



REPUBLIQUE DU BENIN

Ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche  
Scientifique



UNIVERSITÉ D'ABOMEY CALAVI

ÉCOLE NATIONALE D'ÉCONOMIE APPLIQUÉE ET DE MANAGEMENT  
(ENEAM)

**MEMOIRE DE FIN DE FORMATION POUR L'OBTENTION DU DIPLOME  
DE TECHNICIEN SUPERIEUR (DTS)**

FILIERE : STATISTIQUE

OPTION : ÉCONOMIQUE ET SECTORIELLE

36<sup>ème</sup> PROMOTION

ANNEE ACADEMIQUE : 2017-2018

Analyse des déterminants de la volatilité des prix des produits céréaliers au  
Bénin : Cas du maïs

Réalisé par :

Jean Eudes Ayayi AYILO & Mintohouin Serge Joanès GANHOUNOUTO

Maître de stage :

M. Calixte MAHOUGBE

Ingénieur Statisticien Economiste

Cadre aux services des comptes nationaux à l'INSAE

Directeur de mémoire :

M. Firmin VLAVONOU

Ingénieur Statisticien Economiste, Ph.D.

Enseignant chercheur à l'UAC

JUIN 2019

## AVERTISSEMENT

*L'Ecole Nationale d'Economie Appliquée et de Management (ENEAAM) n'entend donner ni approbation ni improbation aux opinions émises dans ce document. Les raisonnements et arguments reviennent donc aux auteurs.*

## APPROBATION

*Nous certifions que le présent mémoire a été réalisé par ses auteurs. Il est  
arrivé à terme et peut-être soutenu devant un jury.*

*Cotonou, le*

Signatures

Maître de Stage

Directeur de mémoire

M. Calixte MAHOUGBE

Ingénieur Statisticien Economiste

M. Firmin VLAVONOU

Ingénieur Statisticien Economiste, Ph.D.

## Identification du jury

Président du jury : M. Grégoire O. BALARO, Prof. ENEAM/UAC

Vice-Président du jury : M. Jules YEHOUEYOU, ISE

*Cotonou, le*

Signature du Président du jury

M. Grégoire O. BALARO

## Dédicaces

À mes parents et tout ce qui m'ont soutenu, je dédie ce mémoire.

Jean Eudes Ayayi AYILO

Je dédie ce mémoire à mes parents en témoignage de leurs multiples efforts et sacrifices quotidiens. Puisse ce travail vous rendre fier.

Mintohouin Serge Joanès GANHOUNOUTO

## Remerciements

Nous adressons nos remerciements à tous ceux qui ont contribué directement ou indirectement à la concrétisation de ce mémoire. Nous exprimons notre reconnaissance au :

- Pr Rosaline Dado WOROU HOUNDEKON, Directrice de l'ENEAM,
- Dr Théophile DAGBA, Directeur Adjoint de l'ENEAM.

Nos remerciements vont également à l'endroit de(s) :

- Notre directeur de mémoire, M. Firmin VLAVONOU, ISE, Ph.D., pour sa disponibilité malgré ses multiples occupations,
- Notre maître de stage, M. Calixte MAHOUGBE,
- Responsables de la filière Statistique : Dr Gilles GOHY, Dr Vincent KIKI et Dr Barthélémy SENOU,
- Tout le personnel administratif et enseignant de l'ENEAM,
- Tous les cadres et fonctionnaires de la DSEE,
- Tous les stagiaires de l'INSAE,
- Tous nos camarades de la filière Statistique de l'ENEAM,
- Enfin, nous remercions nos parents et amis, tous ceux qui de loin ou de près ont contribué à l'élaboration de ce mémoire.

À toutes et à tous, nous disons un sincère merci et implorons la bénédiction du Seigneur sur tout un chacun.

## Sigles et abréviations :

<b>AGVSA</b>	Analyse Globale de la Vulnérabilité et de la Sécurité Alimentaire
<b>ARCH</b>	AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity
<b>CV</b>	Coefficient de Variation
<b>EMICoV</b>	Enquête Modulaire Intégrée sur les Conditions de vie des Ménages
<b>FAO</b>	Organisation des Nations Unies pour l'alimentation et l'agriculture
<b>PIB</b>	Produit Intérieur Brut
<b>INSAE</b>	Institut National de la Statistique et de l'Analyse Economique
<b>MAEP</b>	Ministère de l'Agriculture, de l'Elevage et de la Pêche
<b>MIDAS</b>	Mixed-Data Sampling
<b>ONASA</b>	Office National d'Appui à la Sécurité Alimentaire
<b>UEMOA</b>	Union Economique et Monétaire Ouest Africaine

## Liste des Tableaux et Graphiques

<b>Tableau 1</b> : Description des variables .....	13
<b>Tableau 2</b> : Statistiques descriptives des séries de prix réels sur les marchés en étude .....	19
<b>Tableau 3</b> : Résultat du test de saisonnalité .....	19
<b>Tableau 4</b> : Résultat du test de Dickey-Fuller Augmenté .....	20
<b>Tableau 5</b> : Résultats de l'estimation ARCH .....	21
<b>Tableau 6</b> : Tests de validation des modèles ARCH.....	22
<b>Tableau 7</b> : Estimations des modèles ARCH.....	25
<b>Tableau 8</b> : Tests de validation des modèles MIDAS .....	26
<b>Tableau 9</b> : Estimations du modèles MIDAS .....	28
<b>Tableau 10</b> : Vérification des hypothèses de recherche .....	29
<b>Graphique 1</b> : Evolution mensuelle des séries de prix réels du maïs sur chaque marché .....	18



## Résumé

Les fluctuations de prix ont toujours créé un environnement défavorable aux anticipations correctes des agents économiques. Elles rendent par leur effet, vulnérables les producteurs et consommateurs qui dépendent des produits concernés. Or l'un des moyens de réduire la vulnérabilité et la pauvreté en milieu rural est de garantir des prix stables. Le travail actuel contribue à la discussion continue sur les déterminants de la volatilité des prix de denrées alimentaires au Bénin, en l'occurrence le prix du maïs. Basées sur des considérations théoriques, des causes économiques, agricoles, et politiques de la volatilité de prix du maïs interne sont identifiées et discutées.

Nous avons exploité les avantages des modèles ARCH et MIDAS à retards d'Almon (2002). Les résultats de l'étude suggèrent une certaine volatilité des prix du maïs sur les marchés et que ladite volatilité est déterminée sur les marchés étudiés, par la pluviométrie, le prix de l'essence, les prix des biens de substitution, les prix du maïs sur les marchés proches, la demande nationale ou régionale, et la production régionale. En ce qui concerne les politiques publiques, celles menées depuis 2008 à 2016 semblent avoir eu les effets escomptés. En outre, l'étude recommande de stabiliser les prix à travers une fonctionnalité améliorée des marchés intérieur et extérieur. Le développement des infrastructures routières, l'accroissement de la productivité des petits exploitants et la protection sociale sont des facteurs à ne pas négliger dans la stabilisation des prix du maïs.

**Mots clés :** Volatilité du prix du maïs, Marchés agricoles, ARCH-X, MIDAS.

## Abstract

Price fluctuations have always created an environment that is unfavourable to the correct expectations of economic agents. They make the producers and consumers who depend on the products affected by their effect vulnerable. Yet one of the ways to reduce vulnerability and poverty in rural areas is to ensure stable prices. The current work contributes to the ongoing discussion on the determinants of food price volatility in Benin, in this case the price of maize. Based on theoretical considerations, economic, agricultural, and political causes of the price volatility of internal maize are identified and discussed.

We have exploited the advantages of the ARCH and MIDAS with Almon lag weighting models (2002). The results of the study suggest some volatility in the prices of maize in the markets and this volatility is determined in the markets studied, by rainfall, the price of gasoline, the prices of substitute goods, the prices of maize in the markets national or regional demand, and regional production. As far as public policies are concerned, those from 2008 to 2016 seem to have had the expected effects. In addition, the study recommends stabilizing prices through improved functionality of the internal and external markets. The development of road infrastructures, the increase in smallholder productivity and social protection are factors not to be neglected in stabilizing maize prices.

**Key words:** Maize price volatility, agricultural markets, ARCH-X, MIDAS

## Table des matières

AVERTISSEMENT .....	i
APPROBATION .....	ii
Identification du jury .....	iii
Dédicaces .....	iii
Remerciements .....	v
Sigles et abréviations .....	vi
Liste des Tableaux et Graphiques.....	vii
Résumé .....	viii
Abstract .....	viii
INTRODUCTION.....	1
CHAPITRE 1 : CADRE INSTITUTIONNEL DE L'ETUDE .....	2
1.1 Présentation de l'INSAE .....	2
1.2 Déroulement du stage académique .....	4
CHAPITRE 2 : Cadre théorique et méthodologique.....	6
2.1 Problématique et intérêt de l'étude.....	6
2.1.1 Problématique.....	6
2.1.2 Intérêt de l'étude.....	7
2.2 Objectifs et hypothèses de recherche .....	7
2.2.1 Objectifs de l'étude.....	7
2.2.2 Hypothèses de recherche .....	8
2.3 Revue de littérature et méthodologie.....	8
2.4 Limites de l'étude .....	17
CHAPITRE 3 : Présentation et interprétation des résultats.....	18
3.1 Analyse descriptive .....	18
3.2 Analyses explicatives .....	19
3.3 Déterminants de la volatilité du prix du maïs.....	21
3.4 Synthèse des résultats et vérification des hypothèses.....	28
3.5 Préconisations opérationnelles .....	29
CONCLUSION .....	30
BIBLIOGRAPHIE .....	31
ANNEXE.....	a

## INTRODUCTION

La question de sécurité alimentaire constitue un sujet d'actualité dans les pays en développement et en particulier dans ceux de l'Afrique subsaharienne. Pour le sommet mondial de l'alimentation de 1996, la sécurité alimentaire est « une situation dans laquelle tous les individus ont, en tout temps, un accès physique, social et économique à une nourriture suffisante, saine et nutritive qui satisfait à leurs besoins et préférences alimentaires et leur permet de mener une vie saine et active ». Elle sert aussi de base à une croissance économique soutenue. Selon l'Organisation des Nations Unies, des taux élevés de malnutrition peuvent entraîner une perte du produit intérieur brut (PIB) pouvant atteindre 4 à 5 %.

L'agriculture est la source première pour atteindre un niveau de sécurité alimentaire. Sa place est prépondérante dans les économies africaines qui n'exportent pas de pétrole dans la mesure où elle y constitue la principale activité économique. Or, 70% des pauvres et des sous-alimentés du monde vivent en milieu rural et sont principalement des paysans (IFPRI, 2015).

Par ailleurs, les prix des produits agricoles déterminent le revenu des agriculteurs et par là même, leurs décisions d'investissements aux facteurs de productions et ont ainsi des conséquences à long terme sur la sécurité alimentaire. Nous devons tous manger, mais nous n'avons pas tous la même capacité à dépenser quand les prix montent. Les consommateurs sont donc pénalisés par le renchérissement des prix des denrées de base. En l'occurrence, les prix des céréales revêtent une importance capitale pour les pouvoirs publics du fait de leur importance dans l'alimentation des populations.

Le cas du Bénin apparaît quelque peu angoissant du fait de la baisse des prix pendant la période de récolte et la hausse progressive des prix dans le temps, la production de certaines céréales étant saisonnière alors que la consommation est quotidienne, régulière et constante. De plus, on observe une légère tendance à l'augmentation de la volatilité des prix du maïs au cours de la période 2010-2017 avec un pic pour l'année 2013. Où sur certains marchés les prix du maïs peuvent augmenter jusqu'à près de 20% (AGVSA, 2017).

Au vu de cette tendance générale des prix sur les marchés, et du fait que des variations imprévisibles (volatilité) du prix du maïs peuvent entraver les investissements dans la production agricole et la sécurité alimentaire, la fluctuation des prix céréaliers sur les marchés béninois mérite donc une réflexion plus approfondie afin d'assurer le bien-être alimentaire de la population. Pour ce faire, cette étude vise à ressortir les facteurs qui influencent la volatilité des prix céréaliers au Bénin. Elle est structurée en trois (3) chapitres : le premier présente le cadre institutionnel de l'étude ; le deuxième concerne le cadre théorique et méthodologique ; le troisième quant à lui est consacré à la présentation et à l'interprétation des résultats.

## CHAPITRE 1 : CADRE INSTITUTIONNEL DE L'ETUDE

### 1.1.Présentation de l'INSAE

#### ▪ Mission et attribution

L'Institut National de la Statistique et de l'Analyse Economique (I.N.S.A.E), conformément à l'ordonnance N° 73-72 du 16 Octobre 1973, est un établissement public à caractère scientifique, placé sous la tutelle du Ministère chargé de la Statistique. C'est en 1997, par décret N°97- 168 du 07 Avril 1997 portant approbation des statuts de l'INSAE, que l'Institut fut doté du statut d'établissement public à caractère scientifique et de la personnalité morale disposant de l'autonomie financière. Il assure le secrétariat du Conseil National de la Statistique et de ses commissions techniques dont il est un organe. Sa mission est de coordonner et de développer l'activité statistique et l'information socio-économique. À ce titre, il est chargé de préparer les réunions dudit Conseil, et celles de ses commissions techniques. La tâche essentielle de l'institut consiste à rassembler, dépouiller, analyser et présenter au Gouvernement dans les délais convenus des statistiques sûres, scientifiquement élaborées dont les indicateurs et agrégats macroéconomiques d'évolution de l'économie ou de toutes autres activités nationales. Il veille aussi à assurer ou aider au traitement des informations statistiques et comptables des organismes publics, parapublics et autres qui lui en font la demande.

L'Institut National de la Statistique et de l'Analyse Economique est spécifiquement chargé de :

- Euvrer à l'élaboration d'une méthodologie scientifique pour les administrations et organismes publics et privés, en vue d'harmoniser les techniques utilisées et de rendre comparables les divers résultats obtenus et dans ce cadre contribuer à l'organisation des services statistiques dans les organismes et administrations ;
- Rassembler, exploiter et analyser les données statistiques provenant des enquêtes par sondage, des recensements, des statistiques courantes et d'autres sources en vue d'une meilleure connaissance de la situation démographique, économique, financière et sociale de la République du Bénin ;
- Organiser et exécuter les recensements démographiques, agricoles, industriels et toutes autres enquêtes statistiques et socio-économiques ou aider à leur réalisation ;
- Etudier les projets d'enquêtes ou d'études de tout autre organisme et d'en faire un rapport au Conseil National de la Statistique ;
- Etudier et suivre la conjoncture économique et financière du pays, établir les comptes économiques et produire les renseignements chiffrés utiles à l'élaboration des programmes de développement économique ;
- Assurer la publication périodique des informations statistiques sous forme de bulletins, annuaires, revues, communiqués, répertoires et autres ;
- Rassembler la documentation existante aussi bien dans le domaine des études statistiques que celui des études démographiques et économiques ainsi que la constitution d'une bibliothèque d'ouvrages statistiques ;

- Assurer la liaison avec les services statistiques des pays africains et étrangers, les organismes internationaux, et représenter le Bénin dans les réunions, conférences et congrès relatifs à la Statistique;
- Faciliter et encourager l'étude de la science Statistique et les techniques de l'information et assurer la formation du personnel technique pour la recherche statistique et le traitement de l'information ;
- Étudier les possibilités d'améliorer le rendement des services publics et entreprises dans le domaine statistique ;
- Assurer à tous les niveaux la formation et la spécialisation de ses cadres ;
- Exécuter le traitement des informations, tant pour ses besoins propres que ceux des services publics, des entreprises parapubliques ou autres, lorsque les conditions objectives du pays l'exigent.

Ses attributions ci-dessus citées sont exercées sur toute l'étendue du territoire national.

#### ▪ **Fonctionnement et organisation**

L'Institut National de la Statistique et de l'Analyse Economique comporte une Direction Administrative et Financière et des Directions techniques, toutes rattachées à la Direction Générale. L'institut entretient des rapports de collaboration avec les autres organes du Conseil National de la Statistique, sans dépendance hiérarchique et qui sont des organes extérieurs à l'INSAE. L'institut comporte également les organes de Direction suivants :

- Le Conseil d'Administration (CA) de l'institut composé de:
  - Un représentant du ministre de tutelle, Président ;
  - Un représentant du ministre des finances ;
  - Deux (2) représentants des producteurs de statistiques sectorielles choisis parmi les membres du Conseil National de la Statistique (CNS) sur proposition de ce dernier
  - Deux (2) représentants des utilisateurs des statistiques, dont un représentant des organismes internationaux, proposés par le ministre de tutelle ;
  - Un représentant du personnel de l'INSAE désigné en assemblée générale de son personnel permanent.
- La Direction Générale de l'INSAE composée de :
  - Le Secrétariat Particulier ;
  - La Direction Administrative et Financière ;
  - La Direction des Statistiques et Etudes Economiques ;
  - La Direction des Etudes Démographiques ;
  - La Direction des Statistiques Sociales ;
  - La Direction du Traitement de l'Information et des Publications ;
  - La Direction de la Coordination Statistique, de la Formation et de la Recherche.
- Le Comité de Direction est un organe consultatif de la Direction Générale. Il est composé du Directeur Général qui assure sa présidence, du Directeur Général-Adjoint qui en est le vice-président, des

Directeurs techniques, du Directeur Administratif et Financier (DAF) et de deux délégués du personnel élus en assemblée générale du personnel. La DAF en assure le secrétariat.

## **1.2. Déroulement du stage académique**

### **1.2.1. Présentation de la direction d'accueil**

Le stage académique en vue de la réalisation du présent mémoire de fin de formation s'est déroulé à la Direction de la Statistique et des Etudes Economiques (DSEE) de l'INSAE. En tant que structure technique rattachée à la direction générale, elle est chargée de l'élaboration des comptes nationaux, de l'évaluation de la situation économique et financière du Bénin ; de la collecte des informations pour l'élaboration des statistiques de production des différents secteurs de l'activité économique ; de la collecte et du traitement des informations pour la connaissance des échanges, leur structure, leur évolution et leur circuit. Elle comprend cinq (5) services à savoirs :

- Le Service des Statistiques et Etudes de l'Agriculture (SSEA) a pour tâches :
  - La conception des notes méthodologiques sur la collecte des données dans le secteur de l'agriculture ;
  - La collecte et de l'analyse des statistiques agricoles ;
  - La synthèse des données sur l'agriculture dans le sens de l'élaboration des comptes de l'agriculture ;
  - L'appui au département ministériel chargé de l'agriculture dans la conception et la réalisation des enquêtes agricoles et recensements de l'agriculture.
- Le Service des Statistiques et Etudes de l'Industrie (SSEI) a pour tâches :
  - La conception et la réalisation des enquêtes de conjoncture au niveau des entreprises industrielles ;
  - La conception et la réalisation des recensements d'entreprises et des enquêtes de structure sur les activités des entreprises industrielles ;
  - L'appui méthodologique aux départements ministériels et à toutes autres institutions dans la réalisation des enquêtes spécifiques au niveau des entreprises industrielles ;
  - L'analyse des données collectées dans le cadre des recensements et enquêtes réalisés au niveau des entreprises industrielles ;
  - L'élaboration des indicateurs de conjoncture (indice de la production industrielle, indice du chiffre d'affaires, etc...);
  - L'élaboration des comptes intermédiaires des entreprises industrielles ;
  - La gestion du Répertoire des entreprises (SATUNE) ;
  - La publication du Cahier des entreprises.
- Le Service des Statistiques et Etudes des Activités Tertiaires (SSET) a pour tâche:
  - La conception et la réalisation des enquêtes de conjoncture au niveau des entreprises commerciales et de services (dont le transport) ;
  - La conception et la réalisation des recensements d'entreprises et des enquêtes de structure sur les activités des entreprises commerciales et de services ;

- L'appui méthodologique aux départements ministériels et à toutes autres institutions dans la réalisation des enquêtes spécifiques au niveau des entreprises commerciales et de services ;
  - Le traitement et l'analyse des données collectées dans le cadre des recensements et enquêtes réalisés au niveau des entreprises commerciales et de services ;
  - L'élaboration des indicateurs de conjoncture (indice du chiffre d'affaires, etc.) des entreprises commerciales et de services ;
  - L'élaboration des comptes intermédiaires des entreprises commerciales et de services ;
  - L'analyse des données sur les échanges intérieurs et les circuits commerciaux.
- Le Service des Echanges Extérieurs (SEE), a pour tâches :
- La collecte, le traitement et l'analyse des données sur les échanges extérieurs ;
  - L'élaboration des statistiques officielles du commerce extérieur et l'indice du commerce extérieur au rythme trimestriel et annuel.
- Le Service des Comptes Nationaux (SCN), a pour tâches :
- L'élaboration des comptes nationaux et de la mise à jour de leur méthodologie d'élaboration ;
  - L'évaluation de la situation financière des entreprises du pays ;
  - L'élaboration du Tableau des opérations financières TOF et des modèles applicables à l'économie nationale.

### **1.2.2. Déroulement du stage et observations**

Au cours du stage, nous avons participé à la saisie des données de la base des Déclarations Statistiques et Fiscales (DSF) des entreprises. Cette activité nous a offert un cadre exceptionnel de travail où nous avons eu le plaisir de mettre en application nos connaissances théoriques ; de nous familiariser au lieu de travail (le cadre) et aussi au milieu professionnel. Notre stage s'est déroulé dans une ambiance conviviale de travail. Le personnel administratif de la DSEE, nous a permis de consolider nos acquis en recherches scientifiques et de trouver des solutions à nos préoccupations.



## CHAPITRE 2 : Cadre théorique et méthodologique

### 2.1. Problématique et intérêt de l'étude

#### 2.1.1 Problématique

Avoir des niveaux de prix stables est l'un des éléments clés de la croissance agricole et, partant, de la réduction de la pauvreté. Dans un contexte où les économies africaines pour beaucoup dépendent de la production agricole des denrées alimentaires, l'un des problèmes auquel est confrontée l'institution spécialisée des Nations Unies pour l'alimentation, la FAO est la fluctuation des prix des denrées alimentaires en raison de la forte volatilité de ceux-ci (AREKPA et MOUSSA, 2010). En effet, la volatilité des prix des produits alimentaires, particulièrement les céréales, a atteint des niveaux records en 2008 et 2011, aggravant l'insécurité alimentaire en Afrique Subsaharienne. La volatilité des prix des produits alimentaires menace ainsi l'agriculture, en particulier dans les pays en développement. Au Bénin, le secteur agricole représente la principale source de création de richesse du pays et occupe 70% de la population active, contribue à hauteur de 36% au PIB et génère 88% des recettes d'exportation et 15% des recettes de l'État (AGVSA, 2017).

En Afrique subsaharienne, le niveau des prix alimentaires en 2007 et début 2008 ; et surtout la récurrence des perturbations imprévisibles qui créent des chocs sur le revenu des ménages, ont ravivé l'intérêt pour la régulation des marchés des produits agricoles (Minot, 2012).

Les ménages urbains craignent une hausse des coûts d'accès aux produits vivriers tandis que les ménages ruraux redoutent une chute drastique de leurs revenus. Par exemple, le prix du maïs, le principal aliment de base produit et consommé dans ces pays, a enregistré une flambée de 220% la tonne courant 2006 – 2007 (PAM, 2008). Des prix élevés et fluctuants menacent la liberté des ménages dans le choix des dépenses alimentaires, et par suite la qualité et la quantité de l'approvisionnement (IFPRI, 2011). Selon la FAO (2012), une telle hausse contribue significativement à la faim dans le monde. De plus, les pays en développement sont les plus touchés par l'instabilité des prix agricoles, car les dépenses alimentaires représentent parfois 70% du budget des ménages, alors qu'elles sont de l'ordre de 10 à 20% du budget des ménages dans les pays riches (Cohen et Garrett, 2009).

Ainsi, des épisodes de forte volatilité et surtout une augmentation surprise des prix représentent une menace majeure pour la sécurité alimentaire. Au Bénin en particulier, les fluctuations de prix sont susceptibles de renforcer la situation d'insécurité alimentaire notamment pour les ménages les plus pauvres et de saboter l'effort de poursuite de l'objectif de développement durable qui s'y rattache (1,09 million de personnes en insécurité alimentaire, dont environ 80 000 personnes sévèrement touchées selon l'AGVSA (2017)). De plus, l'absence de diversification du régime alimentaire aggrave le problème, car l'augmentation du prix d'un aliment n'est pas facilement compensable par le passage à d'autres aliments. Ils n'ont alors d'autre choix que de réduire la quantité et la qualité des denrées qu'ils consomment, ce qui aggrave l'insécurité alimentaire et la malnutrition, et entraîne davantage de ménages sous le seuil de pauvreté. Quant aux agriculteurs qui dépendent essentiellement des produits agricoles pour survivre, la forte volatilité peut se traduire par de vastes



fluctuations de leurs revenus contre lesquelles ils n'ont aucun recours, ni sous forme d'assurance ni d'épargne. Pour les petits producteurs vivriers, la volatilité des prix est synonyme d'incertitude et d'accroissement du risque, et les dissuade de réaliser les investissements qui leur permettraient d'augmenter leur production et d'être ainsi moins vulnérables. Pour l'État, l'assistance des victimes, généralement une politique d'urgence, rivalise avec les projets d'investissement agricoles. Le risque est de voir l'État promouvoir les importations des produits alimentaires et/ou l'aide alimentaire comme politique de sécurité alimentaire.

Gérard et al. (2011) font remarquer que la volatilité des prix des denrées alimentaires ne fait que rendre légitime l'action publique sur les marchés agricoles. Les experts et décideurs admettent en effet l'importance d'une régulation des marchés afin de lutter contre l'instabilité qui constitue une source potentielle d'insécurité alimentaire. Pour gérer ce problème, les décideurs doivent s'attaquer à ses déterminants, car les solutions dépendent largement de la nature et du type de causes (Boussard, 2010). Par conséquent, une analyse visant à comprendre ce qui explique les variations de prix est une question centrale pour une économie comme celle du Bénin où les dépenses alimentaires représentent près de la moitié (48,9%) des dépenses de consommation des ménages (EMICoV, 2015). Il s'avère donc nécessaire de s'interroger sur les facteurs entraînant la volatilité des prix agricoles. Pour ce faire, il s'agira de répondre aux interrogations suivantes : Quelles sont les causes de la volatilité des prix du maïs au Bénin ? Quelles politiques pourraient être mises en œuvre afin d'en atténuer les effets voire stabiliser les prix ?

### 2.1.2 Intérêt de l'étude

L'impact de la volatilité des prix agricoles n'étant plus à démontrer, trouver des instruments pour la gérer revêt donc de plus en plus d'une importance économique et sociale. Cependant, dans les pays en développement et en particulier en Afrique subsaharienne, bien que différents facteurs aient été répertoriés comme causes possibles, les études existantes ne présentent qu'une évaluation qualitative plutôt que quantitative de ces facteurs et ne permettent donc pas d'identifier la contribution de chaque facteur à la volatilité observée ou passée des prix.

Ce travail vise à mettre en évidence d'une part la volatilité des prix agricoles des produits vivriers au Bénin et d'autre part d'identifier les facteurs potentiels de cette volatilité afin de proposer des instruments de stabilisation appropriés. Les résultats seront d'une grande importance pour les pouvoirs publics, les producteurs et les consommateurs, notamment dans les prises de décisions raisonnées concernant la régulation des marchés, l'allocation des ressources et la répartition des revenus.

## 2.2 Objectifs et hypothèses de recherche

### 2.2.1 Objectifs de l'étude

L'objectif général vise à analyser les principaux déterminants de la volatilité du prix du maïs sur les marchés du Bénin. Pour cela, il s'agira de façon spécifique à :

- ⊗ **Objectif 1** : mettre en évidence la volatilité du prix du maïs sur les marchés du Bénin.
- ⊗ **Objectif 2** : mettre en évidence les facteurs déterminants de la volatilité du prix du maïs.

## 2.2.2 Hypothèses de recherche

Pour atteindre ces objectifs, trois hypothèses sont formulées

- ♣ **Hypothèse 1** : le prix du maïs est volatil sur tous les marchés étudiés.
- ♣ **Hypothèse 2** : la pluviométrie a un effet positif sur la volatilité des prix du maïs
- ♣ **Hypothèse 3** : une hausse de la production du maïs dans le département où se situe un marché diminue la volatilité du prix maïs sur ce marché

## 2.3 Revue de littérature et méthodologie

### 2.3.1 Définitions et revue théorique

Le prix d'une marchandise ou d'un service est la quantité de monnaie qu'il faut donner pour l'obtenir. La variabilité des prix ne constitue pas un problème majeur lorsque les fluctuations sont progressives, reflètent des schémas saisonniers et qu'elles sont généralement prévisibles parce que liées aux fondamentaux du marché. En revanche, lorsqu'elles sont de grandes amplitudes, très fréquentes ou qu'elles se produisent soudainement et essentiellement dans une direction, elle constitue la volatilité qui est un sérieux problème (OCDE et FAO, 2011). Selon la FAO (2010), la volatilité du prix est une mesure de l'ampleur et de la rapidité de l'évolution du prix d'un actif sur une période donnée, comme le prix d'un produit agricole. Elle survient suite à des chocs et représente la partie des prix non expliquée, donc non anticipable et se distingue de ce fait de la variabilité des prix en ce sens que cette dernière englobe les différentes formes de changement des prix, quelle que soit leur fréquence et cela est mesurable (Piot-Lepetit et Mbarek, 2011). La volatilité des prix fait ainsi référence à des variations soudaines, inattendues, instables et de grande amplitude des prix. Les politiques de stabilisation des prix dépendent largement des sources de la volatilité des prix. De ce fait, la littérature distingue deux grandes familles de théories discordantes qui expliquent les fluctuations des prix et en l'occurrence la volatilité des prix agricoles :

- D'une part, la théorie des fluctuations « **exogènes** », selon laquelle les fluctuations des prix sont causées par des événements extérieurs aux marchés ; tels que les aléas climatiques, les chocs macroéconomiques, etc., auxquels les acteurs du marché ne font que s'adapter ;
- D'autre part, la théorie des fluctuations « **endogènes** », selon laquelle les fluctuations des prix sont causées par le comportement des acteurs du marché eux-mêmes.

Toutefois, il faut souligner qu'il existe un accord total sur au moins un point : la volatilité des prix est imputable à l'inélasticité de la demande des biens agricoles par rapport au prix et aux revenus (Boussard, 2010). Ceci est dû au fait que les besoins alimentaires sont toujours satisfaits en priorité par les agents économiques de sorte que des prix élevés des produits vivriers peuvent entraîner la diminution de la demande pour d'autres produits sans que la demande alimentaire en soit réduite. Face à une demande rigide, de petites modifications dans l'offre peuvent alors conduire à de grands changements sur les prix.

### i. La théorie des fluctuations « exogènes »

L'hypothèse la plus communément acceptée est celle des fluctuations d'origine aléatoire ou exogène (Deaton et Laroque, 1992). Ces perturbations exogènes aléatoires sont par exemple les aléas climatiques ou de façon générale les conditions naturelles qui affectent les rendements ou l'offre agricole, les chocs sur la demande et les chocs macroéconomiques pour ne citer que ceux-là. Les sources externes de la volatilité des prix sont donc diverses et peuvent agir de façon concomitante.

Les facteurs exogènes les plus récurrents dans la littérature sont :

- **Les facteurs liés à l'offre ou la production agricole** : La variabilité des rendements due à des chocs climatiques tels que la sécheresse, les températures élevées, les inondations, etc. est la cause principale des déficits de production. Par suite, ces chocs climatiques engendrent une volatilité des prix dans la mesure où ils ne sont pas prévisibles et de plus la diminution de l'offre qu'ils entraînent, implique une augmentation brutale des prix, en raison de la relative inélasticité de la demande à court terme, puis une diminution lente ou rapide selon la nature de la matière première. Par ailleurs, la variabilité de la production peut être due à des changements dans l'offre d'intrants et à des variations dans les superficies plantées (Kornher et Kalkhul, 2013). En dehors de leur propre production, la plupart des pays ne sont pas isolés des chocs d'offre en provenance des pays voisins. Shively (1996) trouve que c'est un facteur de volatilité des prix du maïs au Ghana.
- **Stocks** : À mesure que les stocks de produits de base baissent, on s'attend à ce que la volatilité des prix augmente. En effet, si les stocks sont bas, alors la dépendance à l'égard de la production courante afin de satisfaire des demandes à court terme de consommation est susceptible de monter et tout choc sur cette production pourrait donc impacter considérablement les prix. Les stocks mondiaux ont connu des baisses importantes en 2002-2003 et en 2003-2004, de l'ordre de 70 millions de tonnes en blé et 47 millions de tonnes en maïs. Cette tendance à la baisse des stocks a coïncidé avec le début de la hausse des prix des produits agricoles au premier semestre de 2006. Cela révèle un lien entre la hausse des prix agricoles et le niveau des stocks.
- **Facteurs liés à la demande** : Une demande plus élevée entraîne évidemment une hausse des prix et pourrait influencer sur la volatilité. Dans les pays en développement, la croissance démographique et la croissance des revenus sont les principaux moteurs de la demande intérieure (Gilbert, 2010). Outre les variables de croissance, les changements de goût et de préférences peuvent entraîner des déplacements de la demande d'un produit de base à un autre. Toutefois, ces changements du côté de la demande sont considérés comme étant plutôt à long terme. Plus important encore, les retombées d'autres produits alimentaires pourraient avoir des effets à court et à moyen terme sur les prix des produits de base. Théoriquement, cela est causé par la substitution et l'effet sur le revenu. En raison de l'inélasticité des variations des prix de l'offre des produits alimentaires connexes, la relation offre-demande pourrait être déséquilibrée, ce qui entraînerait des fluctuations des prix.

- **Les facteurs macroéconomiques** : Ces facteurs ont été identifiés comme les principaux moteurs des prix mondiaux des produits agricoles de base (Roache, 2010) et il s'agit notamment du taux d'intérêt, de l'inflation et du taux de change. Il est théoriquement convaincant que ces facteurs influent également sur les prix intérieurs des produits de base. Les taux d'intérêt sont un facteur important pour le coût du stockage. Le taux de change du dollar américain joue un rôle crucial pour les pays tributaires des importations puisque la plupart des contrats du commerce international des produits de base sont réglés en dollars américains. Ainsi, une appréciation/dépréciation du taux de change a de graves répercussions sur les prix (Gilbert et Morgan, 2010a). En outre, l'inflation globale a un impact sur l'évolution des prix, mais aussi sur les bénéfices des investissements. Enfin, pour Amartya Sen, la stabilité politique globale et l'efficacité de la gouvernance influent sur le fonctionnement des marchés et sur la variabilité des prix.

L'importance des coûts de transaction pour les prix des produits négociables dans les pays importateurs de denrées alimentaires est évidente (Kornher et Kalkhul, 2013). Le transport représente la part la plus importante. Les coûts de transport dépendent en grande partie des prix mondiaux du pétrole et des taux de fret des vraquiers. En effet, la hausse des prix des produits alimentaires au cours de ces dernières années a coïncidé avec une montée en flèche du prix du pétrole. Cela met en évidence l'influence de l'évolution du prix du pétrole sur l'évolution des prix sur les marchés des biens alimentaires. Par conséquent, la hausse du prix du pétrole conduira à une augmentation des prix alimentaires.

## ii. La théorie des fluctuations « endogènes »

Selon celle-ci, la volatilité des prix des produits alimentaires est générée par le fonctionnement du marché (Boussard, 2010). Les fluctuations d'origine endogènes des prix sont le résultat des non-linéarités dans les réponses des agents, des erreurs d'anticipations, des obstacles aux ajustements du marché (Gérard, Piketty, Boussard, 2008). L'argumentaire qui sous-tend donc la théorie des fluctuations endogènes repose sur une vision dynamique du marché. On postule ici l'impossibilité pour les acteurs de réagir automatiquement aux variations des prix étant donné le décalage temporel entre le moment de constatation d'un prix sur le marché et les variations correspondantes de l'offre qui s'ensuivent (Malan, 2013). En conséquence, les erreurs d'anticipations s'expliquent par le fait que le prix à une date donnée peut induire des modifications de l'offre un peu plus tard, laquelle offre génère à son tour de nouveaux prix. C'est ce que développe Ezekiel (1938), dans son modèle de toile d'araignée (Cobweb) basé sur le principe selon lequel le prix de l'année  $n-1$  détermine la production de l'année  $n$ . Dans l'explication du même phénomène, Gérard, Piketty et Boussard (2008) affirment que ce sont les anticipations qui l'expliquent : la légère baisse de l'offre génère une faible augmentation des prix, mais du fait des prévisions des agents de la poursuite de la hausse, les stocks privés augmentent, et de moins en moins de vivres sont disponibles. En outre, les politiques agricoles influent aussi sur le comportement des prix des produits de base (Kornher et Kalkhul, 2013).

## iii. Autres approches de causes

En cas d'intégration de marchés, la volatilité des autres marchés peut avoir une incidence directe sur la volatilité d'un marché (Balcombe, 2011 ; Gilbert et Morgan, 2011). En effet, dans ce cas ils transmettent plus

facilement les volatilités avec leurs effets pervers. Aussi, les interactions entre les produits de base peuvent modifier les comportements des consommateurs dans leurs habitudes de consommation et rendre le prix de certains produits plus volatils. Par ailleurs, des déterminants de la volatilité des prix alimentaires, le facteur le plus controversé est la spéculation (FAO, 2012 ; HLPE, 2011). À l'origine, en raison de l'imprévisibilité des prix des denrées alimentaires, la spéculation par le biais de contrats à terme est une activité qui permet aux parties prenantes de se protéger contre le risque de fluctuations futures des prix et assure la liquidité du marché. Ainsi, la spéculation semble apporter une contribution significative à la stabilisation des prix et à l'efficience des marchés. Les spéculateurs agissent comme des régulateurs, achetant lorsque les prix sont bas, ce qui entraîne une augmentation de la demande, et vendant lorsque les prix sont élevés, ce qui entraîne une augmentation de l'offre. Aussi, souligne le PAM (2008), que peuvent influencer le mouvement des prix locaux, les inondations dans les pays voisins, la croissance de la demande des produits vivriers des pays voisins.

### 2.3.2 Revue empirique

Dans le contexte de l'hypothèse exogène, Ajakaiye et Adam (2011) ont montré que, bien que la volatilité des prix des denrées alimentaires en 2006 et 2008 puisse s'expliquer principalement par une modification fondamentale de la structure de la demande, l'importance du changement climatique, l'utilisation d'oléagineux et de céréales (transformé en biocarburant) comme substituts des produits pétroliers, l'importance de facteurs financiers tels que la bulle des prix des actifs sur des titres adossés à des matières premières n'est pas négligeable, même si elle reste un sujet de débat dans la littérature.

Privilégiant la piste des facteurs macroéconomiques, Apergis et Rezitis (2011) examinent dans le cas de la Grèce, la relation entre la volatilité des prix des denrées alimentaires et l'écart à court terme de certains facteurs macroéconomiques tels que la masse monétaire, le revenu réel par habitant, le taux de change réel et le ratio de déficit réel sur revenu avec les modèles GARCH et GARCH-X. Les résultats ont montré l'effet significatif et positif de ces écarts sur la volatilité des prix relatifs de l'alimentation.

Pour Balcombe (2011), la volatilité passée, la transmission entre prix, le niveau des stocks, le prix du pétrole brut et le taux de change expliquent la volatilité des prix agricoles ; il emploie un modèle de paramètres aléatoires. Unezeza et Habyarimana (2018) ont étudié comment les variations du prix du pétrole brut au Rwanda et sur le marché mondial comme choc économique externe affectent le prix des céréales sur le marché intérieur du Rwanda. Ils montrent grâce aux résultats des modèles ARCH et GARCH que la volatilité du prix des céréales sur le marché rwandais est fortement influencée par les propres résidus au carré et par les résidus au carré du prix du pétrole brut sur les marchés intérieurs et mondiaux. Par contre Kane (2017) analysant les déterminants de la volatilité des prix au moyen des modèles ARMA-X, GARCH et GARCH-X, trouvait que la volatilité des produits alimentaires au Cameroun est principalement déterminée par des facteurs locaux tels que la volatilité d'autres produits, et non par des facteurs externes tels que la volatilité du pétrole brut et la volatilité des céréales d'importation. Ils affirment que ce résultat suggère que la transmission des prix entre le marché international et le marché camerounais est faible pour les céréales.

Les mesures de politique agricole (comme les interventions publiques pour stabiliser) et les politiques économiques peuvent également affecter la volatilité des prix. Acclassato et Assouto (2016) montrent en examinant l'impact des instruments mis en place au Bénin au cours de la crise alimentaire de 2007-2008 que les interventions publiques ont eu des effets limités sur la volatilité des prix.

Outre l'hypothèse exogène de la volatilité des prix, d'autres auteurs se sont illustrés sur les déterminants endogènes de ce problème. L'explication endogène de la volatilité des prix des aliments peut théoriquement se baser sur le modèle de toile d'araignée (cobweb) grâce à Ezekiel (1938). Ce modèle repose sur un décalage temporel entre les décisions d'offre et de demande. Mitra et Boussard (2011) dans l'explication endogène de la volatilité des prix des denrées alimentaires suggèrent de modéliser le fonctionnement du marché par un modèle chaotique avec stockage. En utilisant des simulations sur des séries de prix sur 200 ans, il a été montré qu'il est encore très difficile de choisir entre l'explication endogène et exogène de la volatilité des prix alimentaires par la méthode expérimentale. Minkoua et al. (2010) et Traoré (2012) montrent respectivement dans le cas du Cameroun et du Burkina avec un MCO et un modèle ARCH que les anticipations des producteurs et commerçants (offreurs) sur l'état du marché basées sur les prix de la période précédente ont un effet significatif dans l'explication des prix des produits vivriers.

### 2.3.3 Méthodologie

#### 2.3.3.1 Sources de données et présentation des variables

Les données utilisées dans la présente étude sont aussi bien annuelles que mensuelles et couvrent la période de 1985 à 2016 pour les données annuelles et de Janvier 1985 à Décembre 2016 pour celles mensuelles. Il convient de mentionner que les séries utilisées sont des prix nominaux corrigés en prix réels au moyen de l'IPC. En effet, la prise en compte de l'IPC permet d'intégrer l'effet temporel de la variation du coût de la vie dans notre analyse. L'étude a été réalisée sur les principaux marchés du Bénin figurant dans l'AGVSA 2017 et ceux suivis par l'ex ONASA. En raison de données manquantes, des critères de choix des séries de prix céréaliers ont été établis. Il s'agit de considérer les séries de prix de maïs où plus de 90% des observations entre Janvier 1985 et Décembre 2016 sont présentes (comme Minot, 2012). Ceci nous a ramené à 10 marchés à savoir : Azovè, Bohicon, Dantokpa, Glazoué, Kétou, Natitingou, Nikki, Ouando, Parakou et Pobè.

L'étude se concentre sur le maïs en raison de son importance au Bénin. Aliment le plus consommé au Bénin avec 19,3% des dépenses alimentaires (EMICoV-2015), le maïs dispose de plusieurs substituts (mil, sorgho, riz...) et représente 20% des principaux produits vendus sur les marchés par les agents/éleveurs (AGVSA, 2017). Sa production annuelle représente en 2017, 74% et en moyenne sur 1990-2017, 78% de la production totale céréalière.

Le but de notre étude est d'analyser les principaux déterminants de la volatilité du prix du maïs sur les marchés du Bénin. En nous appuyant donc sur la revue de la littérature, nous avons pu retenir certaines variables souvent utilisées pour expliquer la volatilité des prix agricoles dans les pays en développement notamment en Afrique. Elles sont présentées dans le tableau 1.



**Tableau 1:** Description des variables

Variables	Sources et Fréquence ( )	Descriptions et/ou Observations	Effets attendus sur la volatilité
Prix du maïs	MAEP (mensuelle)	Prix de détail du maïs en FCFA/Kg sur le marché	Variable expliquée
Prix moyen des substituts	MAEP et construction des auteurs (mensuelle)	Moyenne des prix des substituts du maïs en FCFA/Kg (mil, sorgho, riz local et riz importé)	+
Prix du maïs sur les marchés intégrés	MAEP (mensuelle)	Prix en (FCFA/Kg) du maïs sur les autres marchés ayant une forte corrélation avec le marché d'étude et ayant de fortes relations commerciales	+
Prix de l'essence informel	INSAE (mensuelle)	Prix moyen de l'essence informel en FCFA/L au Bénin	+
Pluviométrie	ASECNA (mensuelle)	Il s'agit de la hauteur de pluie (en millimètre) par station	+
Politiques de prix adoptées pour stabiliser les prix (suite à la crise alimentaire)	Construits par les auteurs (mensuelle)	Variable indicatrice pour prendre en compte l'effet de la mise en place par l'État de boutiques témoins de déstockages et de ventes par l'ONASA intervenue depuis Juillet 2008 sur toute l'étendue du territoire. Elle prend la valeur 1 pour les mois ou années dans lesquelles boutiques témoins ont existé et 0 sinon	-
Production du maïs	MAEP (annuelle)	À chaque marché est associée la production totale en tonne au sein du département dans lequel il se localise (ATACORA par exemple pour le marché de Natitingou)	-
Demande de maïs	Construit par les auteurs (annuelle)	Estimation de la demande (en tonne) en terme de besoins de maïs du Bénin $Besoin_t = Production_t * (Besoin_{2002} / Production_{2002})$	+
Production du maïs dans le marché régional du maïs béninois	FAO (annuelle)	Production en maïs des pays vers lesquels le Bénin exporte le plus le maïs (Niger, Nigeria, Togo, Cameroun, Gabon) (Yo et Adanguidi, 2016)	-
Période de récolte et de semis	FAO, Construction des auteurs (mensuelle)	Variables indicatrices liées aux périodes de récolte et de soudure suivant les zones agro écologiques où se trouvent les marchés. Récolte = 1 pour les mois où il y a eu récolte et 0 sinon. Semis = 1 pour les mois où il y a eu semis et 0 sinon.	Récolte : - Semis : +

Source : Réalisé par les auteurs, 2019

### 2.3.3.2 Mesure de la volatilité

Il existe deux grandes catégories de mesure de la volatilité : les mesures inconditionnelles et les mesures conditionnelles.

- *Mesures inconditionnelles de la volatilité*

Parmi les mesures les plus courantes de la volatilité des prix, on trouve le coefficient de variation et l'écart type des rendements de prix (Minot, 2012). Le coefficient de variation (CV) mesure la dispersion et le degré

d'homogénéité des données observées et s'exprime en pourcentage de la moyenne. Il facilite les comparaisons en termes de volatilité entre les prix de différents produits pour différentes périodes. C'est le rapport entre l'écart type de la variable d'intérêt (les prix du maïs ici) et sa moyenne. Dans notre analyse, nous ne considérerons que les 3 marchés où les prix du maïs sont les plus volatils soit les 3 plus grands CV. En effet, un plus grand CV implique une plus grande dispersion de la série et par conséquent un prix plus volatil.

$$CV = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (p_i - \hat{p})^2}}{\hat{p}} \times 100 \quad (1)$$

Où  $p_i$  est le prix à niveau à la période  $i$  et  $\hat{p}$  sa moyenne.

L'écart type des rendements permet quant à lui de prendre en compte en plus de la variabilité, la direction que celle-ci prend (Kane, 2017). Le rendement est obtenu par la différence logarithmique des prix et est défini comme la variation proportionnelle du prix d'une période à une autre. L'écart type des rendements est donné par :

$$stdev(r) = \left[ \frac{1}{N-1} \sum (r_t - \hat{r})^2 \right]^{1/2} \quad (2)$$

Où  $r_t = \ln\left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right)$  ;  $r_t$  le rendement et  $\hat{r} = \frac{1}{N} \sum r_t$ .

Toutefois, ces mesures inconditionnelles ne font pas de distinction entre les éléments prévisibles (comme les variations saisonnières) et imprévisibles d'un processus de prix.

#### ▪ Mesures conditionnelles de la volatilité

Afin de prendre en considération l'imprévisibilité, la volatilité peut être mesurée comme une variable probabiliste conditionnelle dans les modèles d'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive généralisée (Roache, 2010). Cela consiste à faire une modélisation GARCH des séries de prix.

### 2.3.3.3 Processus d'analyse

#### 2.3.3.3.1 Analyse descriptive

L'analyse descriptive de cette étude consiste à présenter l'évolution temporelle du prix réel du maïs sur chacun des 10 marchés en étude et quelques statistiques descriptives de ces prix.

#### 2.3.3.3.2 Analyse explicative

##### 2.3.3.3.2.1 Dessaisonnalisation des séries mensuelles

La saisonnalité désigne les fluctuations qui se reproduisent régulièrement sous des formes presque semblables. Elle constitue une caractéristique indésirable des séries temporelles qui peut causer de mauvaises prévisions ou des révisions historiques relativement importantes et peut aussi être source d'hétéroscédasticité (DPEE, 2015). Pour éviter cela, nous employons la méthode Census X-13 ARIMA de l'US Census Bureau pour tester la présence de saisonnalité grâce au test F de saisonnalité de Fisher et pour dessaisonnaliser les séries dans les cas où la saisonnalité est confirmée (la description du test se trouve en annexe 2.a). La méthode Census X-13 de Eviews s'appuie sur la version Census X-11 qui repose sur des itérations successives de moyennes d'ordres différents pour mieux appréhender l'extra saisonnalité de la chronique ainsi que les fluctuations de la saisonnalité. Pour ne pas perdre les informations à l'extrémité terminale de la chronique, une prévision de type



Box et Jenkins d'un nombre de points égal à la perte d'information inhérente à l'utilisation des moyennes mobiles est réalisée avant la dessaisonnalisation de la chronique.

### 2.3.3.3.2 Les tests de stationnarité

Afin de nous assurer que les séries sont stationnaires, nous procédons aux tests de racine unitaire. En effet, la stationnarité doit être vérifiée afin d'éviter des régressions fallacieuses pour lesquelles les résultats pourraient être significatifs alors qu'ils ne le sont pas. Une série stationnaire est une série ne comportant pas de tendance et pas de saisonnalité. Mieux, sa moyenne, sa variance et ses covariances sont indépendantes du temps. Il existe plusieurs tests de racine unitaire notamment le test de Dickey Fuller Augmenté (ADF), le test de Phillips-Perron (PP) et le test de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Le test ADF est le test de racine unitaire qui servira à tester la stationnarité des séries de l'étude.

### 2.3.3.3.3 Mise en évidence de la volatilité du prix du maïs et choix des marchés à analyser

#### ➤ Mise en évidence de la volatilité du prix du maïs sur les 10 marchés

Pour identifier les marchés sur lesquels le prix du maïs est volatil, nous avons opté pour les indicateurs conditionnels. Ceci parce que ces indicateurs permettent de capter les variations imprévisibles du prix. Il s'agit dans un premier temps d'estimer un modèle autorégressif du prix réel du maïs sur chaque marché. En effet, le modèle considère que les offreurs (producteurs et vendeurs) se basent sur les prix des mois passés pour anticiper les prix présents (Minkoua Nzié, Temple et Kamgnia Dia, 2010; Traoré, 2012). Le modèle estimé est le suivant :

$$\ln(P_{it}) = \alpha_0 + \sum_{j=1}^k \alpha_j \ln(P_{it-j}) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Où  $P_{it}$  est le prix réel du maïs sur le marché  $i$  au mois  $t$ . Le nombre de retards  $k$  est déterminé à partir du corrélogramme partiel du prix réel et on choisit le nombre de retards qui minimise les critères AIC et BIC.

On effectue ensuite les tests d'autocorrélation (avec la statistique Q de Ljung-Box) et d'hétéroscédasticité des erreurs notamment le test ARCH-LM (la description de ce test est à l'annexe 5). Une fois que nous avons identifié parmi les 10 marchés cités plus haut ceux où le prix du maïs est volatil, c'est-à-dire les marchés pour lesquels le test ARCH-LM confirme une hétéroscédasticité conditionnelle des résidus de l'équation 3, nous modélisons leur prix comme un processus AR( $k$ ) à erreur ARCH.

$$\ln(P_{it}) = \alpha_0 + \sum_{j=1}^k \alpha_j \ln(P_{it-j}) + \varepsilon_{it} \text{ où } \varepsilon_{it} = z_{it} \sqrt{h_{it}} \text{ et } z_{it} \sim N(0, 1) \quad (4)$$

$$h_{it} = \beta_0 + \sum_{l=1}^p \beta_l \varepsilon_{it-l}^2 \text{ avec } \beta_0 > 0 \text{ et } \beta_l > 0 \quad (5)$$

Où  $h_{it}$  est la variance conditionnelle du terme d'erreur  $\varepsilon_{i,t}$  relatif au marché  $i$  au mois  $t$ .

#### ➤ Choix des marchés à analyser

En raison du nombre de modèles à estimer pour chaque marché (2 modèles), il a été retenu d'analyser les déterminants de la volatilité des prix du maïs sur 3 des marchés principaux où les prix de détail du maïs sont volatils. Il s'agit des marchés ayant un coefficient de variation élevé et dont les données des prix d'au moins un substitut du maïs sont disponibles.

### 2.3.3.3.2.4 Modèles d'analyse des déterminants de la volatilité du prix du maïs

#### ➤ Modèle ARCH-X

L'analyse procède d'une modélisation ARCH pour caractériser la volatilité des prix du maïs et appréhender les effets des facteurs mis en jeu pour l'expliquer. L'analyse du terme d'erreur de l'équation de la moyenne peut fournir d'informations utiles quant à l'interprétation de la prévisibilité du prix. La variance conditionnelle du terme d'erreur de l'équation de la moyenne peut être interprétée comme une mesure de l'imprévisibilité des prix. Nous utilisons le modèle ARCH-X avec les variables mensuelles seules. Le modèle se présente comme suit :

$$\ln P_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^k \alpha_j \ln P_{i,t-j} + \gamma' \ln X_{it} + \phi' d_{it} + \varepsilon_{it} \text{ où } \varepsilon_{it} = z_{it} \sqrt{h_{it}} \text{ et } z_{it} \sim N(0, 1) \quad (6)$$

$$h_{it} = \rho_0 + \sum_{m=1}^r \rho_m \varepsilon_{i,t-m}^2 + \sum_{j=1}^k \alpha_j \ln P_{i,t-j} + \delta' \ln X_{it} + \pi' d_{it} + \vartheta_{it} \quad (7)$$

Où,  $i$  et  $t$  représentent respectivement le marché et le temps,  $P$  le prix réel,  $X$  le vecteur des variables exogènes et  $d$  le vecteur des indicatrices.

L'équation (6) représente l'équation de la moyenne qui détermine le processus de la série de prix du maïs  $P_t$  comme un processus autorégressif d'ordre  $k$  et  $X_{it}$  et  $d_{it}$  les variables exogènes expliquant le niveau des prix du maïs. L'équation (7) est l'expression de la variance conditionnelle des termes d'erreur de l'équation (6) et se présente comme un processus expliqué par les carrés des résidus passés, les prix passés ainsi que le vecteur des variables exogènes  $X_t$  et  $d_{it}$ . L'estimation du modèle ARCH-X se fera à l'aide de la méthode du maximum de vraisemblance.

#### ➤ MIDAS

Afin de déterminer l'effet des variables annuelles conformément aux objectifs, de nouvelles spécifications ont été utilisées. Il s'agit des modèles de régressions d'échantillonnage de données mixtes (MIDAS). La régression porte sur les données aussi bien mensuelles qu'annuelles. Développés par Ghysels, Santa-Clara et Valkanov en 2002, ils représentent une classe simple, parcimonieuse et flexible de modèle. En effet, étant donné que ce ne sont pas que les variables annuelles qui influent sur la volatilité, il convient de prendre en compte aussi l'effet des variables mensuelles sur la volatilité annuelle. Le modèle MIDAS évite de perdre l'effet des variables mensuelles dû à leur agrégation en données annuelles. De plus, il propose une approche d'estimation de fréquence mixte avec un paramétrage souple et parcimonieux de la réponse de la variable dépendante de basse fréquence aux données de fréquence supérieure. L'estimation MIDAS offre plusieurs fonctions de pondération différentes or la pondération par les retards d'Almon est largement utilisée pour imposer des restrictions sur les coefficients de retards dans les modèles autorégressifs et est un candidat naturel pour la pondération des fréquences mixtes (IHS Global Inc, 2017).

Le modèle de base est le suivant :

$$\ln V_t = \omega_0 + \sum_t \gamma_t \ln Z_t + \sum_{i=0}^q \beta_i X_{t-i} + e_t \quad (8)$$

Où  $V_t = \sqrt{\frac{\sum_{m=1}^{12} [\Delta \ln(p_{mt}) - \bar{r}]^2}{12}}$  est une mesure de la volatilité réalisée à l'année  $t$  (il s'agit de l'écart-type du rendement logarithmique  $\Delta \ln(p_{mt})$  au cours des mois  $m$  de l'année  $t$  et  $\bar{r}$  la moyenne du rendement

logarithmique au cours de l'année  $t$ ),  $Z_t$  un vecteur des variables annuelles et  $X_{t-i}$  un vecteur des variables mensuelles avec  $i$  les retards considérés.

Les paramètres  $\beta_t$  sont approximés par un polynôme d'expression :

$$\beta_t = \kappa_0 + \kappa_1 t + \kappa_2 t^2 \quad (9)$$

### 2.3.3.2.5 Validation des modèles

Afin de valider nos modèles, nous effectuerons les tests d'autocorrélation, d'homoscédasticité et de normalité des résidus. La description de chacun de ces tests est proposée à l'annexe 7. Différents logiciels ont été utilisés dans le cadre de ce travail. Les imputations de données manquantes par la méthode du Filtre de Kalman sont réalisées sous R ; les analyses descriptives, tous les tests et modélisations économétriques sous Eviews 10.

### 2.3.4 Validation des hypothèses

Etant donné que l'existence de la volatilité sur un marché est mise en évidence par l'existence d'effet ARCH dans la régression autorégressive des prix, la vérification de l'hypothèse 1 selon laquelle tous les marchés étudiés sont volatils nécessite que l'on retrouve un effet ARCH dans la régression autorégressive de toutes les séries de prix du maïs.

La vérification de l'hypothèse 2 qui suppose un effet positif sur la volatilité des prix du maïs passe quant à elle par les modèles ARCH-X. Pour qu'elle soit vérifiée, il faudrait que le coefficient relatif à la variable pluviométrie dans l'équation de la variance conditionnelle (équation 7) de chaque modèle de marché où les données relatives à la hauteur des pluies soit significatif et positif.

Enfin, le modèle MIDAS permet quant à lui de vérifier l'hypothèse 3 qui suppose que la production départementale influe négativement sur la volatilité du prix du maïs. Elle est vérifiée si le coefficient afférant à la production départementale dans ledit modèle est significatif et négatif.

## 2.4 Limites de l'étude

Nous avons été confrontés d'une part au problème de données manquantes qui a conduit à devoir imputer notamment les données relatives au prix du maïs des différents marchés ainsi que les données relatives aux prix des substituts du maïs. D'autre part, du fait de l'indisponibilité des données, cette étude s'est uniquement focalisée sur les effets de certains facteurs sur la volatilité des prix du maïs. Ainsi les quantités de stock de maïs non pu être intégrées. De même les données de la pluviométrie n'étant disponibles que pour six stations on ne peut donc utiliser la pluviométrie dans le modèle de chaque marché. Ne disposant pas des prix (moyens) de l'essence informel ainsi que de la demande de maïs pour chaque marché (ou ville) nous avons opté respectivement pour un prix moyen de l'essence sur l'ensemble du Bénin et pour une estimation de la demande nationale du maïs en terme de besoin national de maïs. De ce fait la demande nationale ainsi que la production régionale sont trop agrégées pour véritablement saisir l'impact de la demande sur la volatilité du prix du maïs sur ces marchés à l'échelle communale.

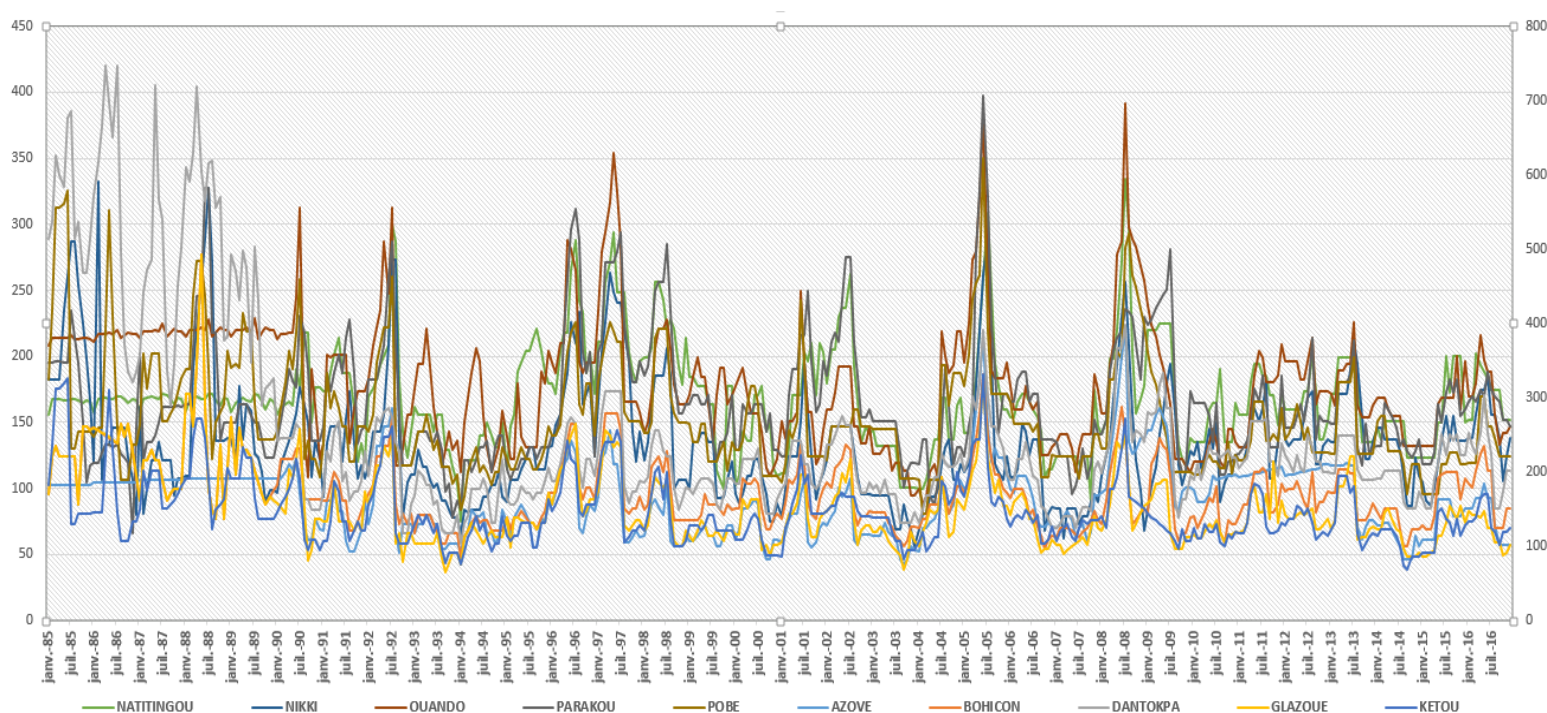
## CHAPITRE 3 : Présentation et interprétation des résultats

### 3.1 Analyse descriptive

#### 3.1.1 Évolution des séries de prix de maïs sur chaque marché

Les prix réels du maïs ont connu une évolution instable entre 1985 et 2016 sur les différents marchés. Il ne se dégage pas (Graphique 1) une tendance générale à la baisse ou la hausse des prix du maïs (cela serait dû à l'utilisation d'un IPC variable), et on observe des périodes de fortes variations et de faibles variations du prix. Par ailleurs, on note une flambée des prix sur tous les marchés, d'une part au cours de l'année 2005 en raison du déficit céréalier commun à l'ensemble des pays de l'UEMOA avec pour corollaire la hausse du niveau général des prix et d'autre part en 2008 période marquée par la crise économique internationale à laquelle le Bénin n'a pas échappé ; laquelle crise a eu des répercussions sur les pays en développement importateurs d'intrants. La production de maïs au Bénin a, en effet considérablement baissé entre les saisons 2006-2007 et 2007-2008, passant de plus d'un million de tonnes à moins de 800.000 tonnes.

**Graphique 1** : Evolution mensuelle des séries de prix réels du maïs sur chaque marché



Source : Réalisé par les auteurs, sur la base des données du MAEP, 2019

#### 3.1.2 Statistiques descriptives des séries de prix réels sur les marchés en étude

Les statistiques descriptives du tableau 2 montrent que les prix les plus bas s'observent sur les marchés de Nikki et Glazoué (56,73 FCFA/ Kg et 64,84 FCFA/ Kg) alors que les marchés de Bohicon et de Glazoué affichent le prix le plus élevé (493,34 FCFA/ Kg). Les écart-types des séries de prix consignés dans le tableau ci-dessus nous font dire que les prix sont dispersés, mais ne nous renseignent pas sur le degré d'hétérogénéité des prix. C'est par contre ce que fait le coefficient de variation. Les coefficients de variation montrent que les prix sont hétérogènes sur les marchés étudiés au cours de la période d'étude ; car ils sont assez élevés ; et vont de 22,79% sur le marché Dantokpa à 34,69 % sur le marché de Glazoué (sur le marché Dantokpa, les prix diffèrent en moyenne de 22,79% de leur valeur moyenne et sur le marché de Glazoué, les prix diffèrent en

moyenne de 28,39 % de leur valeur moyenne). Ces CV assez élevés nous permettent d'affirmer la présence d'une variabilité temporelle des prix sur les différents marchés étudiés. En outre, le coefficient d'aplatissement (kurtosis) est largement supérieur à 3 (valeur pour la loi normale) pour l'ensemble des séries, et dans une moindre mesure pour le prix sur le marché Dantokpa dont le kurtosis (3,42) est plus proche de 3 parmi tous les marchés. Ce qui signifie que la distribution des séries de prix est leptokurtique. Le coefficient d'asymétrie (skewness) est positif et différent de 0 et illustre la présence d'asymétrie comme indicateur de non linéarité. Ce coefficient positif indique que les prix réagissent davantage à un choc positif qu'à un choc négatif.

**Tableau 2:** Statistiques descriptives des séries de prix réels sur les marchés en étude

	Moyenne	Min	Max	Ecart-type	CV(%)	Skewness	Kurtosis
<b>AZOVE</b>	162,19	75,64	391,93	48,88	30,14	0,92	4,99
<b>BOHICON</b>	173,70	84,25	493,34	48,90	28,15	1,36	7,32
<b>DANTOKPA</b>	212,12	102,98	397,15	48,35	22,79	0,34	3,42
<b>GLAZOUE</b>	153,45	64,84	493,34	53,23	34,69	1,44	7,06
<b>KETOU</b>	145,93	68,49	332,10	45,42	31,13	1,42	5,41
<b>NATITINGOU</b>	168,97	74,89	334,44	38,99	23,07	0,89	4,65
<b>NIKKI</b>	135,12	56,73	331,91	46,39	34,34	1,40	5,44
<b>OUANDO</b>	181,05	87,48	391,93	47,93	26,47	0,89	4,65
<b>PARAKOU</b>	165,88	66,38	397,33	47,32	28,53	1,28	5,25
<b>POBE</b>	152,63	81,23	349,89	44,07	28,87	1,52	5,72

Source : Réalisé par les auteurs, sur la base des données du MAEP, 2019

## 3.2 Analyses explicatives

### 3.2.1 Analyse de la saisonnalité et de la stationnarité

#### ➤ Test de saisonnalité

Le tableau 3 présente les résultats du test de saisonnalité sur le logarithme népérien des séries de prix réels de maïs. Les résultats du test sont présentés en annexe 2.b pour les autres variables.

**Tableau 3 :** Résultat du test de saisonnalité

Log prix réel du maïs	Saisonnalité			Décision
	Stable		Identifiable	
	Fs	p-value	M7	
l_Azovè	48,42	0,00	0,66	désaisonnaliser
l_Bohicon	55,03	0,00	0,44	désaisonnaliser
l_Dantokpa	37,42	0,00	0,59	désaisonnaliser
l_Glazoué	41,33	0,00	0,47	désaisonnaliser
l_Kétou	49,80	0,00	0,46	désaisonnaliser
l_Natitingou	31,47	0,00	0,56	désaisonnaliser
l_Nikki	41,90	0,00	0,46	désaisonnaliser
l_Ouando	18,40	0,00	0,84	désaisonnaliser
l_Parakou	34,05	0,00	0,47	désaisonnaliser
l_Pobè	23,41	0,00	0,77	désaisonnaliser

Source : Réalisé par les auteurs, 2019

Du tableau, il ressort que toutes les séries de prix réels de maïs présentent une saisonnalité stable et identifiable ; d'où il convient de les désaisonnaliser avant toute analyse.



### ➤ Test de stationnarité

La mise en œuvre du test de stationnarité de Dickey-Fuller Augmenté pour chaque série de logarithme du prix du maïs désaisonnalisée aboutit aux résultats résumés dans le tableau 4 ci-dessous.

Le test ADF réalisé sur les séries logarithmiques du prix du maïs corrigées des variations saisonnières conduit à rejeter pour l'ensemble de ces séries, l'hypothèse de racine unitaire, car la statistique du test est inférieure à la valeur critique au seuil de 5% (voir 1% même). A l'exception du prix sur le marché de Glazoué, les autres séries ne présentent pas une tendance significative et la statistique du test en présence de constante indique le même résultat de stationnarité des séries. Donc toutes les séries sauf *l\_Glazoué\_d11* sont stationnaires à niveau, tandis que ce dernier est TS (Trend Stationary). Les prix retrouvent donc leur valeur d'équilibre de long terme suite à des chocs.

**Tableau 4** : Résultat du test de Dickey-Fuller Augmenté

Série	t-calculé	t-théorique (5%)	tendance	Constante	Conclusion
<i>l_Azovè_d11</i>	-3,65	-2,87	Non	Oui	I(0)
<i>l_Bohicon_d11</i>	-5,49	-2,87	Non	Oui	I(0)
<i>l_Dantokpa_d11</i>	-4,55	-2,87	Non	Oui	I(0)
<i>l_Glazoué_d11</i>	-4,76	-3,42	Oui		TS
<i>l_Kétou_d11</i>	-5,45	-2,87	Non	Oui	I(0)
<i>l_Natitingou_d11</i>	-4,62	-2,87	Non	Oui	I(0)
<i>l_Nikki_d11</i>	-6,22	-2,87	Non	Oui	I(0)
<i>l_Ouando_d11</i>	-5,16	-2,87	Non	Oui	I(0)
<i>l_Parakou_d11</i>	-5,73	-2,87	Non	Oui	I(0)
<i>l_Pobè_d11</i>	-5,64	-2,87	Non	Oui	I(0)
<i>detrend_l_glazoué_d11</i>	-4,77	-1,94	Non	Non	I(0)

Source : Réalisé par les auteurs, 2019

Les résultats de ce test sont présentés dans l'annexe 4 pour les autres variables.

### 3.2.2 Mise en évidence de la volatilité du prix du maïs

Afin d'identifier les marchés où le prix du maïs est volatil, nous avons effectué le test ARCH par le Multiplicateur de Lagrange sur un modèle autorégressif du prix de chaque marché étudié. Les résultats de ce test (présentés en Annexe 6) indiquent la présence d'effet ARCH dans les résidus du modèle autorégressif du prix du maïs sur tous les marchés sauf celui de Dantokpa. Le tableau suivant résume l'estimation du modèle ARCH du prix du maïs sur les marchés autres que Dantokpa, où le test ARCH-LM indique une hétéroscédasticité conditionnelle.

Du tableau, nous relevons que les prix sur les différents marchés à l'instant  $t$  sont très significativement liés aux prix du mois passé, avec un coefficient positif et inférieur à 1. En moyenne, les vendeurs et plus généralement les offreurs (producteurs et vendeurs) sur la base du prix au mois passé peuvent donc décider de la vente de leur production sans trop s'en éloigner vu que les coefficients associés au prix passé sont proches de 0.9 (sauf, Glazoué et Natitingou où le prix du mois présent dépend de celui des deux précédents). L'existence d'effets ARCH implique l'hétéroscédasticité de la variance conditionnelle du terme d'erreur  $\varepsilon_t$ ,

laquelle variance est fonction de  $\varepsilon_{t-k}$ . On conclut donc qu'en plus d'être variables, les prix sont volatils et, par conséquent imprévisibles sur l'ensemble des marchés en étude à l'exception du marché de Dantokpa. La relative stabilité affichée par le marché de Dantokpa peut, se justifier par le caractère atomique de l'offre et de la demande sur ce grand marché. En effet, Dantokpa étant le plus important marché de consommation de produits vivriers au Bénin (Fiamohe et Henry de Frahan, 2012), l'atomicité offre des conditions favorables à la concurrence aboutissant ainsi à la stabilité des prix autour d'une valeur (Acclassato et Assouto, 2016). En outre, il apparaît que les prix de base initiaux (représentés par la constante  $c$ ) sont relativement variables d'un marché à l'autre et cela suppose donc que la réponse de l'offre à la demande ou vice-versa dépend du marché en jeu.

**Tableau 5** : Résultats de l'estimation ARCH

	Azovè	Bohicon	Glazoué	Kétou	Natitingou	Nikki	Ouando	Parakou	Pobè
$\ln(P_t)$									
$c$	0,318***	0,601***	-0,002	0,684***	0,531***	0,437***	0,352***	0,609***	0,794***
$\ln(P_{t-1})$	0,936***	0,883***	0,733***	0,861***	0,750***	0,911***	0,932***	0,879***	0,840***
$\ln(P_{t-2})$			0,127**		0,145**				
$h_t$									
$c$	0,003**	0,009***	0,011***	0,010***	0,003***	0,010***	0,006***	0,010***	0,009***
$\varepsilon_{t-1}^2$	0,631***	0,312***	0,498***	0,281***	0,422***	0,522***	0,800***	0,226***	0,468***
$\varepsilon_{t-2}^2$	0,480***		0,095**		0,349***	0,101**		0,139**	
$\varepsilon_{t-3}^2$					0,231***				
R <sup>2</sup>	0,860	0,728	0,688	0,739	0,732	0,669	0,751	0,712	0,720
***significatif à 1%, **significatif à 5%, *significatif à 10%, [ ] pas significatif.									

Source : Réalisé par les auteurs, 2019

### ➤ Choix des marchés pour l'analyse des déterminants de la volatilité

La prochaine étape de notre travail consiste à analyser les déterminants de la volatilité du prix du maïs. Pour cela, nous avons retenu les marchés où les prix du maïs sont volatils et plus variables (CV élevé) et où au moins une série de prix d'un produit substituable au maïs est disponible. Cela nous amène à choisir les marchés de Glazoué, Parakou et Natitingou pour l'analyse des déterminants de la volatilité.

## 3.3 Déterminants de la volatilité du prix du maïs

### 3.3.1 Estimations et validation des modèles ARCH-X

Notons que dans le modèle de Glazoué le prix du maïs à Parakou y est inclut afin de tenir compte de l'intégration de ces marchés (coefficient de corrélation élevée entre les prix de ces marchés et existence de flux de commerce de maïs de Parakou vers Glazoué, voir annexes 10, 11 et 12). Il en est de même pour le marché de Nikki dans le modèle de Parakou. Par ailleurs,  $P_{\text{subs},t}$  désigne le prix moyen des substituts du maïs au mois  $t$  sur le marché.

Les spécifications retenues pour la modélisation ARCH-X sont les suivantes :

#### Modèle Glazoué :

$$\ln(P_{glazoué,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(P_{glazoué,t-1}) + \gamma_1 \ln(P_{subs,t}) + \gamma_2 \ln(P_{parakou,t}) + \gamma_3 \ln(P_{essence,t}) + \varphi_1 \text{recolte} + \varphi_2 \text{semis} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$h_t = \rho_0 + \rho_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \ln(P_{glazoué,t-1}) + \beta_2 \ln(P_{subs,t}) + \beta_3 \ln(P_{parakou,t}) + \beta_4 \ln(P_{essence,t}) + \delta_1 \text{recolte} + \delta_2 \text{semis} + \delta_3 \text{politique} \quad (11)$$

#### Modèle Natitingou

$$\ln(P_{nati,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(P_{nati,t-1}) + \alpha_2 \ln(P_{nati,t-2}) + \gamma_1 \ln(P_{riz local,t}) + \gamma_2 \ln(P_{essence,t}) + \gamma_3 \text{pluviométrie} + \varphi_1 \text{recolte} + \varphi_2 \text{semis} + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$h_t = \rho_0 + \rho_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \rho_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \beta_1 \ln(P_{nati,t-1}) + \beta_2 \ln(P_{riz local,t}) + \beta_3 \ln(P_{essence,t}) + \beta_4 \text{pluviométrie} + \delta_1 \text{recolte} + \delta_2 \text{semis} + \delta_3 \text{politique} \quad (13)$$

#### Modèle Parakou :

$$\ln(P_{para,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(P_{para,t-1}) + \gamma_1 \ln(P_{subs,t}) + \gamma_2 \ln(P_{nikki,t}) + \gamma_3 \ln(P_{essence,t}) + \gamma_4 \text{pluviométrie} + \varphi_1 \text{recolte} + \varphi_2 \text{semis} + AR(1) + MA(1) + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$h_t = \rho_0 + \rho_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \ln(P_{para,t-1}) + \beta_2 \ln(P_{subs,t}) + \beta_3 \ln(P_{nikki,t}) + \beta_4 \ln(P_{essence,t}) + \beta_5 \text{pluviométrie} + \delta_1 \text{recolte} + \delta_2 \text{semis} + \delta_3 \text{politique} \quad (15)$$

#### Tests de validation des modèles

Les tests de validation confortent le choix des spécifications et les modèles estimés. En effet, les résidus standardisés sont non autocorrélés, homoscedastiques (Annexe 8).

**Tableau 6 :** Tests de validation des modèles ARCH

Modèle	Test	Statistique	Probabilité	Conclusion
Glazoué	Autocorrélation	Pour 8 retards : 13,402	0,099	Absence d'autocorrélation des erreurs
	Normalité	75,16	0,000	Non normale
	Hétéroscédasticité	Pour 20 retards : 18,425	0,559	Erreurs homoscedastiques
Natitingou	Autocorrélation	Pour 11 retards : 17,622	0,091	Absence d'autocorrélation des erreurs
	Normalité	134,381	0,000	Non normale
	Hétéroscédasticité	Pour 20 retards : 24,153	0,236	Erreurs homoscedastiques
Parakou	Autocorrélation	Pour 20 retards : 0,329	0,329	Absence d'autocorrélation des erreurs
	Normalité	87,25	0,000	Non normale
	Hétéroscédasticité	Pour 20 retards : 17,933	0,592	Erreurs homoscedastiques

Source : Réalisé par les auteurs, 2019



### 3.3.1.1 Interprétation de l'équation de la variance conditionnelle des modèles ARCH-X

En raison de la significativité des termes ARCH au seuil de 5% sur chacun des marchés, l'estimation de l'équation de la variance confirme que le modèle ARCH est bien spécifié. Ce résultat indique que la volatilité des prix dépend des valeurs passées des carrés des résidus qui sont pondérés par des coefficients positifs. Il convient de noter une différence entre le niveau de persistance de la volatilité sur ces trois marchés. Alors que les marchés de Glazoué et de Parakou (Equations 11 et 15) n'affichent pas une persistance de la volatilité du prix du maïs (leurs coefficients ARCH respectivement de 0,37 et 0,27 sont inférieurs à 1), le marché de Natitingou (Equation 13) montre lui un comportement persistant de la volatilité du prix maïs (la somme des coefficients ARCH étant supérieur à 1) : Cela signifie que les chocs conduisant à l'imprévisibilité mesurée comme variance conditionnelle ne se résorbent pas vite sur le marché de Natitingou.

#### § *Effet des prix antérieurs*

Le prix du maïs du mois passé explique significativement la volatilité du prix du maïs du mois actuel sur les marchés de Natitingou et Parakou. En effet, une augmentation du prix du mois précédent entraîne une augmentation de la volatilité du prix du maïs à Glazoué et une diminution de cette volatilité à Parakou. Ce résultat sur le marché de Glazoué est conforme à ceux d'autres études comme celui de Shively, 1996 et Maitre d'Hôtel, 2013, et s'explique par le fait que l'augmentation des prix incite les détenteurs de stocks à vendre, et la baisse des stocks qui s'ensuit entraîne une plus grande volatilité des prix à l'avenir.

#### § *Effet des prix des biens de substitution*

A propos de l'impact des prix des substituts du maïs, on note qu'un choc positif sur le prix du riz local sur le marché de Natitingou entraîne une baisse du degré d'incertitude liée à l'ampleur des variations du prix du maïs de Natitingou.

#### § *Transmission des prix*

On note aussi que bien que le prix du maïs de Parakou n'affecte pas le niveau du prix du maïs sur le marché de Glazoué, il contribue tout de même au seuil de significativité de 10% à la volatilité de ce dernier. En plus de la forte corrélation entre les prix du maïs des deux marchés du fait de leurs échanges commerciaux et de la bonne circulation de l'information commerciale, ce résultat montre que ces marchés sont intégrés et qu'il y a une transmission négative de la volatilité entre eux.

#### § *Effet du prix de l'essence*

Les équations de la variance montrent également que la variabilité du prix du carburant impacte significativement et diversement la volatilité du prix du maïs sur les marchés. Un choc positif sur le prix du carburant poussant à la hausse son prix rend plus volatil le prix du maïs sur le marché de Parakou mais rend moins volatil le prix du maïs sur le marché de Glazoué. L'impact du prix de l'essence n'est pas significatif sur

la volatilité du prix du maïs de Natitingou. Ce résultat sur le marché de Parakou est conforme à celui trouvé par d'autres auteurs dans la plupart des études sur la volatilité des prix telles que Kane (2017) au Cameroun et Unezeza et Habyarimana (2018) au Rwanda. L'augmentation du prix de l'essence augmente le coût de transport et partant, les coûts de production et ensuite les prix alimentaires. Cela confirme les projections de l'OCDE (2008) selon lesquelles la hausse du prix du pétrole entrainera les prix vers des niveaux moyens toujours plus élevés. L'impact négatif du prix de l'essence sur la volatilité du prix du maïs à Glazoué, quoiqu'étonnant, est un résultat trouvé aussi par Unezeza et Habyarimana (2018). Si nous adaptons leur explication au cas du marché de Glazoué, on peut dire que l'augmentation du prix du carburant, combiné au mauvais état des pistes rurales rend plus difficile le transport vers les autres marchés, en conséquence les stocks augmentent sur le marché de Glazoué et les prix deviennent moins imprévisibles.

#### § *Effet de la pluviométrie*

La pluviométrie quant à elle impacte positivement la volatilité des prix du maïs sur les marchés de Natitingou et de Parakou. Cela traduit que des aléas climatiques notamment de fortes pluies constituent des chocs qui perturbent les cultivateurs qui ne savent plus quand produire. Mieux, ces fortes pluies et surtout celles hors saison pluvieuse peuvent détruire au cours d'une saison les plantations de maïs, les récoltes et causant ainsi une moins bonne récolte, le maïs ayant aussi besoin de chaleur. C'est ainsi qu'on remarque qu'en période de récolte alors que l'offre de maïs devrait être abondante, la volatilité augmente sur les marchés de Natitingou et de Parakou (signe positif de la période de récolte dans l'équation de variance). Cela serait dû au fait qu'en période de récolte dans le mois de Juillet à Parakou ou de Juin-Juillet à Natitingou, on observe de fortes pluies au-dessus de la moyenne. En un mot, de fortes et surprises pluies, inonderaient les champs et réduiraient les quantités récoltées entraînant ainsi des prix plus élevés et plus volatils.

#### § *Effet des politiques de prix*

Enfin, le coefficient de la variable relative aux politiques de prix mises en place par l'Etat à la suite de la flambée des prix de 2007-2008 en particulier les boutiques témoins de l'ONASA est significatif et négatif dans l'équation de la variance pour les marchés de Glazoué et de Parakou, mais n'est pas significatif pour le marché de Natitingou. Ce dernier peut être dû à la persistance de la volatilité sur le marché de Natitingou, rendant ainsi non efficace la mesure sur ce marché. Le signe négatif du coefficient de la variable politique sur les deux autres marchés laisse présager de l'incidence positive de la mise en place des boutiques témoins. Ce résultat empirique rejoint ceux trouvés par Hounbo (2013) quant à l'efficacité relative de la stratégie des boutiques témoins dans la lutte contre l'insécurité alimentaire et ceux de Acclassato et Assouto (2016).

**Tableau 7 :** Estimations des modèles ARCH

	Glazoué	Natitingou	Parakou	
Moyenne	ln(P <sub>t</sub> )			
	constante	-1,0931*** (0,0024)	0,0313 (0,8943)	1,0233*** (0,0008)
	ln(P <sub>t-1</sub> )	0,7959*** (0,0000)	0,7084*** (0,0000)	0,4989*** (0,0000)
	ln(P <sub>t-2</sub> )		0,1198*** (0,0022)	
	ln(P <sub>subs</sub> )	0,0996** (0,0328)	0,1533*** (0,0000)	0,2260*** (0,0020)
	ln(P <sub>trans march</sub> )	0,0418 (0,2931)		0,3087*** (0,0000)
	ln(P <sub>essence</sub> )	0,0552* (0,0987)	-0,0136 (0,3747)	5,16 E-05 (0,9988)
	pluviometrie		0,0001** (0,0257)	0,0001*** (0,0098)
	recolte	-0,0144 (0,2999)	-0,0068 (0,5533)	0,0081 (0,4936)
	semis	-0,0087 (0,6237)	-0,0133* (0,0893)	-0,0032 (0,8009)
	AR(1)			0,9633*** (0,0000)
	MA(1)			-0,8042*** (0,0000)
	Variance	h <sub>t</sub>		
constante		0,0592* (0,0939)	0,0086 (0,4852)	-0,0060 (0,8062)
ε <sup>2</sup> <sub>t-1</sub>		0,3697*** (0,0003)	0,6707*** (0,0000)	0,2686*** (0,0001)
ε <sup>2</sup> <sub>t-2</sub>			0,3390*** (0,0000)	
ln(P <sub>t-1</sub> )		0,0225*** (0,0000)	-0,0005 (0,7781)	-0,0049** (0,0284)
ln(P <sub>subs</sub> )		0,0022 (0,6818)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0030 (0,5108)
ln(P <sub>trans march</sub> )		-0,0097* (0,0996)		0,0015 (0,5134)
ln(P <sub>essence</sub> )		-0,0012*** (0,0000)	-0,0003 (0,7545)	0,0050** (0,0315)
pluviometrie			1,73 E-05*** (0,0000)	1,29 E-05*** (0,0063)
recolte		-3,18 E-05 (0,9878)	0,0021* (0,0894)	0,0080*** (0,0001)
semis		0,0047* (0,0992)	-0,0021*** (0,0020)	0,0111*** (0,0000)
politique		-0,0080*** (0,0004)	0,0007 (0,2117)	-0,0053*** (0,0000)
R <sup>2</sup> ajusté		0,68	0,74	0,76
***significatif à 1%, **significatif à 5%, *significatif à 10%, [ ] pas significatif				

Source : Réalisé par les auteurs, 2019

### 3.3.2 Estimations et validation du modèle MIDAS à retards d'Almon

Afin de rendre compte de l'effet des variables annuelles sur la volatilité du prix du maïs, et ce en présence des variables mensuelles, nous avons procédé à la modélisation mixte avec le polynôme d'Almon. La modélisation requiert la détermination des retards des variables explicatives. Elle a été faite de manière automatique sous Eviews 10 pour un maximum de 12 retards afin de ne pas excéder une année. Les spécifications retenues sont les suivantes:

#### Modèle Glazoué :

$$\ln(V_t) = c + \lambda_1 \ln(demande) + \lambda_2 \ln(prod_{colline}) + \lambda_3 \ln(prod_{reg}) + \lambda_4 politique + \lambda_5 d11 + \sum_j^2 \beta_j \ln(P_{subs_{t-j}}) + \sum_j^6 \alpha_j \ln(P_{trans\ march}) + \sum_j^4 \gamma_j \ln(P_{essence_{t-j}}) + \varepsilon_t \quad (16)$$

#### Modèle Natitingou :

$$\ln(V_t) = c + \lambda_1 \ln(demande) + \lambda_2 \ln(prod_{atacora}) + \lambda_3 \ln(prod_{reg}) + \lambda_4 politique + \lambda_5 d97 + \sum_j^2 \beta_j pluviométrie_{t-j} + \sum_j^6 \alpha_j \ln(P_{trans\ march}) + \sum_j^8 \gamma_j \ln(P_{essence_{t-j}}) + \varepsilon_t \quad (17)$$

#### Modèle Parakou :

$$\ln(V_t) = c + \lambda_1 \ln(demande) + \lambda_2 \ln(prod_{borgou}) + \lambda_3 \ln(prod_{reg}) + \lambda_4 politique + \lambda_5 d89 + \sum_j^3 \beta_j \ln(P_{subs_{t-j}}) + \sum_j^4 \beta_j pluviométrie_{t-j} + \sum_j^3 \alpha_j \ln(P_{trans\ march}) + \sum_j^2 \gamma_j \ln(P_{essence_{t-j}}) + \varepsilon_t \quad (18)$$

#### Tests de validation des modèles

Les résidus des modèles estimés sont non autocorrélés, homoscedastiques et suivent une loi normale (Annexe 9).

**Tableau 8 :** Tests de validation des modèles MIDAS

Modèles	Test	Statistique	Probabilité	Conclusion
Glazoué	Autocorrélation	13,843	0,610	Absence d'autocorrélation des erreurs
	Normalité	1,16	0,55	Erreurs Non normale
	Hétéroscédasticité	12,954	0,676	Erreurs Homoscédastiques
Natitingou	Autocorrélation	10,015	0,866	Absence d'autocorrélation des erreurs
	Normalité	0,005	0,997	Erreurs Non normale
	Hétéroscédasticité	9,794	0,877	Erreurs Homoscédastiques
Parakou	Autocorrélation	13,325	0,6449	Absence d'autocorrélation des erreurs
	Normalité	2,29	0,316	Erreurs Non normale
	Hétéroscédasticité	8,34	0,938	Erreurs Homoscédastiques

Source : Réalisé par les auteurs, 2019

### 3.3.3 Interprétation des modèles MIDAS à retards d'Almon

Des résultats du tableau 5, on note tout d'abord pour ce qui est des variables de fréquence mensuelle, que globalement les résultats sont similaires à ceux de l'ARCH-X pour le marché de Glazoué. Par contre, en présence de leurs retards et des variables de fréquence annuelle, on observe une significativité positive du prix de l'essence sur la volatilité annuelle sur le marché de Natitingou pendant que le signe pour la pluviométrie est devenu négatif (-0,0232 contre 1,73E-05 pour l'ARCH-X). Dans le cas de Parakou, la pluviométrie et le

prix moyen des substituts ont respectivement un impact positif et un impact négatif global aussi bien sur la volatilité annuelle que sur la variance conditionnelle du modèle ARCH-X.

### 3 Effet de l'offre de maïs

S'agissant de l'offre de maïs, les résultats montrent que la hausse de la production du maïs dans le département du Borgou augmente significativement au seuil de 5% la volatilité annuelle du prix du maïs sur le marché de Parakou tandis que sur le marché de Natitingou la production du département de l'Atacora diminue la volatilité au seuil de 10%. Le fait qu'une plus grande production augmente la volatilité sur le marché de Parakou apparaît surprenant, mais c'est également un résultat trouvé par Shively (1996) au Ghana, et Balcombe (2011). Ce dernier explique qu'on s'attendrait à ce que des rendements élevés fassent baisser les prix et que de faibles rendements fassent grimper les prix. Toutefois, cela ne signifie pas que la volatilité de la série devrait augmenter ou diminuer. Nous pouvons aussi comprendre l'augmentation de la volatilité consécutive à celle de la production dans le sens que l'augmentation de la production départementale peut amener à plus exporter vers les pays limitrophes, ou vendre une plus grande quantité sur les autres marchés du pays, ce qui va réduire les stocks disponibles sur les marchés locaux et rendre les prix plus volatils. Inversement, sur le marché de Natitingou l'impact négatif de la production sur la volatilité peut s'expliquer par le fait que de faibles productions ont un impact plus important sur les prix qu'un rendement élevé.

### 3 Effet de la demande

On note du côté de la demande représentée par les variables besoins en maïs du Bénin et production régionale, que d'une part la demande nationale influence négativement la volatilité du prix du maïs de Parakou (au seuil de 10%) et positivement la volatilité du prix du maïs de Glazoué et de Natitingou. L'impact positif traduit qu'une plus forte demande du maïs entraîne une plus forte volatilité des prix. En effet, une plus forte demande augmente le prix et pousse ainsi l'écart des prix à être plus grand, d'où une plus grande volatilité des prix.

### 3 Effet de la production régionale

D'autre part, une augmentation de la production des pays vers qui le Bénin exporte le maïs réduit significativement la volatilité sur le marché de Parakou, et augmente significativement la volatilité sur celui de Glazoué. On en déduit que sur le marché de Parakou une bonne récolte des pays d'exportations réduit la demande de ceux-ci par rapport au maïs du Bénin (en l'occurrence sur le marché de Parakou) et que lorsque la rentabilité relative des exportations est faible, les négociants spéculatifs (qui achètent et revendent le maïs à l'extérieur) réduisent les achats intérieurs, ce qui permet aux stocks intérieurs d'augmenter. L'augmentation de ces stocks réduit alors la volatilité. Ce résultat est semblable à celui de Shively (1996). En revanche le signe positif du coefficient de la variable production régionale sur le marché de Glazoué indiquant une augmentation de la volatilité consécutivement à une hausse de la production régionale peut peut-être se justifier par le fait que bien que la production régionale totale ait augmenté ; tel n'est pas le cas pour tous les pays vers qui le Bénin exporte. Dans ce cas, une baisse de la production du Nigeria par exemple peut entraîner une forte

demande et ainsi favoriser une exportation incontrôlée du maïs vers ce géant de l'Est. Ce qui va augmenter les prix sur les marchés intérieurs et des écarts de prix plus grands vont entraîner des prix volatils.

Enfin les résultats des modèles MIDAS sont conformes à ceux des modèles ARCH-X du point de vue de la variable représentant la mesure relative aux boutiques témoins car son coefficient est significatif et négatif sur les marchés de Glazoué et de Parakou et non significatif sur le marché de Natitingou, les conclusions du modèle ARCH-X sont donc valables pour ce modèle aussi par rapport à cette variable.

**Tableau 9** : Estimations du modèles MIDAS

	Retards	Glazoué	Natitingou	Parakou
<b>ln(V<sub>t</sub>)</b>				
<b>constante</b>		-7,0224** (0,0122)	32,4213*** (0,0026)	-16,3336*** (0,0002)
<b>prod dep</b>		0,0034 (0,9845)	-0,3875* (0,0660)	0,5397** (0,0443)
<b>prod reg</b>		0,7197** (0,0193)	-0,3035 (0,6581)	-1,9999*** (0,0041)
<b>demande</b>		1,0128* (0,0808)	2,6449** (0,0346)	-1,3704* (0,0758)
<b>politique</b>		-0,4385** (0,0015)	-0,2392 (0,3666)	-0,7023*** (0,0009)
<b>ln(P<sub>subs</sub>)</b>	Lag 0	0,6106	-1,7259	-4,8466***
	Lag 1	-0,7225	-1,3653	-0,1417***
	Lag 2		-1,0046	4,5630***
	Lag 3		-0,6439	
	Lag 4		-0,2833	
	Lag 5		0,0773	
<b>ln(P<sub>trans march</sub>)</b>	Lag 0	-0,5114***		1,4317**
	Lag 1	-0,2657***		0,4489**
	Lag 2	-0,0199***		-0,5338**
	Lag 3	0,2257***		
	Lag 4	0,4714***		
	Lag 5	0,7171***		
<b>ln(P<sub>essence</sub>)</b>	Lag 0	-1,3907***	0,6736*	-3,8084**
	Lag 1	-0,3850***	0,4490*	4,9311**
	Lag 2	0,6206***	0,2245*	
	Lag 3	1,6262***	1,92 E-05*	
	Lag 4		-0,2245*	
	Lag 5		-0,4490*	
	Lag 6		-0,6735*	
	Lag 7		-0,8980*	
<b>Pluviométrie</b>	Lag 0		-0,0232**	0,0001
	Lag 1		0,1606**	0,0018
	Lag 2			0,0035
	Lag 3			0,0052
<b>R<sup>2</sup> ajusté</b>		0,76	0,56	0,71
***significatif à 1%, **significatif à 5%, *significatif à 10%, [ ] pas significatif				

Source : Réalisé par les auteurs, 2019

### 3.4 Synthèse des résultats et vérification des hypothèses

Sur la base des résultats fournis dans notre étude, il apparaît clairement que sur les 10 principaux marchés étudiés, mis à part celui de Dantokpa les prix du maïs sont volatils.

La recherche des déterminants de la volatilité du prix du maïs sur trois marchés sélectionnés à savoir les marchés de Glazoué, Natitingou et Parakou, montre à part la pluviométrie qui entraîne plus de volatilité sur ces marchés, une différence des causes de la volatilité d'un marché à un autre. Ainsi, les facteurs tels que le prix de l'essence, la production départementale et régionale et la demande de maïs augmentent ou diminuent la volatilité du prix du maïs d'un marché à un autre.

Le tableau suivant indique la vérification de nos hypothèses :

**Tableau 10** : Vérification des hypothèses de recherche

Hypothèses	Décisions
<b>H1</b> : le prix du maïs est volatil sur tous les marchés étudiés.	<b>Infirmée</b>
<b>H2</b> : la pluviométrie a un effet positif sur la volatilité des prix du maïs.	<b>Vérifiée</b>
<b>H3</b> : une hausse de la production interne diminue la volatilité des prix.	<b>Infirmée</b>

Source : Réalisé par les auteurs, 2019

### 3.5 Préconisations opérationnelles

Au terme de cette étude, eu égard des facteurs qui entrent dans l'explication de la volatilité des prix du maïs sur quelques principaux marchés du Bénin, des actions concrètes doivent être mises en œuvre par les autorités politiques pour réduire, gérer ou affronter selon le cas ce phénomène afin de participer à la sécurité alimentaire de la population. Il faudrait donc penser à :

- ✓ Accroître l'appui de l'Etat à la filière maïs à travers des subventions aux agriculteurs, la formation aux techniques agricoles intensives et la mécanisation agricole pour accroître la production et le rendement du maïs;
- ✓ Mettre en place des réserves alimentaires d'urgence ou des stocks de sécurité alimentaire afin d'ajuster les prix entre une certaine fourchette, ce qui devrait garantir aux agriculteurs et aux consommateurs, pauvres ou non, des prix minimaux d'achat et de vente ;
- ✓ Aider à l'allègement des coûts de transport par un aménagement des voies de circulation par l'Etat et les collectivités locales afin de réduire l'impact du prix de l'essence sur les transports des denrées alimentaires ;
- ✓ Développer de nouvelles méthodes de conservation et de stockage du maïs afin d'éviter les pertes dues aux inondations, ravageurs... et aussi pour mieux pallier les chocs d'offre et de demande qui engendrent de fortes fluctuations de prix.



## CONCLUSION

La volatilité des prix est un phénomène néfaste aussi bien aux producteurs qu'aux consommateurs avec un impact particulièrement préjudiciable sur la sécurité alimentaire, car elle affecte les anticipations des acteurs insuffisamment protégés contre ces variations. Cette étude s'intéresse à l'analyse des déterminants de la volatilité du prix du maïs sur quelques marchés principaux du Bénin. Pour cela l'étude s'est fixé deux objectifs à savoir : la mise en évidence de la volatilité du prix du maïs sur quelques principaux marchés ainsi que la mise en évidence des déterminants de cette volatilité sur ces marchés.

Les résultats du test ARCH-LM utilisé pour mettre en évidence la présence de volatilité du prix du maïs sur les marchés montrent que parmi les marchés étudiés que sont : Azovè, Bohicon, Dantokpa, Glazoué, Kétou, Natitingou, Nikki, Ouando, Parakou, Pobè, seul le marché de Dantokpa ne présente pas de volatilité du prix du maïs et l'intensité de la volatilité varie selon les marchés où elle est présente. A partir des modèles ARCH-X et MIDAS, nous avons mis en évidence l'effet de certains facteurs sur la volatilité du prix du maïs sur les marchés de Glazoué, Natitingou et Parakou retenus à cause de la disponibilité des données sur ces marchés et parce que leurs prix du maïs sont volatils et plus variables. Ces facteurs influencent diversement la volatilité d'un marché à un autre. Ainsi, sur le marché de Glazoué, la demande de maïs et la production régionale influent positivement sur la volatilité du prix du maïs alors que le prix du carburant et le prix du maïs de Parakou atténuent cette volatilité. En plus de la pluviométrie, une plus forte demande augmente la volatilité sur le marché de Natitingou tandis que la production et le prix du riz local baissent la volatilité sur ce marché. Le prix de l'essence, la pluviométrie la période de récolte et de semis et la production sont responsables de la volatilité du prix du maïs sur le marché de Parakou et inversement la production régionale et la demande nationale contribuent négativement à la volatilité sur ce marché.

La recherche d'un mode de stabilisation efficace et moins coûteux demeurant un défi pour les pays en développement, il s'avère nécessaire pour l'Etat de mieux suivre l'évolution des prix sur les différents marchés du pays ainsi que les facteurs qui contribuent à leur volatilité pour anticiper sur les effets de cette dernière ; sans oublier d'être en constante communication avec les producteurs.

Eu égard à la différence de résultats observées, d'un marché à l'autre, il serait judicieux d'étudier en profondeur les spécificités de chaque région afin de mieux affiner l'étude des déterminants de la volatilité et de prendre des mesures spécifiques. Dans un second temps, il serait intéressant d'étendre cette étude aux autres céréales afin de mieux orienter les politiques visant à relever le défi sur le risque prix qui n'est pas de le supprimer entièrement, mais de l'atténuer.



## BIBLIOGRAPHIE

- [1] Acclassato, Denis, et Assouto, Achille (2016). « Dynamique des prix céréaliers et efficacité des mesures de stabilisation au Bénin ». In : Les Cahiers de l'Association Tiers-Monde n°31-2016, p.129-141.
- [2] Ajakaiye, O., et Adam, C. (2011). « Causes, consequences and policy implication of global food price shocks: introduction and overview ». *Journal of African Economies*, vol. 20, AERC Supplement 1, p. i3–i11.
- [3] Apergis, N., et Rezitis, A. (2011). « Food Price Volatility and Macroeconomic Factors: Evidence from GARCH and GARCH-X Estimates ». *Journal of Agricultural and Applied Economics*, vol. 43(1), p. 95– 110
- [4] Arekpa, N., et Moussa, B. K. (2010). *Analyse économique de l'évolution des prix des céréales sur quelques marchés du Bénin*. Mémoire de maîtrise, Université d'Abomey-Calavi.
- [5] Balcombe, K. (2011). The Nature and Determinants of Volatility in Agricultural Prices : An Empirical Study. In: Prakash, A. (Ed), *Safeguarding Food Security in Volatile Global Markets* (p. 85-106). Rome : FAO.
- [6] Bourbonnais, R. (2015). *Econométrie, Cours et Exercices corrigés*. 9<sup>ème</sup> édition. Paris : Dunod.
- [7] Boussard, Jean-Marc (2007). « Pourquoi et comment l'instabilité est-elle une caractéristique structurelle des marchés agricoles ? » *Forum on market access mechanisms*.
- [8] Boussard, Jean-Marc (2010). « Pourquoi l'instabilité est-elle une caractéristique structurelle des marchés agricoles ? » *Économie rurale. Agricultures, alimentations, territoires* 320, p. 69–83.
- [9] Cohen et Garrett (2009). « The food price crisis and urban food (in)security ». *Human Settlements Working Paper Series*.
- [10] Deaton, A., et Laroque, G (1992). « On the Behaviour of Commodity Prices ». *The Review of Economic Studies* 59.1, p. 1–23.
- [11] Ezekiel (1938). « The Cobweb Theorem ». *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 52 (2), p. 255–280.
- [12] FAO, FIDA, FMI, OCDE, CNUCED, PAM, Banque Manque, OMC, IFPRI, et HLTF (2011). *Price Volatility in Food and Agricultural Markets: Policy Responses*. Policy Report.
- [13] FAO (2012). *The State of Food and Agriculture*. Rome : FAO.
- [14] FAO (2010). *La volatilité des prix sur les marchés agricoles*. Perspectives Economiques et Sociales – Synthèses n° 12. (Disponible sur [www.fao.org/docrep/013/am053f/am053f00.pdf](http://www.fao.org/docrep/013/am053f/am053f00.pdf), consulté le 14 Avril).
- [15] Gérard et al. (2011). « Managing food price volatility for food security and development ». GREMA (Coordinated by CIRAD, GRET, and IRAM).
- [16] Gérard, F., Piketty, M. G., et Boussard, Jean-Marc (2008). « L'instabilité des prix agricoles : réflexion sur les causes et les implications de la flambée des prix ». *Oilseeds and fats, Crops and Lipids Journal*, vol. 15, N° 6, p. 378-384.
- [17] HLPE (2011). *Price Volatility and Food Security*. Rome : FAO.

- [18] Hounbo, N. Emile (2013). « Stratégie des « boutiques témoins » contre l'insécurité alimentaire au Bénin : efficacité et perspectives pour l'Afrique. 2013, 1ère Conférence internationale de recherche africaine sur l'agriculture, l'alimentation et la nutrition (AGRAR), 4-6 juin, Yamoussoukro, Côte d'Ivoire ».
- [19] IFPRI (2011). *Politiques alimentaires mondiales*.
- [20] IFPRI (2015). *Food security brings economic growth - not the other way around*.
- [21] IHS Global Inc. (2017). *Eviews 10 User's Guide II*. (p. 244-266, p. 313-330).
- [22] INSAE (2016). *Rapport préliminaire de l'Enquête Modulaire Intégrée sur les Conditions de Vie des ménages 2015*. p. 39-42.
- [23] Kane, Q. G. (2017). « Determinants of food price volatility in Cameroon ». In I. Piot-Lepetit (Ed.), *Cameroon in the 21st Century*, vol.1. New York : Nova Publishers.
- [24] Kornher, L., et Kalkuhl, M. (2013) « Food price volatility in developing countries and its determinants ». *Quarterly Journal of International Agriculture* 52 (2013), No. 4: 277-308.
- [25] Malan (2013). « Volatility and stabilization of the price of coffee and cocoa in Côte d'Ivoire ». *Agricultural Economics / Zemedelska Ekonomika*, vol. 59 (7), p. 333–340.
- [26] Maître d'Hôtel, E., Tristan Le Cotty et Thom Jayne (2013). « Trade Policy Inconsistency and Maize Price Volatility : An ARCH Approach in Kenya ». *African Development Review*, vol. 25 (4), p. 607–620.
- [27] Ministère du Plan et de la Restructuration Economique, et Ministère du Développement Rural (1995). *Etude des filières maïs, niébé, arachide et piment au Bénin*. Tome 7 – Annexes.
- [28] Minkoua Nzié, J. R., Temple, L., Kamgnia Dia, B. (2010). « Les déterminants de l'instabilité du prix des produits vivriers au Cameroun ». In : Actes des 4èmes journées INRA-SFER-CIRAD de recherches en sciences sociales, 9-10 décembre 2010.
- [29] Minot, Nicholas (2012). « Food price volatility in sub-Saharan Africa : Has it really increased ? ». Contributed paper presented at the International Association of Agricultural Economists (IAAE) 2012 Triennial Conference, Foz do Iguaçu, Brazil, 18-24 August 2012.
- [30] Mitra, S., et Boussard, J.-M. (2011). « Les stocks et la volatilité des prix agricoles: un modèle de fluctuations endogènes ». *Économie rurale*, 321, 17-28.
- [31] Ndiaye, M. (2015) « Maize prize volatility : Does market remoteness matter ? » Policy Research Working Paper 7202.
- [32] OCDE et FAO (2011). *Perspectives agricoles de l'OCDE et de la FAO*. p. 59-89. (Disponible à [https://read.oecd-ilibrary.org/agriculture-and-food/perspectives-agricoles-de-l-ocde-et-de-la-fao-2011\\_agr\\_outlook-2011-fr#page1](https://read.oecd-ilibrary.org/agriculture-and-food/perspectives-agricoles-de-l-ocde-et-de-la-fao-2011_agr_outlook-2011-fr#page1), consulté le 14 Avril).
- [33] PAM (2008). *Impact de la hausse de prix sur la sécurité alimentaire au Bénin*. Rapport d'évaluation rapide.

- [34] PAM (2017). *Analyse Globale de la Vulnérabilité et de la Sécurité Alimentaire 2017*. p. 91-111.
- [35] Piot-Lepetit, I., et M'Barek, R. (2011). Methods to Analyse Agricultural Commodity Price Volatility. In I. Piot-Lepetit & R. M'Barek (Eds.), *Methods to Analyse Agricultural Commodity Price Volatility* (p. 1-12). New York : Springer.
- [36] Roache, S. K. (2010). *What explains the rise in food price volatility ?* IMF Working Paper /10/129. Washington, DC : International Monetary Fund.
- [37] Shively, Gerald E. (1996). « Food Price Variability and Economic Reform : An ARCH Approach for Ghana ». *American Journal of Agricultural Economics* vol. 78 (1), p. 126–136.
- [38] Traoré, S. A. A. (2012). *Caractérisation de la variabilité et de la volatilité des prix des céréales : Cas du maïs au Burkina Faso*. Mémoire de Master recherche 2, Institut national d'études supérieures agronomiques de Montpellier, Montpellier.
- [39] Unezeza, S., et Habyarimana Jean Baptiste (2018). « External Economic Shocks and Food Price Volatility in Rwanda: Evidence from the ARCH and GARCH models ». *East Africa Research Papers in Economics and Finance EARP-EF* No. 2018:26.
- [40] Yo, Tiémoko, et Adanguidi, Jean (2016). *Chaine de valeur maïs au Bénin : Diagnostic et estimation de l'offre*. Rapport MAEP.

---

# ANNEXE

---

**Annexe 1:** Liste des variables

Le tableau ci-dessous comprend les noms donnés aux différentes variables utilisées ainsi que les significations de ces noms.

Variables	Signification
<b>l_Azovè_d11</b>	logarithme du prix du maïs à Azovè corrigé des variations saisonnières
<b>l_Bohicon_d11</b>	logarithme du prix du maïs à Bohicon corrigé des variations saisonnières
<b>l_Dantokpa_d11</b>	logarithme du prix du maïs à Dantokpa corrigé des variations saisonnières
<b>l_Glazoué_d11</b>	logarithme du prix du maïs à Glazoué corrigé des variations saisonnières
<b>detrend_Glazoue</b>	logarithme du prix du maïs à Glazoué corrigé des variations saisonnières et corrigé de la tendance
<b>l_substitut_Glaz_d11</b>	logarithme du prix moyen des substituts (riz, mil/sorgho) à Glazoué corrigé des variations saisonnières
<b>Trans_l_Parakou_d11</b>	N'est rien d'autre que <b>l_Parakou_d11</b> , <b>Trans</b> pour indiquer la transmission des prix entre le marché de Parakou et celui de Nikki qui commercent.
<b>l_prod_glazoue</b>	logarithme de la production du maïs dans les Collines (pour le marché de Glazoué)
<b>detrend_l_prod_glaz</b>	logarithme de la production du maïs dans les Collines (pour le marché de Glazoué), corrigé de la tendance
<b>l_vol_glazoue</b>	logarithme de la volatilité annuelle du prix du maïs sur le marché de Glazoué
<b>l_Kétou_d11</b>	logarithme du prix du maïs à Kétou corrigé des variations saisonnières
<b>l_Natitingou_d11</b>	logarithme du prix du maïs à Natitingou corrigé des variations saisonnières
<b>l_rizloc_nati_d11</b>	logarithme du prix du riz local (substitut du maïs) à Natitingou corrigé des variations saisonnières
<b>pluvio_nati</b>	pluviométrie de Natitingou
<b>l_prod_natitingou</b>	logarithme de la production du maïs dans l'Atacora (pour le marché de Natitingou)
<b>detrend_l_prod_nati</b>	logarithme de la production du maïs dans l'Atacora (pour le marché de Natitingou) corrigé de la tendance
<b>l_vol_Natitingou</b>	logarithme de la volatilité annuelle (calculée) du prix du maïs sur le marché de Natitingou
<b>l_Nikki_d11</b>	logarithme du prix du maïs à Nikki, corrigé des variations saisonnières
<b>l_Ouando_d11</b>	logarithme du prix du maïs à Ouando, corrigé des variations saisonnières
<b>l_Parakou_d11</b>	logarithme du prix du maïs à Parakou corrigé des variations saisonnières
<b>l_substitut_para_d11</b>	logarithme du prix moyen des substituts (riz, mil/sorgho) à Parakou corrigé des variations saisonnières
<b>detrend_substitut_para</b>	logarithme du prix moyen des substituts à Parakou corrigé des variations saisonnières et corrigé de la tendance
<b>Trans_l_nikki_d11</b>	N'est rien d'autre que <b>l_Nikki_d11</b> , <b>Trans</b> pour indiquer la transmission des prix entre le marché de Parakou et celui de Nikki qui commercent.
<b>pluvio_parakou</b>	pluviométrie de Parakou
<b>l_prod_parakou</b>	logarithme de la production du maïs dans le Borgou (pour le marché de Parakou)
<b>d_l_prod_parakou</b>	différence première de la production du maïs dans le Borgou (pour le marché de Parakou)

Variables	Signification
<b>l_vol_Parakou</b>	logarithme de la volatilité annuelle du prix du maïs sur le marché de Parakou
<b>l_Pobè_d11</b>	logarithme du prix du maïs à Pobè corrigé des variations saisonnières
<b>l_essence_kpayo</b>	logarithme du prix de l'essence informel
<b>Recolte</b>	Période de récolte
<b>Semis</b>	Période de semis
<b>l_prod_reg</b>	logarithme de la production du régionale du maïs (Togo, Niger, Nigéria, Cameroun, Gabon)
<b>detrend_l_prod_reg</b>	logarithme de la production du régionale du maïs, corrigé de la tendance
<b>l_demande</b>	logarithme de la quantité de maïs demandée (besoin de maïs du Bénin)
<b>detrend_l_demande</b>	logarithme de la quantité de maïs demandée (besoin de maïs du Bénin) corrigé de la tendance
<b>politiq</b>	Variable indicatrice des années ou mois dans lesquels des mesures ont été prises

## **Annexe 2:** Dessaisonnalisation des variables mensuelles

### **Annexe 2.a :** Les tests de saisonnalité

Dans la littérature, trois types de saisonnalité sont distinguées : la saisonnalité stable, la saisonnalité évolutive et la saisonnalité identifiable.

La saisonnalité d'une série temporelle est stable lorsqu'elle se manifeste périodiquement avec une relative constance. Elle est évolutive quand elle varie d'une année à l'autre ; caractérisée par des changements progressifs dans l'amplitude. Au total, la saisonnalité d'une série temporelle est identifiable lorsqu'elle est stable et est très marquée. Elle constitue une caractéristique indésirable qui peut causer de mauvaises prévisions ou des révisions historiques relativement importantes.

L'existence d'un facteur de saisonnalité dans une série est basée donc sur un ensemble de tests. En premier lieu, il y a le test de saisonnalité stable qui est un test d'analyse de la variance à un facteur. On dispose de  $k$  échantillons (les estimations de la composante saisonnière-perturbation,  $k = 12$  mois) de tailles respectives  $n_1, n_2, \dots, n_k$  et on suppose que la saisonnalité influe uniquement sur les moyennes des distributions et non sur leur variance. Il s'agit donc d'un test d'égalité des  $k$  moyennes  $\bar{x}_1, \bar{x}_2, \dots, \bar{x}_k$ . Si on considère chaque échantillon comme issu d'une variable aléatoire  $X_j$  suivant une loi de moyenne  $m_j$  et d'écart-type  $\sigma_j$ , le problème est de tester :

$$H_0 : m_1 = m_2 = \dots = m_k$$

$$H_1 : m_p \neq m_q \text{ pour au moins un couple } (p, q)$$

L'équation dite d'analyse de la variance s'écrit:

$$\sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (x_{ij} - \bar{x})^2 = \sum_{j=1}^k n_j (x_j - \bar{x})^2 + \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (x_{ij} - x_j)^2$$

La variance totale se décompose donc en variance des moyennes, variance due au facteur saisonnalité, et en une variance résiduelle, c'est à dire,  $S^2 = S_s^2 + S_R^2$

Si l'hypothèse  $H_0$  est vraie, on montre que la quantité

$$F_s = \frac{S_s^2 / (k - 1)}{S_R^2 / (n - k)}$$

suit une loi de Fisher  $F(k-1, n-k)$  à  $k-1$  et  $n-k$  degrés de liberté. Si la quantité calculée est supérieure à la valeur critique d'une loi de Fisher, on conclut à une influence significative du facteur saisonnalité (les moyennes mensuelles ne sont pas toutes égales).

En second lieu, il y a le test de saisonnalité évolutive qui est basé sur un modèle d'analyse de la variance à deux facteurs (le mois, et l'année) proposé par Higginson (1975). Ce test repose sur la modélisation des valeurs de la composante saisonnière-perturbation:

$$X_{ij} = b_i + m_j + \varepsilon_{ij}$$

où:  $m_j$  désigne l'effet du mois  $j$  ( $j=1, \dots, k$ ) et  $b_i$  désigne l'effet de l'année  $i$  ( $i=1, \dots, N$ ) où  $N$  est le nombre d'années complètes,  $\varepsilon_{ij}$  représente l'effet résiduel, réalisation de lois indépendantes et identiquement distribuées de moyenne nulle. Le test est basé sur la décomposition suivante:

$$S^2 = S_{IM}^2 + S_{IA}^2 + S_R^2$$

$$S^2 = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^N (X_{ij} - \bar{X}_{..})^2 \text{ où } \bar{X}_{..} = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^N \frac{X_{ij}}{kN}$$

$$S_{IM}^2 = N \sum_{j=1}^k (\bar{X}_{.j} - \bar{X}_{..})^2 \text{ avec } \bar{X}_{.j} = \sum_{i=1}^N \frac{X_{ij}}{N}$$

$$S_{IA}^2 = k \sum_{i=1}^N (\bar{X}_{i.} - \bar{X}_{..})^2 \text{ avec } \bar{X}_{i.} = \sum_{j=1}^k \frac{X_{ij}}{N}$$

$$S_R^2 = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^N (X_{ij} - \bar{X}_{i.} - \bar{X}_{.j} + \bar{X}_{..})^2$$

$S_{IM}^2$  est la somme des carrées « Inter Mois »,  $S_{IA}^2$  la somme des carrées « Inter Années » et  $S_R^2$  est la somme des carrées résiduelles. Sous l'hypothèse  $H_0^* b_1 = b_2 = \dots = b_N$  c'est-à-dire que la saisonnalité n'évolue pas au cours des années, peut être testée grâce à la statistique suivante :

$$F_m = \frac{S_{IA}^2 / (N - 1)}{S_R^2 / (N - 1)(k - 1)}$$

Qui suit une loi de Fisher  $F(N-1, (N-1)(k-1))$

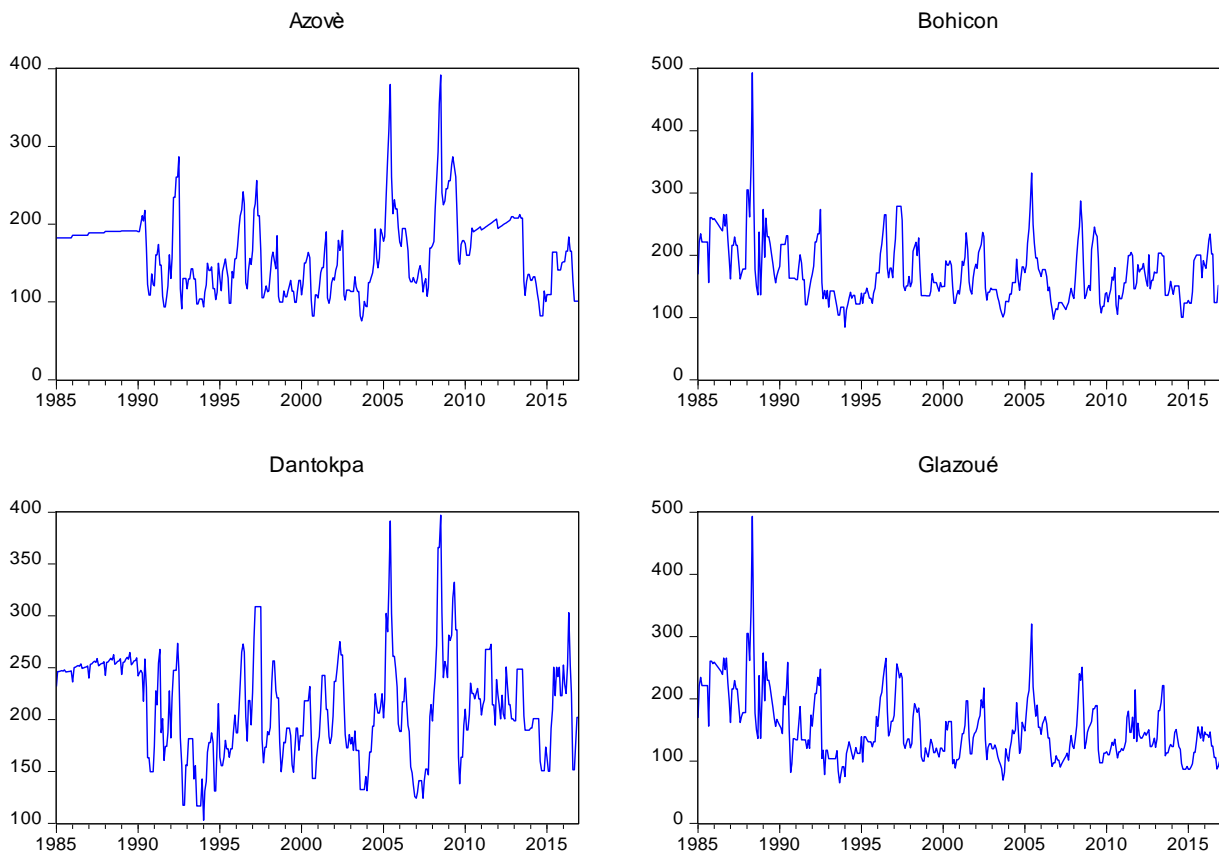
Le test de présence d'une saisonnalité identifiable est construit à partir des valeurs des statistiques de Fisher des tests de saisonnalité stable (statistique  $F_s$ ) et de saisonnalité évolutive (statistique  $F_m$ ) évoqués ci-dessus. Ce test a été élaboré, à partir de considérations théoriques et pratiques, par Lothian et Morry (1978). La valeur de la statistique de test M7 (ou parfois T) s'exprime comme suit:  $M7 =$

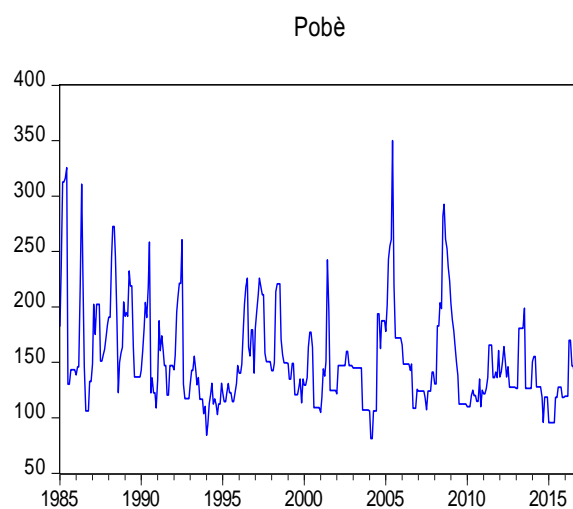
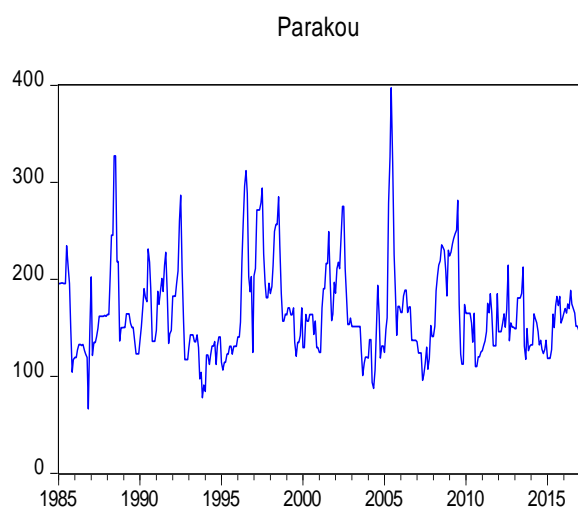
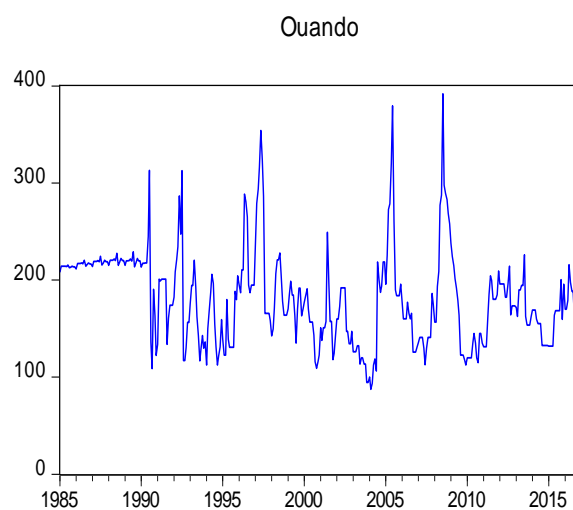
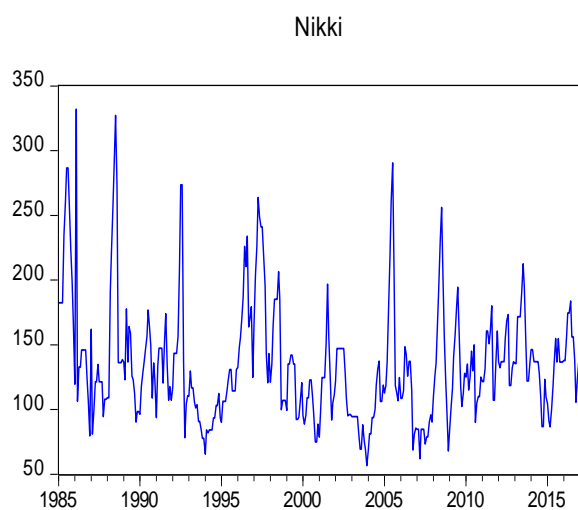
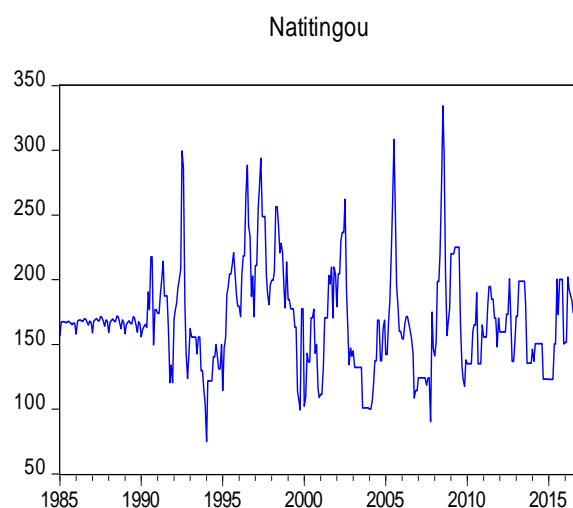
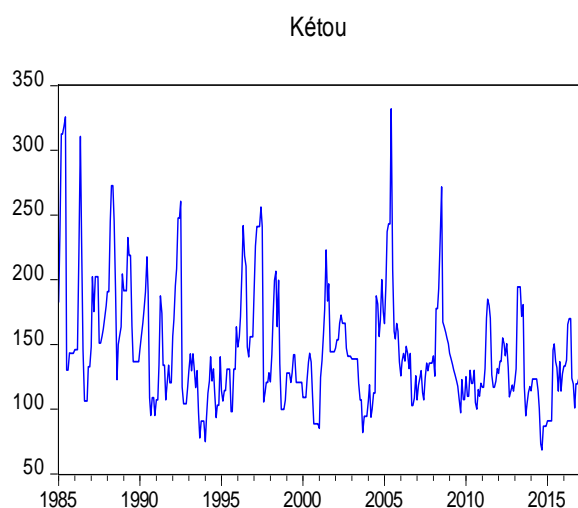
$\sqrt{\frac{1}{2} \left( \frac{7}{F_s} + \frac{3F_s}{F_m} \right)}$ . Si  $T > 1$ , l'hypothèse nulle de saisonnalité identifiable est rejetée et on conclut qu'aucune saisonnalité identifiable n'est présente. Selon l'US Bureau of Census, pour qu'une série soit sujette à une désaisonnalisation, il faut au moins avoir  $F_s > 7$  et  $M7 < 1$ . C'est cette recommandation que nous suivons pour décider s'il faut désaisonnaliser ou non nos variables mensuelles. Tous ces tests sont réalisés dans X-13 ARIMA intégré dans Eviews 10.



**Annexe 2.b** Résultat des tests de saisonnalité

Log prix réel	Saisonnalité					Décision
	Stable		Evolutive		Identifiable	
	Fs	p-value	Fm	p-value	M7	
l_Azovè	48,42	0,00	11,8	0,00	0,66	désaisonnaliser
l_Bohicon	55,03	0,00	4,68	0,00	0,44	désaisonnaliser
l_Dantokpa	37,42	0,00	6,28	0,00	0,59	désaisonnaliser
l_Glazoue	41,33	0,00	3,73	0,00	0,47	désaisonnaliser
l_substitut_Glaz	31,58	0,00	3,41	0,00	0,52	désaisonnaliser
l_Kétou	49,8	0,00	4,69	0,00	0,46	désaisonnaliser
l_Natitingou	31,47	0,00	4,3	0,00	0,56	désaisonnaliser
l_rizloc_nati	17,17	0,00	5,75	0,00	0,84	désaisonnaliser
l_Nikki	41,9	0,00	3,46	0,00	0,46	désaisonnaliser
l_Ouando	18,4	0,00	6,24	0,00	0,84	désaisonnaliser
l_Parakou	34,05	0,00	2,61	0,00	0,47	désaisonnaliser
l_substitut_para	28,49	0,00	4,86	0,00	0,62	désaisonnaliser
l_Pobè	23,41	0,00	6,86	0,00	0,77	désaisonnaliser
l_essence_kpayo	1,03	41,7	3,14	0,00	2,81	Non désaisonnaliser

**Annexe 3** : Evolution mensuelle des séries de prix réels du maïs sur chaque marché



**Annexe 4 : Résultat du test de racine unitaire ADF**

Les hypothèses du test sont :

H0 : la série présente de racine unitaire, c'est-à-dire I(1)

H1 : la série est stationnaire, c'est-à-dire I(0)

**Annexe 4.1 : ADF de l\_Azovè\_d11**

Null Hypothesis: L\_AZOVE\_D11 has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.646626	0.0053
Test critical values:		
1% level	-3.447214	
5% level	-2.868868	
10% level	-2.570740	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(L\_AZOVE\_D11)  
Method: Least Squares  
Date: 04/12/19 Time: 08:43  
Sample (adjusted): 1985M02 2016M12  
Included observations: 383 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L_AZOVE_D11(-1)	-0.069980	0.019190	-3.646626	0.0003
C	0.351701	0.096978	3.626610	0.0003
R-squared	0.033725	Mean dependent var	-0.001456	
Adjusted R-squared	0.031189	S.D. dependent var	0.100932	
S.E. of regression	0.099346	Akaike info criterion	-1.775213	
Sum squared resid	3.760308	Schwarz criterion	-1.754597	
Log likelihood	341.9534	Hannan-Quinn criter.	-1.767035	
F-statistic	13.29788	Durbin-Watson stat	2.038224	
Prob(F-statistic)	0.000303			

**Annexe 4.2 : ADF de l\_Bohicon\_d11**

Null Hypothesis: L\_BOHICON\_D11 has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.489838	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.447214	
5% level	-2.868868	
10% level	-2.570740	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(L\_BOHICON\_D11)  
Method: Least Squares  
Date: 04/12/19 Time: 08:45  
Sample (adjusted): 1985M02 2016M12  
Included observations: 383 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L_BOHICON_D11(-1)	-0.146430	0.026673	-5.489838	0.0000
C	0.749378	0.136751	5.479880	0.0000
R-squared	0.073305	Mean dependent var	-0.000599	
Adjusted R-squared	0.070872	S.D. dependent var	0.125122	
S.E. of regression	0.120607	Akaike info criterion	-1.387355	
Sum squared resid	5.542019	Schwarz criterion	-1.366739	
Log likelihood	267.6785	Hannan-Quinn criter.	-1.379177	
F-statistic	30.13832	Durbin-Watson stat	2.216758	
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Annexe 4.3 : ADF de l\_Dantokpa\_d11**

Null Hypothesis: L\_DANTOKPA\_D11 has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.551998	0.0002
Test critical values:		
1% level	-3.447214	
5% level	-2.868868	
10% level	-2.570740	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(L\_DANTOKPA\_D11)  
Method: Least Squares  
Date: 04/12/19 Time: 08:52  
Sample (adjusted): 1985M02 2016M12  
Included observations: 383 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L_DANTOKPA_D11(-1)	-0.102374	0.022490	-4.551998	0.0000
C	0.545315	0.119981	4.544997	0.0000
R-squared	0.051580	Mean dependent var	-0.000408	
Adjusted R-squared	0.049091	S.D. dependent var	0.095707	
S.E. of regression	0.093328	Akaike info criterion	-1.900184	
Sum squared resid	3.318556	Schwarz criterion	-1.879568	
Log likelihood	365.8853	Hannan-Quinn criter.	-1.892006	
F-statistic	20.72069	Durbin-Watson stat	1.953693	
Prob(F-statistic)	0.000007			

#### Annexe 4.4 : ADF de detrend\_Glazoue\_d11

Null Hypothesis: DETREND\_GLAZOUÉ\_D11 has a unit root  
Exogenous: None  
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.770568	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.571030	
5% level	-1.941655	
10% level	-1.616143	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(DETREND\_GLAZOUÉ\_D11)  
Method: Least Squares  
Date: 04/12/19 Time: 09:09  
Sample (adjusted): 1985M03 2016M12  
Included observations: 382 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DETREND_GLAZOUÉ_D11(-1)	-0.142947	0.029964	-4.770568	0.0000
D(DETREND_GLAZOUÉ_D11(-1))	-0.188309	0.050298	-3.743873	0.0002
R-squared	0.120542	Mean dependent var	-0.000670	
Adjusted R-squared	0.118228	S.D. dependent var	0.154870	
S.E. of regression	0.145428	Akaike info criterion	-1.013055	
Sum squared resid	8.036689	Schwarz criterion	-0.992398	
Log likelihood	195.4935	Hannan-Quinn criter.	-1.004860	
Durbin-Watson stat	2.025352			

#### Annexe 4.5 : ADF de l\_ketou\_d11

Null Hypothesis: L\_KETOU\_D11 has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.446990	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.447214	
5% level	-2.868868	
10% level	-2.570740	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(L\_KETOU\_D11)  
Method: Least Squares  
Date: 04/12/19 Time: 09:10  
Sample (adjusted): 1985M02 2016M12  
Included observations: 383 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L_KETOU_D11(-1)	-0.142231	0.026112	-5.446990	0.0000
C	0.701797	0.129160	5.433562	0.0000
R-squared	0.072247	Mean dependent var	-0.000945	
Adjusted R-squared	0.069812	S.D. dependent var	0.124106	
S.E. of regression	0.119696	Akaike info criterion	-1.402519	
Sum squared resid	5.458616	Schwarz criterion	-1.381902	
Log likelihood	270.5823	Hannan-Quinn criter.	-1.394341	
F-statistic	29.66970	Durbin-Watson stat	2.154902	
Prob(F-statistic)	0.000000			

#### Annexe 4.6 : ADF de l\_natitingou\_d11

Null Hypothesis: L\_NATITINGOU\_D11 has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.622943	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.447259	
5% level	-2.868888	
10% level	-2.570751	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(L\_NATITINGOU\_D11)  
Method: Least Squares  
Date: 04/12/19 Time: 09:11  
Sample (adjusted): 1985M03 2016M12  
Included observations: 382 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L_NATITINGOU_D11(-1)	-0.127554	0.027592	-4.622943	0.0000
D(L_NATITINGOU_D11(-1))	-0.131047	0.050924	-2.573411	0.0104
C	0.651064	0.140944	4.619313	0.0000
R-squared	0.089310	Mean dependent var	-2.31E-05	
Adjusted R-squared	0.084504	S.D. dependent var	0.110873	
S.E. of regression	0.106085	Akaike info criterion	-1.641335	
Sum squared resid	4.265254	Schwarz criterion	-1.610350	
Log likelihood	316.4950	Hannan-Quinn criter.	-1.629043	
F-statistic	18.58398	Durbin-Watson stat	2.006806	
Prob(F-statistic)	0.000000			

### Annexe 4.7 : ADF de l\_nikki\_d11

Null Hypothesis: L\_NIKKI\_D11 has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.219594	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.447214	
5% level	-2.868868	
10% level	-2.570740	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(L\_NIKKI\_D11)  
Method: Least Squares  
Date: 04/12/19 Time: 09:18  
Sample (adjusted): 1985M02 2016M12  
Included observations: 383 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L_NIKKI_D11(-1)	-0.180045	0.028948	-6.219594	0.0000
C	0.872973	0.140768	6.201486	0.0000
R-squared	0.092173	Mean dependent var	-0.001092	
Adjusted R-squared	0.089790	S.D. dependent var	0.166538	
S.E. of regression	0.158886	Akaike info criterion	-0.836053	
Sum squared resid	9.618234	Schwarz criterion	-0.815437	
Log likelihood	162.1042	Hannan-Quinn criter.	-0.827875	
F-statistic	38.68335	Durbin-Watson stat	2.328164	
Prob(F-statistic)	0.000000			

### Annexe 4.8 : ADF de l\_ouando\_d11

Null Hypothesis: L\_OUANDO\_D11 has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.160966	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.447214	
5% level	-2.868868	
10% level	-2.570740	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(L\_OUANDO\_D11)  
Method: Least Squares  
Date: 04/12/19 Time: 09:20  
Sample (adjusted): 1985M02 2016M12  
Included observations: 383 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L_OUANDO_D11(-1)	-0.130694	0.025324	-5.160966	0.0000
C	0.674142	0.130960	5.147687	0.0000
R-squared	0.065342	Mean dependent var	-0.001006	
Adjusted R-squared	0.062888	S.D. dependent var	0.123265	
S.E. of regression	0.119326	Akaike info criterion	-1.408699	
Sum squared resid	5.424982	Schwarz criterion	-1.388083	
Log likelihood	271.7659	Hannan-Quinn criter.	-1.400521	
F-statistic	26.63557	Durbin-Watson stat	2.150413	
Prob(F-statistic)	0.000000			

### Annexe 4.9 : ADF de l\_parakou\_d11

Null Hypothesis: L\_PARAKOU\_D11 has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.735260	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.447214	
5% level	-2.868868	
10% level	-2.570740	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(L\_PARAKOU\_D11)  
Method: Least Squares  
Date: 04/12/19 Time: 09:21  
Sample (adjusted): 1985M02 2016M12  
Included observations: 383 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L_PARAKOU_D11(-1)	-0.157033	0.027380	-5.735260	0.0000
C	0.796067	0.139106	5.722728	0.0000
R-squared	0.079473	Mean dependent var	-0.000863	
Adjusted R-squared	0.077057	S.D. dependent var	0.133047	
S.E. of regression	0.127818	Akaike info criterion	-1.271204	
Sum squared resid	6.224607	Schwarz criterion	-1.250587	
Log likelihood	245.4355	Hannan-Quinn criter.	-1.263025	
F-statistic	32.89321	Durbin-Watson stat	2.083704	
Prob(F-statistic)	0.000000			

### Annexe 4.10 : ADF de l\_Pobe

Null Hypothesis: L\_POBE\_D11 has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.639101	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.447214	
5% level	-2.868868	
10% level	-2.570740	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(L\_POBE\_D11)  
Method: Least Squares  
Date: 04/12/19 Time: 09:26  
Sample (adjusted): 1985M02 2016M12  
Included observations: 383 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L_POBE_D11(-1)	-0.152703	0.027079	-5.639101	0.0000
C	0.761175	0.135319	5.625032	0.0000
R-squared	0.077034	Mean dependent var	-0.001121	
Adjusted R-squared	0.074611	S.D. dependent var	0.124647	
S.E. of regression	0.119907	Akaike info criterion	-1.399001	
Sum squared resid	5.477854	Schwarz criterion	-1.378384	
Log likelihood	269.9086	Hannan-Quinn criter.	-1.390822	
F-statistic	31.79946	Durbin-Watson stat	2.123953	
Prob(F-statistic)	0.000000			

### Annexe 4.11 : ADF de l\_substitut\_Glaz\_d11

Null Hypothesis: L\_SUBSTITUT\_GLAZ\_D11 has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.405647	0.0003
Test critical values:		
1% level	-3.447214	
5% level	-2.868868	
10% level	-2.570740	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(L\_SUBSTITUT\_GLAZ\_D11)  
Method: Least Squares  
Date: 04/12/19 Time: 09:30  
Sample (adjusted): 1985M02 2016M12  
Included observations: 383 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L_SUBSTITUT_GLAZ_D11(-1)	-0.096395	0.021880	-4.405647	0.0000
C	0.549092	0.124818	4.399140	0.0000
R-squared	0.048475	Mean dependent var	-0.000608	
Adjusted R-squared	0.045977	S.D. dependent var	0.068139	
S.E. of regression	0.066555	Akaike info criterion	-2.576381	
Sum squared resid	1.687644	Schwarz criterion	-2.555764	
Log likelihood	495.3769	Hannan-Quinn criter.	-2.568203	
F-statistic	19.40973	Durbin-Watson stat	2.177084	
Prob(F-statistic)	0.000014			

### Annexe 4.12 : ADF de detrend\_l\_prod\_glaz

Null Hypothesis: DETREND\_L\_PROD\_GLAZ has a unit root  
Exogenous: None  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.074227	0.0002
Test critical values:		
1% level	-2.641672	
5% level	-1.952066	
10% level	-1.610400	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(DETREND\_L\_PROD\_GLAZ)  
Method: Least Squares  
Date: 04/12/19 Time: 09:40  
Sample (adjusted): 1986 2016  
Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DETREND_L_PROD_GLAZ(-1)	-0.713458	0.175115	-4.074227	0.0003
R-squared	0.356214	Mean dependent var	0.000245	
Adjusted R-squared	0.356214	S.D. dependent var	0.362094	
S.E. of regression	0.290531	Akaike info criterion	0.397513	
Sum squared resid	2.532246	Schwarz criterion	0.443770	
Log likelihood	-5.161448	Hannan-Quinn criter.	0.412592	
Durbin-Watson stat	1.893932			



**Annexe 4.13 : ADF de detrend\_l\_vol\_glazoue**

Null Hypothesis: DETREND\_L\_VOL\_GLAZOU has a unit root  
Exogenous: None  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.121263	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.641672	
5% level	-1.952066	
10% level	-1.610400	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(DETREND\_L\_VOL\_GLAZOU)  
Method: Least Squares  
Date: 04/12/19 Time: 20:54  
Sample (adjusted): 1986 2016  
Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DETREND_L_VOL_GLAZOU(-1)	-1.378682	0.169762	-8.121263	0.0000
R-squared	0.687332	Mean dependent var	-0.000898	
Adjusted R-squared	0.687332	S.D. dependent var	0.111145	
S.E. of regression	0.062149	Akaike info criterion	-2.686849	
Sum squared resid	0.115874	Schwarz criterion	-2.640591	
Log likelihood	42.64616	Hannan-Quinn criter.	-2.671770	
Durbin-Watson stat	1.861848			

**Annexe 4.14 : ADF de l\_rizloc\_nati\_d11**

Null Hypothesis: L\_RIZLOC\_NATI\_D11 has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.686996	0.0047
Test critical values:		
1% level	-3.447259	
5% level	-2.868888	
10% level	-2.570751	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(L\_RIZLOC\_NATI\_D11)  
Method: Least Squares  
Date: 04/12/19 Time: 10:29  
Sample (adjusted): 1985M03 2016M12  
Included observations: 382 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L_RIZLOC_NATI_D11(-1)	-0.091258	0.024751	-3.686996	0.0003
D(L_RIZLOC_NATI_D11(-1))	-0.210383	0.050447	-4.170346	0.0000
C	0.542861	0.147586	3.678270	0.0003
R-squared	0.098720	Mean dependent var	-0.000941	
Adjusted R-squared	0.093964	S.D. dependent var	0.054834	
S.E. of regression	0.052194	Akaike info criterion	-3.059861	
Sum squared resid	1.032492	Schwarz criterion	-3.028876	
Log likelihood	587.4335	Hannan-Quinn criter.	-3.047569	
F-statistic	20.75649	Durbin-Watson stat	2.032102	
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Annexe 4.15 : ADF de pluvio\_nati**

Null Hypothesis: PLUVIO\_NATI has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.250114	0.0006
Test critical values:		
1% level	-3.447722	
5% level	-2.869092	
10% level	-2.570860	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(PLUVIO\_NATI)  
Method: Least Squares  
Date: 04/12/19 Time: 10:32  
Sample (adjusted): 1986M01 2016M12  
Included observations: 372 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PLUVIO_NATI(-1)	-0.819085	0.192721	-4.250114	0.0000
D(PLUVIO_NATI(-1))	0.099314	0.181586	0.546923	0.5848
D(PLUVIO_NATI(-2))	-0.093917	0.167012	-0.562338	0.5742
D(PLUVIO_NATI(-3))	-0.092204	0.150992	-0.610658	0.5418
D(PLUVIO_NATI(-4))	-0.154041	0.135680	-1.135326	0.2570
D(PLUVIO_NATI(-5))	-0.222963	0.119988	-1.858209	0.0640
D(PLUVIO_NATI(-6))	-0.334075	0.104374	-3.200754	0.0015
D(PLUVIO_NATI(-7))	-0.401723	0.090640	-4.432090	0.0000
D(PLUVIO_NATI(-8))	-0.447341	0.077683	-5.758532	0.0000
D(PLUVIO_NATI(-9))	-0.552391	0.065723	-8.404904	0.0000
D(PLUVIO_NATI(-10))	-0.546840	0.053693	-10.18466	0.0000
D(PLUVIO_NATI(-11))	-0.427858	0.047645	-8.980114	0.0000
C	81.68317	19.36337	4.218438	0.0000
R-squared	0.652574	Mean dependent var	1.14E-15	
Adjusted R-squared	0.640961	S.D. dependent var	85.66972	
S.E. of regression	51.33321	Akaike info criterion	10.74887	
Sum squared resid	946000.3	Schwarz criterion	10.88582	
Log likelihood	-1986.291	Hannan-Quinn criter.	10.80326	
F-statistic	56.19273	Durbin-Watson stat	2.105808	
Prob(F-statistic)	0.000000			



### Annexe 4.16 : ADF de detrend\_l\_prod\_nati

Null Hypothesis: DETREND\_L\_PROD\_NATI has a unit root  
Exogenous: None  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.084358	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.641672	
5% level	-1.952066	
10% level	-1.610400	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(DETREND\_L\_PROD\_NATI)  
Method: Least Squares  
Date: 04/12/19 Time: 10:43  
Sample (adjusted): 1986 2016  
Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DETREND_L_PROD_NATI(-1)	-0.974818	0.191729	-5.084358	0.0000
R-squared	0.461024	Mean dependent var	0.038313	
Adjusted R-squared	0.461024	S.D. dependent var	0.667313	
S.E. of regression	0.489908	Akaike info criterion	1.442528	
Sum squared resid	7.200296	Schwarz criterion	1.488786	
Log likelihood	-21.35919	Hannan-Quinn criter.	1.457607	
Durbin-Watson stat	1.031881			

### Annexe 4.17 : ADF de l\_vol\_natitingou

Null Hypothesis: L\_VOL\_NATITINGOU has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.041635	0.0420
Test critical values:		
1% level	-3.661661	
5% level	-2.960411	
10% level	-2.619160	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(L\_VOL\_NATITINGOU)  
Method: Least Squares  
Date: 04/12/19 Time: 10:35  
Sample (adjusted): 1986 2016  
Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L_VOL_NATITINGOU(-1)	-0.380185	0.124994	-3.041635	0.0050
C	-0.866535	0.313932	-2.760266	0.0099
R-squared	0.241861	Mean dependent var	0.051345	
Adjusted R-squared	0.215718	S.D. dependent var	0.543996	
S.E. of regression	0.481761	Akaike info criterion	1.439603	
Sum squared resid	6.730713	Schwarz criterion	1.532118	
Log likelihood	-20.31385	Hannan-Quinn criter.	1.469761	
F-statistic	9.251545	Durbin-Watson stat	2.572069	
Prob(F-statistic)	0.004955			

### Annexe 4.18 : ADF de detrend\_substitut\_para

Null Hypothesis: DETREND\_SUBSTITUT\_PARA has a unit root  
Exogenous: None  
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.356494	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.571030	
5% level	-1.941655	
10% level	-1.616143	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(DETREND\_SUBSTITUT\_PARA)  
Method: Least Squares  
Date: 04/12/19 Time: 10:51  
Sample (adjusted): 1985M03 2016M12  
Included observations: 382 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DETREND_SUBSTITUT_PARA(-1)	-0.119990	0.027543	-4.356494	0.0000
D(DETREND_SUBSTITUT_PARA(-1))	-0.200426	0.050284	-3.985908	0.0001
R-squared	0.112171	Mean dependent var	-5.82E-06	
Adjusted R-squared	0.109834	S.D. dependent var	0.061987	
S.E. of regression	0.058484	Akaike info criterion	-2.834898	
Sum squared resid	1.299753	Schwarz criterion	-2.814242	
Log likelihood	543.4656	Hannan-Quinn criter.	-2.826703	
Durbin-Watson stat	2.007708			

**Annexe 4.19 : ADF de pluvio\_parakou**

Null Hypothesis: PLUVIO_PARAKOU has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.057994	0.0013
Test critical values:	1% level		-3.447722	
	5% level		-2.869092	
	10% level		-2.570860	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(PLUVIO_PARAKOU) Method: Least Squares Date: 04/12/19 Time: 11:34 Sample (adjusted): 1986M01 2016M12 Included observations: 372 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PLUVIO_PARAKOU(-1)	-0.673686	0.166014	-4.057994	0.0001
D(PLUVIO_PARAKOU(-1))	-0.003594	0.158689	-0.022646	0.9819
D(PLUVIO_PARAKOU(-2))	-0.052770	0.146361	-0.360544	0.7187
D(PLUVIO_PARAKOU(-3))	-0.102504	0.133031	-0.770529	0.4415
D(PLUVIO_PARAKOU(-4))	-0.172092	0.120922	-1.423167	0.1556
D(PLUVIO_PARAKOU(-5))	-0.202749	0.107225	-1.890872	0.0594
D(PLUVIO_PARAKOU(-6))	-0.344933	0.093479	-3.689953	0.0003
D(PLUVIO_PARAKOU(-7))	-0.386486	0.082766	-4.669617	0.0000
D(PLUVIO_PARAKOU(-8))	-0.377161	0.072773	-5.182690	0.0000
D(PLUVIO_PARAKOU(-9))	-0.461050	0.062894	-7.330602	0.0000
D(PLUVIO_PARAKOU(-10))	-0.473413	0.056203	-8.423196	0.0000
D(PLUVIO_PARAKOU(-11))	-0.292854	0.049594	-5.905045	0.0000
C	65.19256	16.40983	3.972775	0.0001
R-squared	0.547683	Mean dependent var	0.000806	
Adjusted R-squared	0.532563	S.D. dependent var	82.07568	
S.E. of regression	56.11460	Akaike info criterion	10.92699	
Sum squared resid	1130437.	Schwarz criterion	11.06394	
Log likelihood	-2019.420	Hannan-Quinn criter.	10.98138	
F-statistic	36.22420	Durbin-Watson stat	2.016090	
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Annexe 4.20 : ADF de d\_l\_prod\_parakou**

Null Hypothesis: D_L_PROD_PARAKOU has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-7.531279	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.670170	
	5% level		-2.963972	
	10% level		-2.621007	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(D_L_PROD_PARAKOU) Method: Least Squares Date: 04/12/19 Time: 11:29 Sample (adjusted): 1987 2016 Included observations: 30 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_L_PROD_PARAKOU(-1)	-1.447618	0.192214	-7.531279	0.0000
C	0.127567	0.043513	2.931685	0.0066
R-squared	0.669500	Mean dependent var	0.018779	
Adjusted R-squared	0.657697	S.D. dependent var	0.384258	
S.E. of regression	0.224817	Akaike info criterion	-0.082721	
Sum squared resid	1.415193	Schwarz criterion	0.010692	
Log likelihood	3.240811	Hannan-Quinn criter.	-0.052837	
F-statistic	56.72016	Durbin-Watson stat	1.893605	
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Annexe 4.21 : ADF de l\_vol\_parakou**

Null Hypothesis: L_VOL_PARAKOU has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.771723	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.661661	
	5% level		-2.960411	
	10% level		-2.619160	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(L_VOL_PARAKOU) Method: Least Squares Date: 04/12/19 Time: 11:30 Sample (adjusted): 1986 2016 Included observations: 31 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L_VOL_PARAKOU(-1)	-1.148371	0.198965	-5.771723	0.0000
C	-2.366031	0.412248	-5.739343	0.0000
R-squared	0.534606	Mean dependent var	-0.033586	
Adjusted R-squared	0.518558	S.D. dependent var	0.653802	
S.E. of regression	0.453647	Akaike info criterion	1.319346	
Sum squared resid	5.968075	Schwarz criterion	1.411862	
Log likelihood	-18.44987	Hannan-Quinn criter.	1.349504	
F-statistic	33.31279	Durbin-Watson stat	1.757556	
Prob(F-statistic)	0.000003			

**Annexe 4.22 : ADF de l\_essence\_kpayo**

Null Hypothesis: L_ESSENCE_KPAYO has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=16)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.858417	0.0513
Test critical values:	1% level		-3.447350	
	5% level		-2.868928	
	10% level		-2.570772	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(L_ESSENCE_KPAYO) Method: Least Squares Date: 04/12/19 Time: 11:48 Sample (adjusted): 1985M05 2016M12 Included observations: 380 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L_ESSENCE_KPAYO(-1)	-0.080756	0.028252	-2.858417	0.0045
D(L_ESSENCE_KPAYO(-...)	-0.326752	0.053992	-6.051844	0.0000
D(L_ESSENCE_KPAYO(-...)	-0.198613	0.054599	-3.637639	0.0003
D(L_ESSENCE_KPAYO(-...)	-0.137227	0.051299	-2.675057	0.0078
C	0.467771	0.164163	2.849431	0.0046
R-squared	0.161021	Mean dependent var	-0.000730	
Adjusted R-squared	0.152072	S.D. dependent var	0.115133	
S.E. of regression	0.106018	Akaike info criterion	-1.637350	
Sum squared resid	4.214911	Schwarz criterion	-1.585505	
Log likelihood	316.0965	Hannan-Quinn criter.	-1.616778	
F-statistic	17.99300	Durbin-Watson stat	2.012222	
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Annexe 4.23 : Test PP de l\_essence\_kpayo**

Null Hypothesis: L_ESSENCE_KPAYO has a unit root Exogenous: Constant Bandwidth: 9 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-5.184065	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.447214	
	5% level		-2.868868	
	10% level		-2.570740	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction) 0.012158 HAC corrected variance (Bartlett kernel) 0.010708				
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(L_ESSENCE_KPAYO) Method: Least Squares Date: 04/12/19 Time: 11:59 Sample (adjusted): 1985M02 2016M12 Included observations: 383 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L_ESSENCE_KPAYO(-1)	-0.148861	0.027147	-5.483520	0.0000
C	0.863617	0.157726	5.475413	0.0000
R-squared	0.073148	Mean dependent var	-0.000724	
Adjusted R-squared	0.070716	S.D. dependent var	0.114680	
S.E. of regression	0.110551	Akaike info criterion	-1.561477	
Sum squared resid	4.656375	Schwarz criterion	-1.540860	
Log likelihood	301.0228	Hannan-Quinn criter.	-1.553299	
F-statistic	30.06900	Durbin-Watson stat	2.407555	
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Annexe 4.24 : ADF de detrend\_l\_prodrig**

Null Hypothesis: DETREND_L_PRODREG has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-4.090943	0.0002
Test critical values:	1% level		-2.641672	
	5% level		-1.952066	
	10% level		-1.610400	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(DETREND_L_PRODREG) Method: Least Squares Date: 04/12/19 Time: 11:49 Sample (adjusted): 1986 2016 Included observations: 31 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DETREND_L_PRODREG(-1)	-0.416971	0.101925	-4.090943	0.0003
R-squared	0.332112	Mean dependent var	0.025971	
Adjusted R-squared	0.332112	S.D. dependent var	0.131220	
S.E. of regression	0.107239	Akaike info criterion	-1.595785	
Sum squared resid	0.345007	Schwarz criterion	-1.549528	
Log likelihood	25.73467	Hannan-Quinn criter.	-1.580706	
Durbin-Watson stat	0.960612			

**Annexe 4.25 : ADF de detrend\_L\_demande**

Null Hypothesis: DETREND\_L\_DEMANDE has a unit root  
 Exogenous: None  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.252424	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.641672	
5% level	-1.952066	
10% level	-1.610400	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(DETREND\_L\_DEMANDE)  
 Method: Least Squares  
 Date: 04/12/19 Time: 11:51  
 Sample (adjusted): 1986 2016  
 Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DETREND_L_DEMANDE(-1)	-1.043651	0.166919	-6.252424	0.0000
R-squared	0.563919	Mean dependent var		-0.008642
Adjusted R-squared	0.563919	S.D. dependent var		0.133423
S.E. of regression	0.088108	Akaike info criterion		-1.988789
Sum squared resid	0.232889	Schwarz criterion		-1.942531
Log likelihood	31.82623	Hannan-Quinn criter.		-1.973710
Durbin-Watson stat	2.076599			

**Annexe 5 : Test ARCH-LM**

Après avoir estimé le modèle autorégressif, le test ARCH-LM s'effectue de la façon suivante :

- on effectue une régression autorégressive des résidus du modèle sur p retards où seuls les retards significatifs sont conservés  $e_{i,t}^2 = \mu_0 + \sum_{j=1}^p \mu_j e_{i,t-j}^2$

Soit à tester l'hypothèse  $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_p = 0$  (homoscédasticité)

- on calcule la statistique du multiplicateur de Lagrange,  $LM = n \times R^2$  où n et  $R^2$  sont respectivement le nombre d'observations et le coefficient de détermination du modèle autorégressif des résidus. Si  $LM > \chi^2(p)$  à p degrés de liberté lu dans la table à un seuil fixé de 0,05 on rejette  $H_0$  ; on considère que le prix est justifiable d'un modèle ARCH(p). Le prix en plus d'être variable est alors volatil.

C'est le test de significativité des coefficients  $\mu_j$  de la régression  $e_t^2$  sur  $e_{t-p}^2$  qui permet de déterminer l'ordre p du processus ARCH sachant qu'un processus ARCH d'ordre 3 semble maximal (Bourbonnais, 2015).

**Annexe 6:** Modèles autorégressifs des prix du maïs et tests ARCH-LM effectués**Annexe 6.1.a** Modèle autorégressif du prix du maïs du marché d’Azovè

Dependent Variable: L\_AZOVE\_D11  
 Method: Least Squares  
 Date: 04/10/19 Time: 10:20  
 Sample (adjusted): 1985M02 2016M12  
 Included observations: 383 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.351701	0.096978	3.626610	0.0003
L_AZOVE_D11(-1)	0.930020	0.019190	48.46314	0.0000
R-squared	0.860423	Mean dependent var	5.045110	
Adjusted R-squared	0.860057	S.D. dependent var	0.265566	
S.E. of regression	0.099346	Akaike info criterion	-1.775213	
Sum squared resid	3.760308	Schwarz criterion	-1.754597	
Log likelihood	341.9534	Hannan-Quinn criter.	-1.767035	
F-statistic	2348.676	Durbin-Watson stat	2.038224	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Interprétation du test : Puisque la probabilité de la statistique  $n \cdot R^2$  (Obs\*R-squared) qui est de 0% est inférieure à 5% alors on rejette l’hypothèse nulle  $H_0$  d’absence d’hétéroscédasticité conditionnelle. Il y a effet ARCH pour le prix du maïs du marché d’Azovè. C’est le même constat pour les autres marchés sauf Dantokpa.

**Annexe 6.1.b** Test ARCH-LM pour Azovè

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	10.41276	Prob. F(2,378)	0.0000
Obs*R-squared	19.89472	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Test Equation:  
 Dependent Variable: RESID^2  
 Method: Least Squares  
 Date: 04/10/19 Time: 10:38  
 Sample (adjusted): 1985M04 2016M12  
 Included observations: 381 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.006995	0.001406	4.975301	0.0000
RESID^2(-1)	0.173737	0.051073	3.401743	0.0007
RESID^2(-2)	0.117988	0.051063	2.310647	0.0214
R-squared	0.052217	Mean dependent var	0.009869	
Adjusted R-squared	0.047202	S.D. dependent var	0.025063	
S.E. of regression	0.024465	Akaike info criterion	-4.575326	
Sum squared resid	0.226242	Schwarz criterion	-4.544281	
Log likelihood	874.5997	Hannan-Quinn criter.	-4.563009	
F-statistic	10.41276	Durbin-Watson stat	1.997680	
Prob(F-statistic)	0.000040			



**Annexe 6.2.a** Modèle autorégressif du prix du maïs du marché de Bohicon

Dependent Variable: L\_BOHICON\_D11

Method: Least Squares

Date: 04/10/19 Time: 10:42

Sample (adjusted): 1985M02 2016M12

Included observations: 383 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.749378	0.136751	5.479880	0.0000
L_BOHICON_D11(-1)	0.853570	0.026673	32.00129	0.0000
R-squared	0.728842	Mean dependent var	5.121132	
Adjusted R-squared	0.728130	S.D. dependent var	0.231308	
S.E. of regression	0.120607	Akaike info criterion	-1.387355	
Sum squared resid	5.542019	Schwarz criterion	-1.366739	
Log likelihood	267.6785	Hannan-Quinn criter.	-1.379177	
F-statistic	1024.083	Durbin-Watson stat	2.216758	
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Annexe 6.2.b** Test ARCH-LM pour Bohicon

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	58.53209	Prob. F(1,380)	0.0000
Obs*R-squared	50.98659	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 04/10/19 Time: 10:46

Sample (adjusted): 1985M03 2016M12

Included observations: 382 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.009191	0.001849	4.970903	0.0000
RESID^2(-1)	0.365388	0.047759	7.650627	0.0000
R-squared	0.133473	Mean dependent var	0.014492	
Adjusted R-squared	0.131192	S.D. dependent var	0.035947	
S.E. of regression	0.033506	Akaike info criterion	-3.948957	
Sum squared resid	0.426610	Schwarz criterion	-3.928300	
Log likelihood	756.2507	Hannan-Quinn criter.	-3.940762	
F-statistic	58.53209	Durbin-Watson stat	2.027113	
Prob(F-statistic)	0.000000			

### Annexe 6.3.a Modèle autorégressif du prix du maïs du marché de Dantokpa

Dependent Variable: L\_DANTOKPA\_D11  
 Method: Least Squares  
 Date: 04/10/19 Time: 10:59  
 Sample (adjusted): 1985M02 2016M12  
 Included observations: 383 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.545315	0.119981	4.544997	0.0000
L_DANTOKPA_D11(-1)	0.897626	0.022490	39.91228	0.0000
R-squared	0.806990	Mean dependent var	5.330258	
Adjusted R-squared	0.806483	S.D. dependent var	0.212155	
S.E. of regression	0.093328	Akaike info criterion	-1.900184	
Sum squared resid	3.318556	Schwarz criterion	-1.879568	
Log likelihood	365.8853	Hannan-Quinn criter.	-1.892006	
F-statistic	1592.990	Durbin-Watson stat	1.953693	
Prob(F-statistic)	0.000000			

### Annexe 6.3.b Test ARCH-LM pour Dantokpa

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.891382	Prob. F(3,376)	0.4457
Obs*R-squared	2.683508	Prob. Chi-Square(3)	0.4430

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2  
 Method: Least Squares  
 Date: 04/10/19 Time: 11:02  
 Sample (adjusted): 1985M05 2016M12  
 Included observations: 380 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007705	0.001210	6.368343	0.0000
RESID^2(-1)	0.064371	0.051568	1.248283	0.2127
RESID^2(-2)	0.048991	0.051710	0.947419	0.3440
RESID^2(-3)	0.004669	0.051648	0.090401	0.9280
R-squared	0.007062	Mean dependent var	0.008730	
Adjusted R-squared	-0.000861	S.D. dependent var	0.018862	
S.E. of regression	0.018870	Akaike info criterion	-5.091996	
Sum squared resid	0.133888	Schwarz criterion	-5.050520	
Log likelihood	971.4792	Hannan-Quinn criter.	-5.075538	
F-statistic	0.891382	Durbin-Watson stat	1.999829	
Prob(F-statistic)	0.445655			

#### Interprétation du test :

Puisque la probabilité de la statistique  $n \cdot R^2$  (Obs\*Rsquared) qui est de 0,44 est supérieur à 5% alors, on accepte l'hypothèse  $H_0$  d'absence d'hétéroscédasticité conditionnelle. Il n'y a donc pas d'effet ARCH pour le prix du maïs du marché Dantokpa.



**Annexe 6.4.a** Modèle autorégressif du prix du maïs du marché de Glazoué

Dependent Variable: DETREND\_GLAZOUÉ\_D11  
 Method: Least Squares  
 Date: 04/10/19 Time: 11:04  
 Sample (adjusted): 1985M03 2016M12  
 Included observations: 382 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000622	0.007451	-0.083429	0.9336
DETREND_GLAZOUÉ_D11(-1)	0.668743	0.050339	13.28485	0.0000
DETREND_GLAZOUÉ_D11(-2)	0.188319	0.050364	3.739165	0.0002
R-squared	0.689396	Mean dependent var	-2.10E-05	
Adjusted R-squared	0.687757	S.D. dependent var	0.260596	
S.E. of regression	0.145618	Akaike info criterion	-1.007838	
Sum squared resid	8.036542	Schwarz criterion	-0.976853	
Log likelihood	195.4970	Hannan-Quinn criter.	-0.995545	
F-statistic	420.6008	Durbin-Watson stat	2.025386	
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Annexe 6.4.b** Test ARCH-LM pour Glazoué

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	11.87688	Prob. F(2,377)	0.0000
Obs*R-squared	22.52362	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2  
 Method: Least Squares  
 Date: 04/10/19 Time: 11:07  
 Sample (adjusted): 1985M05 2016M12  
 Included observations: 380 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.014657	0.002685	5.459473	0.0000
RESID^2(-1)	0.193471	0.051183	3.779999	0.0002
RESID^2(-2)	0.111633	0.051190	2.180768	0.0298
R-squared	0.059273	Mean dependent var	0.021101	
Adjusted R-squared	0.054282	S.D. dependent var	0.046487	
S.E. of regression	0.045208	Akaike info criterion	-3.347221	
Sum squared resid	0.770499	Schwarz criterion	-3.316115	
Log likelihood	638.9721	Hannan-Quinn criter.	-3.334878	
F-statistic	11.87688	Durbin-Watson stat	1.991108	
Prob(F-statistic)	0.000010			

**Annexe 6.5.a** Modèle autorégressif du prix du maïs du marché de Kétou

Dependent Variable: L\_KETOU\_D11  
 Method: Least Squares  
 Date: 04/10/19 Time: 11:17  
 Sample (adjusted): 1985M02 2016M12  
 Included observations: 383 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.701797	0.129160	5.433562	0.0000
L_KETOU_D11(-1)	0.857769	0.026112	32.84972	0.0000
R-squared	0.739060	Mean dependent var	4.939895	
Adjusted R-squared	0.738375	S.D. dependent var	0.234012	
S.E. of regression	0.119696	Akaike info criterion	-1.402519	
Sum squared resid	5.458616	Schwarz criterion	-1.381902	
Log likelihood	270.5823	Hannan-Quinn criter.	-1.394341	
F-statistic	1079.104	Durbin-Watson stat	2.154902	
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Annexe 6.5.b** Test ARCH-LM pour Kétou

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	9.606350	Prob. F(1,380)	0.0021
Obs*R-squared	9.418804	Prob. Chi-Square(1)	0.0021

Test Equation:  
 Dependent Variable: RESID^2  
 Method: Least Squares  
 Date: 04/10/19 Time: 11:19  
 Sample (adjusted): 1985M03 2016M12  
 Included observations: 382 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.011844	0.001687	7.021865	0.0000
RESID^2(-1)	0.156019	0.050338	3.099411	0.0021
R-squared	0.024657	Mean dependent var	0.014073	
Adjusted R-squared	0.022090	S.D. dependent var	0.030154	
S.E. of regression	0.029819	Akaike info criterion	-4.182137	
Sum squared resid	0.337880	Schwarz criterion	-4.161480	
Log likelihood	800.7881	Hannan-Quinn criter.	-4.173942	
F-statistic	9.606350	Durbin-Watson stat	1.985374	
Prob(F-statistic)	0.002083			

**Annexe 6.6.a** Modèle autorégressif du prix du maïs du marché de Natitingou

Dependent Variable: L\_NATITINGOU\_D11  
 Method: Least Squares  
 Date: 04/10/19 Time: 11:27  
 Sample (adjusted): 1985M03 2016M12  
 Included observations: 382 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.651064	0.140944	4.619313	0.0000
L_NATITINGOU_D11(-1)	0.741398	0.050924	14.55905	0.0000
L_NATITINGOU_D11(-2)	0.131047	0.050924	2.573411	0.0104
R-squared	0.732644	Mean dependent var	5.104399	
Adjusted R-squared	0.731233	S.D. dependent var	0.204628	
S.E. of regression	0.106085	Akaike info criterion	-1.641335	
Sum squared resid	4.265254	Schwarz criterion	-1.610350	
Log likelihood	316.4950	Hannan-Quinn criter.	-1.629043	
F-statistic	519.2930	Durbin-Watson stat	2.006806	
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Annexe 6.6.b** Test ARCH-LM pour Natitingou

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	7.515425	Prob. F(3,375)	0.0001
Obs*R-squared	21.49445	Prob. Chi-Square(3)	0.0001

Test Equation:  
 Dependent Variable: RESID^2  
 Method: Least Squares  
 Date: 04/10/19 Time: 11:32  
 Sample (adjusted): 1985M06 2016M12  
 Included observations: 379 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007714	0.001748	4.413247	0.0000
RESID^2(-1)	0.066614	0.051612	1.290671	0.1976
RESID^2(-2)	0.214809	0.050523	4.251751	0.0000
RESID^2(-3)	0.033147	0.051609	0.642285	0.5211
R-squared	0.056714	Mean dependent var	0.011254	
Adjusted R-squared	0.049167	S.D. dependent var	0.030304	
S.E. of regression	0.029549	Akaike info criterion	-4.195007	
Sum squared resid	0.327438	Schwarz criterion	-4.153450	
Log likelihood	798.9539	Hannan-Quinn criter.	-4.178515	
F-statistic	7.515425	Durbin-Watson stat	1.998668	
Prob(F-statistic)	0.000068			

### Annexe 6.7.a Modèle autorégressif du prix du maïs du marché de Nikki

Dependent Variable: L\_NIKKI\_D11  
Method: Least Squares  
Date: 04/10/19 Time: 11:34  
Sample (adjusted): 1985M02 2016M12  
Included observations: 383 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.872973	0.140768	6.201486	0.0000
L_NIKKI_D11(-1)	0.819955	0.028948	28.32503	0.0000
R-squared	0.678021	Mean dependent var	4.853606	
Adjusted R-squared	0.677176	S.D. dependent var	0.279642	
S.E. of regression	0.158886	Akaike info criterion	-0.836053	
Sum squared resid	9.618234	Schwarz criterion	-0.815437	
Log likelihood	162.1042	Hannan-Quinn criter.	-0.827875	
F-statistic	802.3074	Durbin-Watson stat	2.328164	
Prob(F-statistic)	0.000000			

### Annexe 6.7.b Test ARCH-LM pour Nikki

#### Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	86.72273	Prob. F(2,378)	0.0000
Obs*R-squared	119.8355	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Test Equation:  
Dependent Variable: RESID^2  
Method: Least Squares  
Date: 04/10/19 Time: 11:39  
Sample (adjusted): 1985M04 2016M12  
Included observations: 381 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.016512	0.004254	3.881891	0.0001
RESID^2(-1)	0.645588	0.049050	13.16187	0.0000
RESID^2(-2)	-0.300830	0.049053	-6.132700	0.0000
R-squared	0.314529	Mean dependent var	0.025180	
Adjusted R-squared	0.310902	S.D. dependent var	0.095664	
S.E. of regression	0.079413	Akaike info criterion	-2.220470	
Sum squared resid	2.383821	Schwarz criterion	-2.189424	
Log likelihood	425.9994	Hannan-Quinn criter.	-2.208152	
F-statistic	86.72273	Durbin-Watson stat	1.899736	
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Annexe 6.8.a** Modèle autorégressif du prix du maïs du marché de Ouando

Dependent Variable: L\_OUANDO\_D11  
 Method: Least Squares  
 Date: 04/10/19 Time: 11:43  
 Sample (adjusted): 1985M02 2016M12  
 Included observations: 383 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.674142	0.130960	5.147687	0.0000
L_OUANDO_D11(-1)	0.869306	0.025324	34.32805	0.0000
R-squared	0.755678	Mean dependent var	5.164876	
Adjusted R-squared	0.755036	S.D. dependent var	0.241094	
S.E. of regression	0.119326	Akaike info criterion	-1.408699	
Sum squared resid	5.424982	Schwarz criterion	-1.388083	
Log likelihood	271.7659	Hannan-Quinn criter.	-1.400521	
F-statistic	1178.415	Durbin-Watson stat	2.150413	
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Annexe 6.8.b** Test ARCH-LM pour Ouando

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	21.67653	Prob. F(1,380)	0.0000
Obs*R-squared	20.61468	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2  
 Method: Least Squares  
 Date: 04/10/19 Time: 11:44  
 Sample (adjusted): 1985M03 2016M12  
 Included observations: 382 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.010901	0.002160	5.046656	0.0000
RESID^2(-1)	0.232299	0.049895	4.655806	0.0000
R-squared	0.053965	Mean dependent var	0.014199	
Adjusted R-squared	0.051476	S.D. dependent var	0.040953	
S.E. of regression	0.039885	Akaike info criterion	-3.600418	
Sum squared resid	0.604505	Schwarz criterion	-3.579761	
Log likelihood	689.6799	Hannan-Quinn criter.	-3.592223	
F-statistic	21.67653	Durbin-Watson stat	2.035287	
Prob(F-statistic)	0.000004			

**Annexe 6.9.a** Modèle autorégressif du prix du maïs du marché de Parakou

Dependent Variable: L\_PARAKOU\_D11

Method: Least Squares

Date: 04/10/19 Time: 11:46

Sample (adjusted): 1985M02 2016M12

Included observations: 383 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.796067	0.139106	5.722728	0.0000
L_PARAKOU_D11(-1)	0.842967	0.027380	30.78728	0.0000
R-squared	0.713287	Mean dependent var	5.074042	
Adjusted R-squared	0.712535	S.D. dependent var	0.238397	
S.E. of regression	0.127818	Akaike info criterion	-1.271204	
Sum squared resid	6.224607	Schwarz criterion	-1.250587	
Log likelihood	245.4355	Hannan-Quinn criter.	-1.263025	
F-statistic	947.8564	Durbin-Watson stat	2.083704	
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Annexe 6.9.b** Test ARCH-LM pour Parakou

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	21.70484	Prob. F(2,378)	0.0000
Obs*R-squared	39.24705	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 04/10/19 Time: 11:52

Sample (adjusted): 1985M04 2016M12

Included observations: 381 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.009954	0.002138	4.656087	0.0000
RESID^2(-1)	0.251764	0.050936	4.942699	0.0000
RESID^2(-2)	0.138626	0.050937	2.721501	0.0068
R-squared	0.103011	Mean dependent var	0.016327	
Adjusted R-squared	0.098265	S.D. dependent var	0.038958	
S.E. of regression	0.036994	Akaike info criterion	-3.748276	
Sum squared resid	0.517316	Schwarz criterion	-3.717231	
Log likelihood	717.0466	Hannan-Quinn criter.	-3.735958	
F-statistic	21.70484	Durbin-Watson stat	1.979830	
Prob(F-statistic)	0.000000			



**Annexe 6.10.a** Modèle autorégressif du prix du maïs du marché de Pobè

Dependent Variable: L\_POBE\_D11

Method: Least Squares

Date: 04/10/19 Time: 11:56

Sample (adjusted): 1985M02 2016M12

Included observations: 383 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.761175	0.135319	5.625032	0.0000
L_POBE_D11(-1)	0.847297	0.027079	31.28950	0.0000
R-squared	0.719860	Mean dependent var	4.990903	
Adjusted R-squared	0.719124	S.D. dependent var	0.226249	
S.E. of regression	0.119907	Akaike info criterion	-1.399001	
Sum squared resid	5.477854	Schwarz criterion	-1.378384	
Log likelihood	269.9086	Hannan-Quinn criter.	-1.390822	
F-statistic	979.0328	Durbin-Watson stat	2.123953	
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Annexe 6.10.b** Test ARCH-LM pour Pobè

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	20.58347	Prob. F(1,380)	0.0000
Obs*R-squared	19.62858	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 04/11/19 Time: 19:44

Sample (adjusted): 1985M03 2016M12

Included observations: 382 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.010918	0.001771	6.163646	0.0000
RESID^2(-1)	0.225850	0.049781	4.536901	0.0000
R-squared	0.051384	Mean dependent var	0.014156	
Adjusted R-squared	0.048887	S.D. dependent var	0.032490	
S.E. of regression	0.031685	Akaike info criterion	-4.060695	
Sum squared resid	0.381508	Schwarz criterion	-4.040038	
Log likelihood	777.5927	Hannan-Quinn criter.	-4.052500	
F-statistic	20.58347	Durbin-Watson stat	1.968236	
Prob(F-statistic)	0.000008			



## **Annexe 7** : Présentation des tests de validation des modèles ARCH-X et MIDAS

### Test d'autocorrélation des résidus

Il s'agit de tester si les erreurs sont indépendantes d'une période à une autre. Le test utilisé ici est celui de Ljung-Box qui teste une autocorrélation d'ordre supérieur (ou égale) à 1, Soit  $\rho_k = cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k})$  l'autocorrélation d'ordre k des erreurs. Les hypothèses du test sont :

$$\begin{cases} H0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_h = 0, \text{ pas d'autocorrélation} \\ H1: \text{il existe au moins un } \rho_i \neq 0, i \in \{1, 2, \dots, h\}, \text{ présence d'autocorrélation} \end{cases}$$

La statistique du test est :  $Q' = n(n+2) \sum_{k=1}^h \frac{\widehat{\rho}_k^2}{n-k}$  qui est distribuée selon un Khi-deux à  $h$  degré de liberté. Nous rejetons donc l'hypothèse d'autocorrélation à l'ordre  $h$  des résidus au seuil  $\alpha$ , si la statistique  $Q'$  est supérieure au Khi-deux lu dans la table au seuil  $(1 - \alpha)$  et  $h$  degrés de liberté (soit une p-value inférieure à 5%). Pour le modèle ARCH-X le test est effectué sur les résidus standardisés pour le modèle ARCH-X.

### Test ARCH d'hétéroscédasticité des résidus

Le test mis en œuvre consiste à calculer le corrélogramme des résidus aux carrés issus du modèle initial. Si des termes de ce corrélogramme sont significativement différents de 0, alors on peut conclure à une spécification de type ARCH. Il s'agit donc encore d'un test de Ljung-Box appliqué sur les résidus carrés (résidus carrés standardisés dans le cas du modèle ARCH-X)

### Test de normalité des résidus

Nous avons eu recours au test de Jarque-Bera (J-B). On accepte au seuil de 5% l'hypothèse de normalité si la statistique de J-B est inférieure à 5,99 (valeur tabulée du Khi-deux à 2 degré au seuil de 5%) ou si la probabilité est supérieure à 0,05

### Test de significativité individuelle des coefficients

L'interprétation du coefficient d'une variable explicative, nécessite que celui-ci soit statistiquement significatif. C'est ce que vérifie le test de Student de significativité des paramètres dans le modèle MIDAS et le z-test dans le modèle ARCH-X (étant donné qu'on suppose une distribution normale des erreurs). Leur application consiste à comparer la t-statistic (respectivement z-statistic) du coefficient estimé aux valeurs tabulées. On rejettera l'hypothèse nulle de non significativité, si la valeur de la statistique calculée est  $>$  à celle observée (p-value  $> 5\%$ )

**Annexe 8:** Modèles ARCH-X et tests de validation**Annexe 8.1:** Modèle ARCH-X pour le marché de Glazoué

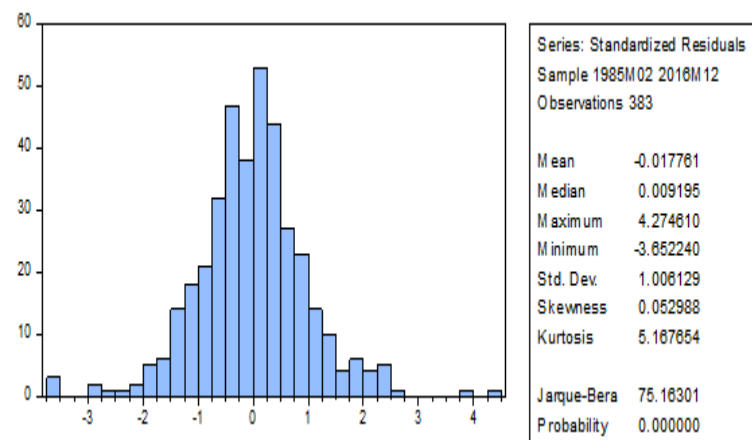
Dependent Variable: DETREND_GLAZOUÉ Method: ML - ARCH Date: 05/26/19 Time: 11:23 Sample (adjusted): 1985M02 2016M12 Included observations: 383 after adjustments Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 30 iterations Coefficient covariance computed using outer product of gradients Presample variance: backcast (parameter = 0.7) GARCH = C(8) + C(9)*RESID(-1)^2 + C(10)*DETREND_GLAZOUÉ(-1) + C(11)*RECOLTE + C(12)*TRANS_L_PARAKOU_D11 + C(13)*SEMIS + C(14)*L_SUBSTITUT_GLAZ_D11 + C(15)*POLITIQU + C(16)*L_ESSENCE_KPAYO				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
RECOLTE	-0.014438	0.013928	-1.036664	0.2999
TRANS_L_PARAKOU_D	0.041866	0.039824	1.051260	0.2931
C	-1.093102	0.360013	-3.036288	0.0024
L_ESSENCE_KPAYO	0.055288	0.033488	1.650977	0.0987
DETREND_GLAZOUÉ(-1)	0.795965	0.036571	21.76491	0.0000
L_SUBSTITUT_GLAZ_D11	0.099690	0.046713	2.134121	0.0328
SEMIS	-0.008734	0.017802	-0.490594	0.6237
Variance Equation				
C	0.059292	0.035393	1.675229	0.0939
RESID(-1)^2	0.369775	0.102276	3.615458	0.0003
DETREND_GLAZOUÉ(-1)	0.022570	0.005498	4.105254	0.0000
RECOLTE	-3.18E-05	0.002080	-0.015292	0.9878
TRANS_L_PARAKOU_D	-0.009798	0.005950	-1.646716	0.0996
SEMIS	0.004704	0.002853	1.648933	0.0992
L_SUBSTITUT_GLAZ_D11	0.002216	0.005406	0.409997	0.6818
POLITIQU	-0.008028	0.002279	-3.523272	0.0004
L_ESSENCE_KPAYO	-0.001290	7.08E-05	-18.22969	0.0000
R-squared	0.684297	Mean dependent var	0.000256	
Adjusted R-squared	0.679259	S.D. dependent var	0.260312	
S.E. of regression	0.147425	Akaike info criterion	-1.143362	
Sum squared resid	8.172024	Schwarz criterion	-0.978431	
Log likelihood	234.9539	Hannan-Quinn criter.	-1.077937	
Durbin-Watson stat	2.289876			

**Annexe 8.2:** Corrélogramme du résidu standardisé du modèle ARCH-X de Glazoué

Correlogram of Standardized Residuals						
Date: 05/26/19 Time: 13:03 Sample: 1985M01 2016M12 Included observations: 383 Q-statistic probabilities adjusted for 1 dynamic regressor						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
1		-0.028	-0.028	0.2944	0.587	
2		0.079	0.078	2.7207	0.257	
3		0.040	0.045	3.3551	0.340	
4		0.117	0.114	8.6650	0.070	
5		0.063	0.065	10.209	0.070	
6		-0.015	-0.030	10.293	0.113	
7		0.071	0.051	12.264	0.092	
8		0.053	0.044	13.384	0.099	
9		0.123	0.109	19.383	0.022	
10		0.038	0.039	19.960	0.030	
11		0.057	0.032	21.254	0.031	
12		-0.134	-0.169	28.378	0.005	
13		0.015	-0.038	28.472	0.008	
14		-0.073	-0.086	30.600	0.006	
15		0.036	0.032	31.116	0.008	
16		0.032	0.066	31.520	0.012	
17		0.020	0.037	31.685	0.016	
18		0.057	0.041	32.977	0.017	
19		0.041	0.044	33.653	0.020	
20		-0.046	-0.070	34.502	0.023	

**Annexe 8.3:** Corrélogramme du carré du résidu standardisé du modèle ARCH-X de Glazoué

Correlogram of Standardized Residuals Squared						
Date: 05/26/19 Time: 13:06 Sample: 1985M01 2016M12 Included observations: 383						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
1		-0.002	-0.002	0.0014	0.970	
2		0.079	0.079	2.4194	0.298	
3		-0.067	-0.067	4.1724	0.243	
4		0.006	-0.001	4.1844	0.382	
5		0.014	0.025	4.2648	0.512	
6		0.068	0.064	6.0826	0.414	
7		-0.066	-0.070	7.8007	0.350	
8		-0.046	-0.055	8.6403	0.374	
9		0.017	0.038	8.7559	0.460	
10		-0.008	-0.009	8.7792	0.553	
11		-0.054	-0.070	9.9409	0.536	
12		0.031	0.036	10.324	0.588	
13		-0.078	-0.059	12.754	0.467	
14		-0.050	-0.064	13.748	0.469	
15		0.049	0.057	14.709	0.473	
16		-0.007	-0.001	14.726	0.545	
17		0.002	-0.009	14.728	0.615	
18		-0.043	-0.049	15.489	0.628	
19		-0.084	-0.075	18.364	0.498	
20		-0.012	-0.001	18.425	0.559	

**Annexe 8.4 : Test de normalité du résidu standardisé du modèle ARCH-X de Glazoué****Annexe 8.5 : Modèle ARCH-X pour le marché de Natitingou**

Dependent Variable: L\_NATITINGOU\_D11  
Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)  
Date: 04/11/19 Time: 23:06  
Sample (adjusted): 1985M03 2016M12  
Included observations: 382 after adjustments  
Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 27 iterations  
Coefficient covariance computed using outer product of gradients  
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

$$\text{GARCH} = C(9) + C(10)*\text{RESID}(-1)^2 + C(11)*\text{RESID}(-2)^2 + C(12)*\text{SEMIS} + C(13)*\text{L\_ESSENCE\_KPAYO} + C(14)*\text{PLUVIO\_NATI} + C(15)*\text{RECOL} + C(16)*\text{L\_RIZLOC\_NATI\_D11} + C(17)*\text{POLITIQ} + C(18)*\text{L\_NATITINGOU\_D11}(-1)$$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.031380	0.236170	0.132868	0.8943
PLUVIO_NATI	0.000100	4.50E-05	2.231354	0.0257
RECOLTE	-0.006816	0.011498	-0.592756	0.5533
L_NATITINGOU_D11(-)	0.708404	0.042035	16.85267	0.0000
L_NATITINGOU_D11(-)	0.119831	0.039180	3.058479	0.0022
L_RIZLOC_NATI_D11	0.153317	0.032568	4.707608	0.0000
SEMIS	-0.013323	0.007842	-1.699031	0.0893
L_ESSENCE_KPAYO	-0.013610	0.015332	-0.887644	0.3747

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.008665	0.012414	0.697996	0.4852
RESID(-1)^2	0.670797	0.111262	6.028961	0.0000
RESID(-2)^2	0.339043	0.079592	4.259790	0.0000
SEMIS	-0.002137	0.000693	-3.084529	0.0020
L_ESSENCE_KPAYO	-0.000362	0.001158	-0.312689	0.7545
PLUVIO_NATI	1.73E-05	3.89E-06	4.438883	0.0000
RECOLTE	0.002159	0.001271	1.698403	0.0894
L_RIZLOC_NATI_D11	-0.000479	3.36E-05	-14.25376	0.0000
POLITIQ	0.000792	0.000721	1.099261	0.2717
L_NATITINGOU_D11(-)	-0.000513	0.001820	-0.281816	0.7781

R-squared	0.736151	Mean dependent var	5.104399
Adjusted R-squared	0.731213	S.D. dependent var	0.204628
S.E. of regression	0.106089	Akaike info criterion	-1.883144
Sum squared resid	4.209303	Schwarz criterion	-1.697234
Log likelihood	377.6804	Hannan-Quinn criter.	-1.809389
Durbin-Watson stat	1.988270		

**Annexe 8.6 : Corrélogramme du résidu standardisé du modèle ARCH-X de Natitingou**









































Correlogram of Standardized Residuals

Date: 04/12/19 Time: 00:22

Sample: 1985M01 2016M12

Included observations: 382

Q-statistic probabilities adjusted for 2 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.043	0.043	0.7214	0.396
		2	0.109	0.107	5.3135	0.070
		3	0.026	0.018	5.5783	0.134
		4	0.069	0.056	7.4043	0.116
		5	0.042	0.033	8.0928	0.151
		6	0.078	0.063	10.467	0.106
		7	0.035	0.021	10.959	0.140
		8	0.031	0.011	11.340	0.183
		9	0.057	0.045	12.631	0.180
		10	0.099	0.084	16.490	0.086
		11	0.053	0.031	17.622	0.091
		12	-0.141	-0.176	25.557	0.012
		13	-0.063	-0.080	27.127	0.012
		14	-0.065	-0.051	28.829	0.011
		15	-0.112	-0.116	33.824	0.004
		16	-0.002	0.013	33.827	0.006
		17	-0.071	-0.046	35.830	0.005
		18	-0.076	-0.053	38.173	0.004
		19	0.045	0.089	39.006	0.004
		20	-0.118	-0.104	44.601	0.001

### Annexe 8.7: Corrélogrammes du carré du résidu standardisé du modèle ARCH-X de Natitingou

### Annexe 8.8: Test de normalité du résidu standardisé du modèle ARCH-X de Natitingou

### Annexe 8.9: Modèle ARCH-X de Parakou

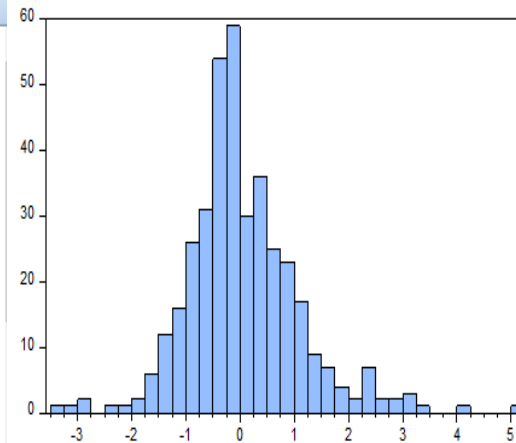
Correlogram of Standardized Residuals Squared

Date: 04/12/19 Time: 00:28

Sample: 1985M01 2016M12

Included observations: 382

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
1	0.056	-0.056	1.1943	0.274	
2	-0.036	-0.039	1.6856	0.431	
3	0.106	0.102	6.0392	0.110	
4	-0.013	-0.003	6.1030	0.192	
5	0.037	0.044	6.6485	0.248	
6	0.016	0.009	6.7516	0.344	
7	0.093	0.101	10.165	0.179	
8	0.042	0.046	10.860	0.210	
9	-0.059	-0.050	12.226	0.201	
10	0.031	0.006	12.594	0.247	
11	0.093	0.086	16.039	0.140	
12	0.019	0.036	16.182	0.183	
13	-0.053	-0.059	17.317	0.185	
14	0.052	0.025	18.412	0.189	
15	-0.015	-0.025	18.499	0.237	
16	0.030	0.045	18.859	0.276	
17	0.092	0.084	22.285	0.174	
18	0.035	0.035	22.769	0.200	
19	0.058	0.052	24.148	0.191	
20	-0.004	0.008	24.153	0.236	



Series: Standardized Residuals

Sample 1985M03 2016M12

Observations 382

Mean 0.058070

Median -0.079799

Maximum 5.046163

Minimum -3.355887

Std. Dev. 1.043029

Skewness 0.738766

Kurtosis 5.501945

Jarque-Bera 134.3817

Probability 0.000000

Dependent Variable: L\_PARAKOU\_D11

Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)

Date: 04/11/19 Time: 23:38

Sample (adjusted): 1985M03 2016M12

Included observations: 382 after adjustments

Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 69 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

MA Backcast: 1985M02

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

$$\text{GARCH} = C(11) + C(12)*\text{RESID}(-1)^2 + C(13)*\text{RECOLTE} + C(14)*\text{PLUIVO\_PARAKOU} + C(15)*\text{SEMIS} + C(16)*\text{POLITIQ} + C(17)*\text{L\_ESSENCE\_KPAYO} + C(18)*\text{TRANS\_L\_NIKKI\_D11} + C(19)*\text{DETREND\_SUBSTITUT\_PARA} + C(20)*\text{L\_PARAKOU\_D11}(-1)$$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	1.023387	0.346929	2.949846	0.0032
RECOLTE	0.008149	0.014317	0.569154	0.5693
PLUIVO_PARAKOU	0.000128	5.71E-05	2.250452	0.0244
SEMIS	-0.003211	0.015081	-0.212906	0.8314
DETREND_SUBSTITUT_PA	0.226074	0.091001	2.484312	0.0130
L_PARAKOU_D11(-1)	0.498973	0.060935	8.188593	0.0000
L_ESSENCE_KPAYO	5.16E-05	0.034251	0.001506	0.9988
TRANS_L_NIKKI_D11	0.308783	0.029252	10.55600	0.0000
AR(1)	0.963343	0.024062	40.03593	0.0000
MA(1)	-0.804223	0.057674	-13.94420	0.0000

Variance Equation

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.006049	0.006146	-0.984132	0.3251
RESID(-1)^2	0.268614	0.076113	3.529130	0.0004
RECOLTE	0.008018	0.001484	5.403715	0.0000
PLUIVO_PARAKOU	1.29E-05	4.52E-06	2.847039	0.0044
SEMIS	0.011133	0.001646	6.765651	0.0000
POLITIQ	-0.005323	0.001009	-5.274634	0.0000
L_ESSENCE_KPAYO	0.005079	0.001805	2.813735	0.0049
TRANS_L_NIKKI_D11	0.001598	0.001637	0.976186	0.3290
DETREND_SUBSTITUT_PA	-0.003030	0.004758	-0.636768	0.5243
L_PARAKOU_D11(-1)	-0.004970	0.002090	-2.378278	0.0174

R-squared	0.757005	Mean dependent var	5.073282
Adjusted R-squared	0.751126	S.D. dependent var	0.238244
S.E. of regression	0.118853	Akaike info criterion	-1.539185
Sum squared resid	5.254926	Schwarz criterion	-1.332618
Log likelihood	313.9843	Hannan-Quinn criter.	-1.457235
Durbin-Watson stat	1.957635		

Inverted AR Roots	.96
Inverted MA Roots	.80



**Annexe 8.10:** Corrélogramme du résidu standardisé du modèle ARCH-X de Parakou

Correlogram of Standardized Residuals

Date: 04/11/19 Time: 23:42

Sample: 1985M01 2016M12

Included observations: 382

Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA terms and 1 dynamic regressor

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1	0.007	0.007	0.0211
		2	0.023	0.023	0.2201
		3	0.048	0.048	1.1046
		4	-0.101	-0.103	5.0891
		5	0.038	0.038	5.6591
		6	-0.025	-0.024	5.8997
		7	-0.010	-0.002	5.9425
		8	-0.021	-0.034	6.1076
		9	0.060	0.072	7.5093
		10	0.028	0.021	7.8176
		11	-0.088	-0.090	10.865
		12	-0.115	-0.129	16.087
		13	-0.023	-0.002	16.291
		14	-0.043	-0.030	17.035
		15	-0.055	-0.062	18.255
		16	-0.012	-0.026	18.311
		17	0.011	0.027	18.361
		18	0.036	0.027	18.884
		19	-0.047	-0.073	19.791
		20	-0.026	-0.028	20.071

**Annexe 8.11:** Corrélogramme du carré du résidu standardisé du modèle ARCH-X de Parakou

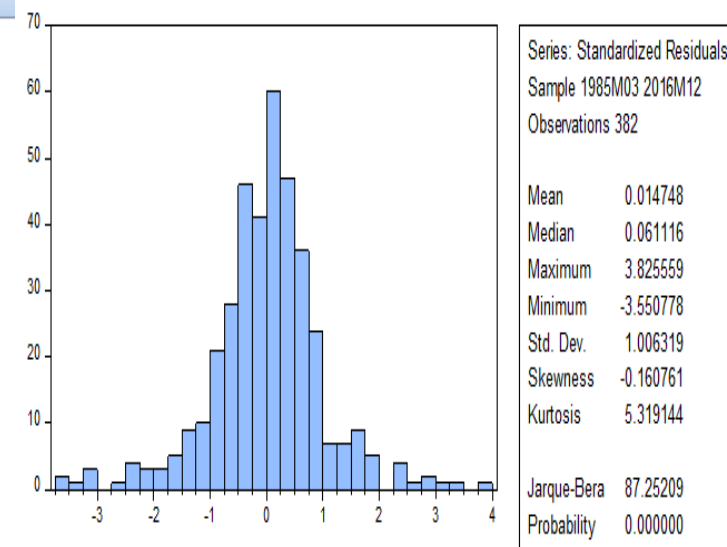
Correlogram of Standardized Residuals Squared

Date: 04/11/19 Time: 23:44

Sample: 1985M01 2016M12

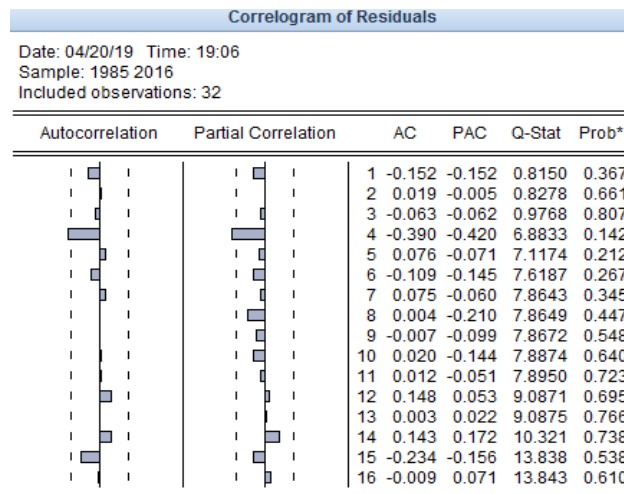
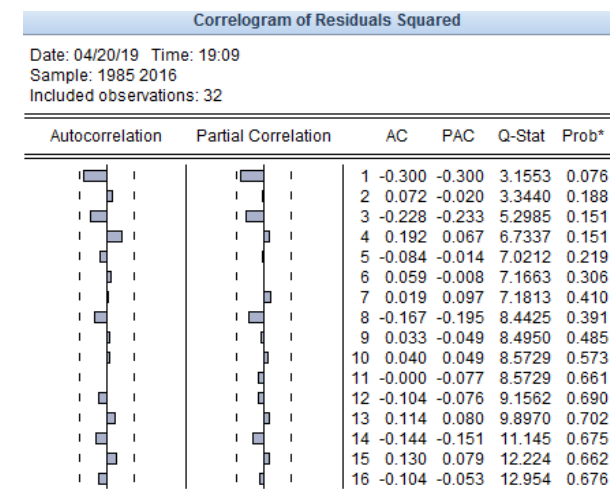
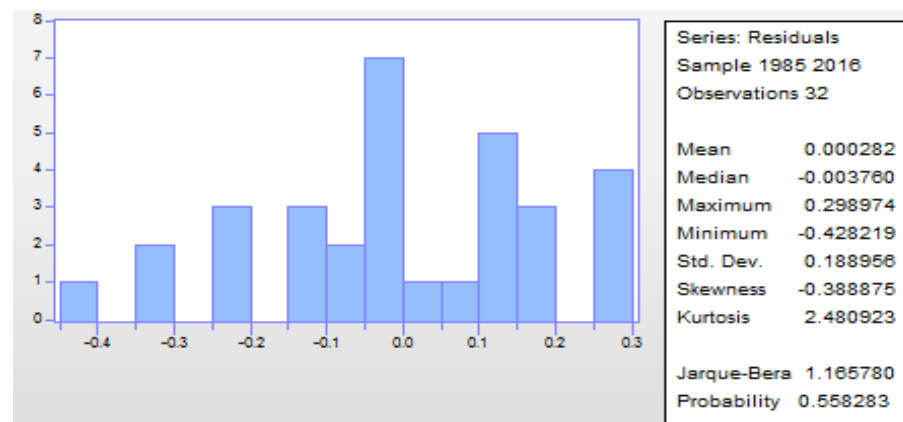
Included observations: 382

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1	-0.018	-0.018	0.1317
		2	0.046	0.046	0.9469
		3	0.049	0.051	1.8794
		4	-0.001	-0.001	1.8796
		5	-0.088	-0.093	4.9084
		6	-0.017	-0.024	5.0258
		7	-0.078	-0.071	7.4263
		8	0.089	0.099	10.513
		9	0.028	0.042	10.830
		10	0.021	0.014	11.005
		11	0.032	0.015	11.412
		12	0.088	0.071	14.502
		13	-0.013	-0.001	14.570
		14	-0.029	-0.036	14.900
		15	-0.043	-0.037	15.645
		16	-0.039	-0.037	16.242
		17	-0.057	-0.041	17.533
		18	-0.012	-0.004	17.589
		19	0.023	0.033	17.795
		20	0.018	0.001	17.933

**Annexe 8.12:** Test de normalité du résidu standardisé du modèle ARCH-X de Parakou

**Annexe 9: Modèles MIDAS et tests de validation****Annexe 9.1** Modèle MIDAS de Glazoué

Dependent Variable: L_VOL_GLAZOUÉ			
Page: MENSUEL Series: LOG(L PARAKOU D11) Lags: 6			
PDL01	-3.847801	1.151756	-3.340814 0.0033
PDL02	1.253945	0.290776	4.312408 0.0003
R-squared	0.808215	Mean dependent var	-1.919774
Adjusted R-squared	0.771333	S.D. dependent var	0.431797
S.E. of regression	0.206482	Akaike info criterion	0.225149
Sum squared resid	1.108501	Schwarz criterion	0.774800
Log likelihood	8.397609	Hannan-Quinn criter.	0.407343
Durbin-Watson stat	2.251557		
MENSUEL\LOG(PRIX)	Lag	Coefficient	Distribution
	0	3.523163	
	1	-4.176466	
MENSUEL\LOG(L E)	Lag	Coefficient	Distribution
	0	-8.313865	
	1	-2.320115	
	2	3.673635	
	3	9.667385	
MENSUEL\LOG(L_P)	Lag	Coefficient	Distribution
	0	-2.593856	
	1	-1.339912	
	2	-0.085967	
	3	1.167978	
	4	2.421923	
	5	3.675867	

**Annexe 9.2** Corrélogramme du résidu  
du modèle MIDAS de Glazoué**Annexe 9.3** Corrélogramme du carré  
résidu du modèle MIDAS de Glazoué**Annexe 9.4:** Test de normalité du résidu du modèle MIDAS de Glazoué

## Annexe 9.5: Modèle MIDAS de Natitingou

Dependent Variable: L_VOL_NATITINGOU Method: MIDAS Date: 04/13/19 Time: 17:23 Sample (adjusted): 1985 2016 Included observations: 31 after adjustments Method: PDL/Almon (polynomial degree: 2) Freq. Conversion: First Automatic lag selection, max lags: 2 8 6 Chosen selection: 2 8 6				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	32.42134	9.380873	3.456112	0.0026
DETREND_L_PROD_NATI	-0.387550	0.198676	-1.950665	0.0660
DETREND_L_DEMANDE	2.644984	1.161834	2.276543	0.0346
DETREND_L_PRODREG	-0.303589	0.675220	-0.449615	0.6581
POLITIQU	-0.239214	0.258644	-0.924878	0.3666
D97	-1.567547	0.702881	-2.230172	0.0380
Page: MENSUEL Series: PLUVIO_NATI Lags: 2				
PDL01	-0.207194	0.075004	-2.762432	0.0124
PDL02	0.183919	0.069801	2.634919	0.0163
Page: MENSUEL Series: L_ESSENCE_KPAYO Lags: 8				
PDL01	0.898130	0.498639	1.801164	0.0876
PDL02	-0.224528	0.113904	-1.971200	0.0634
Page: MENSUEL Series: L_RIZLOC_NATI_D11 Lags: 6				
PDL01	-2.086633	0.956960	-2.180482	0.0420
PDL02	0.360663	0.254286	1.418336	0.1723
R-squared	0.640002	Mean dependent var	-2.362952	
Adjusted R-squared	0.568003	S.D. dependent var	0.643888	
S.E. of regression	0.423205	Akaike info criterion	1.677162	
Sum squared resid	4.477584	Schwarz criterion	2.232254	
Log likelihood	-13.99602	Hannan-Quinn criter.	1.858109	
Durbin-Watson stat	1.707781			
MENSUEL\PLUVIO_NATI Lag Coefficient Distribution				
	Lag	Coefficient	Distribution	
	0	-0.023275		
	1	0.160644		
MENSUEL\L_ESSENCE_ Lag Coefficient Distribution				
	Lag	Coefficient	Distribution	
	0	0.673803		
	1	0.449075		
	2	0.224547		
	3	1.92E-05		
	4	-0.224509		
	5	-0.449036		
	6	-0.673564		
	7	-0.898092		
MENSUEL\L_RIZLOC_NAT Lag Coefficient Distribution				
	Lag	Coefficient	Distribution	

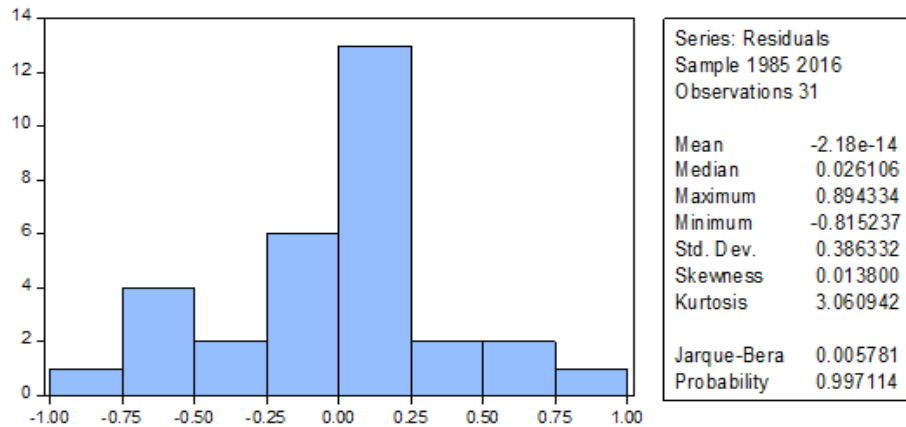
## Annexe 9.6: Corrélogramme du résidu du modèle MIDAS de Natitingou

Correlogram of Residuals						
Date: 04/13/19 Time: 17:25						
Sample: 1985 2016						
Included observations: 31						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.136	0.136	0.6333	0.426
		2	-0.163	-0.185	1.5750	0.455
		3	-0.102	-0.053	1.9563	0.582
		4	-0.183	-0.200	3.2232	0.521
		5	0.102	0.142	3.6290	0.604
		6	-0.093	-0.228	3.9814	0.679
		7	0.045	0.148	4.0666	0.772
		8	0.099	-0.039	4.5037	0.809
		9	-0.186	-0.144	6.1066	0.729
		10	-0.005	0.008	6.1078	0.806
		11	-0.084	-0.106	6.4659	0.841
		12	-0.234	-0.283	9.4169	0.667
		13	0.041	0.046	9.5114	0.733
		14	-0.087	-0.222	9.9629	0.765
		15	-0.017	-0.116	9.9825	0.821
		16	0.022	-0.109	10.015	0.866

## Annexe 9.7: Corrélogramme du carré du résidu du modèle MIDAS de Natitingou

Correlogram of Residuals Squared						
Date: 04/13/19 Time: 17:28						
Sample: 1985 2016						
Included observations: 31						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.200	0.200	1.3636	0.243
		2	-0.014	-0.057	1.3709	0.504
		3	0.257	0.283	3.7772	0.287
		4	0.130	0.015	4.4163	0.353
		5	-0.074	-0.082	4.6299	0.463
		6	-0.179	-0.232	5.9370	0.430
		7	-0.040	-0.012	6.0067	0.539
		8	0.013	0.044	6.0146	0.646
		9	-0.113	-0.003	6.6040	0.678
		10	-0.047	0.031	6.7127	0.752
		11	0.082	0.050	7.0572	0.794
		12	-0.044	-0.100	7.1592	0.847
		13	-0.076	-0.051	7.4864	0.875
		14	0.067	0.058	7.7593	0.901
		15	0.073	0.062	8.1025	0.920
		16	-0.158	-0.160	9.7944	0.877

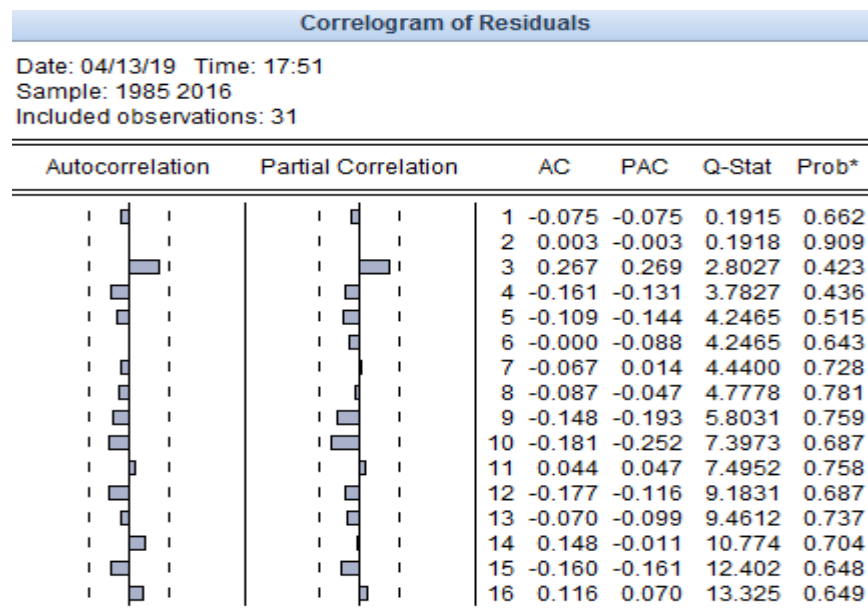


**Annexe 9.8:** Test de normalité du résidu du modèle**MIDAS de Natitingou****Annexe 9.9:** Modèle MIDAS de Parakou

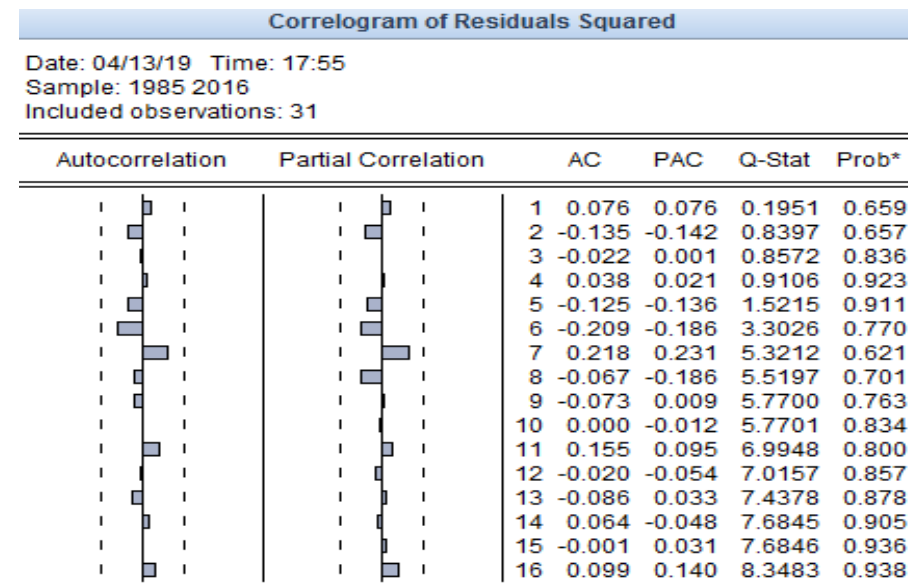
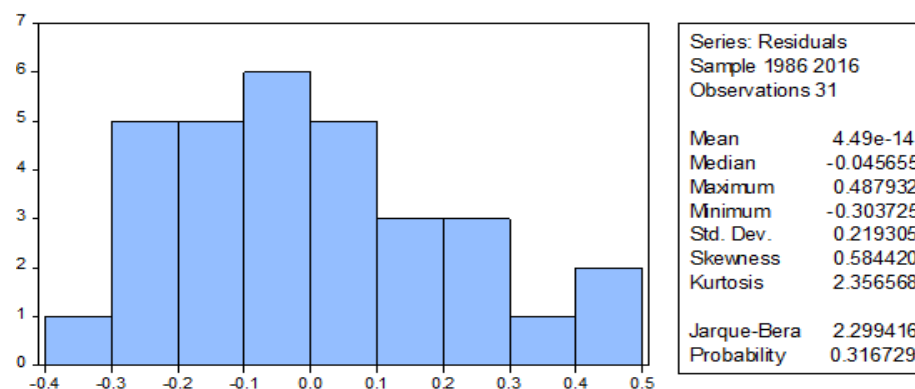
Dependent Variable: L_VOL_PARAKOU				
Method: MIDAS				
Date: 04/13/19 Time: 17:44				
Sample: 1986 2016				
Included observations: 31				
Method: PDL/Almon (polynomial degree: 2)				
Automatic lag selection, max lags: 3 4 3 2				
Chosen selection: 3 4 3 2				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-16.33369	3.381389	-4.830467	0.0002
D.L. PROD. PARAKOU	0.539758	0.248578	2.171386	0.0443
DETREND_L_DEMANDE	-1.370491	0.724829	-1.890779	0.0758
DETREND_L_PRODREG	-1.999909	0.603985	-3.311190	0.0041
POLITIQ	-0.702334	0.175847	-3.994016	0.0009
D69	-0.986768	0.322222	-3.062382	0.0071
Page: MENSUEL Series: DETREND_SUBSTITUT_PARA Lags: 3				
PDL01	-9.551440	2.595169	-3.680470	0.0019
PDL02	4.704831	1.234300	3.811739	0.0014
Page: MENSUEL Series: PLUVIO_PARAKOU Lags: 4				
PDL01	-0.001550	0.005323	-0.291155	0.7745
PDL02	0.001710	0.001488	1.148972	0.2665
Page: MENSUEL Series: TRANS_L_NIKKI_D11 Lags: 3				
PDL01	2.414567	0.820450	2.942978	0.0091
PDL02	-0.982789	0.393385	-2.498287	0.0230
Page: MENSUEL Series: L_ESSENCE_KPAYO Lags: 2				
PDL01	-12.54802	4.952455	-2.533696	0.0214
PDL02	8.739599	3.307624	2.642259	0.0171
R-squared	0.762788	Mean dependent var	-2.064677	
Adjusted R-squared	0.715346	S.D. dependent var	0.450278	
S.E. of regression	0.240237	Akaike info criterion	0.673733	
Sum squared resid	1.442845	Schwarz criterion	1.321340	
Log likelihood	3.557141	Hannan-Quinn criter.	0.884837	
Durbin-Watson stat	2.023387			
MENSUEL\DETREND_S				
Lag	Coefficient	Distribution		
0	-4.846809			
1	-0.141778			
2	4.563052			
MENSUEL\PLUVIO_PAR				
Lag	Coefficient	Distribution		
0	0.000160			
1	0.001870			
2	0.003561			
3	0.005291			
MENSUEL\TRANS_L_NI				
Lag	Coefficient	Distribution		
0	1.431778			
1	0.448989			
2	-0.533801			
MENSUEL\L_ESSENCE				
Lag	Coefficient	Distribution		
0	-3.808418			
1	4.931181			

**Annexe 9.10:** Corrélogramme du résidu du modèle

MIDAS de Parakou

**Annexe 9.11:** Corrélogramme du carré du résidu du modèle

MIDAS de Parakou

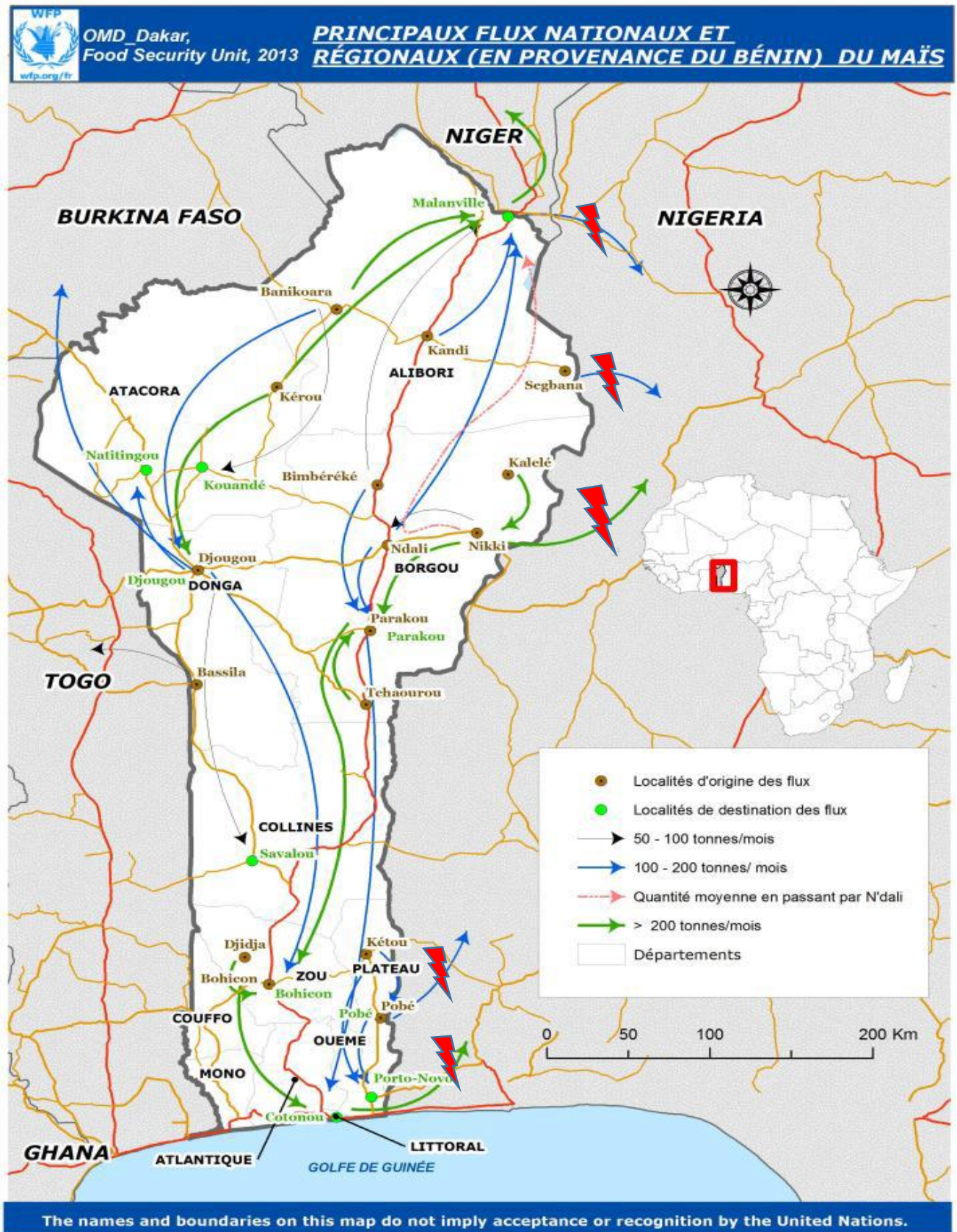
**Annexe 9.12:** Test de normalité des résidus du modèle MIDAS de Parakou

# **Annexe 10 : Corrélation entre les prix du maïs sur les différents marchés**

Correlation Probability	AZOVE	BOHICON	DANTOKPA	GLAZOUE	KETOU	NATITINGOU	NIKKI	OUANDO	PARAKOU	POBE
AZOVE	1.000000 -----									
BOHICON	0.651768 0.0000	1.000000 -----								
DANTOKPA	0.830055 0.0000	0.773528 0.0000	1.000000 -----							
GLAZOUE	0.645041 0.0000	0.927928 0.0000	0.729109 0.0000	1.000000 -----						
KETOU	0.618395 0.0000	0.746399 0.0000	0.690756 0.0000	0.754360 0.0000	1.000000 -----					
NATITINGOU	0.508828 0.0000	0.533056 0.0000	0.622027 0.0000	0.468455 0.0000	0.488529 0.0000	1.000000 -----				
NIKKI	0.479776 0.0000	0.628284 0.0000	0.600337 0.0000	0.590059 0.0000	0.577722 0.0000	0.655772 0.0000	1.000000 -----			
OUANDO	0.734803 0.0000	0.711323 0.0000	0.787888 0.0000	0.715254 0.0000	0.739882 0.0000	0.592081 0.0000	0.580677 0.0000	1.000000 -----		
PARAKOU	0.491346 0.0000	0.556945 0.0000	0.608990 0.0000	0.484730 0.0000	0.580295 0.0000	0.737998 0.0000	0.717298 0.0000	0.590171 0.0000	1.000000 -----	
POBE	0.607918 0.0000	0.661965 0.0000	0.647164 0.0000	0.692161 0.0000	0.893840 0.0000	0.495703 0.0000	0.539634 0.0000	0.768906 0.0000	0.600975 0.0000	1.000000 -----

Source : Réalisé par les auteurs, 2019

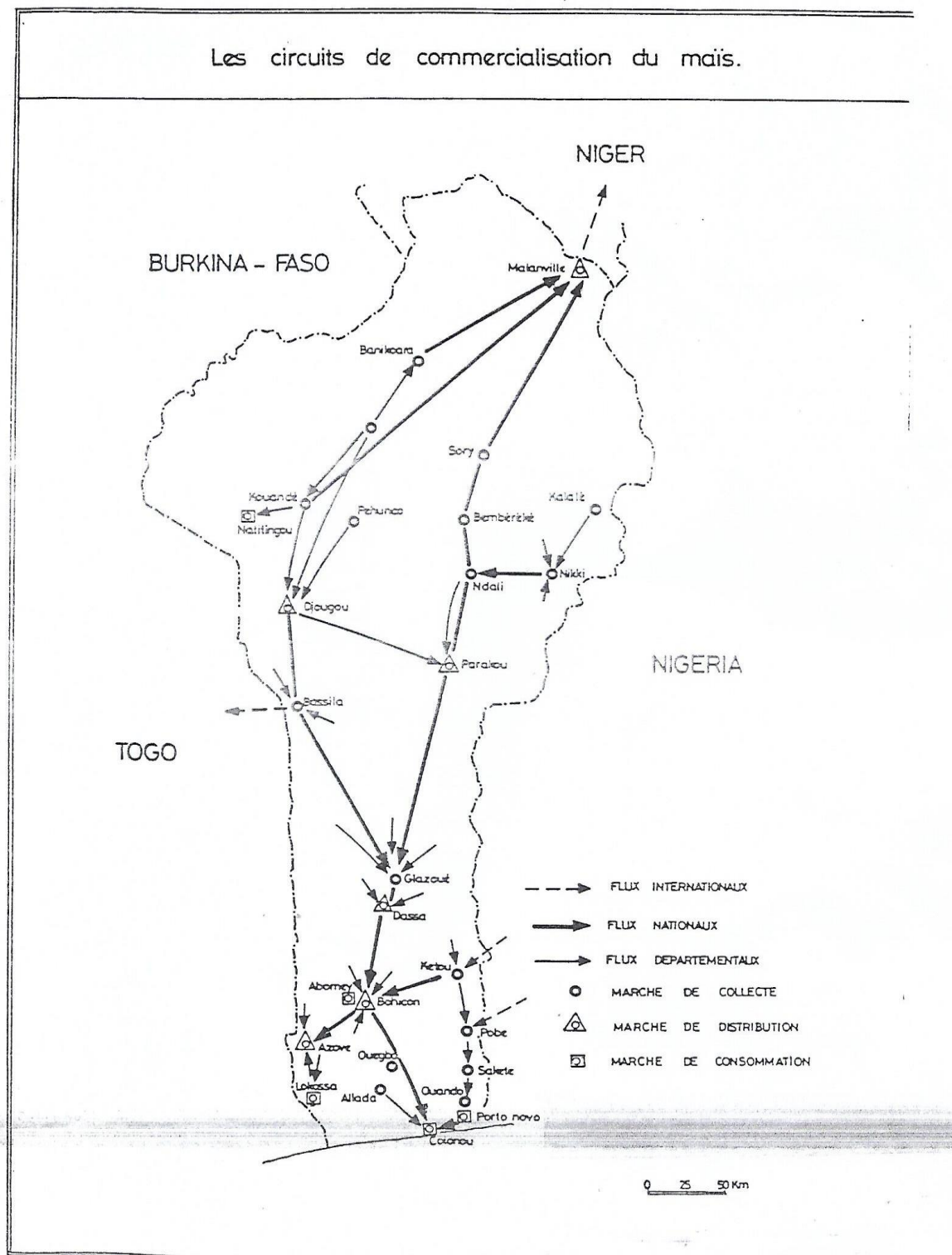
**Annexe 11 :** Principaux flux nationaux et régionaux du maïs en provenance du Bénin



**Source:** AGVSA 2013

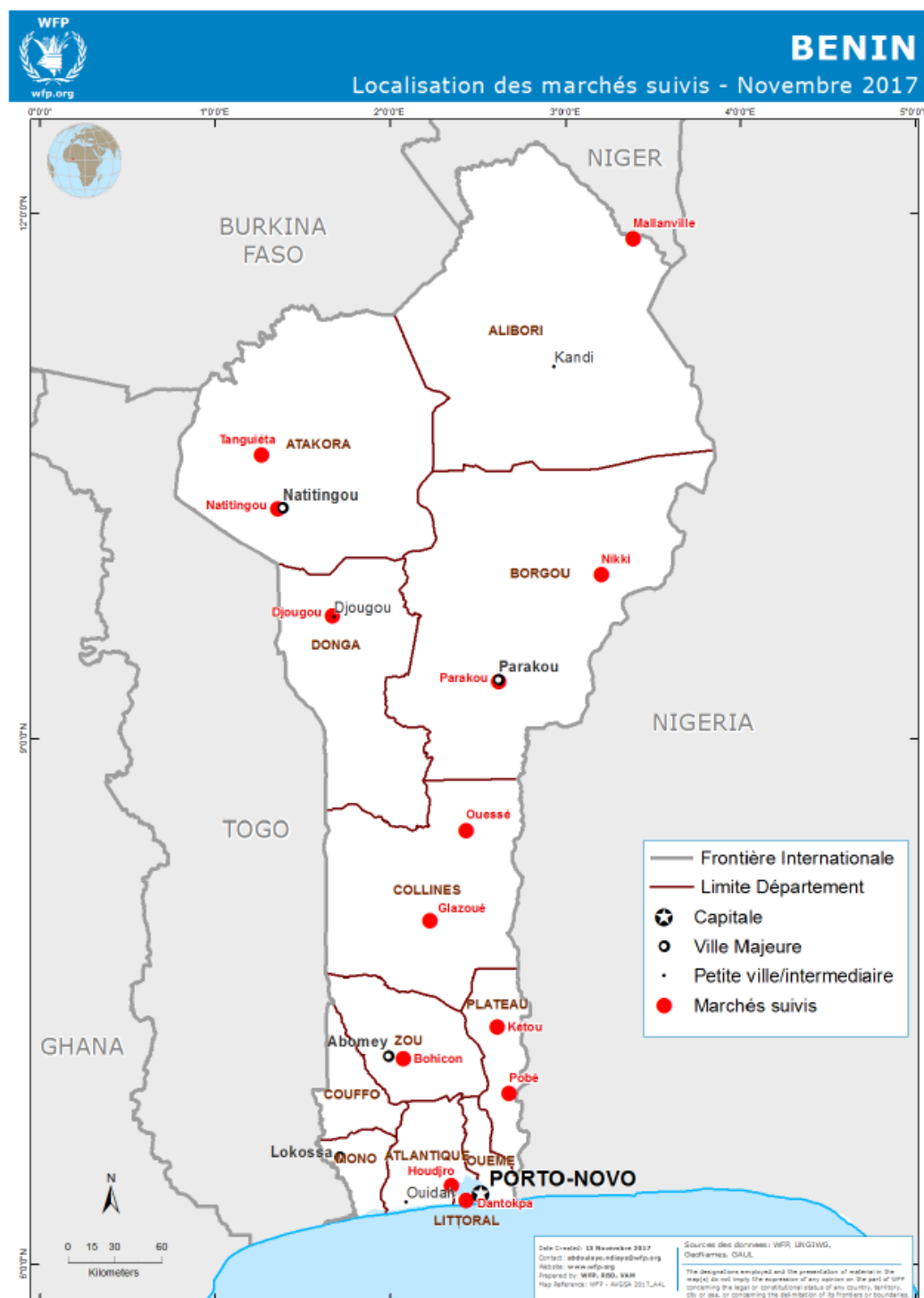


**Annexe 12** : Les circuits de commercialisation du maïs



**Source** : Etude des filières maïs, niébé, arachide et piment au Bénin, Tome 7 – Annexes (1995)

### Annexe 13 : Marchés principaux Bénin



Source : AGVSA, 2017