut être entrepris indépendamment dans le cadre d'une union monétaire. Il est donc extrêmement utile de déterminer un seuil d'inflation qui minimiserait l'impact indésirable de l'inflation attendue sur les prix relatifs, afin de fournir des indications sur la fourchette souhaitable des cibles d'inflation que doivent adopter les pays participant à une union monétaire pour garantir des anticipations d'inflation bien arrimées.

Les modèles théoriques expliquant le lien entre l'inflation et la VPR présentent des points de vue différents quant aux effets des composantes de l'inflation (inflation attendue, inflation inattendue et incertitude de l'inflation) sur la VPR. Le modèle des coûts d'étiquetage (par exemple, Sheshinski et Weiss, 1977) prévoit une association positive entre l'inflation attendue et la VPR, car l'inflation attendue amplifie l'effet de distorsion des coûts d'étiquetage sur les prix relatifs (Becker et Nautz, 2009). Le modèle d'extraction de signaux (Lucas, 1972, 1973 ; Baro, 1976) met l'accent sur l'effet positif de l'incertitude de l'inflation *ex ante* sur la VPR, tandis que l'extension du modèle d'extraction de signaux (Hercowitz, 1981) postule que l'inflation inattendue est positivement liée à la VPR. La littérature empirique offre des résultats tout aussi mitigés sur la manière dont ces composantes de l'inflation expliquent la VPR. Il est avancé qu'une inflation réelle plus élevée amplifierait les prévisions d'inflation, les surprises d'inflation et l'incertitude d'inflation (Gu et al., 2016). Cependant, il n'y a guère de consensus sur le modèle théorique qui explique de manière adéquate la relation empirique entre l'inflation et la RPV. Cela suggère que le lien entre l'inflation et la RPV reste une question empirique, en particulier dans la région de la Communauté économique des États de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO) qui a fait l'objet de très peu de recherches sur ce sujet.[2]

Un nombre croissant d'ouvrages ont mis l'accent sur les effets de seuil de l'inflation pour expliquer le lien entre l'inflation et la PRV (par exemple, Bick et Nautz, 2008 ; Becker et Nautz, 2009 ; Nautz et Scharff, 2012 ; Gu et al, 2016). Pour évaluer cette relation dans l'espace CEDEAO, Ukoha (2007) s'est intéressé au secteur agricole au Nigeria. Valdovinos et Gerling (2011) ont exploré la causalité entre l'inflation et l'incertitude de l'inflation, ainsi que l'impact asymétrique de l'inflation et de la déflation, et de l'inflation inattendue sur la VPR dans l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). Pourtant, il n'est pas clair si l'impact de l'inflation attendue sur la VPR

[2] La Communauté Économique des États de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO) comprend 15 pays, répartis entre la Zone Monétaire de l'Afrique de l'Ouest (ZMAO) (Gambie, Ghana, Guinée, Liberia, Nigeria et Sierra Leone), l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) (Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Guinée-Bissau, Mali, Niger, Sénégal et Togo) et le Cap-Vert.

varie selon les différents régimes d'inflation dans la région de la CEDEAO, en particulier lorsque la plupart des pays ont connu des épisodes de taux d'inflation faibles, modérés et élevés au fil des ans.

Ce papier examine si la VPR répond différemment aux différents régimes d'inflation dans l'espace CEDEAO, en déterminant le seuil d'inflation qui minimiserait l'impact de distorsion de l'inflation attendue sur la VPR dans la région. En prenant ces questions en considération, ce document contribue au débat politique dans la région de la CEDEAO selon deux axes importants. Tout d'abord, il offre de nouvelles perspectives sur les effets de seuil de l'inflation sur la VPR des pays de la CEDEAO, en explorant les variations de l'impact de l'inflation attendue sur la VPR à travers les différents régimes d'inflation. L'une des rares études sur cette relation dans la région de la CEDEAO, Valdovinos et Gerling (2011), a utilisé la technique d'estimation des moindres carrés ordinaires (MCO) pour analyser la relation inflation-VRP dans l'UEMOA. L'une des limites de cette approche réside dans son hypothèse implicite selon laquelle l'impact marginal de l'inflation sur la RPV est le même dans tous ces pays. Si l'on considère la région élargie de la CEDEAO, la relation entre l'inflation et la VPR est susceptible d'être hétérogène d'un pays à l'autre en raison des différences entre les dispositions institutionnelles et l'environnement politique de la ZMAO et de l'UEMOA. Par exemple, les pays de la ZMAO ont actuellement un régime de taux de change flexible, ce qui indique des ajustements immédiats dans les décisions des acteurs économiques en réponse aux changements de prix relatifs induits par des chocs externes qui se traduisent par des dépréciations/appréciations du taux de change nominal. En revanche, les pays de l'UEMOA ont adopté le franc CFA qui est arrimé à l'Euro. On s'attend à ce que dans un tel régime de taux de change fixe, les prix relatifs ne s'ajustent pas automatiquement à la suite de chocs externes négatifs jusqu'à ce que les déséquilibres sur les marchés des biens et du travail induisent de tels ajustements de prix (voir Australian Government Treasury, 2012). De même, alors que les pays de l'UEMOA ont adopté un cadre harmonisé pour l'indice des prix à la consommation (IPC), il n'existe actuellement aucun cadre unifié dans la ZMAO pour calculer l'IPC entre les pays. Sur la base de ces considérations, on peut affirmer qu'il existe une hétérogénéité dans l'impact de l'inflation attendue sur la VPR entre les deux Zones. Cette hétérogénéité se reflète dans les différences significatives des taux d'inflation mensuels dans l'espace CEDEAO, qui varient de -6,5 % par an en Guinée Bissau (État membre de l'UEMOA) en novembre 2009 à 31,3 % au Liberia (État membre de la ZMAO) en août 2019. Ces statistiques mettent en évidence des différences potentielles dans les niveaux de tolérance à l'inflation entre ces Zones. Ce papier exploite cette hétérogénéité de l'inflation pour déterminer de manière endogène le niveau seuil de l'inflation qui minimiserait l'impact distorsif de l'inflation attendue sur la VPR dans la région de la CEDEAO. Ensuite, il étudie plus en détail l'hétérogénéité de l'inflation au sein de chaque Zone pour déterminer les seuils d'inflation qui minimiseraient ces effets de distorsion dans les sous-régions de la ZMAO et de l'UEMOA. À notre connaissance, ces questions n'ont pas été abordées pour la région de la CEDEAO.

Le papier considère un panel de tous les 15 pays de la CEDEAO en utilisant des données mensuelles couvrant la période 2008-2019. La période d'échantillonnage choisie a été déterminée par les données disponibles sur l'indice mensuel des prix à la consommation (IPC) afin de générer la variable VPR à travers les pays. Cette étude utilise un modèle de panel de régression à transition lisse (PSTR), qui nous permet d'exploiter l'hétérogénéité de l'inflation entre les pays et d'explorer la non-linéarité des effets de l'inflation attendue sur la VPR à travers les différents régimes d'inflation. Il est extrêmement important de prendre en compte ces variations pour éviter des estimations de paramètres biaisées et des conclusions erronées sur la relation entre l'inflation et la VPR (Gu et al., 2016). Nos résultats fournissent des évidences solides de la présence d'effets de seuil de l'inflation sur la VPR, montrant différents seuils d'inflation entre les Zones. Le document constate que dans l'ensemble de la région CEDEAO, l'effet de distorsion de l'inflation attendue sur la VPR s'estompe dans le régime d'inflation modérée/intermédiaire. Ce régime va d'un taux d'inflation de 7,1 % à 8,3 % par an, ce qui implique que la cible d'inflation pour la région devrait être fixée dans cette fourchette. Il établit également que des taux d'inflation inférieurs aux seuils de 5,5 % et 8,3 % par an sont souhaitables pour les pays de l'UEMOA et de la ZMAO, respectivement.

Après cette introduction, le reste du document est structuré comme suit. La section 2 passe en revue la littérature sur la relation entre l'inflation et la VPR, tandis que la section 3 analyse la dynamique de l'inflation et de la variabilité des prix relatifs dans les pays de la ZMAO et de l'UEMOA. La section 4 décrit le modèle empirique, les techniques d'estimation et les sources de données. La section 5 analyse les résultats empiriques et la section 6 présente en conclusion quelques recommandations de politique économique.

2.0 Revue de la littérature

2.1 Littérature théorique

Les explications théoriques du lien entre l'inflation et la variabilité des prix relatifs sont assez bien développées, la littérature faisant état de quatre modèles, notamment le modèle d'extraction de signaux attribué à Lucas (1972 ; 1973) et à Barro (1976), l'extension du modèle d'extraction de signaux (Hercowitz, 1981), le modèle des coûts d'étiquetage (Sheshinski et Weiss, 1977) et les modèles de recherche monétaire (par exemple, Stigler et Kindahl, 1970 ; Van Hoomissen, 1988 ; Reinsdorf, 1994). Chacun de ces modèles offre des prédictions particulières concernant la manière dont les composantes de l'inflation affectent la variabilité des prix relatifs. Dans les modèles d'extraction de signaux, l'accent est clairement mis sur la relation entre l'incertitude *ex ante* de l'inflation et la VPR, en prédisant qu'une plus grande incertitude de l'inflation est associée à une plus grande VPR. Une hypothèse clé de ces modèles est que l'inflation n'est pas toujours anticipée correctement par les entreprises et les ménages (Becker et Nautz, 2009). Étant donné la difficulté de prévoir l'inflation, l'augmentation de l'incertitude *ex ante* concernant l'inflation induit des perceptions erronées entre les entreprises et les ménages sur les variations de prix absolues et

relatives, ce qui rend plus difficile pour ces agents de distinguer clairement les chocs réels des chocs globaux. Par conséquent, ils réagissent aux chocs globaux par des changements de prix plutôt que par des changements de quantité. Dans cette version du modèle, les chocs de demande agrégée réalisés n'ont aucun effet sur la VPR, car toutes les entreprises réagissent de la même manière à tout choc agrégé donné puisqu'elles ont une élasticité-prix de l'offre identique (Aarstol, 1999 ; Caraballo et Dabus, 2008). Ainsi, une plus grande variabilité des variations des prix relatifs se produit grâce à une augmentation de l'incertitude *ex ante* de l'inflation, alors que l'inflation inattendue n'a aucun effet sur la VPR.

Les variantes des modèles d'extraction de signaux comprennent les modèles d'information imparfaite proposés par Hercowitz (1981), qui soulignent l'importance de l'inflation inattendue dans l'explication de la VPR. Ces modèles prévoient que les chocs de demande globale réalisés influencent effectivement la VPR. La relation est expliquée par l'ajustement lent des prix par les entreprises ayant une élasticité de l'offre plus élevée en réponse à un choc de demande globale inattendu que leurs homologues ayant une élasticité de l'offre plus faible (Bakhshi, 2002). En outre, on suppose que l'ampleur du choc de demande globale amplifie l'ampleur de la divergence des ajustements de prix entre les secteurs (Aarstol, 1999). Une raison derrière ce point de vue est qu'en présence d'une hétérogénéité sectorielle, on s'attend à ce que les secteurs dont les prix sont relativement plus flexibles répondent davantage à un choc externe que les secteurs dont les prix sont relativement rigides (Choi, 2010). Dans le même ordre d'idées, l'extension de la théorie de l'extraction du signal prédit une relation positive entre la surprise de l'inflation et la VPR, indiquant de possibles réponses asymétriques de la VPR à une inflation attendue positive et négative. En effet, cette théorie suggère que la taille des chocs et, par conséquent, le signe de l'inflation inattendue n'ont pas d'importance pour expliquer l'effet de l'inflation inattendue sur la VPR (Caraballo et Dabus, 2008).

Le modèle de coûts d'étiquetage développé par Sheshinski et Weiss (1977) prédit que l'augmentation de la variabilité des prix relatifs découle de l'augmentation de l'inflation attendue. En particulier, le modèle de Sheshinski-Weiss souligne que les entreprises devraient fonctionner selon des règles optimales d'ajustement des prix (S,s). Cette règle de prix suggère que lorsque l'inflation augmente, les entreprises ajustent les prix nominaux de leurs biens à la hausse jusqu'à la limite supérieure de S, tandis que l'inflation érode les prix réels jusqu'à une limite inférieure s. Les ajustements à la hausse des prix nominaux des biens doivent être tels que l'augmentation des prix réels qui en résulte soit égale à la limite supérieure de S. En conséquence, la théorie prévoit qu'une augmentation de l'inflation élargit les limites entre les s et S optimaux, ce qui entraîne une plus grande variabilité de la variation des prix relatifs (Aarstol, 1999). Cela se produit parce que les vendeurs en situation de concurrence monopolistique ajustent rarement les prix nominaux, même lorsque les prix réels sont sans cesse érodés par la hausse du taux d'inflation (Reinsdorf, 1994).

Une hypothèse importante qui sous-tend le modèle de recherche monétaire est que les acheteurs sont confrontés à des informations incomplètes sur les prix des marchandises offertes par différents

vendeurs (Becker et Nautz, 2009). Il existe deux théories antagonistes pour expliquer le lien entre l'inflation et la VPR dans le cadre des modèles de recherche monétaire, certaines études prévoyant une relation positive tandis que d'autres suggèrent un effet négatif de l'inflation sur la VPR. La littérature suggère que l'inflation augmente la dispersion des prix à cause du caractère obsolète des informations sur les prix des consommateurs, ce qui empêche l'élimination de la dispersion des prix par une recherche accrue des prix proposés par les vendeurs (Stigler et Kindahl, 1970). L'inflation réduit le stock d'informations sur les prix détenu par des clients hétérogènes (Van Hoomissen, 1988). Grâce à l'augmentation des coûts de recherche qui inhibe les efforts de recherche ultérieurs, les entreprises gagnent en pouvoir de marché, offrant des prix plus élevés pour les biens vendus, ce qui entraîne une plus grande dispersion des prix (Valdovinos et Gerling, 2011). Reinsdorf (1994) suggère un effet négatif de l'inflation sur la dispersion des prix, qui reflète les efforts de recherche accrus des consommateurs induits par une inflation inattendue en raison d'une information incomplète sur la distribution des prix. Cette étude distingue clairement les effets à court terme et à long terme de l'inflation sur la VPR, afin de concilier les prédictions contradictoires des théories de recherche monétaire. D'une part, les théories prédisant un effet négatif de l'inflation sur la dispersion des prix se rapportent à un comportement à court terme, reflétant l'ajustement décalé des attentes lorsque l'inflation augmente. D'autre part, il est prédit qu'il existe une association positive entre l'inflation et la dispersion des prix. Cette relation apparaît lorsque les clients sont découragés de reconstituer des stocks d'information sur les prix en baisse dans un environnement inflationniste, car une hausse prolongée de l'inflation crée des attentes de persistance de l'inflation. En général, la littérature passée en revue suggère que la relation entre l'inflation et la VPR ne peut être expliquée de manière adéquate par un seul modèle théorique. Compte tenu de l'effet de l'inflation attendue sur la VPR, les modèles de coûts d'étiquetage et de recherche monétaire sont probablement plus pertinents pour expliquer cette relation dans l'espace CEDEAO.

2.2 Littérature empirique

Une littérature empirique de plus en plus importante donne du crédit aux diverses prédictions des modèles théoriques expliquant la relation entre l'inflation et la VPR. Conformément à son propre modèle théorique du lien entre l'inflation et la VPR dans le cadre des modèles de recherche monétaire, Van Hoomissen (1988) a trouvé une forte relation positive entre le taux d'inflation des prix du marché et la dispersion des prix en Israël sur la période 1971-1984. En utilisant des données au niveau micro pour les Etats-Unis, Reinsdorf (1994) a montré une relation négative entre l'inflation et la dispersion des prix. Ce résultat est lié à la prédiction selon laquelle l'inflation inattendue induit davantage de recherche lorsque les clients disposent d'informations incomplètes sur les prix proposés par les vendeurs. Pour approfondir la question, l'étude a trouvé un impact positif de l'inflation attendue sur la dispersion des prix, tandis que l'inflation inattendue était négativement liée à la dispersion des prix.

Alors que certaines études ont testé des théories spécifiques expliquant la relation inflation-VPR, Aarstol (1999) a montré qu'il est utile de mener un test complet de ces théories simultanément. Ce

travail empirique influent a suscité l'intérêt de la recherche sur la réponse de la VPR face à l'inflation attendue, inattendue et à l'incertitude de l'inflation. Aarstol (1999) a décomposé l'inflation inattendue en composantes positives et négatives afin de saisir la réponse asymétrique de la VPR face à l'inflation inattendue. L'inflation attendue et l'incertitude de l'inflation ex ante ont été générées à l'aide d'un modèle d'inflation autorégressif conditionnel hétéroscédastique généralisé-GARCH (1 1). Les résultats montrent un effet positif et statistiquement significatif de l'inflation attendue, des chocs positifs d'inflation inattendue et de l'incertitude de l'inflation sur la VPR, tandis que l'inflation inattendue négative a montré un coefficient positif mais non significatif. En considérant des tests séparés pour les théories des coûts de menu, de l'extraction du signal et de l'extension de l'extraction du signal, Aarstol (1999) a conclu qu'aucun de ces modèles, pris individuellement ou collectivement, n'explique complètement la VPR de l'inflation aux États-Unis sur la période comprise entre 1948 et 1997.

Une question qui retient de plus en plus l'attention des chercheurs est celle de la détermination de la forme fonctionnelle appropriée pour expliquer la relation entre l'inflation et la VPR. Cette question est extrêmement importante pour la mise en œuvre de la politique monétaire, car elle permet d'évaluer le niveau optimal d'inflation qui minimise la variabilité des prix relatifs (Fielding et Mizen, 2008). Plusieurs études ont démontré l'existence d'une non-linéarité entre l'inflation et la VPR, certaines indiquant une relation en forme de U (par exemple, Fielding et Mizen, 2008 ; Choi, 2010). Cette forme fonctionnelle dépend du degré de rigidité des prix, le profil en U reflétant des environnements de fixation des prix plus rigides, tandis qu'il disparaît dans des environnements de fixation des prix plus flexibles (Choi, 2010). En appliquant une approche non paramétrique et en décomposant l'inflation en composantes attendues et inattendues à l'aide d'un modèle GARCH de l'inflation pour prédire l'incertitude de l'inflation, Fielding et Mizen (2008) ont montré une relation non linéaire entre l'inflation attendue et la VPR qui décrit une forme fonctionnelle quadratique. Cette conclusion implique qu'il existe un niveau optimal positif d'inflation qui minimiserait la VPR.

Caraballo et Dabus (2008) ont appliqué un modèle de Markov-Switching, désagrégeant l'inflation inattendue en composantes positives et négatives et utilisant un modèle d'inflation GARCH (1 1) pour dériver une approximation de l'incertitude de l'inflation en Argentine. Les résultats ont montré une relation non linéaire entre l'inflation et la VPR, l'impact des composantes de l'inflation sur la VPR variant selon les différents régimes d'inflation. Ils ont montré que l'incertitude de l'inflation, l'inflation attendue et l'inflation inattendue étaient des composantes significatives expliquant la VPR dans les régimes de forte, très forte et hyperinflation. L'inflation attendue et l'inflation inattendue positive sont des déterminants importants de la VPR dans un régime modéré, caractérisé par une période d'inflation stable. Elle a montré que pour le régime modéré caractérisé par une période d'inflation changeante, l'inflation inattendue était statistiquement significative alors que l'inflation attendue ne l'était pas.

En appliquant l'analyse de régression progressive, Choi (2010) a montré une relation en forme de U entre l'inflation et la VPR autour d'un taux d'inflation positif pour un groupe de pays appliquant

le ciblage de l'inflation. L'étude a clairement montré un profil en forme de U dans les milieux à faible inflation caractérisés par des ajustements de prix rigides, qui a disparu dans les milieux à forte inflation associés à des ajustements de prix plus flexibles.

En tenant compte de l'effet de seuil de l'inflation pour expliquer le lien entre l'inflation et la VPR dans un panel de villes américaines, Bick et Nautz (2008) ont constaté un impact positif de l'inflation sur la VPR aux États-Unis lorsque l'inflation dépasse une valeur seuil comprise entre 2,8 % et 4,4 %. En revanche, l'inflation est négativement liée à la VPR en dessous de la valeur seuil de 1,67 %. Becker et Nautz (2009) ont montré que l'impact de l'inflation attendue sur la VPR s'est affaibli aux États-Unis depuis les années 1990, lorsque les prévisions d'inflation se sont stabilisées à un niveau inférieur.

Peu d'études ont appliqué des approches de seuil de panel pour explorer les non-linéarités et les effets de seuil de l'inflation sur la VPR. Nautz et Scharff (2012) ont considéré le modèle de seuil de panel attribué à Hansen (2000) pour étudier les non-linéarités et les effets de seuil de l'inflation sur la VPR dans la Zone Euro. L'étude a révélé une relation en forme de U entre l'inflation et la VPR, montrant clairement les effets de seuil de l'inflation attendue sur la VPR. Ils ont constaté que l'inflation attendue induit une plus grande variabilité des prix relatifs lorsqu'elle est soit trop élevée (au moins 4,96 % par an) ou trop faible (au plus 0,95 % par an).

En explorant des effets de seuil similaires dans l'explication de la relation inflation-VPR à travers les villes chinoises, en utilisant un PSTR, Gu et al. (2016) ont montré une variation significative de l'impact marginal de l'inflation sur la VPR au fil du temps. L'étude révèle l'existence de trois régimes d'inflation différents (faible, intermédiaire et élevé), la valeur seuil de l'inflation dans le régime intermédiaire étant comprise entre 3,60 % et 6,10 % par an. Les résultats montrent que l'impact de l'inflation attendue, de l'inflation inattendue et de l'incertitude de l'inflation sur la VPR dépend des différents régimes d'inflation. Le coefficient de l'inflation attendue a montré un effet négatif mais non significatif dans le régime de faible inflation, qui est devenu positif dans le régime d'inflation intermédiaire et significativement positif dans le régime d'inflation élevée. De même, l'incertitude de l'inflation *ex ante* a révélé des effets qualitativement similaires dans les trois régimes d'inflation différents, bien qu'elle soit faiblement liée positivement à la VPR dans le régime d'inflation intermédiaire. En ce qui concerne la surprise de l'inflation, l'étude a trouvé un effet négatif important d'une inflation positive inattendue sur la VPR dans le régime d'inflation intermédiaire. Dans les régimes d'inflation faible et élevée, la surprise positive de l'inflation a montré un effet positif significatif sur la VPR. En revanche, l'étude a trouvé un effet significativement négatif de l'inflation inattendue négative sur la VPR dans le régime d'inflation intermédiaire, qui n'est pas statistiquement significatif dans les régimes d'inflation faible et élevée.

Les études sur la relation inflation-VPR dans l'espace CEDEAO sont rares. Ukoha (2007) a exploré cette relation pour le secteur agricole au Nigeria, ce qui offre des preuves limitées sur les effets réels de l'inflation. En ce qui concerne l'UEMOA, Valdovinos et Gerling (2011) ont trouvé un effet positif important de l'inflation attendue sur la VPR dans certains pays. Les résultats fournissent

également des preuves de la réponse asymétrique de la VPR à la surprise de l'inflation dans certains pays. Bien que cette étude ait trouvé une variation considérable de ces résultats entre les pays, elle n'a pas approfondi l'impact changeant dans le temps des diverses composantes de l'inflation sur la VPR à travers les différents régimes d'inflation au fil des ans.

Bien que la littérature fournisse de nombreuses évidences sur l'existence de la non-linéarité et des effets de seuil de l'inflation sur la VPR, il n'est pas clair si ces arguments se vérifient dans les pays de la CEDEAO. Il est intéressant de noter que la plupart des gouvernements de la région de la CEDEAO influencent la politique de prix des entreprises privées sur les produits pétroliers, malgré l'élimination des subventions, afin d'éviter la répercussion complète des augmentations des cours mondiaux du pétrole brut sur les prix intérieurs à la pompe. Compte tenu de cette rigidité des prix, il est impératif de déterminer si l'impact de l'inflation attendue sur la VPR varie selon les différents régimes d'inflation dans la ZMAO, l'UEMOA et la CEDEAO pour une formulation et une mise en œuvre plus efficaces de la politique monétaire. À notre connaissance, les recherches précédentes ont négligé cette question dans l'espace CEDEAO, qui est abordée de manière empirique dans la section 4.

3.0 Dynamique de l'inflation et de la variabilité des prix relatifs dans la CEDEAO

La CEDEAO a été créée en mai 1975 avec pour principal objectif d'établir une union économique en Afrique de l'Ouest. La Communauté a adopté le Programme de Coopération Monétaire de la CEDEAO (PCMC) en 1987, qui a abouti à l'élaboration de critères de convergence macroéconomique, élément central du PCMC à remplir par tous les pays membres avant le démarrage officiel de l'Union. Pour accélérer le processus d'intégration, la Conférence de la CEDEAO a adopté en 1999 une approche à deux voies, qui a conduit à la signature de l'Accord de la ZMAO en 2000. La Zone devait adopter une monnaie unique et, à terme, œuvrer pour rejoindre les États membres de l'UEMOA/UEMOA, qui avaient une monnaie unique. Ceci afin de permettre l'adoption d'une monnaie commune au sein de la CEDEAO.

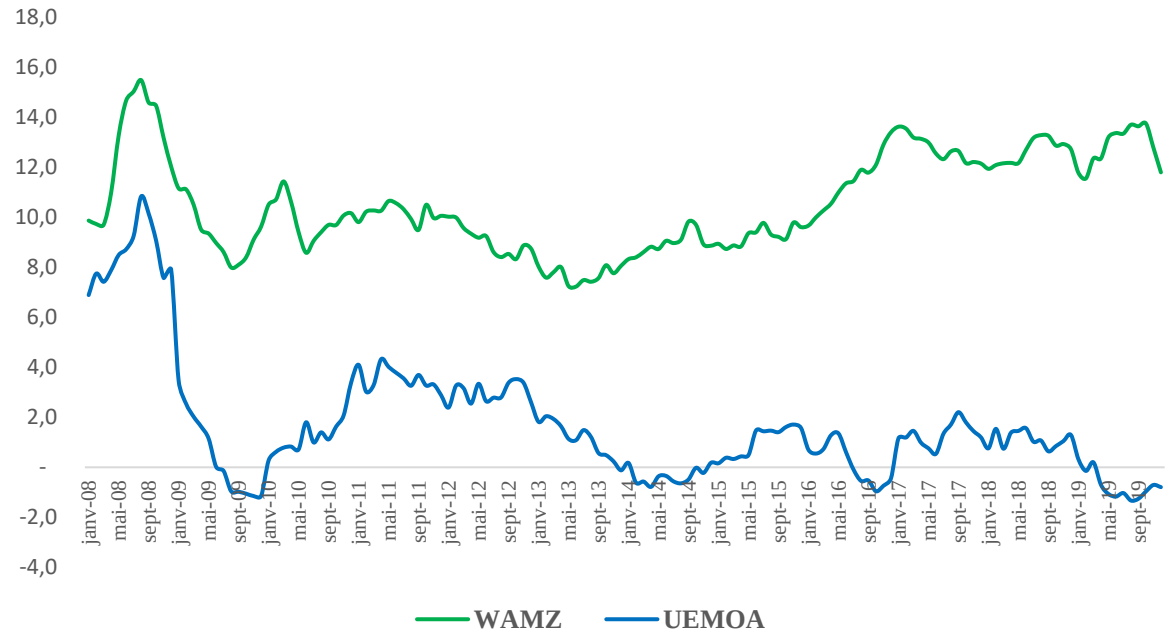
L'UEMOA a harmonisé son IPC en 1997, ce qui permet aux pays membres et à la Commission de communiquer un indicateur du niveau des prix cohérent, précis et comparable pour les huit pays membres. Les pressions inflationnistes dans la Zone se sont intensifiées en 2008, le taux d'inflation moyen de la Zone ayant augmenté de manière significative pour atteindre 8,5 % en 2008, contre 2,9 % en 2007, principalement en raison de la sécheresse dans certains pays membres et d'une augmentation des prix des produits pétroliers au début de l'année.[3] Toutefois, la Zone a enregistré des taux d'inflation faibles et stables depuis cette date, les taux moyens restant inférieurs à 3,5 % depuis 2009. Il était en moyenne de 3,4 % en décembre 2010, mais a progressivement diminué pour atteindre -0,1 % en décembre 2013. Le taux d'inflation moyen de la Zone a été de 0,7 % au cours de la période 2014 - 2018, mais a sensiblement diminué pour se situer à -0,7 % en 2019. La principale raison de la faible inflation dans la Zone est le régime de taux de change fixe appliqué par les pays membres, la monnaie de la Zone (CFA) étant arrimée à l'Euro. Cela élimine les

[3] AMAO (2009), Rapport 2008 sur la convergence macroéconomique.

fluctuations et minimise l'effet de transmission du taux de change à l'inflation. Sur le plan intérieur, l'inflation des produits alimentaires, qui est un moteur important des prix dans la sous-région, a connu une tendance baissière dans la plupart des pays membres au cours de la période 2017 - 2019, enregistrant -2,2 % en 2019. Cette tendance baissière est attribuée, entre autres, aux interventions des pouvoirs publics pour intensifier les activités du secteur réel, et aux denrées alimentaires distribuées par les Organisations Non Gouvernementales. Même s'il est souhaitable que l'inflation reste dans le seuil de convergence macroéconomique de la CEDEAO, il convient de noter que l'inflation négative persistante constitue un risque de ralentissement de l'économie car elle incite à reporter les dépenses dans l'attente d'un prix plus bas à l'avenir, entraînant une baisse de la production, des bénéfices et de l'emploi (Kumar et al., 2003).

L'IPC de la ZMAO n'a cependant pas été harmonisé, car les six pays membres utilisent des méthodologies/cadres différents pour établir l'IPC. Par conséquent, la comparabilité de l'inflation reste difficile au sein des pays de la ZMAO, étant donné les différences dans la composition du panier, le nombre de sous-catégories et la couverture. Le taux d'inflation moyen dans la Zone, qui s'élevait à 12,0 % en décembre 2008, a baissé pour s'établir à 10,2 % et 10,1 % en décembre 2010 et décembre 2011, respectivement. Les pressions inflationnistes se sont atténuées entre 2012 et 2015, l'inflation moyenne étant baissée à 8,7 % durant cette période. Toutefois, elle a grimpé pour atteindre 13,4 % en décembre 2016, mais a ensuite baissé à 11,8 % en décembre 2019. Les principales raisons de l'augmentation des pressions inflationnistes dans les pays de la ZMAO comprennent des politiques budgétaires et monétaires expansionnistes et la monétisation ultérieure de ces déficits par le système bancaire, la dépréciation des monnaies nationales, des conditions météorologiques défavorables culminant dans l'augmentation des prix des denrées alimentaires, la hausse des prix de l'énergie et des services publics et la flambée des prix des produits de base internationaux.

Graphique 1 : Tendances de l'inflation dans la ZMAO et l'UEMOA (2008 - 2019)

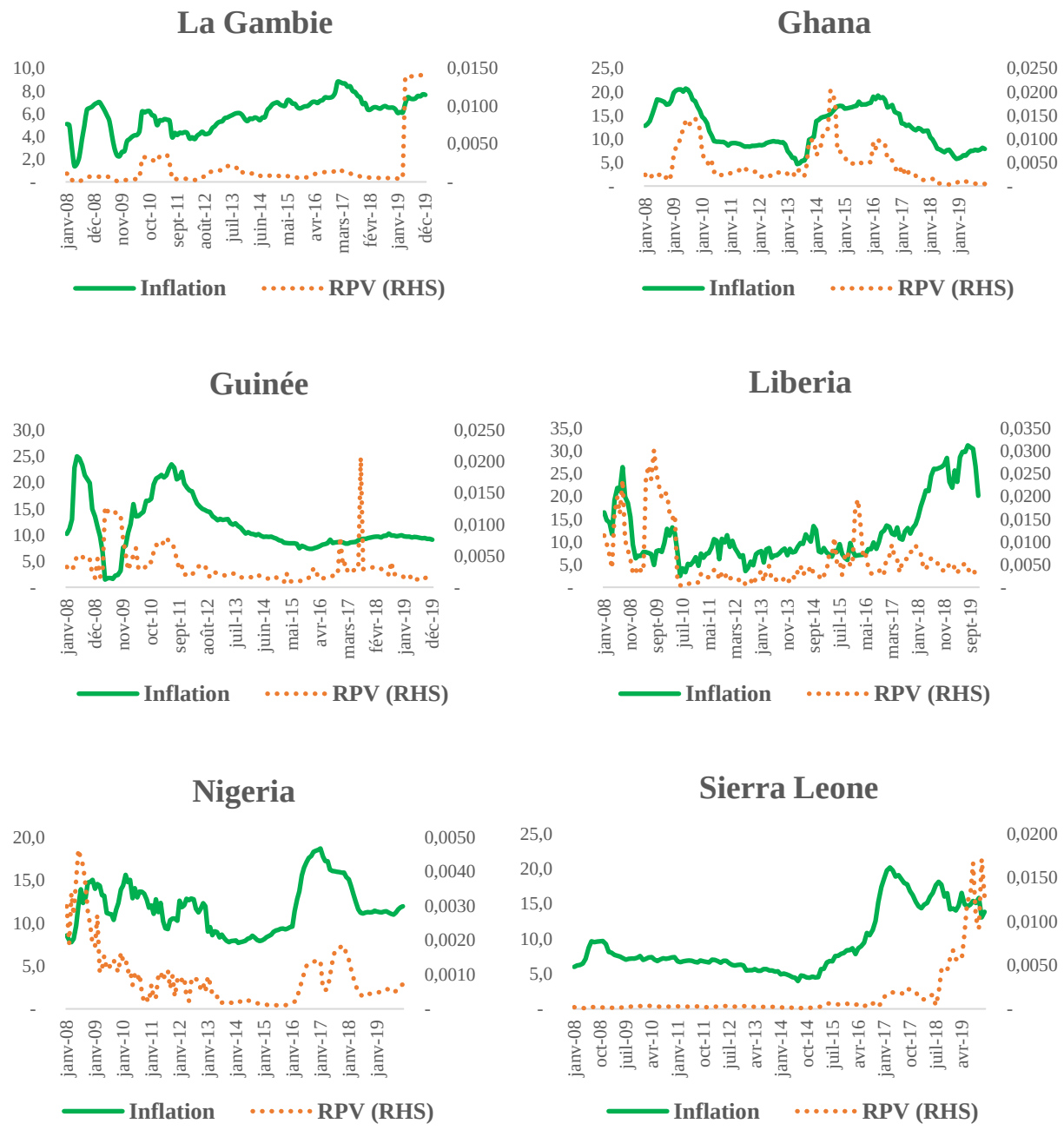


Les tendances de l'inflation et de la VPR pour chacun des 15 États membres de la CEDEAO sont représentées dans le graphique 2.[4] Elles indiquent une association relativement positive entre l'inflation et la VPR dans la plupart des pays, ce qui signifie que l'inflation fait augmenter la VPR dans la plupart des pays de la CEDEAO. Pour confirmer davantage cette relation, nous avons également calculé les coefficients de corrélation entre l'inflation et la VPR dans tous les pays de la CEDEAO pour la période allant de janvier 2008 à décembre 2019. Les coefficients de corrélation sont devenus positifs dans la plupart des pays, confirmant ainsi la relation positive dans les pays de la CEDEAO au cours de la période étudiée.

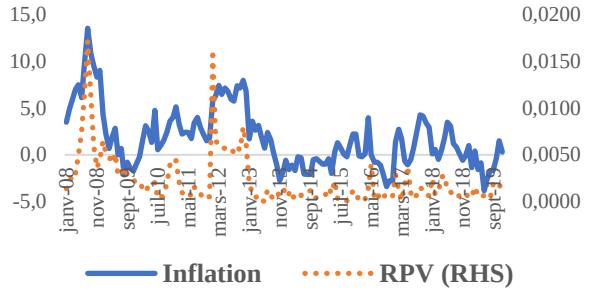
En outre, la VPR est plus dispersée dans les périodes de taux d'inflation élevés ou très faibles dans de nombreux pays. Par exemple, une inflation élevée a abouti à une VPR élevée au Ghana (juin 2009), au Liberia (août 2008), au Bénin (août 2008), au Burkina Faso (août 2008), en Côte d'Ivoire (avril 2011) et au Togo (octobre 2008), entre autres. Par contre, la transition vers une inflation très faible au Liberia (août 2009), en Côte d'Ivoire (avril 2012) et au Cap-Vert (octobre 2009 et juillet 2016) a conduit à une VPR élevée dans ces pays au cours de ces périodes.

[4] La VPR est calculée comme la somme pondérée des écarts au carré des variations des prix des produits de base pris individuellement autour de l'inflation moyenne pour chaque pays. Voir l'équation 9.

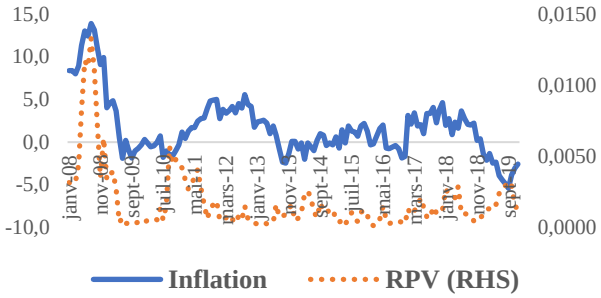
Graphique 2 : Inflation et variabilité relative des prix dans les pays de la CEDEAO (2008 - 2019)



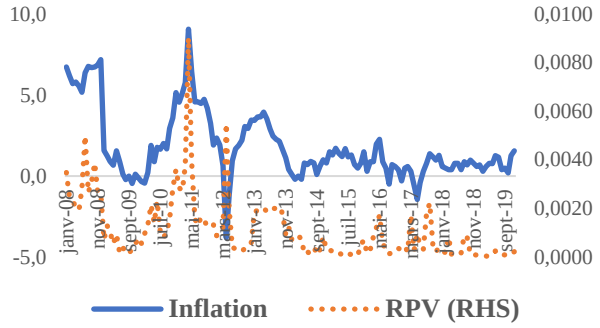
Benin



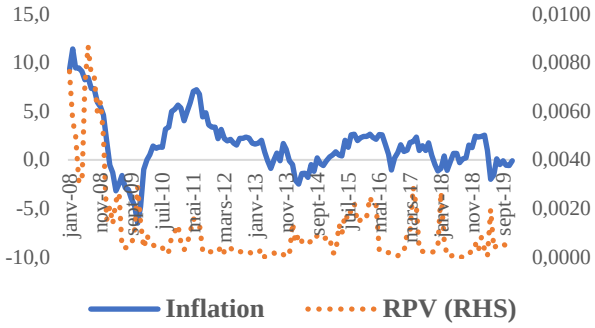
Burkina Faso



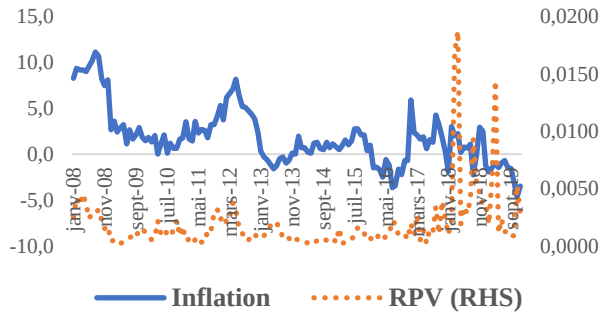
Cote d'Ivoire



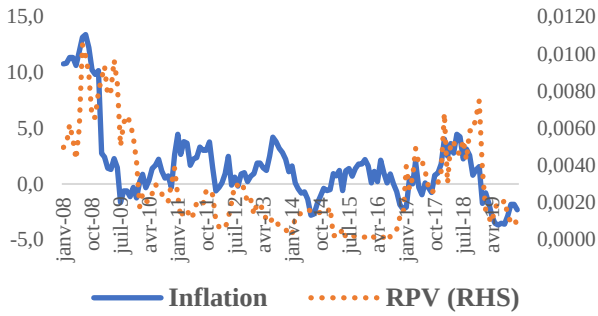
Guinée Bissau



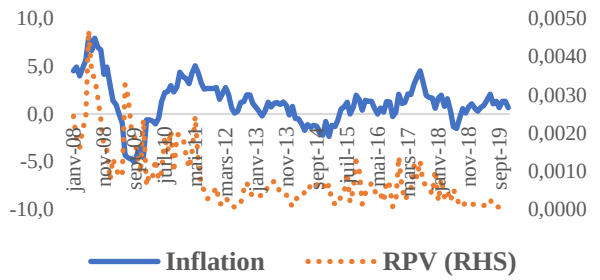
Mali



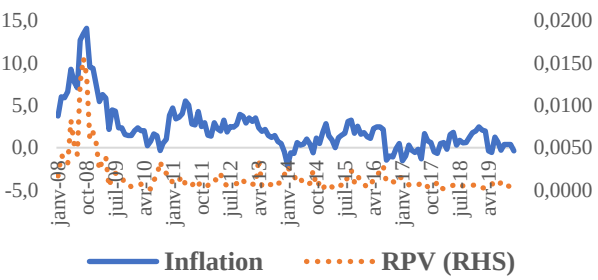
Niger

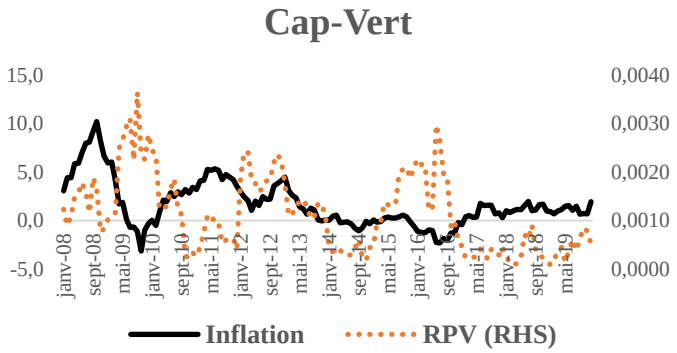


Senegal



Togo





Les données disponibles sur les composantes de l'IPC ont montré que les grandes variations de l'IPC se traduisent par une plus grande variabilité des prix relatifs entre les pays. Par exemple, l'augmentation significative de l'IPC de l'information et des communications en Gambie et au Ghana en mai 2009 et avril 2019 a conduit à une forte VPR. De même, la relation était également visible lorsque l'IPC des produits alimentaires a augmenté de manière significative en Côte d'Ivoire et en Guinée en avril 2011 et en août 2017, respectivement. Par ailleurs, l'augmentation de l'IPC pour les restaurants et les hôtels, le mobilier, l'équipement ménager et l'entretien courant des ménages ainsi que les vêtements et les chaussures au Liberia en mai 2009 a abouti à une VPR élevée même si l'inflation globale a diminué au cours de la période.

Il est donc pertinent de noter que les fortes fluctuations de prix culminant avec des taux d'inflation élevés ou très faibles conduisent à une VPR élevée dans les pays de la CEDEAO, ce qui tend à déformer le contenu informatif des prix nominaux. Par conséquent, il pourrait y avoir des seuils d'inflation optimaux des deux côtés qui minimisent la VPR dans ces pays, ce que cette étude se propose de vérifier.

4.0 Modèle, technique d'estimation et données

4.1 Spécifications du modèle

S'appuyant sur la littérature empirique (par exemple, Bick et Nautz, 2008 ; Nautz et Scharff, 2012), ce papier examine un modèle de base qui explique la relation entre l'inflation et la VPR dans un cadre de données de panel, comme spécifié dans l'équation (1) :

$$RPV_{i,t} = \alpha_i + \beta|\pi_{i,t}| + \varepsilon_{i,t} \qquad (1)$$

Où la variable dépendante, $RPV_{i,t}$ est la variabilité des prix relatifs dans le pays *i* au moment t ; α_i est les effets fixes spécifiques au pays ; $\pi_{i,t}$ est le taux d'inflation réel dans le pays *i* au moment t ; et ε_{it} est le terme d'erreur. Dans cette spécification, la valeur absolue de l'inflation ($|\pi_{i,t}|$) est utilisée pour nous permettre de déterminer l'effet de l'ampleur de l'inflation sur la VPR indépendamment de son signe (Caraballo et Dabus, 2008). Aarstol (1996) a proposé un cadre empirique qui inclut toutes les composantes de l'inflation (incertitude de l'inflation, inflation

attendue et inattendue) comme variables explicatives afin de tester simultanément les théories contradictoires de la relation inflation-VPR. En suivant cette approche, nous décomposons $\pi_{i,t}$ dans l'équation (1) en inflation attendue et inattendue. En élargissant l'équation (1) pour inclure l'incertitude de l'inflation, on obtient l'équation (2) :

$$RPV_{i,t} = \alpha_i + \beta_1|\pi^e_{i,t}| + \beta_2|\pi^{ue}_{i,t}| + \beta_3\pi^{uncer}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Où $\pi^e_{i,t}$ est l'inflation attendue, $\pi^{ue}_{i,t}$ désigne l'inflation inattendue, mesurée en tant que différence entre l'inflation réelle ($\pi_{i,t}$) et l'inflation attendue ($\pi_{i,t} - \pi^e_{i,t}$), et $\pi^{uncer}_{i,t}$ est l'incertitude de l'inflation. Conformément à la littérature empirique (Aarstol, 1999 ; Caraballo et Dabus, 2008 ; Becker et Nautz, 2009 ; Valdovinos et Gerling, 2011), l'inflation attendue et l'inflation inattendue sont calculées à l'aide d'un modèle GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity ou autorégressifs conditionnellement hétéroscédastiques généralisés) proposé par Bollerslev (1986).[5]

La théorie des coûts d'étiquetage prédit que l'inflation attendue a un fort impact positif sur la VPR, tandis que les modèles d'extraction de signaux et d'extension de l'extraction de signaux prédisent que l'augmentation de l'incertitude de l'inflation et de l'inflation inattendue augmentera la VPR. Ces derniers suggèrent implicitement que $\beta_1, \beta_2, and\ \beta_3 > 0$. Sur la base des prédictions de l'extension de la théorie de l'extraction du signal, plusieurs études ont ensuite décomposé l'inflation inattendue en inflation inattendue positive et négative afin de saisir les éventuelles réponses asymétriques de la VPR à ces composantes de l'inflation (par exemple, Aarstol, 1999 ; Caraballo et Dabus, 2008 ; Becker et Nautz, 2009 ; Nautz et Scharff, 2012 ; Gu et al., 2016). Bien que le présent document s'intéresse à l'impact de l'inflation attendue sur la VPR, l'équation (2) est étendue pour saisir toutes les théories contradictoires de la relation inflation-VPR, comme spécifié dans l'équation (3) :

$$RPV_{i,t} = \alpha_i + \beta_1|\pi^e_{i,t}| + \beta_2\pi^{ue+}_{i,t} + \beta_3|\pi^{ue-}_{i,t}| + \beta_4\pi^{uncer}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Où $\pi^{ue+}_{i,t}$ et $\pi^{ue-}_{i,t}$ désignent l'inflation inattendue positive et négative, respectivement. Suivant Gu et al. (2016), l'inflation inattendue positive est définie comme suit :

$$\pi^{ue+}_{i,t} = \begin{cases} \pi^{ue}_{i,t} & if\ \pi^{ue}_{i,t} \geq 0 \\ 0, & autrement, \end{cases} \quad (4)$$

Également, l'inflation négative inattendue est mesurée comme suit :

$$\pi^{ue-}_{i,t} = \begin{cases} \pi^{ue}_{i,t} & if\ \pi^{ue}_{i,t} \leq 0 \\ 0, & autrement, \end{cases} \quad (5)$$

De même, conformément à Gu et al. (2016), une spécification à trois régimes d'un modèle PSTR est adoptée, comme spécifié dans l'équation (6). Cette approche de modélisation semble dépeindre

[5] La spécification GARCH est abordée dans la sous-section 4.3.

les différents épisodes d'inflation de la région de la CEDEAO, puisque la plupart des pays ont connu des épisodes d'inflation faible, modérée et élevée.

$$RPV_{i,t} = \alpha_i + \beta_{0,1}|\pi^{e}_{i,t}| + \beta_{0,2}\pi^{ue+}_{i,t} + \beta_{0,3}|\pi^{ue-}_{i,t}| + \beta_{0,4}\pi^{uncer}_{it} + \sum_{t=1}^{r}(\beta_{\tau,1}|\pi^{e}_{i,t}| + \beta_{\tau,2}\pi^{ue+}_{i,t} + \beta_{\tau,3}|\pi^{ue-}_{it}| + \beta_{\tau,4}\pi^{uncer}_{it})g^{(\tau)}(q_{i,t};\, \gamma^{(\tau)}, c^{(\tau)}) + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$RPV_{i,t} = \alpha_i + \beta_0' x_{i.t} + \sum_{\tau=1}^{r} \beta_\tau' \, x_{it} g^{(\tau)}(q_{i,t};\, \gamma^{(\tau)}, c^{(\tau)}) + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

Où $x_{i,t}$ est un vecteur (dimension k_x x 1) de variables exogènes variant dans le temps (inflation attendue, inflation inattendue positive et négative, et incertitude de l'inflation) et $\varepsilon_{i,t}$ est un terme d'erreur.

4.2 Technique d'estimation

La littérature empirique met en évidence un impact variable dans le temps de l'inflation sur la VPR, reflétant les effets non linéaires de l'inflation sur la VPR (par exemple, Fielding et Mizen, 2008 ; Choi, 2010 ; Nautz et Scharff, 2012 ; Gu et al., 2016). Pour explorer de telles non-linéarités, ce papier utilise le modèle PSTR développé par Gonzalez, Terasvirta et van Dijk (2005). En tenant compte de ces variations entre les différents régimes d'inflation, le modèle PSTR garantit que les estimations des paramètres qui en résultent ne sont pas biaisées et que des conclusions plus précises peuvent être tirées concernant le lien entre l'inflation et la VPR (Gu et al., 2016). Comme nous l'avons vu, l'inflation présente une hétérogénéité importante dans l'espace CEDEAO. Le modèle PSTR nous permet d'exploiter cette hétérogénéité pour déterminer le seuil d'inflation qui minimiserait les effets de distorsion de l'inflation attendue sur la VPR entre les pays. Grâce à ces variations entre les différents régimes d'inflation, le modèle PSTR offre une approche plus utile pour aborder les problèmes d'hétérogénéité et de ruptures structurelles dans l'inflation. Les ruptures structurelles peuvent provenir de chocs externes qui affectent les prix des denrées alimentaires et de l'énergie, et des politiques intérieures, notamment les interventions gouvernementales qui affectent les activités du secteur réel et influencent les composantes de l'IPC.

Conformément à Gonzalez et al. (2005), une fonction logistique est adoptée pour estimer les paramètres du modèle PSTR, définis comme suit :

$$g^{(\tau)}(q_{i,t};\, \gamma^{(\tau)}, c^{(\tau)}) = \left[1 + \exp\left(-\gamma^{(\tau)} \prod_{z=1}^{m}(q_{i,t} - c_z^{(\tau)})\right)\right]^{-1}, \gamma^{(\tau)} > 0, c_1^{(\tau)} \leq \cdots \leq c_m^{(\tau)}, \quad (8)$$

Où $c^{\tau} = \left[c_1^{(\tau)}, \ldots, c_m^{(\tau)}\right]'$ décrit un vecteur de paramètres de localisation à m dimensions et le paramètre de pente $\gamma^{(\tau)}$ détermine le lissage de la fonction de transition des régimes d'inflation faible à élevée. c^{τ} est un vecteur de paramètres de localisation et $q_{i,t}$ est la variable de seuil (taux d'inflation). Suivant Gu et al. (2016), la variable de seuil est exclue du vecteur des variables explicatives exogènes, $x_{i,t}$. La fonction de transition $g^{(\tau)}(q_{i,t};\, \gamma^{(\tau)}, c^{(\tau)})$ est une fonction continue de la variable de seuil, $q_{i,t}$ qui prend des valeurs entre 0 et 1. Lorsque le paramètre de localisation c est une valeur fixe, les paramètres des variables explicatives exogènes dans $x_{i,t}$ évoluent de manière fluide d'un régime de faible inflation (β_0) à un régime de forte inflation ($\beta_0 + \beta_1$) (voir Wang, Hao et Yao, 2017).

En estimant le modèle PSTR, Gonzalez et al. (2005) ont souligné qu'un modèle avec m=1 ou m=2 est suffisant pour saisir l'hétérogénéité entre les pays. L'un des problèmes concerne la possibilité d'un biais de simultanéité entre l'inflation et la VPR, comme le suggèrent certains travaux empiriques (Grier et Perry, 1996 ; Parsley, 1996 ; Carabello et Dabus, 2008). Parsley (1996) a fait écho au fait qu'une variable non observable peut être à l'origine à la fois de l'inflation et de la variabilité des prix relatifs, en particulier lorsque des données agrégées sont utilisées pour explorer ce lien. Cela peut conduire à des estimations de paramètres biaisées et incohérentes. De même, la décomposition de l'inflation réelle en inflation attendue et inattendue peut créer le problème des erreurs de mesure, conduisant à une endogénéité possible à travers la corrélation entre le terme d'erreur $\varepsilon_{i,t}$, l'inflation attendue et inattendue. Pour atténuer ce problème, nous suivons l'approche de Gonzalez et al. (2005) et utilisons une période décalée de la variable de seuil d'inflation, et toutes les composantes de l'inflation saisies dans le vecteur $x_{i,t}$.

4.3 Description et sources des données

Ce travail utilise des données mensuelles sur la VPR et les différentes composantes de l'inflation sur la période 2008:M1-2019:M12. Le choix de la période d'étude a été dicté par les données disponibles sur l'IPC mensuel pour tous les pays de l'espace CEDEAO. L'annexe 1 présente la description des variables utilisées dans la régression. Suivant Parks (1978) et la littérature empirique, la variable dépendante VPR est construite comme la somme pondérée des écarts au carré des variations de prix de chaque produit de base (π_{ijt}) autour de l'inflation moyenne pour chaque pays i (π_{it}).

$$RPV_{it} = \sum_{j=1}^{n} w_{ijt}(\pi_{ijt} - \pi_{it})^2 \qquad (9)$$

Où w_{ijt} est la pondération spécifique au pays de la jème marchandise dans le panier de l'IPC ; $\pi_{ijt_{it}} = 100 * \Delta lnp_{ijt}$, où p_{ijt} est l'IPC de la jème marchandise dans le pays *i* à la période *t* ; et $\pi_{it} = 100 * \Delta lnP_{it}$, où $P_{it} = \sum_{j=1}^{n} w_{ijt}p_{ijt}$. Les données sur les indices des prix à la consommation dans la ZMAO ont été obtenues auprès des Banques Centrales et des bureaux de statistiques respectifs, tandis que celles de l'UEMOA proviennent de la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO). Il est intéressant de noter qu'en 1997, l'UEMOA a adopté un Indice Harmonisé des Prix à la Consommation (IHPC), qui comprenait 12 sous-catégories de produits. Par contre, le cadre de l'IPC n'est à ce jour pas encore harmonisé entre les pays de la ZMAO et les pays utilisent actuellement différentes catégories de produits de base pour calculer l'IPC.

La variable de seuil, l'inflation globale absolue, est mesurée en tant que variation annuelle en pourcentage de l'IPC mensuel. Comme mentionné précédemment, cette variable est décalée d'une période comme variable de seuil afin de minimiser le problème d'endogénéité potentielle. De même, toutes les composantes de l'inflation dans le vecteur $x_{i,t}$ ont été décalées d'une période afin d'atténuer cet éventuel biais de simultanéité. Pour vérifier la robustesse des résultats, nous avons considéré la valeur absolue de l'inflation de base décalée d'une période comme une variable de

seuil alternative. L'inflation sous-jacente est obtenue en excluant les prix des aliments et de l'énergie du panier de l'IPC, ce qui nous permet de contrôler les chocs d'offre (Becker et Nautz, 2009). La littérature reconnaît que l'inflation et la VPR sont toutes deux entachées de distorsions par les chocs d'offre, ce qui entraîne un problème potentiel d'endogénéité par le biais de la corrélation entre le terme d'erreur et l'inflation dans le modèle. Pour atténuer le problème d'endogénéité, la mesure de l'inflation sous-jacente est utilisée comme mesure alternative de l'inflation (par exemple, Jaramillo, 1999 ; Nautz et Scharff, 2012).

En l'absence de données d'enquête sur les prévisions d'inflation pour tous les pays de la CEDEAO, nous avons adopté un modèle GARCH proposé par Bollerslev (1986) pour générer à la fois l'inflation attendue et l'incertitude de l'inflation. Cette approche est largement utilisée dans les études empiriques pour obtenir des mesures acceptables de l'inflation attendue et de l'incertitude de l'inflation (par exemple, Aarstol, 1999 ; Caraballo et Dabus, 2008 ; Becker et Nautz, 2009 ; Valdovinos et Gerling, 2011). Le modèle GARCH (1 1) nous permet de saisir la persistance des chocs tout en obtenant une mesure variant dans le temps à la fois de l'inflation attendue et de l'incertitude de l'inflation. Ce modèle peut être estimé à partir d'un modèle général d'inflation (eq. 10) sur la période 2008:M1-2019 : M12 :

$$\pi_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1\pi_{i,t-1} + \cdots + \alpha_{12}\pi_{i,t-12} + \beta_1 v_{i,t-1} + \cdots \beta_{12} v_{i,t-12} + v_{i,t} \quad (10)$$

où $\pi_{i,t-1}, \ldots, \pi_{i,t-12}$ désigne le processus autorégressif $v_{i,t-1}, \ldots, v_{i,t-12}$ le processus de moyenne mobile (MA). L'inclusion des termes AR permet de saisir la persistance de l'inflation, tandis que les termes MA contrôlent les effets saisonniers. Le modèle GARCH (1 1) approprié est déterminé par le modèle qui minimise le critère d'information d'Akaike (AIC). À partir du modèle GARCH (1 1), la variance conditionnelle de l'inflation est exprimée comme une fonction de la variance conditionnelle et des termes d'erreur au carré décalés d'une période. $\omega > 0, \alpha \geq 0, \ \beta \geq 0$

$$\sigma_{i,t}^2 = \omega + \alpha v_{i,t-1}^2 + \beta\sigma_{vi,t-1}^2 \quad (11)$$

où $\omega > 0, \ \alpha \geq 0, \ \ \beta \geq 0$ est le paramètre GARCH, qui saisit la persistance de l'inflation et $\alpha + \beta < 1$ pour assurer un processus stationnaire de covariance. Ce document a adopté le modèle GARCH symétrique (1 1) en utilisant les prévisions à une période de l'inflation globale et de l'inflation sous-jacente pour obtenir des estimations de l'inflation attendue et de la variance conditionnelle de l'inflation. L'incertitude de l'inflation est calculée comme la racine carrée de la variance conditionnelle de l'inflation obtenue à partir de l'estimation du modèle GARCH (1 1) de l'inflation sur un horizon de prévision de 12 mois. Alors qu'une variante du modèle GARCH, le modèle exponentiel (EGARCH) permet de saisir l'effet asymétrique de l'inflation sur l'incertitude de l'inflation, ce papier examine le modèle GARCH (1 1) symétrique, puisque la littérature empirique met en évidence la réponse asymétrique de la VPR par rapport à l'inflation à travers une inflation inattendue positive et négative au lieu de l'incertitude de l'inflation. Comme indiqué, l'inflation inattendue est obtenue en soustrayant l'inflation attendue, $\pi_{i,t}^e$ de l'inflation réelle, π_{it}.

Dans les pays de l'espace CEDEAO, l'inflation attendue et l'incertitude de l'inflation *ex ante* ont été obtenues à partir de l'estimation d'un modèle GARCH (1 1) présenté dans l'annexe 2. Ce modèle a été estimé en utilisant quatre décalages du terme AR et les premier et douzième termes de la moyenne mobile (MA), déterminés par les critères d'information d'Akaike et de Schwartz. Le tableau 1 présente les statistiques descriptives de la VPR, de l'inflation globale et de l'incertitude *ex ante* de l'inflation dans les pays de la ZMAO et de l'UEMOA. En complément de l'analyse descriptive de la section 3, nous comparons la distribution de la VPR et de l'inflation entre ces Zones sur la période 2008:M1 à 2019:M12. L'examen de ces statistiques montre que les pays de la ZMAO ont connu des taux d'inflation plus élevés, qui ont atteint en moyenne 9,29 % par an, contre 1,70 % par an dans les pays de l'UEMOA sur la période. Il existe une hétérogénéité significative de l'inflation entre les pays des deux Zones, allant de -3,1 % à 31,3 % par an dans la ZMAO ; et de -6,5 % à 14,1 % par an dans les pays de l'UEMOA. Par conséquent, une inflation plus élevée dans la ZMAO a été associée à une variabilité relativement plus importante des prix relatifs, qui s'est établie en moyenne à 0,003 contre 0,002 dans les pays de l'UEMOA sur la période. Ces différences soulèvent la question de savoir si les effets de seuil de l'inflation sur la VPR diffèrent significativement entre les pays de la ZMAO et de l'UEMOA. La section suivante explore empiriquement ces questions.

Tableau 1 : Statistiques descriptives pour la ZMAO et l'UEMOA (Inflation globale)

Panel A : Pays de la ZMAO					
Variable	Obs.	Mean	Std.Dev.	Min	Max
Variabilité des prix relatifs	1.008	0,00277	0,00395	2,40e-05	0,0303
Inflation	1.008	9,293	5,767	-3,147	31,32
Incertitude de l'inflation	1.008	0,920	0,688	0,238	4,086

Panel B : Pays de l'UEMOA					
Variable	Obs	Mean	Std.Dev.	Min	Max
Variabilité des prix relatifs	1.152	0,00167	0,00219	3,39e-06	0,0187
Inflation	1.152	1,704	2,977	-6,508	14,07
Incertitude de l'inflation	1.152	1,037	0,377	0,345	2,552

5.0 Résultats empiriques et discussions

Cette section aborde les effets de seuil de l'inflation sur la VPR dans l'espace CEDEAO. De manière spécifique, elle détermine si l'impact de l'inflation attendue sur la VPR peut varier selon les différents régimes d'inflation.

5.1 Résultats de l'estimation du PSTR (CEDEAO)

L'existence d'une hétérogénéité de l'inflation dans les pays de la CEDEAO suggère que le modèle PSTR est une approche appropriée pour déterminer les non-linéarités et les effets de seuil de l'inflation sur la VPR. Dans l'estimation du modèle PSTR, Gonzalez et al. (2005) ont souligné la nécessité d'effectuer un test d'hétérogénéité pour déterminer si la relation sous-jacente est non linéaire ou non. Si l'hypothèse nulle d'homogénéité n'était pas rejetée, il conviendrait alors

d'estimer des modèles de données de panel linéaires tels que les modèles à effets fixes ou à effets aléatoires, en fonction du résultat du test de Hausman, afin de déterminer lequel de ces modèles convient pour expliquer la relation. En adoptant cette approche, l'hypothèse nulle d'homogénéité implique de tester le modèle linéaire (H0 : $r = 0$) contre le modèle PSTR avec au moins un seuil ou deux régimes. Le rejet de l'hypothèse nulle implique qu'il existe une hétérogénéité entre les pays. Cela nécessite des tests supplémentaires sur l'hétérogénéité restante afin de déterminer le nombre de paramètres de localisation (m) et de fonctions de transition (r).

Gonzalez et al. (2005) suggèrent qu'il est approprié d'envisager un modèle avec $m = 1$ ou $m = 2$, puisque ces paramètres de localisation permettent de prendre en compte les types de variation plus couramment rencontrés dans la série. En suivant cette approche, nous avons estimé le modèle PSTR en permettant qu'un paramètre de localisation ($m = 1$) soit associé à chaque fonction de transition. Le tableau 2 présente les statistiques de test pour l'hétérogénéité du panel, en considérant un panel de l'ensemble des 15 pays de la CEDEAO sur la période 2008:M1-2019:M12.

Tableau 2 : Tests de linéarité et d'absence de non-linéarité restante (CEDEAO)

Hypothèse	Test	Statistiques	Valeur P
$H_0: (r = 0);\ H_1: (r = 1)$	Wald Test (LM)	50.158	0.000
	Fisher Test (LMF)	12.726	0.000
	LRT Tests (LRT)	50.754	0.000
$H_0: (r = 1);\ H_1: (r = 2)$	Wald Test (LM)	61.628	0.000
	Fisher Test (LMF)	15.663	0.000
	LRT Tests (LRT)	62.531	0.000
$H_0: (r = 2);\ H_1: (r = 3)$	Wald Test (LM)	52.034	0.000
	Fisher Test (LMF)	13.139	0.000
	LRT Tests (LRT)	52.675	0.000

multiplicateur de Lagrange-Wald (LM) ; multiplicateur de Lagrange-Fischer (LMF) ; et Tests du rapport de vraisemblance (LR). L'hypothèse nulle de linéarité H_0: modèle linéaire ; H_1: modèle PSTR avec au moins un seuil. L'hypothèse nulle d'absence de non-linéarité non-linéarité H_0: : modèle PSTR avec un seuil ; H_1: modèle PSTR avec au moins deux seuils.
Source : Calculs des auteurs

Les valeurs de probabilité des statistiques de test montrent un fort rejet de l'hypothèse nulle d'homogénéité du panel. Un test supplémentaire de toute hétérogénéité restante implique de tester l'hypothèse nulle d'un modèle PSTR avec un seuil ou deux régimes contre l'hypothèse alternative d'un modèle PSTR avec au moins deux seuils, ce qui indique un fort rejet de l'hypothèse nulle. De même, les résultats rejettent l'hypothèse nulle de l'existence de deux seuils ou de trois régimes par rapport à un modèle PSTR avec au moins trois valeurs seuils ou quatre régimes. Cela implique que des tests supplémentaires pour l'hétérogénéité restante pourraient être effectués en utilisant un modèle PSTR avec trois valeurs de seuil ou quatre régimes. Toutefois, compte tenu de la courte durée de la série chronologique utilisée (12 ans), il n'est pas pratique d'estimer un modèle PSTR avec plus de deux fonctions de transition (voir Wang, Hao et Yao, 2017). En effet, l'estimation d'un modèle avec plus de deux fonctions de transition entraînerait la dégénérescence des deux premières fonctions de transition (Jude, 2010).

Suite à la détermination de la non-linéarité entre l'inflation et la VPR, nous estimons un PSTR associé à une variable de seuil d'inflation à trois régimes et à deux paramètres de localisation. Le tableau 3 présente les paramètres obtenus à partir du modèle PSTR estimé pour la CEDEAO sur la période étudiée. Les résultats montrent de forts effets de seuil de l'inflation sur la VPR, le lien entre l'inflation et la VPR présentant trois régimes d'inflation différents pour la CEDEAO. Les paramètres de localisation estimés de la variable de seuil d'inflation suggèrent un régime de faible inflation pour la région de la CEDEAO (β_0), caractérisé par un taux d'inflation inférieur à 7,1 % par an ; un régime modéré/intermédiaire allant de 7,1 % à 8,3 % par an ; et un régime de forte inflation (β_2), lorsque l'inflation dépasse le seuil supérieur de 8,3 % par an.Les résultats montrent que les effets des différentes composantes de l'inflation sur le RPV : inflation attendue, inflation négative, surprise et incertitude ex ante de l'inflation dépendent des différents régimes d'inflation. Pour interpréter les résultats, il faut tenir compte uniquement des signes ou des sens des coefficients estimés et du niveau de signification, car les paramètres du modèle PSTR ne peuvent pas être interprétés directement (Colletaz et Hurlin, 2006 ; Jude, 2010).

Tableau 3 : Estimation du modèle PSTR (CEDEAO)

	β_0	β_1	β_2
Paramètre de localisation (seuil) (c)	7,0933		8,2656
Paramètre de pente (γ)	0,0227		3,5054
Inflation attendue décalée	0,0001 **	-0,0002*	0,0003**
	(0,0000)	(0,0001)	(0,0001)
Inflation positive inattendue décalée	0,0001	-0,0010	0,0015
	(0,0002)	(0,0014)	(0,0014)
Inflation négative inattendue décalée	-0,0001	-0,0012**	0,0012**
	(0,0001)	(0,0005)	(0,0006)
Incertitude de l'inflation décalée	0,0015***	0,0043***	-0,0041***
	(0,0003)	(0,0010)	(0,0010)
Critère AIC	-11,978		
Critère de Schwarz	-11,936		
Nombre d'observations	2145		

Note : ***, **,* désignent respectivement 1%, 5% et 10 %. Variable dépendante-variabilité des prix relatifs (VPR)
Les erreurs standard entre parenthèses sont corrigées pour l'hétéroscédasticité.
Source : Estimations des auteurs

Dans le régime de faible inflation, le coefficient estimé de l'inflation attendue (0,0001) est significativement positif. Il s'avère négatif et significatif au niveau de 10 % lorsque l'inflation augmente vers la fourchette intermédiaire et fortement positif dans le régime d'inflation élevée. Ce résultat suggère que l'effet de distorsion de l'inflation attendue sur la VPR est le plus faible dans le régime intermédiaire, qui indique le niveau optimal de la fourchette d'inflation allant de 7,1 % à 8,3 % par an. Les résultats semblent fournir des preuves mitigées sur les prédictions des modèles théoriques qui expliquent le lien entre l'inflation et la VPR. En commençant par l'inflation attendue, les effets sur la VPR dans les différents régimes d'inflation semblent être conformes aux prédictions des modèles de coûts d'étiquetage et de recherche monétaire. Dans le régime de faible inflation, l'inflation attendue est significativement positive, ce qui reflète l'argument selon lequel la réduction du stock optimal d'informations sur les prix à mesure que la hausse de l'inflation induit une plus grande variabilité des prix relatifs. Dans le régime intermédiaire, le coefficient de l'inflation attendue devient légèrement négatif (niveau de 10 %) mais fortement positif dans le régime de forte inflation. L'intuition derrière ces résultats est que la hausse de l'inflation inciterait les clients à entreprendre une recherche supplémentaire de prix plus bas à court terme, en raison d'une information incomplète sur la distribution des prix (Reinsdorf, 1994). Cependant, la VPR augmente avec l'inflation attendue dans le régime d'inflation élevée, reflétant un modèle à plus long terme dans lequel les hausses de l'inflation déclenchent des attentes sur la persistance de l'inflation. Cette situation entraîne un découragement de la poursuite de la recherche et génère une plus grande variabilité des prix relatifs. Les résultats sont qualitativement similaires aux conclusions de Nautz et Scharff (2012) pour la Zone euro. Leur étude montre que l'effet de l'inflation anticipée sur la VPR est fortement positif lorsque l'inflation anticipée est trop faible (au plus 0,95 %) ou trop élevée (au moins 4,96 %) par an.

Le résultat suggère que l'effet de l'inflation attendue sur la VPR est non linéaire et prend un profil en forme de U. Cette évidence corrobore les preuves précédentes selon lesquelles une relation en forme de U existe entre l'inflation attendue et la VPR (par exemple, Fielding et Mizen, 2008 ; Gu et al, 2016). La littérature empirique suggère que le profil en U du lien entre l'inflation et la VPR

caractérise les environnements d'ajustement des prix rigides. Comme nous l'avons vu, dans la plupart des pays de la CEDEAO, les sociétés privées importatrices de pétrole ne procèdent pas immédiatement à des ajustements à la hausse des prix des produits pétroliers en réponse aux augmentations des cours du pétrole brut sur les marchés mondiaux. Il est évident que certains gouvernements influencent les décisions de fixation des prix de ces sociétés pour éviter la répercussion complète des augmentations des prix mondiaux du pétrole brut sur les prix nationaux à la pompe. De même, ces prix semblent être rigides à la baisse, les entreprises privées diminuant lentement leurs prix lorsque les cours mondiaux du pétrole chutent, en raison du décalage temporel entre l'importation et la commercialisation de ces produits dans les pays hôtes.

En ce qui concerne l'inflation inattendue, les résultats indiquent que l'effet d'une surprise d'inflation négative sur la VPR est significativement négatif dans le régime intermédiaire mais fortement positif dans le régime d'inflation élevée. En revanche, la surprise positive de l'inflation n'influence pas la VPR dans tous les différents régimes d'inflation. Ce résultat ne semble pas corroborer les prédictions du modèle étendu d'extraction de signaux, qui suggère que la taille des chocs et le signe de l'inflation inattendue n'ont pas d'importance pour expliquer la réponse de la VPR face à l'inflation inattendue. De même, l'inflation attendue s'avère fortement positive dans les régimes d'inflation faible et élevée, contrairement à la prédiction des deux versions du modèle d'extraction du signal selon laquelle l'inflation attendue n'est pas un facteur important de la VPR.

Le résultat indique que l'incertitude ex ante de l'inflation induit une plus grande variabilité des prix relatifs dans les régimes d'inflation faible et intermédiaire. L'effet sur la VPR diminue dans le régime de forte inflation. Il est avancé que dans un environnement d'inflation stable, une inflation faible induit plus d'incertitude d'inflation, tandis qu'une inflation élevée ne crée pas plus d'incertitude qu'une inflation faible (Golob, 1994). Les effets fortement positifs de l'incertitude de l'inflation dans le régime d'inflation faible à intermédiaire pourraient être attribués à une plus grande incertitude induite par les chocs d'approvisionnement en matières premières dans la région de la CEDEAO, en particulier l'alimentation et l'énergie à court terme, qui génèrent une plus grande variabilité sur les prix relatifs. Au contraire, l'effet négatif de l'incertitude en cas d'inflation élevée pourrait s'expliquer par des changements dans les politiques macroéconomiques qui influencent à la fois l'inflation et la VPR à long terme. De manière générale, les résultats indiquent que les autorités devraient fixer une cible d'inflation dans le régime d'inflation modérée/intermédiaire où l'impact de l'inflation attendue sur la VPR est minimisé.

5.2.1 Résultats de l'estimation du PSTR (pays de la ZMAO)

Comme indiqué ci-dessus, la première étape consiste à explorer l'existence d'une non-linéarité entre l'inflation et la VPR dans les pays de la ZMAO. Le tableau 4 présente les résultats des statistiques de test pour déterminer si le lien inflation-VRP est non linéaire dans la ZMAO et le nombre associé de seuils ou de régimes d'inflation qui caractérise la relation. La procédure de test montre clairement l'existence d'une non-linéarité dans l'explication du lien entre l'inflation et la VPR. Comme dans le reste de la CEDEAO, les résultats suggèrent que le lien inflation-VPR peut être saisi en estimant un modèle PSTR avec deux seuils ou trois régimes.

Tableau 4 : Tests de linéarité et d'absence de non-linéarité restante dans la ZMAO

Hypothèse	Test	Statistique	Valeur P
H_0: $(r = 0)$; H_1: $(r = 1)$	Wald Test (LM)	21,919	0,000
	Fisher Test (LMF)	5,541	0,000
	LRT Tests (LRT)	22,163	0,000
H_0: $(r = 1)$; H_1: $(r = 2)$	Wald Test (LM)	31,589	0,000
	Fisher Test (LMF)	8,000	0,000
	LRT Tests (LRT)	32,098	0,000
H_0: $(r = 2)$; H_1: $(r = 3)$	Wald Test (LM)	9,958	0,041
	Fisher Test (LMF)	2,457	0,044
	LRT Tests (LRT)	10,008	0,040

multiplicateur de Lagrange-Wald (LM) ; multiplicateur de Lagrange-Fischer (LMF) ; et Tests du rapport de vraisemblance (LR). L'hypothèse nulle de linéarité H_0 : modèle linéaire ; H_1 : modèle PSTR avec au moins un seuil. L'hypothèse nulle d'absence de non-linéarité non-linéarité H_0 : modèle PSTR avec un seuil ; H_1 : modèle PSTR avec au moins deux seuils.
Source : Estimations des auteurs

Le tableau 5 présente les estimations des paramètres obtenues à partir de l'estimation du modèle PSTR pour la ZMAO. Les résultats indiquent clairement que le lien entre l'inflation et la VPR dans la ZMAO est caractérisé par une inflation à trois régimes, le régime faible étant inférieur à 7,3 % par an, le régime d'inflation modérée/intermédiaire allant de 7,3 % à 8,3 % par an et le régime d'inflation élevée dépassant la valeur seuil de 8,3 % par an.

Tableau 5 : Estimation du modèle PSTR (ZMAO)

	β_0	β_1	β_2
Inflation attendue décalée	7,3010		8,2776
Inflation positive inattendue décalée	1,1365		0,0773
Inflation négative inattendue décalée	-0,0001	-0,0001	0,0003***
	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)
Incertitude de l'inflation décalée	-0,0009	0,0002	0,0011
	(0,0007)	(0,0019)	(0,0018)
Critère AIC	-0,0003	-0,0009	0,0010
	(0,0004)	(0,0007)	(0,0006)
Critère de Schwarz	0,0024***	0,0034***	-0,0044***
	(0,0006)	(0,0012)	(0,0011)
Nombre d'observations	-11,511		
Inflation attendue décalée	-11,433		
Inflation positive inattendue décalée	1001		

Note : ***, **,* désignent respectivement 1%, 5% et 10 %. Variable dépendante-variabilité des prix relatifs (VPR)
Les erreurs standard entre parenthèses sont corrigées pour l'hétéroscédasticité.
Source : Estimations des auteurs

Le paramètre estimé de l'inflation attendue est négatif dans les régimes d'inflation faible et modérée. Ce n'est que lorsque l'inflation est élevée, supérieure à 8,3 % par an, que l'inflation attendue induit une plus grande variabilité des prix relatifs dans la ZMAO. Le résultat suggère que les distorsions de l'inflation attendue sur les prix relatifs disparaissent dans le régime faible à intermédiaire, en dessous du niveau seuil d'inflation de 8,3 % par an. Ce résultat est cohérent avec les prédictions du modèle de coûts d'étiquetage, suggérant un ajustement lent des prix nominaux à mesure que l'inflation érode les prix réels et provoque une augmentation de la VPR.

Si l'on considère la variabilité de l'inflation, les effets sur la VPR à travers les différents régimes d'inflation montrent un modèle qualitativement similaire aux résultats obtenus pour la CEDEAO. L'effet de l'incertitude sur la VPR est significativement positif lorsque l'inflation passe d'un régime faible à un régime modéré, mais devient significativement négatif comme expliqué ci-dessus. Les résultats ne suggèrent pas d'effet significatif de la surprise positive ou négative de l'inflation sur la VPR.

Les résultats montrent des évidences mitigées sur le régime d'inflation dans lequel la relation inflation-VPR est la plus faible. Le coefficient de l'inflation attendue suggère que son effet sur la VPR n'est pas significatif dans le régime d'inflation faible à modérée, tandis que l'incertitude de l'inflation révèle que les effets diminuent dans le régime d'inflation élevée. En comparant les seuils d'inflation de la ZMAO et ceux obtenus pour la région élargie de la CEDEAO, les résultats révèlent qu'il est souhaitable de fixer une cible d'inflation dans le régime d'inflation faible à modérée en dessous du seuil d'inflation de 8,3 % par an. Dans toute la région de la CEDEAO, l'impact distorsif de l'inflation attendue sur la VPR est modéré dans le régime d'inflation intermédiaire de 7,1 % à 8,3 %. A partir de ces résultats, une extension utile de l'analyse consiste à déterminer si le seuil d'inflation qui minimise la VPR dans la ZMAO est différent du seuil d'inflation des pays de l'UEMOA. La sous-section suivante analyse le lien entre l'inflation et la VPR dans les pays de l'UEMOA.

5.2.2 Résultats de l'estimation du PSTR (pays de l'UEMOA)

Le tableau 6 ci-dessous présente les résultats de la procédure de test visant à déterminer si la relation entre l'inflation et la VPR est non linéaire dans l'UEMOA. Pour effectuer le test, nous avons exclu 48 observations les plus importantes (4,2 %) afin d'éliminer les valeurs aberrantes dans les données. Les résultats montrent un fort rejet de l'hypothèse nulle d'homogénéité mais n'ont pas réussi à rejeter l'hypothèse alternative de la présence d'une fonction à seuil unique ou d'une fonction à deux régimes. En effet, le test suggère que la relation inflation-VPR dans l'UEMOA peut être caractérisée par une relation PSTR à deux régimes.

Tableau 6 : Tests de linéarité et d'absence de non-linéarité restante dans l'UEMOA

Hypothèse	Test	Statistique	Valeur P
H_0: $(r = 0)$; H_1: $(r = 1)$	Wald Test (LM)	42,505	0,000
	Fisher Test (LMF)	10,934	0,000
	LRT Tests (LRT)	43,351	0,000
H_0: $(r = 1)$; H_1: $(r = 2)$	Wald Test (LM)	6,972	0,137
	Fisher Test (LMF)	1,722	0,143
	LRT Tests (LRT)	6,994	0,136

multiplicateur de Lagrange-Wald (LM) ; multiplicateur de Lagrange-Fischer (LMF) ; et Tests du rapport de vraisemblance (LR). L'hypothèse nulle de linéarité H_0: modèle linéaire ; H_1: modèle PSTR avec au moins un seuil. L'hypothèse nulle d'absence de non-linéarité non-linéarité H_0:: modèle PSTR avec un seuil ; H_1: modèle PSTR avec au moins deux seuils..
Source : Estimations des auteurs

Les résultats de l'estimation d'un modèle PSTR à deux régimes sont présentés dans le tableau 7. Ce modèle estime un seuil d'inflation de 5,5 % par an, qui permet de distinguer le régime de faible

inflation en dessous du seuil et le régime de forte inflation pour tous les niveaux d'inflation supérieurs au seuil. Dans le régime de faible inflation, le coefficient de l'inflation attendue est négatif et non significatif, mais il a un effet positif sur la VPR dans le régime de forte inflation. Ce résultat suggère que les attentes liées à l'inflation peuvent influencer la variabilité des prix relatifs dans les pays de l'UEMOA uniquement en régime de forte inflation. Comme l'effet de l'inflation attendue sur la VPR s'estompe dans le régime d'inflation faible, il est souhaitable que les pays de l'UEMOA fixent une cible d'inflation inférieure à ce seuil. Comme expliqué plus haut, ce résultat est cohérent avec les prédictions de la théorie des coûts d'étiquetage. Tout comme le lien entre l'inflation et la VRP dans les pays de la ZMAO, le résultat suggère que l'effet des prévisions d'inflation sur la VRP présente un profil en forme de U.

En ce qui concerne l'incertitude de l'inflation, nous trouvons un effet positif significatif sur la VPR dans le régime de faible inflation. Le coefficient associé au régime d'inflation élevée est positif mais non statistiquement significatif. Ceci est cohérent avec l'argument selon lequel, dans un environnement d'inflation stable, une faible inflation est associée à une plus grande incertitude de l'inflation par rapport à un régime de forte inflation. Cela induit une plus grande variabilité des prix relatifs dans le régime de faible inflation.

Tableau 7 : Estimation du modèle PSTR (UEMOA)

	β_0	β_1
Paramètre de localisation (seuil) (c)	5,4596	
Paramètre de pente (γ)	5,6777	
Inflation attendue décalée	-0,0001	0,0004***
	(0,0001)	(0,0001)
Inflation positive inattendue décalée	0,0003	-0,0002
	(0,0002)	(0,0003)
Inflation négative inattendue décalée	0,0002 *	-0,0009*
	(0,0001)	(0,0004)
Incertitude de l'inflation décalée	0,0015***	0,0002
	(0,2041)	(0,0009)
Critère AIC	-12,866	
Critère de Schwarz	-12,820	
Nombre d'observations	1096	

Note : ***, **,* désignent respectivement 1%, 5% et 10 %. Variable dépendante-variabilité des prix relatifs (VPR)
Les erreurs standard entre parenthèses sont corrigées pour l'hétéroscédasticité.
Source : Estimations des auteurs

En ce qui concerne les composantes surprises de l'inflation, les résultats suggèrent que l'effet d'une inflation négative inattendue est faiblement positif dans le régime d'inflation faible mais s'avère négatif dans le régime d'inflation élevée. Cependant, une inflation positive inattendue n'a pas d'effet significatif sur la VPR dans les deux régimes d'inflation.

Dans l'ensemble, les résultats indiquent l'existence de différents seuils d'inflation entre les pays de la ZMAO et de l'UEMOA. Les seuils d'inflation estimés montrent que dans la région de la CEDEAO, les prévisions d'inflation ne semblent pas fausser les prix relatifs dans le régime d'inflation intermédiaire allant de 7,1 % à 8,3 % par an. Dans la ZMAO, l'impact de distorsion de l'inflation attendue sur les prix relatifs est modéré dans le régime d'inflation faible à intermédiaire en dessous du seuil de 8,3 % par an. Pour l'UEMOA, les pays seraient en mesure d'atténuer la dispersion indésirable des prix relatifs induite par l'inflation attendue dans le régime d'inflation

faible en dessous d'un seuil d'inflation de 5,5 % par an. Ces résultats empiriques fournissent des indications claires sur le taux d'inflation approprié qui permettrait aux banques centrales d'ancrer les prévisions d'inflation et de renforcer la crédibilité de la conduite de la politique monétaire dans ces Zones. Les résultats suggèrent qu'il existe différents niveaux de tolérance à l'inflation entre la ZMAO et l'UEMOA, comme le montrent les différents seuils d'inflation dans ces Zones. Cela implique qu'au-delà des seuils d'inflation établis pour les deux Zones, les effets indésirables d'une inflation élevée sur la prospérité seraient amplifiés.

5.2 Robustesse

Pour vérifier la robustesse de nos résultats, nous utilisons la mesure de l'inflation sous-jacente pour évaluer les effets non linéaires et de seuil de l'inflation sur la VPR. Comme indiqué plus haut, nous utilisons un décalage d'une période de l'inflation globale comme variable de seuil, ainsi que toutes les composantes de l'inflation pour atténuer le problème de l'endogénéité. Comme nous l'avons vu, la mesure de l'inflation de base exclut les composantes volatiles de l'inflation associées aux chocs d'approvisionnement en énergie et en denrées alimentaires, ce qui atténue en fait le biais de simultanéité.

Le tableau 8 présente les tests de non-linéarité en utilisant un échantillon de tous les pays de la CEDEAO, ce qui met en évidence une relation non linéaire entre l'inflation et la VPR. Conformément à l'analyse ci-dessus, les résultats des tests suggèrent l'estimation d'un modèle PSTR avec deux fonctions de transition ou trois régimes d'inflation différents.

Tableau 8 : Tests de linéarité et d'absence de non-linéarité restante (CEDEAO)

Hypothèse	Test	Statistique	Valeur P
H_0: $(r = 0)$; H_1: $(r = 1)$	Wald Test (LM)	40,359	0,000
	Fisher Test (LMF)	10,194	0,000
	LRT Tests (LRT)	40,749	0,000
H_0: $(r = 1)$; H_1: $(r = 2)$	Wald Test (LM)	35,123	0,000
	Fisher Test (LMF)	8,815	0,000
	LRT Tests (LRT)	35,418	0,000
H_0: $(r = 2)$; H_1: $(r = 3)$	Wald Test (LM)	15,380	0,004
	Fisher Test (LMF)	3,817	0,004
	LRT Tests (LRT)	15,437	0,004

multiplicateur de Lagrange-Wald (LM) ; multiplicateur de Lagrange-Fischer (LMF) ; et Tests du rapport de vraisemblance (LR). L'hypothèse nulle de linéarité H_0: modèle linéaire ; H_1: modèle PSTR avec au moins un seuil. L'hypothèse nulle d'absence de non-linéarité non-linéarité H_0: : modèle PSTR avec un seuil ; H_1: modèle PSTR avec au moins deux seuils.
Source : Estimations des auteurs

Les estimations des paramètres du modèle PSTR à trois régimes qui en résulte sont présentées au tableau 9. Les résultats montrent clairement la variation de l'effet de l'inflation attendue et des autres composantes de l'inflation dans les différents régimes d'inflation. Le coefficient de l'inflation attendue est positif mais non significatif dans le régime de faible inflation. Il devient négatif et statistiquement significatif dans le régime d'inflation intermédiaire, qui va de 4,9 % à 6,1 % par an. Au-delà du seuil d'inflation de base de 6,1 % par an, l'inflation attendue induit une plus grande variabilité des prix relatifs. En considérant cette mesure de l'inflation, les résultats révèlent une fourchette d'inflation plus étroite pour minimiser les distorsions des prix relatifs, par rapport à

l'inflation globale associée à un régime d'inflation intermédiaire allant de 7,1 % à 8,3 % par an. Ceci est attendu étant donné l'exclusion des composantes volatiles de l'IPC (alimentation et énergie) dans l'inflation de base. L'examen de cette fourchette suggère que les distorsions sur les prix relatifs seraient minimisées dans le régime intermédiaire de 4,9 % à 6,1 % par an.

Tableau 9 : Estimation du modèle PSTR (CEDEAO)

	β_0	β_1	β_2
Paramètre de localisation (seuil) (c)	4,8607		6,0836
Paramètre de pente (γ)	1,9582		0,0593
Inflation attendue décalée	0,0001	-0,0006***	0,0004***
	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)
Inflation positive inattendue décalée	0,0002	-0,0010***	0,0011***
	(0,0001)	(0,0003)	(0,0004)
Inflation négative inattendue décalée	0,0001	0,0016*	-0,0020**
	(0,0001)	(0,0009)	(0,0009)
Incertitude de l'inflation décalée	0,0017***	0,0053***	-0,0035***
	(0,0003)	(0,0012)	(0,0012)
Critère AIC	-11,965		
Critère de Schwarz	-11,922		

Note : ***, **,* désignent respectivement 1%, 5% et 10 %. Variable dépendante-variabilité des prix relatifs (VPR)
Les erreurs standard entre parenthèses sont corrigées pour l'hétéroscédasticité.
Source : Estimations des auteurs

6.0 Conclusion et implications politiques

La recherche sur la VPR dans l'espace CEDEAO a négligé le lien non linéaire entre l'inflation et la VPR, malgré sa pertinence pour la conduite de la politique monétaire. Ce papier a examiné la réponse de la VPR face aux différents régimes d'inflation dans l'espace CEDEAO pendant la période allant de 2008 à 2019. Par conséquent, il a étudié les seuils d'inflation qui minimiseraient l'impact de distorsion de l'inflation attendue sur la VPR dans la ZMAO, l'UEMOA et la région élargie de la CEDEAO. L'intérêt pour cette relation a été motivé par la conviction selon laquelle les décideurs politiques seraient en mesure de déterminer des cibles d'inflation appropriées pour ancrer les attentes d'inflation et renforcer la crédibilité de la politique monétaire dans l'ensemble de la région de la CEDEAO.

Pour exploiter l'hétérogénéité de l'inflation entre les pays, ce document a appliqué l'approche PSTR pour étudier les effets de seuil de l'inflation sur la VPR sur la période 2008:M1-2019:M12. Les résultats montrent des évidences remarquablement fortes de variations des effets de l'inflation attendue sur la VPR à travers les différents régimes d'inflation dans la région de la CEDEAO. Dans la ZMAO, le papier constate que les effets de distorsion de l'inflation attendue sur les prix relatifs s'estompent dans les régimes d'inflation faible à modérée en dessous du seuil d'inflation de 8,3 % par an. Cette conclusion montre qu'il est souhaitable pour les pays de la ZMAO de fixer une cible d'inflation globale inférieure à 8,3 % par an. Il implique qu'au-delà de ce seuil, les effets indésirables de l'inflation sur la prospérité seront amplifiés. En ce qui concerne l'UEMOA, les distorsions de l'inflation attendue sur la VPR sont minimisées si l'inflation est inférieure au seuil de 5,5 %. Dans l'ensemble de la région de la CEDEAO, les pays seraient en mesure d'atteindre une VPR plus faible dans le régime d'inflation intermédiaire associé à un taux d'inflation global compris entre 7,1 et 8, 3 % par an. Ce résultat implique que l'objectif d'inflation pour la région

élargie de la CEDEAO devrait être fixé dans cette fourchette pour minimiser les effets indésirables de l'inflation sur le bien-être. La mesure de l'inflation de base montre le régime d'inflation intermédiaire allant de 4,9 à 6, 1 % par an, suggérant une cible d'inflation relativement plus stricte pour la région.

Cette étude a des implications importantes pour la conduite de la politique monétaire dans les pays de l'espace CEDEAO. Les résultats montrent l'existence de seuils d'inflation différents entre les pays de la ZMAO et de l'UEMOA. Les seuils d'inflation établis sont cohérents avec le critère de convergence relatif à l'inflation à un chiffre fixé par les pays de la CEDEAO. Ce résultat suggère qu'il n'est probablement pas souhaitable actuellement de fixer un critère d'inflation unique de 5,0 % par an proposé par la CEDEAO pour les deux Zones. En effet, les pays de la ZMAO minimiseraient encore les distorsions des prix relatifs à des niveaux d'inflation supérieurs à ce seuil, mais inférieurs à 8,3 % par an pour l'inflation globale. Ce n'est pas le cas des pays de l'UEMOA, où ces effets de distorsion sur la prospérité sont amplifiés si l'inflation globale est supérieure au seuil de 5,5 % par an. Ce résultat implique qu'il existe des différences dans les niveaux de tolérance à l'inflation entre ces Zones, qui reflètent les différences dans les environnements institutionnels et politiques entre elles.

Étant donné les différences de seuils d'inflation entre ces Zones, une option politique serait d'adopter une stratégie de conformité à l'inflation à deux niveaux avec des cibles d'inflation clairement définies dans les limites des seuils établis pour ces Zones. Considérant que les pays de la ZMAO sont exposés à divers chocs en raison de l'adoption d'un régime de taux de change flexible, des mesures de réforme structurelle devraient être adoptées pour réduire l'inflation en dessous du seuil établi de 8,3 % par an. En ce qui concerne le seuil d'inflation de 5,5 % par an dans la Zone UEMOA, il serait actuellement souhaitable que ces pays se conforment au critère de convergence de la CEDEAO relatif à l'inflation de 5,0 % par an.

De manière alternative, les États membres de la CEDEAO devraient renforcer les processus politiques pour permettre la mise en œuvre d'un cadre de politique monétaire commun. La définition de cibles d'inflation appropriées conformes à ces seuils dans les deux Zones devrait ouvrir la voie à l'adoption d'un régime de ciblage de l'inflation pour ancrer les prévisions d'inflation et renforcer la crédibilité des actions de politique monétaire dans l'ensemble de la région de la CEDEAO. Toutefois, les autorités devraient soutenir les efforts d'harmonisation des statistiques de l'IPC à travers la région de la CEDEAO avant la migration vers un cadre de ciblage de l'inflation.

Toutefois, certaines lacunes de l'étude méritent d'être soulignées. Les modèles estimés n'ont pas tenu compte de la persistance de la variabilité des prix relatifs pour expliquer le lien entre l'inflation et la VPR. Cela nécessite l'estimation de modèles de seuil de panel dynamique, qui n'ont pas été appliqués étant donné la taille relativement faible des pays dans chaque Zone pour nous permettre d'établir des seuils d'inflation distincts. Les recherches futures devraient permettre de déterminer quelles sont les composantes de l'IPC qui déterminent fortement la VPR dans l'espace CEDEAO. Il serait toutefois difficile d'entreprendre cette recherche dans toute la région de la CEDEAO en l'absence d'un cadre harmonisé concernant l'IPC.

Références

Aarstol, M. (1999). Inflation, Inflation Uncertainty and Relative Price Variability. *Southern Economic Journal, 66*(2), 414-423.

Australian Government Treasury. (2012, April 2). Retrieved from https://treasury.gov.au/publication/monetary-and-exchange-rate-policy-issues-in-pacific-island-countries/working-paper-2010-05-monetary-and-exchange-rate-policy-issues-in-pacific-island-countries/5-external-shocks-and-flexible-exchange-rates

Bakhshi, H. (2002). Inflation and relative price variability. *Economics Letters, 76*, 27-33.

Ball, L., & Romer, D. (2003). Inflation and the Informativeness of Prices. *Journal of Money, Credit and Banking, 35*(2), 177-196.

Barro, R. J. (1976). Rational Expectations and the Role of Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics, 2*(1), 1-32.

Becker, S. S., & Nautz, D. (2009). Inflation and Relative Price Variability: New Evidence for the United States. *Southern Economic Journal, 76*(1), 146-164.

Bick, A., & Nautz, D. (2008). Inflation Thresholds and Relative Price Variability: Evidence from US Cities. *International Journal of Central Banking* , 61-76.

Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics, 31*, 307-327.

Brambor, T., Clark, W. R., & Golder, M. (2006). Understanding Interaction Models: Improving Empirical Analysis. *Society for Political Methodology, 14*(1), 63-82.

Caraballo, M. A., & Dabus, C. (2008). The Determinants of Relative Price Variability: Further Evidence from Argentina. *Cuadernos De Economia, 45*, 235-255.

Choi, C.-Y. (2010). Reconsidering the Relationship between Inflation and Relative Price Variability. *Journal of Money, Credit and Banking, 42*(5), 769-798.

Choi, C.-Y., & Kim, Y. S. (2010). Is there any asymmetry in the effect of inflation on relative price variability? *Economics Letters, 108*, 233-236.

Colletaz, G., & Hurlin, C. (2006). Threshold effects of the Public Capital Productivity: An International Panel Smooth Transition Approach. *Laboratoire d'Economie d'Orleans - UMR 6221*.

Da Silva, C. G. (2015). Relative price variability in Brazil: an analysis of headline and core inflation rates. *Nova Economia Belo Horizonte, 25*(1), 83-100.

Doh, T., & Oksol, A. (2018). Has the Anchoring of Inflation Expectations Changed in the United States during the Past Decade? *Federal Reserve Bank of Kansas City* (Economic Review (First Quarter)), 31-58.

Fielding, D., & Mizen, P. (2008). Evidence on the Functional Relationship between Relative Price Variability and Inflation with Implications for Monetary Policy. *Economica*(75), 683-699.

Golob, J. E. (1994). Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation? . *Federal Reserve Bank of Kansas City*(Economic Review, Third Quarter), 27-38.

Gonzalez, A., Terassvirta, T., & van Dijk, D. (2005). Panel smooth transition regression models. *Quantitative Finance Research Centre, University of Technology, Sidney*(Research Paper).

Grier, K. B., & Perry, M. J. (1996). Inflation, inflation uncertainty, and relative price dispersion: Evidence from bivariate GARCH-M Models. *Journal of Monetary Economics, 38,* 391-405.

Gu, B., Wang, J., & Wang, D. (2016). A Panel Smooth Transition Approach to Inflationand Relative Price Variability in China. *Review of Development Economics, 20*(1), 62-73.

Hansen, B. E. (2000). Sample spliting and threshold estimation. *Econometrics, 68,* 575-603.

Head, A., & Kumar, A. (2005). Price Dispersion, Inflation and Welfare. *International Economic Journal, 46*(2), 533-572.

Hercowitz, Z. (1981). Money and Dispersion of Relative Prices. *Journal of Political Economy, 89*(2), 328-356.

Jaramillo, C. F. (1999). Inflation and Relative Price Variability: Reinstating Park's Results. *Journal of Money, Credit and Banking, 31*(3), 375-385.

Jude, E. (2010). Financial Development and Growth: A Panel Smooth Regression Approach. *Journal of Economic Development, 35*(1), 15-33.

Kumar, M. S., Baig, T., Decressin, J., Faulkner-MacDonagh, C., & Feyzioglu, T. (2003). Deflation: Determinants, Riska, and Policy Options. *International Monetary Fund*(Occasional Paper 221), 1-67.

Lipschitz, L., & Schadler, S. (2019). *Macroeconomics for Professionals -A Guide for Analysts and Those Who Need to Understand Them.* Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press.

Lucas, R. E. (1972). Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of Economic Theory, 4,* 103-124.

Lucas, R. E. (1973). Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs. *American Economic Review, 63*(2), 326-344.

Nautz, D., & Scharff, J. (2012). Inflation and relative price variability in the euro area: evidence from a panel threshold model. *Applied Economics, 44*(4), 449-460.

Ndou, E., & Gumata, N. (2017). *Inflation Dynamics in South Africa: The Role of Thresholds, Exchange Rate Pass-through and Inflation Expectations on Policy-Trade offs.* Cham, Switzerland: Macmillan.

Onorante, L. (2006). Fiscal convergence before entering the EMU. *European Central Bank*(Working Paper Series No. 664), 1-34.

Parks, R. W. (1978). Inflation and Relative Price Variability. *Journal of Political Economy, 86*(1), 79-95.

Parsley, D. C. (1996). Inflation and Relative Price Variability in the Short and Long Run: Evidence from the United States. *Journal of Money, Credit and Banking, 20*(3), 323-341.

Rather, S. R., Durai, S. R., & Ramachandran, M. (2014). Inflation and relative price variability: Evidence from India. *Journal of Asian Economics, 30*, 32-41.

Reinsdorf, M. (1994). New Evidence on the Relation Between Inflation and Price Dispersion. *The American Economic Review, 84*(3), 720-731.

Sheshinski, E., & Weiss, Y. (1977). Inflation and the Costs of Price Adjustments. *The Review of Economic Studies, 44*(2), 287-303.

Stigler, G. J., & Kindahl, J. K. (1970). The Emergence of "the" Problem of Industrial Prices. In G. J. Stigler, & J. K. Kindahl, *The Behaviour of Industrial Prices* (pp. 11-20). Massachusetts, USA: National Bureau of Economic Research (NBER).

Todter, K.-H., & Manzke, B. (2007). The welfare effects of inflation: a cost-benefit perspective. *Deutsche Bundesbank*(Discussion Paper Seriies 1: Economic Studies No 33/2007).

Ukoha, O. O. (2007). Relative Price Variability and Inflation: Evidence from the Agricultural Sector in Nigeria. *African Economic Research Consortium*, 1-30.

Valdovinos, C. G., & Gerling, K. (2011). Inflation Uncertainty and Relative Price Variability in WAEMU Countries. *International Monetary Fund*(Working Paper WP/11/59).

van Hoomissen, T. (1988). Price Dispersion and Inflation: Evidence from Israel. *Journal of Political Economy, 96*(6), 1303-1314.

Wang, Z.-X., Hao, P., & Yao, P.-Y. (2017). Non-Linear Relationship between Economic Growth and CO2 Emissions in China: An Empirical Study Based on Panel Smooth Transition Regression Models. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 14*, 1568-1579.

West African Monetary Agency (WAMA). (2009). *ECOWAS Monetary Cooperation Programme-Macroeconomic Convergence Report 2008.* Freetown, Sierra Leone: West African Monetary Agency.

Annexe

Annexe 1 : Description des variables

Variable	Description	Source
VPR	La variabilité des prix relatifs est mesurée comme la somme pondérée des écarts au carré des variations de prix des produits individuels (π_{ijt}) autour de l'inflation moyenne pour chaque pays i (π_{it}) : $$RPV_{ijt} = \sum_{j=1}^{n} w_{ijt}(\pi_{ijt} - \pi_{it})^2$$	Calculs propres. Les données sur l'IPC proviennent des Banques centrales et des Bureaux nationaux de la statistique.
$\pi_{i,t}^{e}$	L'inflation attendue est dérivée de la valeur absolue de la série obtenue à l'aide du modèle GARCH (1 1) d'inflation estimé avec des effets saisonniers.	Calculs propres
$\pi_{i,t}^{ue}$	Inflation inattendue obtenue comme la différence entre l'inflation réelle (π_{it}) et l'inflation attendue. ($\pi_{i,t}^{e}$).	Calculs propres
$\pi_{i,t}^{ue+}$	Inflation positive inattendue obtenue à l'aide de la formule : $\pi_{i,t}^{ue+} = \begin{cases} \pi_{i,t}^{ue} & if\ \pi_{i,t}^{ue} \geq 0 \\ 0, & otherwise \end{cases}$	Calculs propres
$\pi_{i,t}^{ue-}$	Inflation négative inattendue mesurée comme la valeur absolue de la série obtenue à l'aide de la formule : $$\pi_{i,t}^{ue-} = \begin{cases} \pi_{i,t}^{ue} & if\ \pi_{i,t}^{ue} \leq 0 \\ 0, & otherwise \end{cases}$$	Calculs propres
$\pi_{i,t}^{uncer}$	L'incertitude de l'inflation est mesurée comme la racine carrée de la variance conditionnelle de l'inflation obtenue à partir de l'estimation du modèle GARCH (1 1) de l'inflation sur un horizon de prévision de 12 mois.	Calculs propres

Annexe 2 : Estimations GARCH (1 1) pour l'inflation attendue et l'incertitude de l'inflation ex ante dans la CEDEAO

Variables	
Inf_constante	5,9019***
	(0,0669)
L.ar	0,9645***
	(0,0422)
L2.ar	0,1186**
	(0,0470)
L3.ar	-0,0237
	(0,0298)
L4.ar	-0,0630***
	(0,0211)
L.ma	0,0642*
	(0,0349)
L12.ma	-0,5230***
	(0,0141)
L.arch	0,0978***
	(0,0049)
L.garch	0,8966***
	(0,0042)
Constante	0,0039***
	(0,0006)
Observations	2.160

Note : "*", "**" et "***" indiquent des paramètres significatifs à 10 %, 5 % et 1 %, respectivement.