

Spéculation sur le marché du mil au Burkina-Faso

ADINGRA Kouablan Guillaume

adingraguillaume@gmail.com

AMBAGNA Jean Joël

joelambagna@rocketmail.com

Résumé

En 2012, les prix du mil les marchés au Burkina-Faso ont connu des hausses spectaculaires ayant des conséquences dramatiques. Les prix semblent alors complètement déconnectés de leur valeur fondamentale. Ces épisodes d'explosions suivis de retournements rapides pourraient être dus à la présence de bulles spéculatives rationnelles. Considérant le mil comme un actif alimentaire, nous développons un modèle de prix et testons la présence de bulles spéculatives pour neuf marchés du mil au Burkina-Faso. La stratégie économétrique utilisée consiste premièrement en l'estimation d'un modèle à changement de régime Markovien, d'une valeur fondamentale du prix du mil. Nous étudions ensuite les propriétés statistiques des déviations du prix du mil de leur valeur fondamentale. Une batterie de tests ayant pour but de détecter la présence de bulle spéculative est mise en place. Ces tests ne permettent pas de rejeter l'hypothèse de présence de bulles rationnelles pour un certain nombre de marchés, autorisant l'identification de phases d'expansion et d'explosions des processus de bulles spéculatives. La prise en compte de l'analyse des bulles spéculatives par le système d'information des marchés du Burkina-Faso pourrait permettre de mieux anticiper les crises alimentaires dans le pays et permettre par conséquent, une amélioration significative des conditions de vie des plus pauvres

Mots clés : Chaîne de Markov, valeur fondamentale, Test de ADF, mil, Burkina-Faso

Code JEL: Q18, C22, D40, G14, O18

Introduction

Comme la plupart des pays d'Afrique subsaharienne, le Burkina Faso est une économie agricole. Il dispose de grandes superficies destinées à l'agriculture (environ 9 millions d'hectares, soit un tiers de sa superficie totale), dont 3,5 à 4 millions d'hectares seraient effectivement cultivés. Les surfaces à vocation pastorale quant à elles représentent 47% de la superficie totale du pays et les forêts occupent 17% (Ministère de l'Agriculture, de l'Hydraulique et des Ressources Halieutiques, 2007). L'agriculture demeure l'une des activités les plus importantes et contribue substantiellement au produit intérieur brut. En 2009, l'agriculture a contribué à hauteur de 35,3% du PIB et a fourni plus de 37% des exportations nationales (MEF/IAP, 2012 ; FAOSTAT, 2012). Cependant, l'activité agricole est toujours extensive avec une prédominance (72 pour cent) des petites exploitations de moins de 5 ha en 2008 (MEF/IAP, 2012).

Malgré ses potentialités agricoles appréciables, une grande partie de la population au Burkina-Faso vit dans la pauvreté (46%)¹. Les zones rurales, étant les plus affectées (52% contre 20% en milieu urbain). L'une des conséquences de cette pauvreté est la sous-alimentation.

Les céréales occupent une place centrale dans l'alimentation au Burkina Faso. Selon l'analyse de la dynamique de la consommation au Burkina Faso (DGPER, 2010), les dépenses alimentaires sont essentiellement tirées par le mil et le sorgho. En effet, près de 25% des dépenses des ménages concernaient le mil et le sorgho en 1994 contre 30% en 2003. L'analyse selon le niveau de vie montre que la consommation alimentaire est dominée essentiellement par le mil et le sorgho. Environ 60% des personnes les plus pauvres en consomment quotidiennement (DGPER, 2010).

Cependant, la montée des prix des céréales dans le pays ces dernières années suscite des inquiétudes tant au niveau des autorités politiques qu'au niveau des populations les plus vulnérables. L'année 2012 particulièrement a été fortement marquée par une hausse spectaculaire des prix des céréales; surtout ceux du mil dans plusieurs régions du Burkina-Faso accentuant ainsi les problèmes de malnutrition et d'insécurité alimentaire.

En effet, les prix élevés des denrées alimentaires de base sont une des caractéristiques les plus alarmantes de la crise qui secoue actuellement le Sahel selon le Réseau des systèmes d'alerte

¹ Estimé à 82.720 FCFA en 2003 (source : EBCVP, 2003).

précoce contre la famine (FEWS NET). À Ouagadougou par exemple, la capitale du Burkina Faso, le prix du mil produit localement était de 85% plus élevé que la moyenne des cinq dernières années, Aussi, le sac de 100 kg de mil est passé de 15 000 francs CFA en mai 2011 à 26 000 francs CFA en mai 2012 selon les rapports mensuels de l'Organisation des Nations Unies pour l'alimentation et l'agriculture (FAO). Enfin, selon le (FEWS NET, 2013), ce sont les populations les plus pauvres, celles qui ne possèdent ni terre, ni bétail et doivent acheter une grande partie de leur nourriture, qui sont les plus touchées par la hausse des prix.

Une explication des hausses transitoires des prix locaux de céréales sur les marchés est liée à l'occurrence des chocs sur l'approvisionnement. En effet, les hausses des prix sont enregistrées après un déficit de la précipitation, et une baisse de l'approvisionnement. (Araujo et al. 2014). Les grandes fluctuations du climat qui sont connues dans ce pays situé dans la partie Est du Sahara entraîne une volatilité intrinsèque des prix fondamentaux et en conséquence une volatilité des prix beaucoup plus forte.

Par ailleurs, les données montrent que la production et les fluctuations des prix sont non corrélées ; ce qui conduit à remettre en cause le fonctionnement du marché (Araujo et al. 2014). Les marchés non compétitifs peuvent expliquer les écarts apparents entre les prix et la disponibilité des produits alimentaires sur le marché. Dans les pays en voie de développement, les commerçants sont parfois visés comme étant les responsables des hausses des prix alimentaires sur les marchés. Ils sont accusés de tirer profit de leur puissance de monopsonne et de la détention des titres spéculatifs (Araujo et al. 2014). Une autre explication de la hausse des prix se trouve dans les travaux de Sen sur les origines de la famine bien que la disponibilité alimentaire sur les marchés soit assurée.

Dans ses travaux, Ravallion (1985) a montré que la famine de 1974 au Bangladesh ne peut pas être expliquée par un déficit de production de riz mais plutôt parce les détenteurs d'actifs sur le marché ont une espérance à la hausse des prix des actifs sur les marchés.

Un tel marché « exubérance irrationnelle » provenant des espérances exagérées a été démontré sur le marché des actions. Les bulles spéculatives sont généralement la cause des déviations importantes des prix relativement à leur valeur fondamentale. Les bulles spéculatives pourraient avoir plusieurs origines. Elles peuvent être dû au fait que les acteurs vendent leurs produits sur la base d'informations non pertinentes. Elles peuvent avoir des

origines sociales ou psychologiques ayant pour conséquence certains comportements spécifiques (Schiller, 1984).

La présence de bulle rationnelle s'aligne sur les hypothèses d'efficience des marchés et les conditions de non arbitrage. Les agents économiques savent que le prix des capitaux est surévalué mais ils sont prêts à payer plus que la valeur fondamentale pour obtenir l'actif s'ils pensent pouvoir les vendre à un prix encore plus élevé. La bulle augmente à un taux de rendement donné et éclate lorsque les espérances des agents reviennent à la normale.

La présence de bulle spéculative peut expliquer les hausses drastiques et des inversions rapides des prix du mil sur les marchés du Burkina Faso à différentes périodes de l'année. La présence de bulle spéculative peut expliquer pourquoi le Système d'information de marché n'arrive pas à expliquer les hausses brutales des prix des denrées alimentaires sur les marchés au Burkina Faso.

Dans les pays sahéliens notamment au Burkina Faso, les acteurs opèrent dans un environnement incertain ce qui est susceptible d'entraîner les croyances auto-réalisatrices. Il existe peu d'information sur le climat et sur les conditions agronomiques. De plus, les interventions des gouvernements sur le marché sont parfois imprévisibles (Cornia et Deotti, 2008). De ce fait, le manque d'information peut enrichir les spéculations sur les marchés.

Le but de cet article est d'identifier la présence de bulle spéculative sur les marchés du mil au Burkina Faso. Il s'agit de questionner le rôle des hausses imprévisibles des prix du mil dans l'apparition des bulles spéculatives.

Pour ce faire, l'analyse utilise plusieurs techniques économétriques basées sur les séries temporelles pour détecter la présence de bulle spéculative sur les marchés (modèles à changement de régimes markoviens, tests de racine unitaire généralisée et écart des prix à sa valeur fondamentale).

La suite de l'article est organisée de la façon suivante : la section 1 présente la revue de littérature existante sur le sujet, la section 2 expose sur la méthodologie utilisée, la section 3 présente les données de l'étude, la section 4 quant à elle donne les résultats empiriques et la section 5 discute des résultats conclure et fait des recommandations.

1- Revue de littérature

Les bulles spéculatives raisonnables interviennent sur le marché lorsqu'un investisseur achète un bien avec l'intention de le revendre à un prix plus élevé à un autre acheteur qui à son tour à l'intention de le revendre beaucoup plus cher. Les investisseurs restent sur le marché malgré les déviations du prix de sa valeur fondamentale grâce à sa probabilité de retour sur investissement important. Dans la littérature sur les bulles spéculatives, plusieurs études empiriques ont essayé de trouver une réponse quant à la présence de bulle spéculative raisonnable sur les prix de nombreux actifs. Il y a eu des résultats contradictoires sur l'existence ou non des bulles spéculatives. Blanchard (1979) et Blanchard and Watson (1982) ont prouvé l'existence de bulles spéculatives, les déviations des prix des actifs de leurs valeurs fondamentales, sont possibles si tous les investisseurs sont raisonnables. A l'opposé, Diba et Grossman (1988a, b) insistent sur l'absence de bulles spéculatives raisonnables².

La question centrale relative à l'existence de bulle raisonnable est : comment pourrâit-on détecter par des méthodes empiriques la présence ou non de bulles raisonnables ? Il existe une littérature complète sur les méthodes pour modéliser et détecter la présence de bulle spéculative. Néanmoins, une enquête sur les tests empiriques montre que les tests économétriques appliqués donnent des résultats inconsistants à cause de la variété de spécification pour l'analyse des bulles.

La question centrale relative à l'existence de bulle raisonnable se pose comme suit: comment pourrait-on détecter par des méthodes empiriques la présence ou non de bulles raisonnables ? Il existe une littérature complète sur les méthodes de détection des bulles spéculatives. Néanmoins, une enquête sur les tests empiriques montre que les tests économétriques appliqués donnent des résultats inconsistants à cause de la variété de spécification pour l'analyse des bulles.

Les premiers tests des bulles spéculatives ont été conçus à l'origine pour vérifier la valeur actualisée des prix des actifs. Selon le modèle de la valeur actualisée, le prix d'un actif est déterminé par la somme escomptée du cash-flow. Shiller (1981) et Leroy et Porter (1981) ont précisé que la volatilité extrême des cours des actions ne peut pas être expliquée par les dividendes futurs. Les cours des actions sont trop volatiles pour être justifié seulement par la

² L'existence de bulles spéculatives raisonnables est aussi discuté dans Obstfeld et Rogoff (1983) Shiller (1984), Tirole (1985), West (1987), Dezhbakhsh and Demirguc-Kunt (1990), Gilles and Leroy (1992), et Rappoport et White (1993, 1994)

valeur actuelle du cash-flow. Tandis qu'il considérait un taux d'escompte constant, Grossman et Shiller (1981) ont tenté d'expliquer la variabilité des cours des actions avec le taux d'intérêt réel concernant la consommation ou l'activité économique.

Les limites implicites de la variance des prix de Shiller (1981) ont été utilisées pour détecter la présence de bulles premièrement dans les travaux de Blanchard et ensuite dans ceux de Watson (1982)³. Ils ont conclu que les bulles entraînent une violation des limites du fait des bruits blancs. Par la suite, Campbell et Shiller (1986) ont trouvé que le rapport prix-dividende n'est pas suffisant pour expliquer les variations des prix des actifs. Leur modèle rejette aussi fortement la constance du taux d'actualisation. West (1988b) a examiné si la variation du taux d'intérêt tel que proposé par Campbell et Shiller (1986) et West (1988a) est suffisant pour expliquer la volatilité des prix et conclut à l'absence de résultat significatif.

Dans les études antérieures, West (1987) a proposé un test de bulle comparant deux équations basées sur la constance du taux d'actualisation. Tout d'abord les prix des actifs sont régressés sur les valeurs retardées des dividendes pour vérifier la consistance des données avec le modèle de la valeur actuelle. Ensuite les séries des dividendes ont été estimées à travers l'équation de prévision identifiée. Les prix des actifs sont régressés enfin sur les prévisions des dividendes et sur le taux d'actualisation implicite. Les bulles raisonnables ont été confirmées comme la différence entre les prix des actifs estimés. Cependant, West (1987) a estimé que la différence pourrait être expliquée par la variation du taux d'actualisation. Toutefois, bien que le modèle de West(1987) a été conçu pour détecter la présence de bulle spéculative, il y en a encore des lacunes économétriques⁴.

Les études précédentes expliquent la bulle spéculative comme une déviation du prix de l'actif par rapport à sa valeur fondamentale par des facteurs exogènes. Contrairement à cet argument, Froot et Obstfeld (1991) introduisent quant à eux les bulles intrinsèques qui sont expliquées uniquement par le fonctionnement du marché lui-même. Les bulles ont été définies comme une fonction déterministe des dividendes et détectées par les comportements spéculatifs des agents sur le ratio prix-dividende. Dans leur spécification du modèle non linéaire, ils imposent l'inexistence d'un prix d'actif négatif et utilisent une série de dividende qui suit une marche

³ Stationnarité des prix et des dividendes et les propriétés des estimateurs de Shiller sont critiqués par Flavin Kleidon (1986) Marsh et Merton (1986) et Flood, Hodrick et Kaplan (1994).

⁴ Les détails de la discussion sur les spécifications de West sont présents dans Gürkaynak (2008)

aléatoire géométrique. Wu (1997) a critiqué leur restriction des prix des actifs car, elle implique que les investisseurs surestiment toujours le prix des actifs. Il a aussi attiré l'attention sur la complexité de la mise en œuvre d'un tel modèle du fait de la loi suivie par les dividendes. Aussi, Driffill et Sola (1998) ont montré qu'un modèle à changement de régime des dividendes est meilleur pour un ajustement des données.

Les modèles proposés jusqu'ici n'ont pas prévu le terme de la bulle. Ils ont défini les bulles comme des processus générés par les facteurs exogènes ou par le fonctionnement intrinsèque du marché. Les études suivantes ont intégré le terme de la bulle dans leur spécification. Diba et Grossman (1988a) ont proposé des propriétés de sous-martingale au processus des bulles ce qui implique un comportement explosif de la bulle spéculative. La bulle explosive débute, s'auto-entretient puis explose. En outre, les bulles spéculatives sont toujours positives puisque les actionnaires ne peuvent pas attendre à avoir des prix des actifs négatifs à un horizon défini. Ce fait implique que les bulles spéculatives peuvent ne pas exploser et redémarrer. Dans leurs articles, les tests de stationnarité et de cointégration ont été utilisés pour détecter la présence de bulle spéculative explosive dans les prix des actifs (Diba et Grossman, 1988b)⁵. Ils concluent que les prix des actions ne contiennent de bulles raisonnables explosives. Cependant, Evans(1991) a démontré que les tests appliqués sont incapables de détecter la présence de bulle à cause de l'effondrement périodique des bulles.

Evans (1991) a proposé un nouveau modèle pour tester la présence de bulles spéculatives explosives. Après la critique d'Evans(1991), plusieurs études ont essayé de trouver un test adéquat pour tester la présence de l'effondrement périodique des bulles. Wu (1997) spécifie un modèle en considérant la bulle comme une variable inobservable et l'estime grâce au filtre de Kalman. Il propose un modèle autorisant des bulles positives comme des bulles négatives. Par ailleurs, la présence de bulle négative a été fermement rejetée dans Gurkaynak (2005) en raison des considérations théoriques spécifiées dans (Diba et Grossman, 1988a).

La dynamique de l'effondrement périodique des bulles a été premièrement introduite par Blanchard (1979). La particularité de ces modèles est que les bulles se déplacent entre les phases d'expansion et les phases d'effondrement. Dans le but de détecter ce comportement Hall, Psaradakis et Sola (1999) ont utilisé les procédures de racine unitaire dans les modèles à

⁵ Hamilton et Whiteman (1985) et Diba et Grossman (1984) recommandent les tests de stationnarité pour obtenir des évidences quant à l'existence de bulle spéculative

changement de régime markovien dans lequel les phases d'expansion et d'effondrement sont employées dans différents régimes. Ils généralisent le test standard de Dickey-Fuller augmenté en permettant aux paramètres de basculer entre différents régimes mais sous l'hypothèse que la variance des erreurs est identique d'une phase à une autre. En examinant de façon empirique, Shi(2010) compare le modèle de markov en utilisant une variance constante et une variance qui varie avec le temps. Ces simulations montrent que la constance de la variance ne permet pas de détecter la présence de bulle spéculative.

Les tests pour détecter la présence de bulle spéculative présentés ci-haut ont seulement examinés si les bulles spéculatives pouvaient être détectées de façon empirique. Les études plus récentes ont proposé non seulement des tests pour détecter la présence de bulle mais aussi, les dates d'expansion de la bulle à sa date d'effondrement. Phillips, Wu et Yu (2011) ont proposé des tests basés sur le sup du test de Dickey-Fuller augmenté pour améliorer les procédures de test de racine unitaire pour détecter l'existence de bulle. Cette nouvelle méthode utilise les techniques de régression récursive basées sur la statistique de Dickey-Fuller (ADF). Comme leurs simulations l'ont montré, les tests de sup ADF sont plus performants pour détecter la présence d'effondrement périodique des bulles que les tests basés sur les racines unitaires ou sur les tests de cointégration. Homm et Breitung (2011) comparent les tests du sup ADF à d'autres tests de racine unitaire modifiés afin de détecter la présence de bulle. Selon leurs résultats, le test sup ADF est plus puissant quand il y a plus d'un épisode de bulle dans l'échantillon. Toutefois, Phillips, Shi et Yu (2011a) ne partagent pas cette conclusion.

Quand il y a plusieurs épisodes de bulles dans les données Phillips, Shi and Yu (2011a) démontrent que le test basé sur le sup ADF n'est pas assez suffisant pour détecter et pour localiser les bulles. Pour remédier à cela, ils généralisent la procédure du sup ADF.

Ces méthodes ont récemment été appliquées sur le marché des céréales dans les zones du sahel (Araujo et al. (2014)). En considérant le mil comme un actif alimentaire, ils développent un modèle de prix et testent la présence de bulles spéculatives pour quinze marchés du mil au Niger. Les tests appliqués ne permettent pas de rejeter l'hypothèse de présence de bulles rationnelles pour un certain nombre de marchés, autorisant l'identification de phases d'expansion et d'explosion des processus de bulles spéculatives. Ceux-ci montrent que les petits marchés situés en zones déficitaires et enclavées sont plus susceptibles d'être

sujets à la spéculation que des marchés situés dans des zones de production et de consommation importantes.

Les récentes crises alimentaires et nutritionnelles de 2010 et 2012 qu'ont connues les pays du sahel notamment le Burkina Faso permettent de s'interroger à nouveau sur les raisons profondes de ces différentes crises alimentaires.

2- Méthodologie

Nous présentons les unes après les autres les méthodes pour détecter empiriquement la présence des bulles spéculatives rationnelles. Nous débutons avec les modèles standards de cointégration de Diba et Grossman (1984), les tests pour détecter l'effondrement périodique des bulles spéculatives d'Evance. Et nous présentons un cadre plus détaillé du modèle Phillips, Wu et Yu (2011) (PWY) et Phillips, Shi and Yu (2011a) (PSY) et la technique empirique qui consiste à estimer la valeur fondamentale du prix du mil et analyser l'écart du prix courant par rapport à sa valeur fondamentale.

Les modèles d'anticipation rationnelle pour la détermination du prix du mil supposent que le taux de rendement espéré de l'actif doit être égal au taux de rendement réel constant r^6 . Soit P_t le prix du mil à la date t , D_t les dividendes versées entre la période t et la période $t + 1$. Ainsi, l'équation de base du prix est donnée par la relation (1) ci-après :

$$P_t = \left(\frac{1}{1+r} \right) E_t(D_t + P_{t+1}) \quad (1)$$

Où E_t représente l'espérance conditionnelle basée sur l'information à la date t . La solution de cette de l'équation (1) peut être obtenu en utilisant la condition de transversalité

$$\lim_{i \rightarrow \infty} \frac{1}{(1+r)^i} E_t(P_{t+i}) = 0 \quad (2)$$

Si la condition de transversalité est conservée alors la solution unique fondamentale du marché devrait être déterminée par la valeur actualisée de ces dividendes attendus. Sous certaines hypothèses que le taux de croissance des dividendes espérées est inférieur à $1 + r$, la valeur fondamentale de l'actif est donnée par l'équation (3) ci-après :

$$P_t^f = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r)^i} E_t(D_{t+i}) \quad (3)$$

Par ailleurs, si la condition de transversalité échoue, les déviations de la valeur fondamentale peuvent être expliquées en incorporant dans l'équation du prix la variable bulle. La solution

⁶ Les précisions sur le modèle sont proposées dans Diba et Grossman (1988a, b) et Evans (1991)

générale de l'équation (1) implique la valeur fondamentale de l'actif P_t^f et la bulle B_t telle que décrite par l'équation (4)

$$P_t = P_t^f + B_t \quad (4)$$

Où B_t peut être expliquée par les espérances rationnelles des agents. Les bulles sont définies rationnelles lorsque les investisseurs achètent des actifs à un prix au-dessus de sa valeur fondamentale en raison de leur croyance au profit élevé qu'ils pourront tirer de la vente du même actif. Ainsi, sous l'hypothèse d'absence d'arbitrage, le prix de vente de l'actif est égal à son prix d'équilibre. Diba et Grossman (1988a) ont proposé une propriété de sous-martingale et limite les opportunités d'arbitrage et implique la propriété explosive des bulles spéculative.

$$E_t(B_{t+1}) = (1 + r)B_t \quad (5)$$

Cette relation implique que les spéculations futures des agents sur le prix des actifs tiennent compte de l'existence des bulles à la période t . Comme on peut le voir à travers l'équation (5), les bulles croissent ou décroissent au taux $1 + r$. Par conséquent, le prix des actifs peut prendre les valeurs positives comme des valeurs négatives, celui-ci reste influencé par la direction de la bulle.

Considérant la propriété explosive de la bulle dans l'équation (5), le processus des bulles satisfait à l'équation (6) suivante :

$$B_{t+1} - (1 + r)B_t = z_{t+1} \quad (6)$$

Où z_{t+1} est une variable aléatoire dont la valeur espérée est nulle. C'est-à-dire $E_{t-i}(z_{t+1}) = 0$ pour $i \geq 0$. Supposons que les bulles n'existent pas à la date t compte tenu de la non négativité des bulles $B_{t+1} \geq 0$, l'équation (6) implique que la variable z_{t+1} devrait être supérieure ou égale à 0 c'est-à-dire, $z_{t+1} \geq 0$. Comme l'espérance de z est nulle z_{t+1} est égale à 0 avec la probabilité 1. Diba et Grossman (1988a) ont souligné par conséquent que, si une bulle existe à la date $t + 1$, elle doit avoir existé dès la négociation du prix de l'actif. Aussi, il est clair que, lorsqu'une bulle éclate, elle ne peut plus redémarrer à nouveau.

Dans leurs travaux suivants, Diba et Grossman (1988b) ont proposé un nouveau modèle des prix des actifs autorisant les effets inobservables du fonctionnement du marché et différentes valorisations des dividendes et des plus-values. L'équation générale du prix de l'actif prend la forme suivante :

$$P_t = \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i E_t(\alpha D_{t+i} + U_{t+i}) + B_t \quad (7)$$

Où U_t représente les variables inobservables caractérisant le fonctionnement du marché, α indique la proportion relative des dividendes attendues et des plus-values attendues. Ici encore, les bulles satisfont la propriété de sous-martingale.

Pour détecter l'existence de bulle spéculative, ils ont évalué premièrement les propriétés de stationnarité du prix de l'actif et des dividendes et les nouveaux tests de racine unitaire qui identifie les processus explosif comme hypothèse alternative. Leur argument peut être expliqué comme suit : si D_t et U_t sont stationnaires en différence première, alors P_t devrait être stationnaire en différence première en l'absence de bulles. Cependant, lorsque les bulles raisonnables existent la série différenciée P_t n'est pas suffisante pour obtenir une série stationnaire. A travers des études empiriques, ils concluent que les bulles rationnelles explosives n'existent pas dans les prix des actifs.

Ils ont également, employé des tests de cointégration standards basés sur les nouveaux tests de racine unitaire afin d'étayer les conclusions susmentionnées. Selon leur méthodologie, en l'absence de bulle, bien que les séries de prix et de dividendes ne soient pas stationnaires, leur combinaison linéaire devrait être stationnaire et donc cointégrée. Leur application a été réalisée en appliquant les tests de racines unitaires pour déterminer le comportement des prix des actifs et des dividendes. Dans le cas où les séries ne sont pas stationnaires, un test de cointégration est effectué sur les résidus de la régression du prix de l'actif sur les dividendes. Si les résidus présentent un comportement stationnaire, ils concluent que le prix de l'actif et la série des dividendes sont cointégrés. Finalement, les résultats de leurs tests de cointégration ont également rejeté l'existence des bulles spéculatives dans le prix des actions.

Evans(1991) a montré que les tests classiques de cointégration tels qu'adoptés par Diba et Grossman ne sont pas suffisant pour détecter les bulles spéculatives qui chutent à une valeur non nulle et croissent par la suite à taux de croissance explosif.

Evans(1991) a proposé une nouvelle formulation de l'équation des bulles à partir de l'équation (5).

$$B_{t+1} = (1 + r)B_t \varepsilon_{B,t+1} \quad \text{si } B_t \leq b \quad (7)$$

$$B_{t+1} = [\zeta + \pi^{-1}(1 + r)\theta_{t+1}(B_t - (1 + r)^{-1}\zeta)]\varepsilon_{B,t+1} \quad \text{si } B_t > b \quad (8)$$

Où $1 + r > 1$ et $\varepsilon_{B,t} = \exp(y_t - \tau^2/2)$ avec $y_t \sim N(0, \tau^2)$. Dans l'équation (8) θ_t mesure la probabilité de l'effondrement des bulles et suit une loi de Bernoulli qui prend la valeur 1 avec la probabilité π et la valeur 0 avec la probabilité $1 - \pi$, où $0 < \pi \leq 1$. Aussi, ζ désigne la taille de la bulle après l'effondrement. Lorsque la taille de la bulle est inférieure ou égale au seuil b (i.e. $B_t \leq b$), la bulle croît à un taux moyen $1 + r$. En d'autres termes, si la taille de la bulle est supérieure au seuil b ($B_t > b$) la bulle croît plus vite au taux moyen $\pi^{-1}(1 + r)$. Cependant, la bulle pourrait s'effondrer à une valeur non nulle ζ de probabilité $1 - \pi$ puis le processus reprend. Les bulles décrites ici, sont toujours positives mais, elles s'effondrent périodiquement.

Après la critique d'Evans plusieurs techniques économétriques récentes ont été adoptées pour détecter les bulles spéculatives. La plupart des études ont tenté d'expliquer la structure non linéaire des bulles avec des modèles non linéaires comme des modèles GARCH, les modèles à changement de régime markovien, les modèles autorégressifs à seuil. Plus récemment, PWY et PSY ont suggéré des méthodes non seulement pour détecter les bulles mais aussi, des stratégies pour localiser ces bulles.

Les tests classiques de racine unitaire (ADF) rejettent clairement l'hypothèse nulle de racine unitaire au profit de l'alternative. Ces résultats ne sont consistants qu'en l'absence de l'effondrement périodique des bulles. Par ailleurs, en présence de l'effondrement périodique des bulles spéculatives, les tests classiques de racine unitaire sont faiblement puissants pour détecter l'existence de bulle.

En présence d'effondrement périodique des bulles, le prix de l'actif évolue entre deux régimes : un régime non stationnaire qui correspond à la phase d'expansion de la bulle et un régime stationnaire qui correspond à la phase d'effondrement de la bulle. Pour tester ce type de modélisation non linéaire, les auteurs comme Hall, Psaradakis and Sola (1999) ont

implémenté les tests de Dickey-Fuller Augmenté dans les modèles à changement de régimes markovien (MS-ADF). Le test est basé sur l'équation suivante :

$$\Delta P_t = \mu_1(1 - S_t) + \mu_2 S_t + [\beta_1(1 - S_t) + \beta_2 S_t]P_{t-1} + \sum_{k=1}^p [\psi_{1k}(1 - S_t) + \psi_{2k} S_t] \Delta P_{t-k} + [\sigma_1(1 - S_t) + \sigma_2 S_t] e_t$$

Avec $e_t \sim N(0,1)$ où S_t est une variable aléatoire discrète qui prend les valeurs (0 et 1). Si $S_t = 0$ le processus est dans le régime 1 ; si $S_t = 1$ le processus est dans le régime 2. La Séquence aléatoire de $\{S_t\}$ est spécifiée comme une chaîne de Markov homogène (voir Hamilton, 1994) avec les probabilité de transition :

$$\Pr\{S_t = 1 | S_{t-1} = 1\} = p ; \Pr\{S_t = 0 | S_{t-1} = 1\} = 1 - p \quad (10)$$

$$\Pr\{S_t = 0 | S_{t-1} = 0\} = q ; \Pr\{S_t = 1 | S_{t-1} = 0\} = 1 - q$$

Cette spécification autorise que tous les paramètres ainsi que les variances à varier en fonction du régime. Le test de MS-ADF est basé sur le t-ratio associé aux paramètres β_1 et β_2 . Le prix de l'actif devrait être non stationnaire dans le régime 2 ($\beta_2 > 0$) et stationnaire dans le régime 1 ($\beta_1 < 0$). Ainsi, l'hypothèse nulle est $\beta_1 = 0$ et $\beta_2 = 0$ est testée contre respectivement l'alternative $\beta_1 < 0$ et $\beta_2 > 0$.

Phillips, Shi et Yu (2011a) ont proposé de nouvelles techniques pour détecter les bulles spéculatives et les dates d'apparition de ces bulles appelées test du sup de Dickey-Fuller Augmenté généralisé (GSADF). Ce test a été mis en œuvre pour prendre en compte les faiblesses du test du sup de Dickey-Fuller Augmenté (SADF⁷) dans la détection de plusieurs phases de bulles dans l'échantillon. Ils ont comparé le modèle SADF et le modèle GSADF sur la taille et sur la puissance du test, et les résultats de leurs simulations ont prouvé la supériorité du test GSADF.

Dans leurs études Shi, Phillips et Yu (2011) (SPY) examinent la sensibilité des équations dans afin de souligner l'importance des hypothèses dans la régression des équations. Spécialement, leurs simulations ont montré que les distributions asymptotiques et les valeurs critiques utilisées dans le test dépendent de l'hypothèse nulle utilisée spécifiée dans la régression. C'est ainsi que dans la procédure du test de GSADF, l'hypothèse nulle est spécifiée selon l'approche de SPY. L'hypothèse nulle spécifiée dans le modèle est une marche aléatoire avec une constante asymptotique négligeable.

⁷ La méthodologie SADF ne sera pas présentée dans le cadre de cet article. Pour plus d'information voir PWY (2011)

$$y_t = dT^{-n} + \theta y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2), \theta = 1 \quad (11)$$

Où d est une constante et T est la taille de l'échantillon avec $n > 1/2$. Ils ont proposé une régression empirique basée sur l'équation suivante :

$$\Delta y_t = \alpha_{r_1, r_2} + \beta_{r_1, r_2} y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \phi_{r_1, r_2}^i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{r_1, r_2}^2) \quad (12)$$

Où l'équation inclue un terme aléatoire mais, non une tendance déterministe. Dans la simulation et les études empiriques, les paramètres de l'hypothèse nulle d et n sont mis à l'unité. Aussi le nombre de retard k est placé à zéro, puisqu'une simulation avec un nombre de retard important réduit la puissance du test.

PSY emploie une technique récursive basée sur la même idée que la méthode SADF mais en employant un intervalle mobile $[r_1, r_2]$ où r_1 et r_2 sont des variables aléatoires. Dans la procédure du test $r_1 \in [0, r_2 - r_0]$. Les auteurs ont démontré que plus le nombre de répliquions augmentent dans la procédure bootstrap, meilleur est la puissance du test.

Le test GSADF implémente le nouveau test de racine unitaire automatiquement et calcule la borne supérieure correspondant à la statistique d'ADF. La statistique ADF calculée est basée sur plusieurs séquences de l'échantillon noté $ADF_{r_1}^{r_2}$. La statistique GSADF peut être définie comme la borne supérieure des statistiques $ADF_{r_1}^{r_2}$ calculé pour chaque échantillon

$$GSADF(r_0) = \sup_{\substack{r_2 \in [r_0, 1] \\ r_1 \in [0, r_2 - r_0]}} \{ADF_{r_1}^{r_2}\} \quad (11)$$

Lorsque la régression inclue une constante, la statistique du test GSADF est donnée par

$$\sup_{\substack{r_2 \in [r_0, 1] \\ r_1 \in [0, r_2 - r_0]}} = \frac{\frac{1}{2} r_w [W(r_2)^2 - W(r_1)^2 - r_w] - \int_{r_1}^{r_2} W(r) dr [W(r_2) - W(r_1)]}{r_w^{1/2} \sqrt{\left\{ r_w \int_{r_1}^{r_2} W(r)^2 dr - \left[\int_{r_1}^{r_2} W(r) dr \right]^2 \right\}}} \quad (12)$$

Où $r_w = r_2 - r_1$, W est un mouvement brownien. La distribution asymptotique de la statistique ADF est un cas spécial de l'équation de GSADF avec $r_1 = 0$ et $r_w = r_2 = 1$ (Hamilton, 1994) tandis que la distribution asymptotique de SADF est un cas spécial de l'équation de GSADF avec $r_1 = 0$ et $r_w = r_2 \in [r_0, 1]$ (SPY, 2011). Les détails de la démonstration peuvent être trouvés dans leurs articles.

Pour localiser la date d'explosion de la bulle, un algorithme a été développé par PSY(2012) qui consiste à implémenter plusieurs séquences du test SADF. Dans la séquence de l'échantillonnage, la taille finale de l'échantillon est fixé à r_2 et le point initial varie de 0 à $r_2 - r_1$. La statistique ADF calculée en arrière-plan est noté $BADF_{r_1}^{r_2}$. L'inférence de la statistique $BADF_{r_1}^{r_2}$ est basée sur la borne supérieure de la statistique de $BADF_{r_1}^{r_2}$ donnée par l'équation

$$BSADF_{r_2}(r_0) = \sup_{r_1 \in [0, r_2 - r_0]} \{BADF_{r_1}^{r_2}\} \quad (13)$$

Selon PSY(2011) la date d'origine $[T_{\hat{r}_e}]$ de la bulle est la première observation de la statistique au-dessus la valeur critique. Par ailleurs, la date de fin de la bulle $[T_{\hat{r}_f}]$ est la première observation après $[T_{\hat{r}_e}] + \delta \log(T)$ avec la statistique BSADF en-dessous de la valeur critique de la statistique de BSADF. La durée minimale de la bulle est donnée par $\log(T)$. Le point initial et final de la bulle est donné par les équations suivantes :

$$\hat{r}_e = \inf_{r_2 \in [r_0, 1]} \{r_2 : BSADF_{r_2}(r_0) > scv_{r_2}^{\beta_T}\} \quad (14a)$$

$$\hat{r}_f = \inf_{r_2 \in [r_e + \delta \log(T), 1]} \{r_2 : BSADF_{r_2}(r_0) < scv_{r_2}^{\beta_T}\} \quad (14b)$$

Où $scv_{r_2}^{\beta_T}$ est égale à $100(1 - \beta_T)\%$

Afin de prendre en compte le fonctionnement intrinsèque nous régressons la valeur du prix du mil sur un ensemble de variables exogènes susceptibles d'affecter son prix et nous analysons finalement les propriétés du résidu. On considère qu'il y a bulle spéculative ou crise sur le marché du mil lorsque l'écart entre le prix courant observé et sa valeur fondamentale est supérieur à son écart-type (Araujo et al, 2010).

La valeur fondamentale est obtenue en régressant les prix courants du mil sur l'indice des prix à la consommation, sur le prix de l'essence, sur le niveau de la pluviométrie sur une tendance déterministe et des variables muettes mensuelles.

$$P_{it} = \alpha_1 pluvio_t + \alpha_2 ipc_t + \alpha_3 ess_t + \alpha_4 sor_t + \sum_{s=1}^{12} \varphi_s M_s + \hat{\alpha}_5 trend_t + \epsilon_t \quad (15)$$

Où :

P_{it} désigne le prix du mil à la date t sur le marché i

$pluvio_t$ indique le niveau de pluie cumulé sur l'ensemble du pays

ipc_t est l'indice des prix à la consommation, elle a été introduite afin de tenir compte de l'inflation.

ess_t est le prix du carburant, c'est un proxy pour prendre compte les coûts de transaction

sor_t est le prix du sorgho. Cette variable a été introduite pour capter l'effet de substitution

$\sum_{s=1}^{12} \varphi_s M_s$ captent les fluctuations saisonnières des prix liées au cycle de production..

$trend$ désigne la tendance de la série. Elle capte des mouvements longs des prix liés, par exemple, à la croissance démographique. Dans ce modèle, La tendance du prix est donnée par :

$$\hat{P}_{it} = \hat{\alpha}_1 pluvio_t + \hat{\alpha}_2 ipc_t + \hat{\alpha}_3 ess_t + \hat{\alpha}_4 sor_t + \sum_{s=1}^{12} \hat{\varphi}_s M_{st} + \hat{\alpha}_5 trend_t \quad (16)$$

La bulle spéculative est définie par : $B_t = P_{it} - \hat{P}_{it}$

La bulle est explosive si $B_t = P_{it} - \widehat{P}_{it} > \sigma_\varepsilon$

3- Données

Les Systèmes d'Information de Marché (SIM) ont été largement mis en avant en Afrique subsaharienne pour appuyer les politiques de libéralisation des filières agricoles. Présentés comme de puissants outils d'accompagnement de ces politiques de libéralisation, ils visaient en particulier à résoudre les défaillances des marchés agricoles liées aux problèmes de l'information, caractérisée comme incomplète et asymétrique entre les différents acteurs (producteurs et commerçants en particulier) (CTA, 2008)

Les SIM sont des dispositifs (ou services) qui ont pour objectif de collecter régulièrement sur les marchés (marchés de collecte, de gros ou de détail) des informations sur les prix des produits agricoles, éventuellement sur les quantités commercialisées, et de diffuser ces informations auprès des acteurs publics (Etats) et surtout privés (producteurs agricoles, commerçants, consommateurs). Les informations diffusées sont censées renforcer la transparence des marchés et aider les acteurs dans leurs décisions.

Au niveau des producteurs, l'information sur les prix devait leur permettre de mieux vendre et d'être capables de répondre aux « signaux du marché », c'est-à-dire de tenir compte de la demande ou de l'offre reflétée par les prix. Au niveau des décideurs institutionnels, les SIM devaient permettre une amélioration des politiques publiques, induite par une meilleure connaissance du fonctionnement et de la conjoncture des marchés. Ils permettraient de renforcer la sécurité alimentaire et le ciblage de l'aide alimentaire, notamment en apportant des informations aux systèmes d'alerte rapide.

Les données sur les séries des prix du mil et du sorgho dont nous disposons proviennent du système d'information des marchés la Société Nationale de Gestion du Stock de Sécurité Alimentaire (SONAGESS). Elles ont été recueillies auprès de neuf (09) marchés du Burkina-Faso et couvrent la période allant de janvier 1997 à décembre 2012. Les séries des prix ont été collectées auprès de sept (07) grands marchés de consommation (Ouagadougou et Bobo-Dioulasso, Banfora, Dori, Fada N'Gourma, Manga, et Solenzo) et auprès de deux (02) marchés de regroupement (Léo et Djibasso).

Les données sur l'essence, et sur l'indice des prix à la consommation proviennent de l'institut national de la statistique et de la démographie (INSD) du Burkina-Faso. Quant aux données sur la pluviométrie, elles proviennent de la direction de la météorologie du Ministère des Transports. Ces données couvrent la même fréquence mensuelle que celles du mil et du sorgho.

4- Résultats

Comme on peut le voir à partir du graphique 1 ci-après, les prix du mil sont soumis à de grandes variations d'une année à une autre et à de grandes fluctuations saisonnières dans l'année. En fait, le mil est une culture pluviale, cultivé par les petits agriculteurs traditionnels utilisant des pratiques agricole à faibles intrants. Par conséquent, la production de mil est très vulnérable aux attaques de ravageurs et aux conditions climatiques. En outre, le commerce ne joue pas un rôle régulateur sur les prix. En effet, seulement une faible proportion de mil est commercialisée entre le Burkina Faso et les pays voisins (Mali, Niger etc.) mais le mil n'est pas négocié sur le marché international. Parce que les conditions climatiques sont relativement les mêmes entre les pays voisins et le Burkina-Faso, le commerce transfrontalier n'a qu'un effet limité sur la stabilité des prix du mil sur les marchés du Burkina Faso.

Par conséquent le prix du mil fluctue d'année en année selon les conditions climatiques et le volume de la production nationale. Les prix du mil sont généralement faibles à la période de récolte de janvier à mars et de juillet à décembre et vont atteindre progressivement leurs pics entre Avril et juillet.

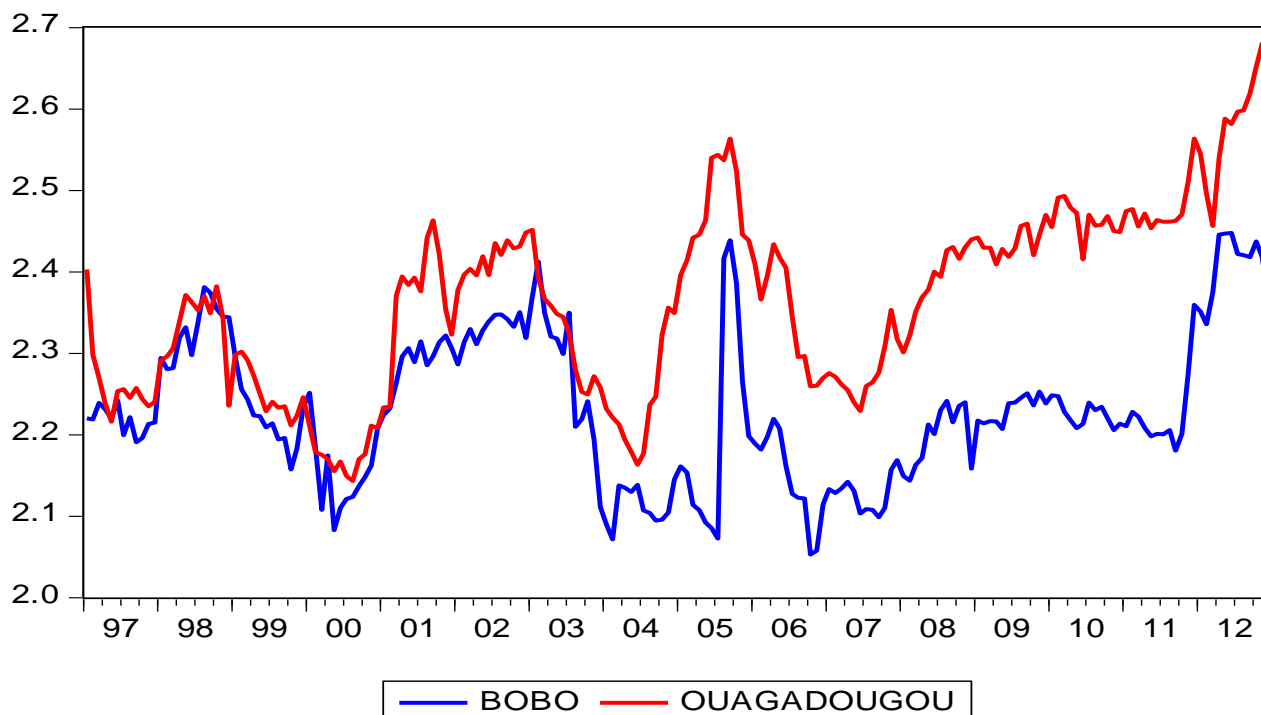
Le mil est généralement stocké pendant la période de récolte mais peut être aussi stocké sur plus d'une année. Sur le marché du mil, trois catégories d'acteurs stockent le mil, il s'agit des producteurs, des grossistes et quelques fois l'Etat. La plupart des grains de mil sont stockés dans les champs, mais ces quantités sont difficiles à évaluer. En règle générale, les stocks sont construits immédiatement après les récoltes et maintenus jusqu'à la nouvelle saison. Les agriculteurs peuvent commencer par vendre leurs stocks pendant les phases de soudures entre Avril et juillet.

Les stocks qui sont stockés dans les champs sont destinés à couvrir les besoins alimentaires des ménages jusqu'à l'arrivée de la prochaine récolte et aussi répondre à la demande des agriculteurs pour les semences. Cependant, de nombreux petits agriculteurs pour lesquelles la production est insuffisante sont des acheteurs nets de céréales. D'autres par ailleurs, sont contraints de vendre leurs stocks pour répondre à leurs besoins de trésorerie et pour racheter des semences plus tard.

Le graphique 1 ci-après, montre l'évolution des prix du mil sur le marché de la capitale économique(Bobo-Dioulasso) et sur la capitale politique (Ouagadougou).

Graphique 2 : évolution des prix du mil sur les marchés de Ouagadougou et de Bobo Dioulasso (en logarithme de FCFA).

Graphique 1 : évolution du prix du mil sur les marchés de Ouagadougou et de Bobo-Dioulasso

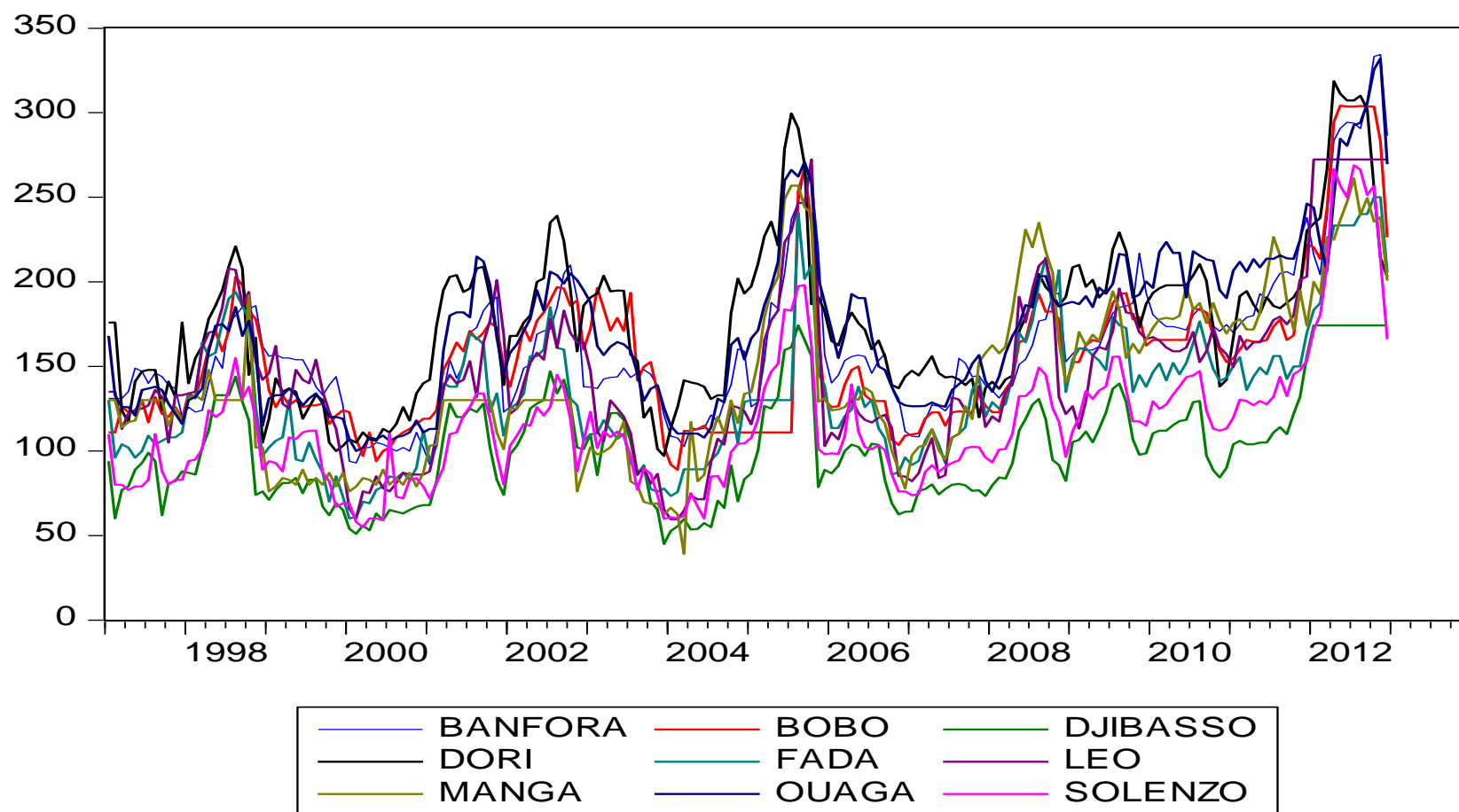


Source : SONAGESS/ Auteurs

Les prix du mil suivent une tendance à la hausse ponctués par des chocs positifs. De façon générale, les prix du mil sont plus élevés à Ouagadougou que sur le marché de Bobo-Dioulasso.

Les pays du sahel ont été sévèrement frappés par plusieurs crises alimentaires et nutritionnelles d'abord en 2005 et ensuite en 2008 et récemment en 2011 et 2012. Ces crises se sont accompagnées d'une hausse significative des prix dans les pays concernés. De septembre 2004 à septembre 2005, les prix du mil sur le marché de Ouagadougou ont augmenté de près de 110% alors que de janvier 2008 à novembre 2012, les prix du mil sur le même marché ont augmenté de 141%. Sur le marché de Bobo, entre septembre 2004 et septembre 2005, les prix ont augmenté de 132% avant de chuter puis sur la période de janvier 2008 à novembre 2012, les prix ont cru de 130%. Ces périodes de hausses de prix ont été précédées par des déficits cruels de la pluviométrie ce qui a entraîné cette hausse drastique des prix.

Graphique2 : évolution des prix du mil sur différents marchés au Burkina-Faso (en FCFA/ Kg)



Source : SONAGESS/ Auteurs

Le mil fait partie des habitudes alimentaires de la population Burkinabè. Ainsi, une modification des prix du mil sur le marché peut occasionner de grandes perturbations des habitudes alimentaires de la population. Une analyse plus approfondie s'avère ainsi nécessaire pour comprendre l'évolution des prix sur le marché est important en vue de conduire la politique de la sécurité alimentaire dans le pays.

Le tableau 1 ci-après résume les statistiques descriptives des prix du mil sur les 9 marchés de notre étude. En moyenne, le marché de Dori reste le plus cher (176F/Kg) suivi du marché de Ouagadougou (172F/kg). Les marchés de Djibasso et de Léo confirment leur rôle de marché de collecte avec respectivement le prix moyen au kilogramme de 101F/Kg et 146f/Kg qui sont les prix les plus bas de tous les marchés. Les coefficients de skeweness et de Kurtosis donnent une indication de la dispersion de la série des prix. Pour tous les marchés, le skeweness est positif indiquant que la distribution est biaisée vers la droite, la plupart des observations sont concentrées sur la gauche de la moyenne avec des valeurs extrêmes à droite de la moyenne. Par ailleurs, le coefficient du Kurtosis est supérieur à 3 sur les marchés de Banfora, de Bobo-Dioulasso, de Dori, de Fada, de Léo, de Ougadougou, et de Solenzo indiquant une forte probabilité pour les valeurs extrêmes. Les fortes valeurs du kurtosis sont acceptées dans la littérature comme la présence de bulle (Lux et Sornette, 1999).

Les résultats économétriques du test de racine unitaire dans le modèle de Markov à changement de régime sont consignés dans le tableau 2. Le tableau nous présente deux régimes distincts : le régime stationnaire (régime 1) et le régime explosif (régime 2). Dans le régime 2 en comparant les z-statistiques (valeur entre parenthèses dans le tableau 2) au seuil de 1,96, nous rejetons l'hypothèse nulle de racine unitaire sur tous les marchés de l'étude sauf sur le marché de Solenzo au seuil de 10% où l'hypothèse alternative de bulle spéculative sur le marché du mil est acceptée. Par ailleurs, le régime 1 capte les phases d'effondrement des bulles spéculatives. Dans ce régime, l'hypothèse nulle de racine unitaire est rejetée contre l'alternative (la stationnarité) sur tous les marchés sauf sur le marché de Dori au seuil respectif de 1 et 10%. Les valeurs du coefficient β_1 sont élevées en valeur absolue indiquant que le retour à l'équilibre s'effectue avec une grande vitesse.

Tableau 1 : Statistique descriptive

	Banfora	Bobo	Djibasso	Dori	Fada	Leo	Manga	Ouaga	Solenzo
Moyenne	161,89	154,70	101,33	175,49	133,78	146,76	139,79	172,09	115,87
Médiane	153,71	149,96	98,32	176,00	130,00	139,14	130,00	168,00	110,00
Maximum	334,37	304,16	174,18	318,58	250,00	272,46	261,29	261,29	268,89
Minimum	92,00	88,70	44,97	97,02	60,00	59,52	39,06	100,00	55,00
Ecart-type	45,55	45,09	32,09	46,04	41,00	51,04	49,51	47,42	41,13
Skewness	1,43	1,46	0,64	0,81	0,73	0,78	0,56	0,78	1,63
Kurtosis	5,60	5,53	2,83	3,89	3,29	3,47	2,56	3,54	6,58
Jarque-Bera	119,77	119,20	13,53	27,33	17,68	21,09	11,73	21,80	187,54
Prob	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Sum	31082,69	29701,51	19455,48	33694,67	25685,03	28178,33	26839,07	33040,93	22246,48
Sum									
Sq.Dev,	396327,40	388307,90	196693,70	404804,20	321122,90	497566,00	468146,90	429566,20	323095,60
Observations	192,00	192,00	192,00	192,00	192,00	192,00	192,00	192,00	192,00

Source : SONAGESS/ Auteurs

Les résultats du tableau 2 présentent par ailleurs, une forte asymétrie dans la série des prix du mil sur tous les marchés considérés. Par exemple, la probabilité de demeurer dans une phase d'effondrement des prix du mil sur le marché de Solenzo est de 0,35 contre 0,65 de probabilité de demeurer dans une phase de bulle. En d'autres termes, la probabilité de se retrouver dans une phase de bulle alors qu'on était dans une phase d'effondrement des prix est plus grande que la probabilité de quitter la phase de bulle et de se retrouver dans une phase d'effondrement. Aussi, sur le marché de Bobo-Dioulasso, la probabilité de demeurer dans une phase de baisse des prix du mil est de 0,65 tandis que la probabilité de rester dans une phase de hausse des prix est de 0,95. En règle générale, sur tous les marchés les probabilités de demeurer dans des phases de hausses des prix sont plus importantes que celles de demeurer dans des phases de baisses. Les résultats du modèle permettent de donner la durée d'un régime à un autre, par exemple, les épisodes de baisse des prix sur le marché de Bobo-Dioulasso durent en moyenne trois mois avant de remonter alors que les phases de hausses des prix durent en moyenne 11 mois. A Ouagadougou, les phases de hausses durent 6 mois contre 3 mois pour les baisses, sur le marché de Fada les phases de baisses durent 2 mois et celles des hausses 7 mois.

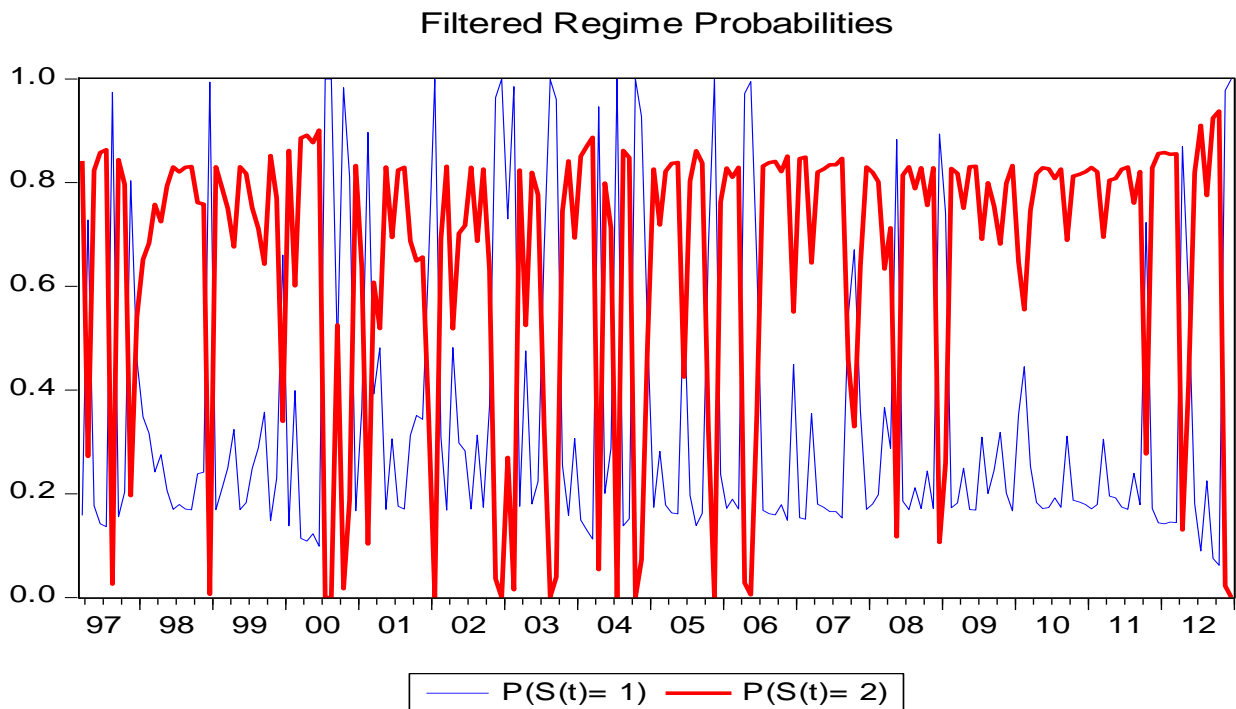
Tableau 2 : Modèle de Markov à changement de régime

		Banfora	Bobo	Dori	Fada	Ouagadougou	Manga	Solenzo	Léo	Djibasso
Régime 1	β_1	-0,11	-0,27	-0,02	-0,31	-0,17	-0,49	-0,21	-0,21	-0,20
		(-2,05)*	(-1,94)**	(-0,79)	(-2,15)**	(-2,26)**	(-2,36)**	(-2,39)*	(-3,2)*	(-1,68)***
	σ_1	0,04	0,08	0,01	0,08	0,04	0,13	0,07	0,03	0,08
		(-33,33)	(-17,03)	(-24,52)	(-21,08)	(-26,90)	(-10,54)	(-20,07)	(-39,34)	(-13,47)
	ed_1	3,58	2,72	4,32	2,82	3,88	1,81	1,54	18,46	2,18
Régime 2	β_2	-0,0047	-0,05	-0,23	0,01	-0,02	-0,01	0,06	-0,23	0,02
		(-0,21)	(-2,03)	(-2,92)	(-0,31)	(1,13)	(-0,61)	(1,75)***	(-3,58)	(-0,75)
	σ_2	-4,31	-3,92	-2,85	-3,65	-4,02	-3,53	-2,71	-3,01	-3,69
		(-32,10)	-40,73	(-28,05)	(-37,05)	(-28,92)	(-46,12)	(-20,07)	(-29,18)	(-17,06)
	ed_2	4,14	10,78	3,68	7,22	6,11	15,48	2,84	13,10	5,89
	p_{11}	0,72	0,63	0,77	0,65	0,74	0,45	0,35	0,95	0,54
	p_{22}	0,75	0,9	0,73	0,86	0,84	0,94	0,65	0,92	0,83
LL		423,43	391,68	371,67	329,91	409,39	341,59	330,92	294,36	317,06

Source : SONAGESS/Auteurs

Ces résultats mettent en évidence, l'importance des coûts de transaction dus au mauvais état des voies de communication, au pouvoir de marché et à l'importance des facteurs exogènes (la sécheresse) qui contribuent à maintenir le prix du mil suffisamment élevé sur les marchés. De plus, sur le marché de Solenzo, le graphique 3 ci-après donne la probabilité pour que les prix appartiennent à des phases de hausse et à des phases de baisse.

Graphique 3 : Probabilité de hausse et de chute des prix du mil sur le marché de Solenzo



Nous considérons qu'une observation est classée dans le régime de bulle spéculative si sa probabilité est supérieure à 0,5⁸. Selon ce critère nous pouvons localiser plusieurs phases de bulles spéculatives sur le marché du mil à Solenzo. Nous notons plus d'une vingtaines de phases de bulles spéculatives de janvier 1997 à décembre 2012. Les phases d'effondrement des prix du mil restent assez faibles sur la période.

Pour résumer selon le test de Markov, les bulles spéculatives sont présentes uniquement sur le marché de Solenzo. Aussi, nous trouvons aussi que, tous les marchés présentent des effondrements périodiques des prix du mil. Par ailleurs, les durées d'effondrement des prix du mil sur l'ensemble des marchés restent assez faibles ce qui est préjudiciable pour le consommateur moyen.

La mise en œuvre du test de racine unitaire généralisé sur les 9 marchés que constituent notre étude présente dans le tableau 3 ci-après permet de rejeter l'existence de bulle spéculative sur sept marchés (Bobo-Dioulasso, Dori, Fado, Ouagadougou, Léo, Djibasso). Par ailleurs, le test

⁸ Ce critère a été retenu par dans Araujo 2014

permet de prouver l'existence des bulles spéculatives sur deux marchés que sont les marchés de Solenzo et de Banfora au seuil de 5%

Tableau3 : Résultats du test de racine unitaire généralisé

	Banfora	Bobo	Dori	Fada	Ouagadougou	Manga	Solenzo	Léo	Djibasso
GSADF	2,395137**	1,493573	1,045783	0,448382	1,475449	0,881295	2,858495**	1,068661	0,687797
	2,766482	2,766482	2,98171	2,766482	2,766482	2,98171	2,98171	2,879297	2,983554
	2,093451	2,093451	2,12596	2,093451	2,093451	2,145237	2,145237	2,188886	1,970354
	1,849624	1,849624	1,847525	1,849624	1,849624	1,773178	1,773178	1,732681	1,627577

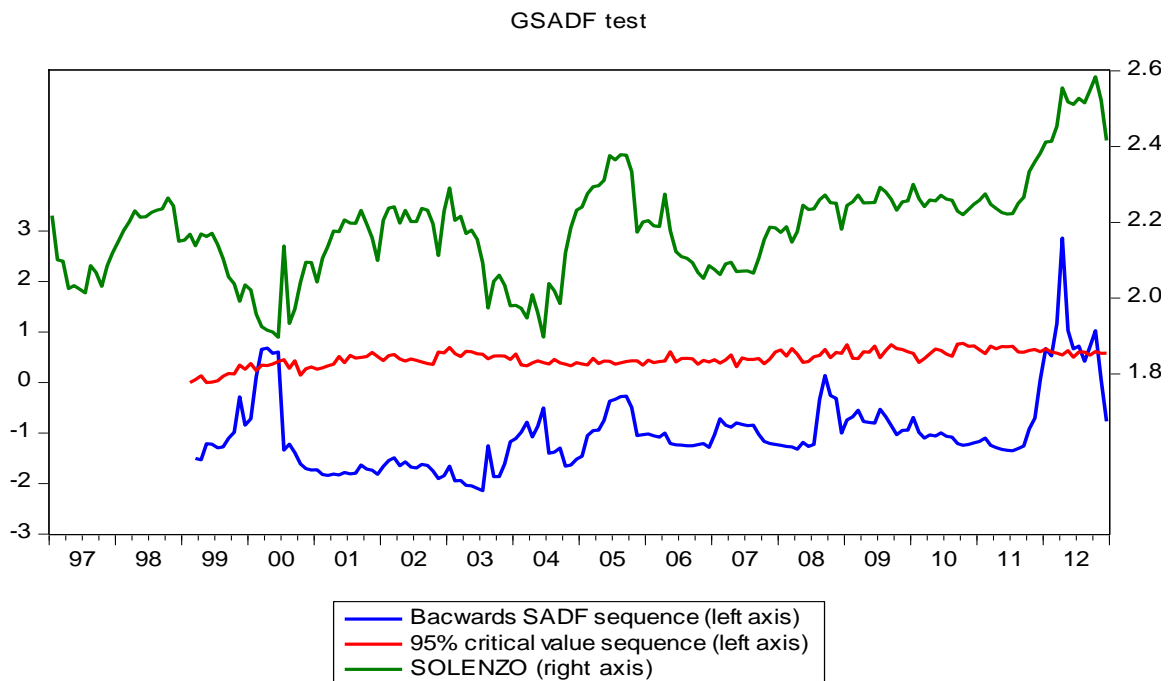
Source : SONAGESS/auteur

Pour localiser les phases de bulles spéculatives nous comparons les séquences des statistiques du SADF aux valeurs critiques des séquences de GSADF à un seuil critique de 95%. Les valeurs critiques de la séquence du test du GSADF ont été obtenues à partir de la simulation monte Carlo avec 1000 répliquions.

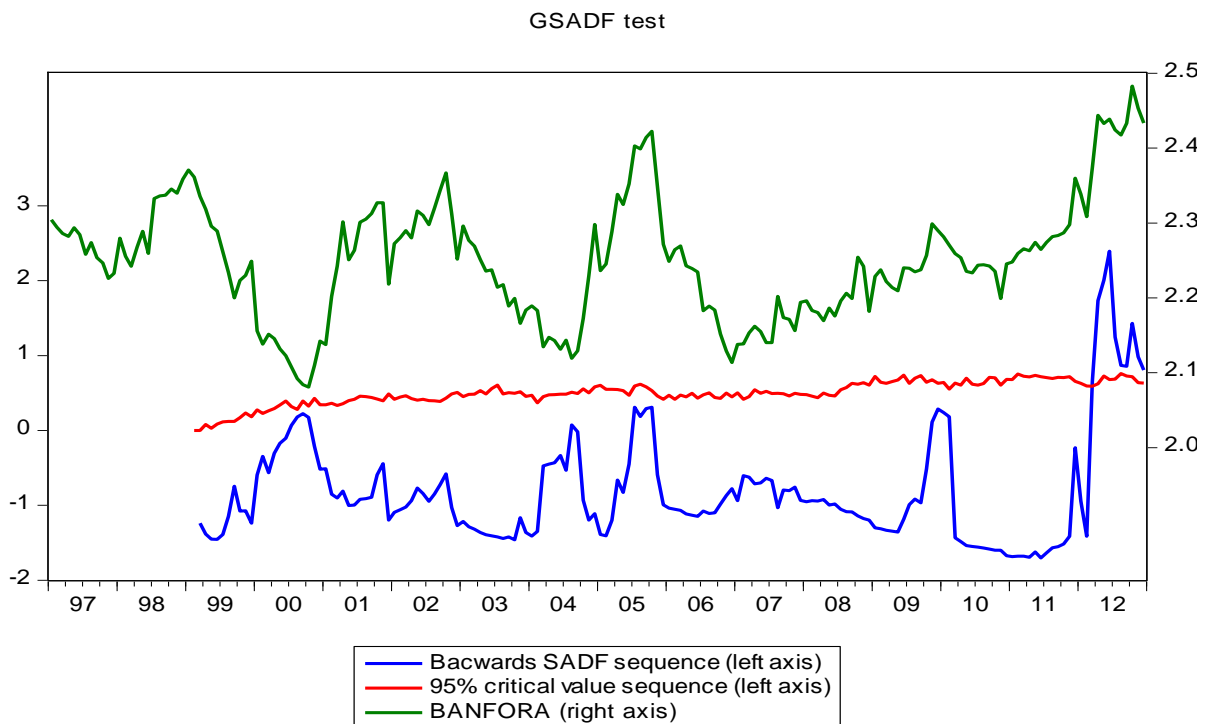
Deux périodes de bulles spéculatives ont été identifiées sur le marché de Solenzo et de Banfora représentées sur les graphiques 4 et 5 ci-après. Les phases de bulles spéculatives ont été identifiées en 2000 et en 2012 sur le marché de Solenzo et en 2012 sur le marché de Banfora. Sur le marché de solenzo, les phases de bulles ont duré 4 mois en 2000 et 10 mois en 2012 alors que sur le marché de Banfora, les phases de bulles spéculatives ont duré 4 mois.

Les phases des bulles ont commencé en janvier sur le marché de Solenzo et se sont achevées en octobre et sur le marché de Banfora, elles ont débuté en mars pour s'achever en juillet. De façon générale, ces épisodes de bulles spéculatives interviennent dans les phases soudures jusqu'à l'arrivée des récoltes. La crise alimentaire et nutritionnelle a été difficile uniquement pour les marchés de Solenzo et de Banfora et ne semble pas avoir affecté les autres marchés. Les prix du mil ont commencé à augmenter de façon drastique à partir de mars 2000 et janvier 2012 à Solenzo et en Mars 2012 à Banfora. La période de crise a été plus durables à Solenzo (10 mois) plus qu'à Banfora (4 mois).

Graphique 5 : Localisation des bulles spéculatives sur les marchés du mil de Banfora



Graphique 5 : Localisation des bulles spéculatives sur les marchés du mil de Banfora



Source : SONAGESS/Auteurs

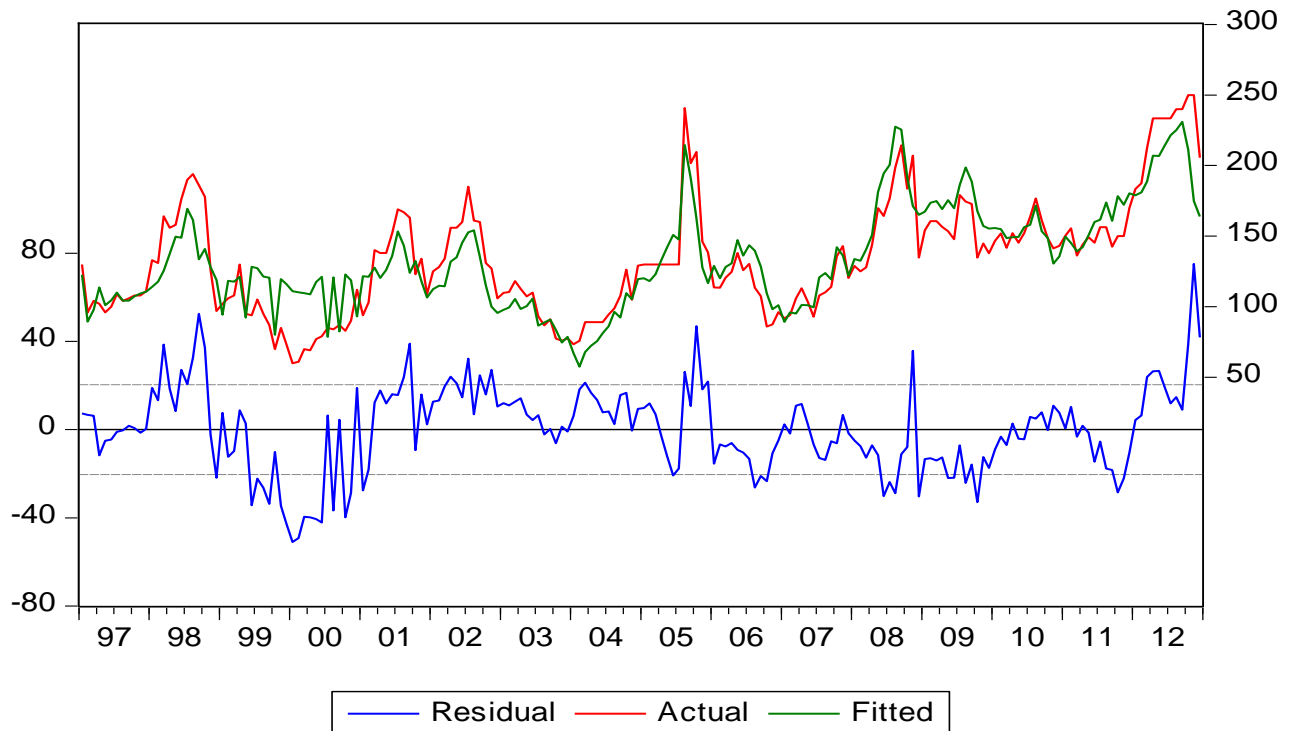
Nous calculons comme indiqué dans la méthodologie, les valeurs fondamentales des séries des prix du mil afin de localiser les périodes des bulles sur les différents marchés de l'étude.

A titre d'illustration, le graphique 6 présente l'évolution du prix du mil à Fada et sa valeur fondamentale calculée à partir de l'équation (15), sur la période allant de janvier 1997 à décembre 2012.

L'écart des prix estimé pour les autres marchés est présenté en annexe.

Les critères définis permettent d'identifier 8 marchés sur 9 marchés caractérisées par des prix significativement supérieurs à leur valeur fondamentale

Graphique 6 : prix du mil à Fada (FCFA/Kg)



Source : SONAGESS/Auteur

Les périodes pour lesquelles les bulles ont été localisées ont été constatées en 1997, 1998, 2003, 2005 et 2012.

De manière générale, les bulles spéculatives se déclenchent sur les marchés soit à partir des mois d'octobre et de novembre et quelques fois en février et prennent fin généralement en décembre et quelque rares fois en mars avec l'arrivée des nouvelles récoltes. En générale, on observe à partir des mois de janvier que les séries des prix sont au-dessus de leur valeur fondamentale. Par exemple, sur le marché de Fada (graphique 6 ci-haut), la première bulle spéculative a débuté dès le mois de janvier 1998 et à éclater en octobre 1998. A Manga, les prix sont au-dessus de leur valeur fondamentale de juillet 1998 à octobre 1998, période à partir de laquelle, la bulle éclate. A Bobo-Dioulasso, les prix sont au-dessus de leur valeur fondamentale de janvier 2003 à février 2003 période à partir de laquelle la bulle explose. En 2005, la bulle spéculative sur les marchés de Fada, et de Manga ont tous les deux éclatées en octobre 2005. Les périodes d'octobre à décembre et janvier /février apparaissent comme des périodes les plus critiques.

On observe toutefois que la phase d'alerte⁹ peut parfois être courte et les crises¹⁰ mal anticipées. Cela a été le cas sur le marché de Djibasso, et de Fada. Les bulles spéculatives sur ces marchés ont toutes éclatées en novembre 2012.

On constate aussi, la crise alimentaire de 2012 a affecté l'ensemble des marchés. Les prix ont été pour la plupart des marchés au-dessus de leur valeur tendancielle. Cela met en évidence la vulnérabilité des marchés face aux chocs exogènes.

Les bulles spéculatives peuvent intervenir pour plusieurs raisons. Les trois principales raisons sont, premièrement les coûts de transaction. Deuxièmement, les bulles spéculatives peuvent survenir à cause du nombre important d'intermédiaire. La troisième raison qu'il faut souligner est le pouvoir de marché. Les périodes de forte hausse des prix peuvent être assez désastreuses pour les consommateurs vulnérables et peuvent entraîner une hausse importante de la malnutrition et des problèmes d'insécurité alimentaire.

Ces observations amènent à proposer L'analyse des bulles spéculatives comme un indicateur d'alerte de marché. A partir de cette analyse, les structures gouvernementales peuvent déjà être en alerte lorsque les prix sont au-dessus de leur valeur fondamentale. Ainsi, la mise en garde peut être donnée dès le mois de juillet si le prix durant ce mois se situe au-dessus de sa valeur tendancielle. Si le prix reste au-dessus de sa valeur tendancielle durant les mois d' Août, de Septembre, l'alerte doit être renforcée. La vigilance doit aussi augmenter avec l'ampleur de l'écart de prix. De même, l'alerte doit être renforcée si plusieurs marchés sont simultanément en situation d'alerte.

5- Discussion conclusion et recommandations

Nous trouvons une évidence empirique que le prix du mil suit un processus non linéaire. Ces prix dans la majorité des marchés étudiés évoluent suivant un processus à deux régimes : un régime dans lequel les prix du mil s'effondrent périodiquement et un autre dans lequel, il y a la présence de bulle spéculative. Les résultats empiriques nous ont permis de constater que les hausses des prix du mil sont parfois assez brutales sur certains marchés (le marché de Solenzo par exemple). Nos résultats ne rejettent pas l'effondrement périodique des cours du prix du mil sur les marchés. Toutefois, nous trouvons que, les périodes des hausses des prix sont plus durables sur les marchés que les effondrements périodiques des prix. Par exemple, A

⁹ L'alerte désigne ici les périodes à partir desquelles les prix sont au-dessus de leur valeur fondamentale mais n'ont pas encore éclatées.

¹⁰ La crise intervient dès lors que la bulle éclate

Ouagadougou, les phases de hausses des prix durent 6 mois contre 3 mois pour les baisses, sur le marché de Fada les phases de baisse durent 2 mois et celles des hausses durent 7 mois.

Les techniques de détection de bulles spéculative sur les marchés par la méthode (PSY, 2011) ont permis de prouver la présence de bulles sur deux marchés : celui de Solenzo et celui de Banfora. Les phases de bulles spéculatives ont été identifiées en 2000 et en 2012 sur le marché de Solenzo et en 2012 sur le marché de Banfora. Sur le marché de solenzo, les phases de bulles ont duré 4 mois en 2000 et 10 mois en 2012 alors que sur le marché de Banfora, les phases de bulles spéculatives ont duré 4 mois. Les phases des bulles ont commencé en janvier sur le marché de Solenzo et ce sont achevées en octobre et sur le marché de Banfora, elle a débuté en mars pour s'achever en juillet. De façon générale, ces épisodes de bulles spéculatives interviennent dans les phases soudures jusqu'à l'arrivée des récoltes. La crise alimentaire et nutritionnelle a été sévèrement difficile uniquement pour les marchés de Solenzo et de Banfora et ne semble pas avoir affecté les autres marchés. Les prix du mil ont commencé à augmenter de façon drastique à partir de mars 2000 et janvier 2012 à Solenzo et en Mars 2012 à Banfora. La période de crise a été plus durables à Solenzo (10 mois) plus qu'à Banfora (4 mois).

A partir de l'analyse du prix à sa valeur fondamentale, l'existence des bulles spéculatives ont été identifiées sur l'ensemble des marchés sauf sur le marché de Dori. De façon générale, les bulles spéculatives éclatent dans le mois d'octobre ou de novembre c'est-à-dire durant la période sèche.

Les origines de la crise alimentaire de 2012 a fait l'objet d'une vaste littérature. Selon Cornia et Deotti(2008), les crises alimentaires ne résultent pas seulement d'une baisse de l'offre alimentaire, de l'échec des institutions dans la gestion de l'aide alimentaire mais aussi, du comportement non efficient du marché des céréales. Nos résultats économétriques ne rejettent pas l'existence de bulle spéculative en 2012 et tend à confirmer la nature spéculative des crises alimentaires. Aussi, l'analyse des bulles spéculatives peut s'avérer comme étant un bon outil pour alerter les autorités afin d'anticiper les crises alimentaires dans le futur. Pour une amélioration significative des résultats, les prochaines études pourrait utiliser les données hebdomadaires, Pour cela, nous recommandons à l'Etat Burkinabé de renfoncer le système d'information des marchés du pays surtout dans la collecte des données à haute fréquence notamment les données hebdomadaires.

Références Bibliographiques

Altay, E., *Rational Bubbles in Istanbul Stock Exchange: Linear and Nonlinear Unit Root Tests*, Economics of Emerging Markets, Nova Publishers, New York, 2008

Araujo, B. et Catherine, S.,(2014) Are grain markets in Niger driven by speculation?, International Conference on Food Price Volatility: Causes and Challenge IMF's Research Department, OCP Policy Center, and the Center for Technology and Economic Development at New York University Rabat, Morocco, February 25-26, 2014

Blanchard, O. J., *Speculative Bubbles, Crashes and Rational Expectations*, Economic Letters, Elsevier, 3, 387-89, 1979.

Blanchard, O. J. and Watson M. W., *Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets*, NBER Working Paper No.945, 1982.

Campbell, J. and Shiller, R., *The Dividend–Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors*, NBER Working Paper No.2100, 1986.

Campbell, J. and Shiller, R., *Cointegration and Tests of Present Value Models*, The Journal of Political Economy, 95, (5), 1062-1088, 1987.

Dezbakhsh, H. and Demirguc-Kunt, A., *On the Presence of Speculative Bubbles in Stock Prices*, The Journal of Financial and Quantitative Analysis, 25, 101-12, 1990.

Diba, B. and Grossman, H., *Rational Bubbles in the Price of Gold*, NBER Working Paper no. 1300, 1984.

Diba, B. and Grossman, H., *The Theory of Rational Bubbles in Stock Prices*, The Economic Journal 98, 746–54, 1988a

Diba, B. and Grossman, H., *Explosive Rational Bubbles in Stock Prices?* American Economic Review 78, 520–30, 1988b.

Dickey, D. A. and Fuller, W. A., *Distributions of the Estimators of Autoregressive Time*

Series With a Unit Root, J. Am. Stat. Assoc. 74, 427- 31, 1979.

DGPER, (2010), Productivité agricole et efficacité de la dépense publique : analyse d'impact,

INSD, (2003), Enquête Burkinabè sur les Conditions de Vie des Ménages.

Driffill, J. and Sola, M., *Intrinsic Bubbles and Regime Switching*, Journal of Monetary Economics 42, 357–73, 1998.

Evans, G., *Pitfalls in Testing for Explosive Bubbles in Asset Prices*, American Economic Review 31, 922–30, 1991

Flavin, M. A., *Excess Volatility in the Financial Markets: A Reassessment of the Empirical Evidence*, Journal of Political Economy, 91, 929-56, 1983

Grossman, S. J. and Shiller R. J., *The Determinants of the Variability of Stock Market Prices*, NBER Working Paper No. 564, 1981.

Gürkaynak, R. S., *Econometric Tests of Asset Price Bubbles: Taking Stock*, Journal of Economic Surveys 22,166-86, 2005, 2008.

Hamilton, J. D., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994.

Hamilton, J. D. and Whiteman, C. H., *The Observable Implications of Self-fulfilling Expectations*, J. Monetary Econ., 16, 353-73, 1985.

Hall, S., Psaradakis, Z. and Sola, M., *Detecting Periodically Collapsing Bubbles: A Markov-switching Unit Root Test*, Journal of Applied Econometrics 14, 143–54, 1999.

Homm, U. and Breitung, J., *Testing for Speculative Bubbles in Stock Markets: A Comparison of Alternative Methods*, *Journal of Financial Econometrics*, forthcoming, 2011.

MEF/MARA, (1996), Etude de faisabilité technico-économique du projet de production, commercialisation et transformation de l'arachide de bouche, Rapport principal.

Ministère des Ressources Animales, (2010), Politique Nationale de Développement Durable de l'Élevage (PNDEL, 2010).

Phillips, P. C. B., Shi, S. and Yu, J., *Testing for Multiple Bubbles*, Singapore Management University, Center for Financial Econometrics Working Paper 2010–03, 2011a

Phillips, P. C. B., Wu, Y. and Yu, J., *Explosive Behavior in the 1990s NASDAQ: When did Exuberance Escalate Asset Values?* International Economic Review 52, 201-26, 2011.

Phillips, P. C. B. and Yu, J., *Limit Theory for Dating the Origination and Collapse of Mildly Explosive Periods in Time Series Data*, Singapore Management University, 2009

Rappoport, P. and White, E., *Was There a Bubble in the 1929 Stock Market?*, *Journal of Economic History*, 53 (3), 549–74, 1993.

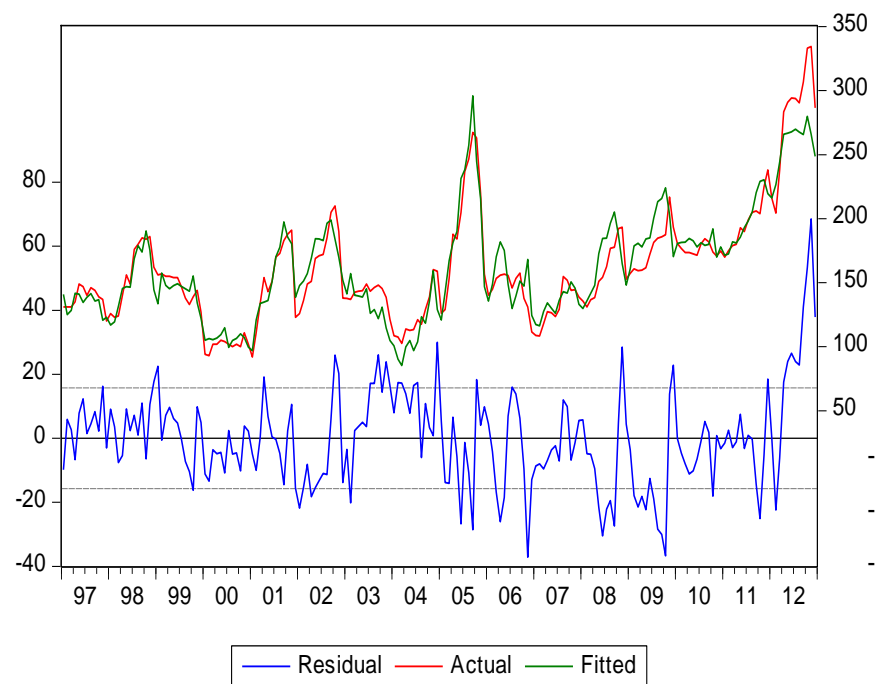
Ravallion, M. (1985), *'The performance of Rice price Markets in Bangladesh During the 1974 Famine'*, *The Economic Journal*, 95(377): 15-29.

Sen, A. (1981) *Poverty and famines. An Essay on Entitlements and Deprivation*, Oxford: Clarendon Press.

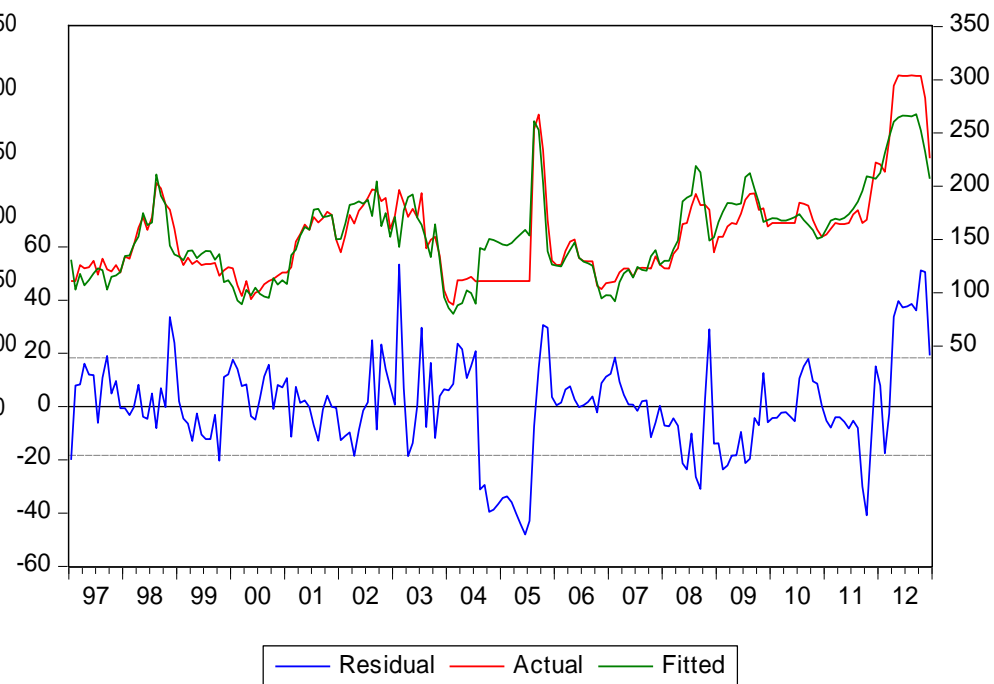
Shi, S., Phillips, P. C. B. and Yu, J., *Specification Sensitivity in Right-Tailed Unit Root Testing for Explosive Behavior*, Hong Kong Institute for Monetary Research Working Paper No.17, 2011.

Annexe

Banfora

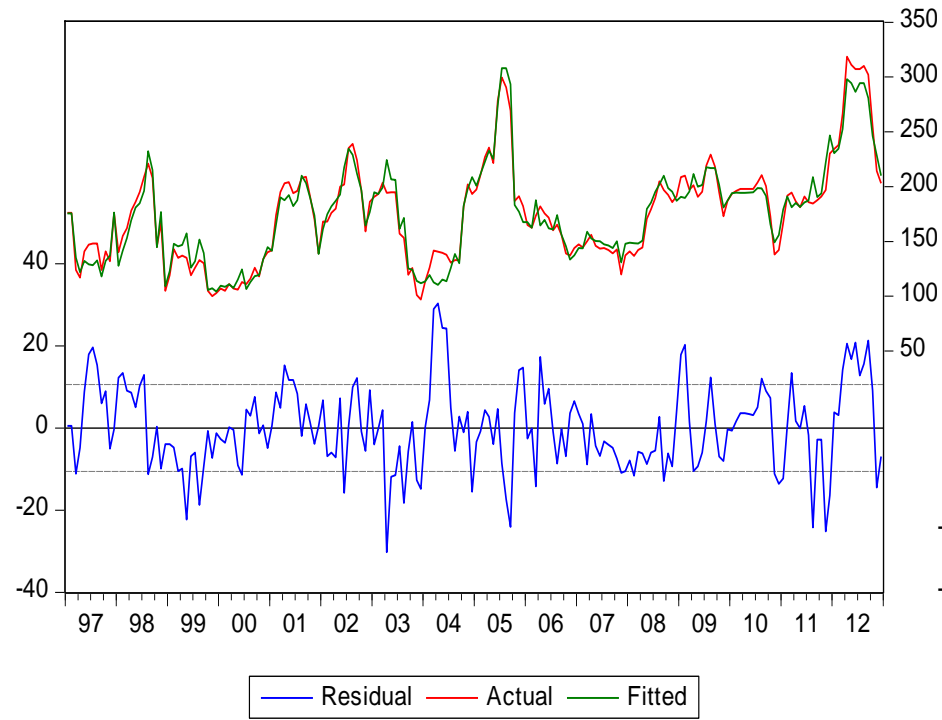


Bobo

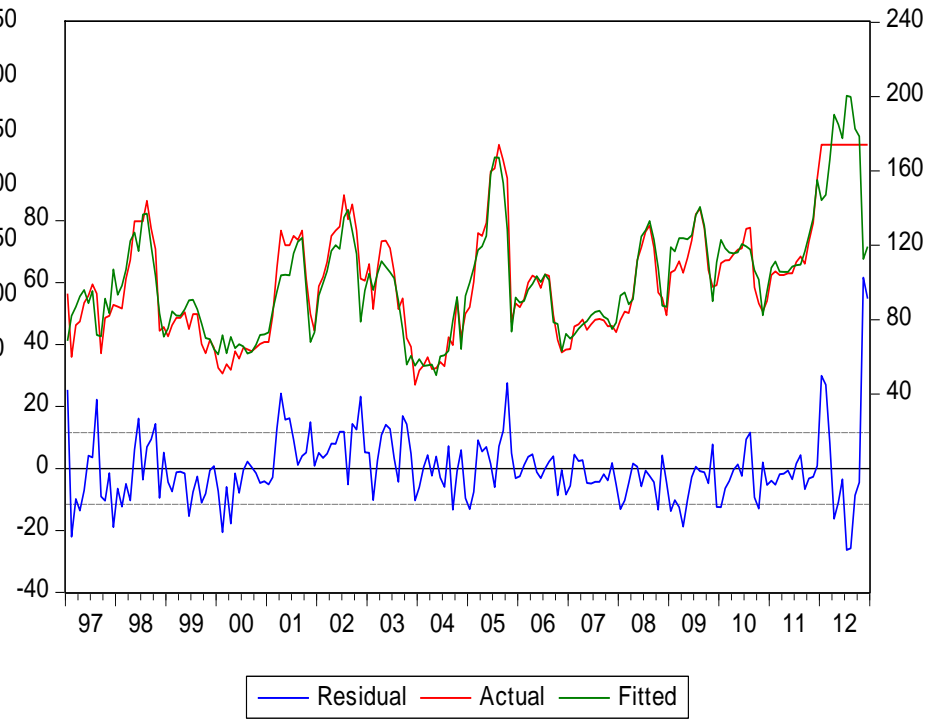


Source : SONAGESS/ Auteurs

Djibasso

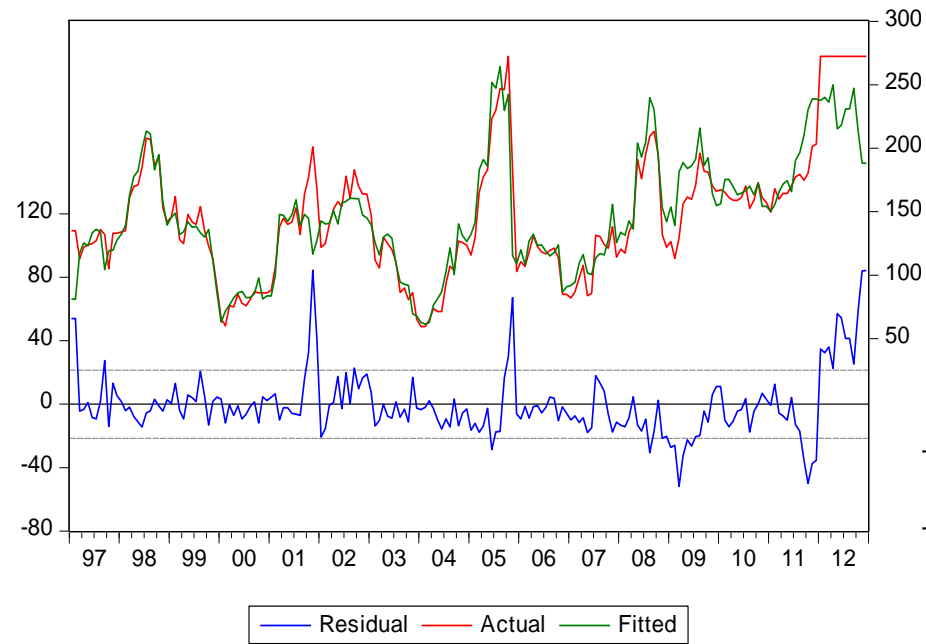


Dori

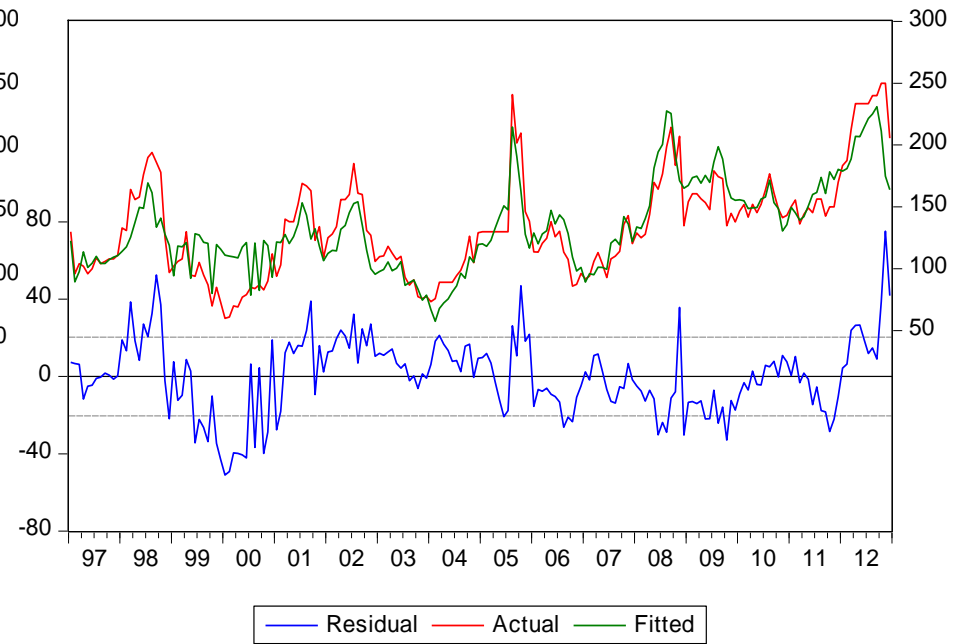


Source : SONAGESS/ Auteurs

Fada

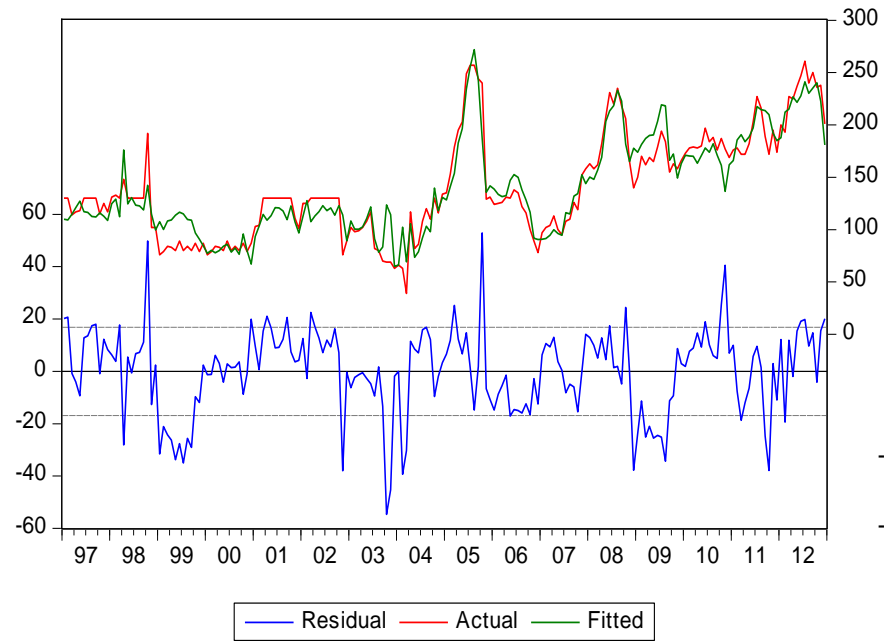


Léo

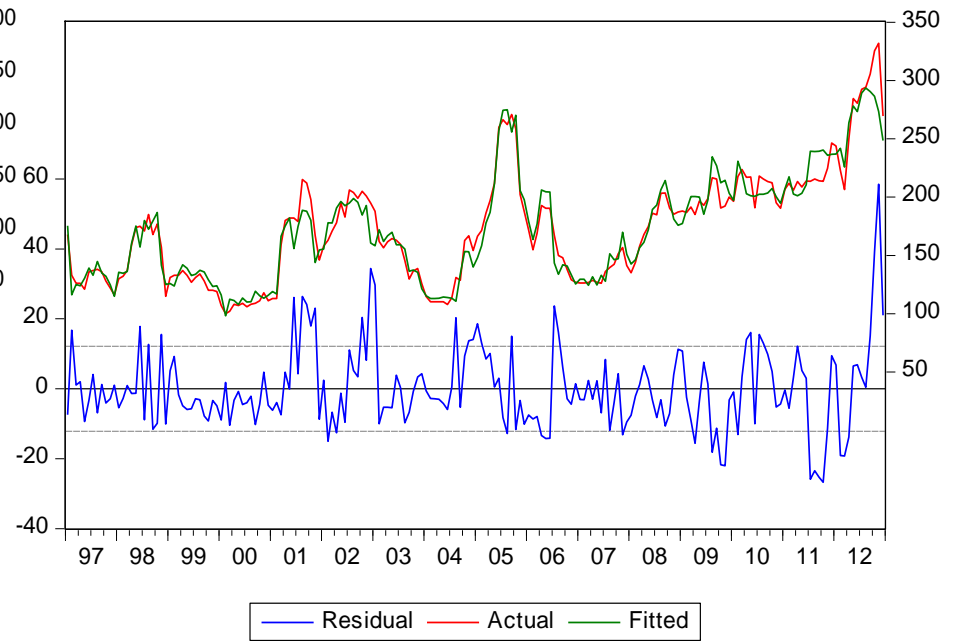


Source : SONAGESS/ Auteurs

Manga

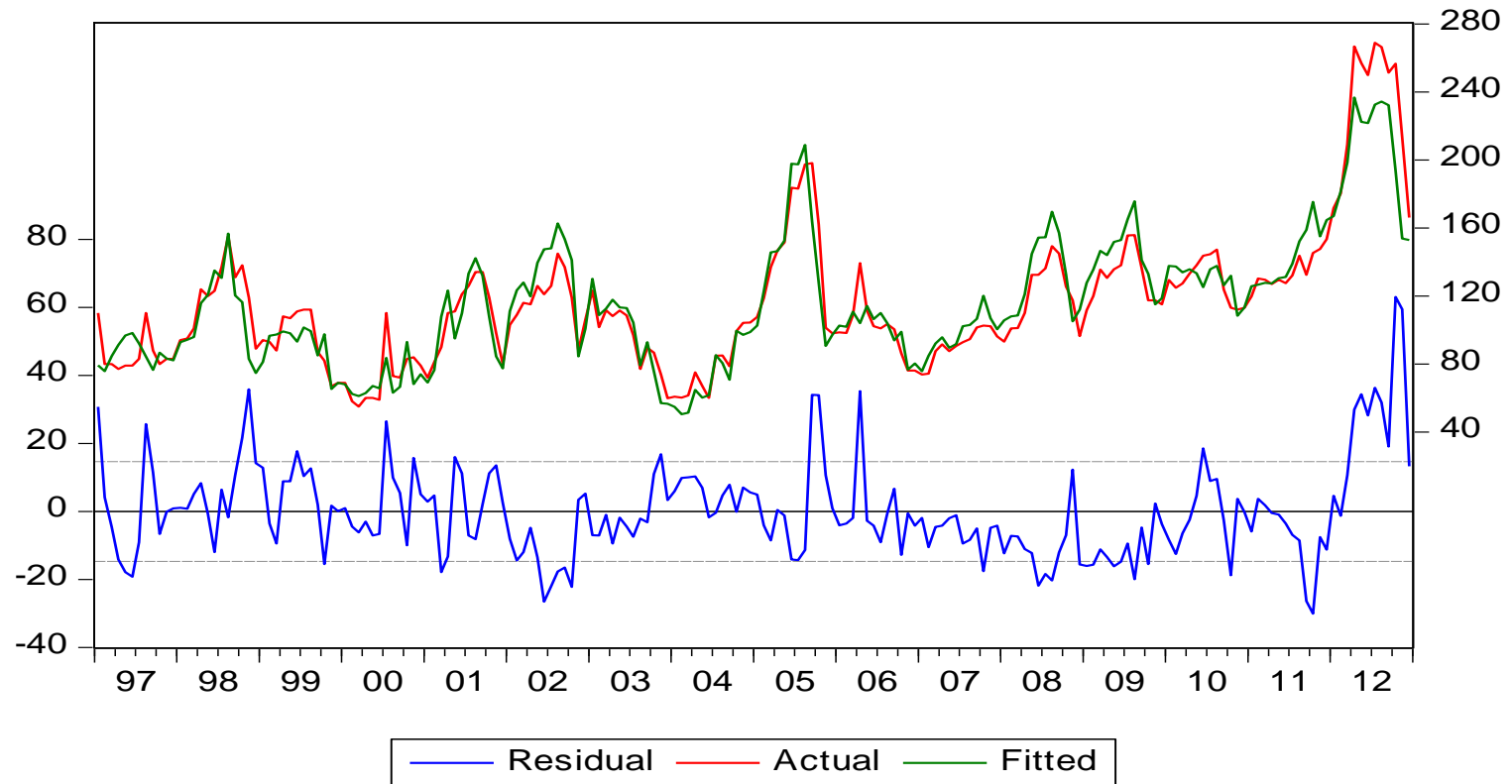


Ouaga



Source : SONAGESS/ Auteurs

Solenzo



Source : SONAGESS/ Auteurs