

Analyse De La Transmission De La Volatilité Du Prix Du Pétrole Aux Prix Des Céréales : Cas Du Marché Du Riz Ivoirien

Kouadio Gnamien Brice

(Doctorant A L'université Félix Houphouët Boigny De Cocody (Ufr-Seg))

Résumé :

La modélisation de la transmission de la volatilité de l'indice des prix du pétrole aux prix des céréales est un élément fondamental dans le domaine de l'évaluation du risque des marchés financiers. Le modèle GARCH multivarié (MGARCH), une extension du célèbre GARCH univarié, est l'un des outils les plus utiles pour modéliser le co-mouvement de séries chronologiques multivariées avec une matrice de covariance variable dans le temps. Fondé sur l'examen de diverses formulations du modèle GARCH multivariée, cet article estime deux modèles MGARCH, respectivement BEKK et DVEC, sur la base des données de deux indices du prix du pétrole sur le marché financier international et du prix local du riz du marché ivoirien. Les diagnostics post-modèles indiquent des performances d'ajustement satisfaisantes de ces modèles MGARCH estimés. De plus, elle propose une comparaison de la qualité de l'ajustement et des performances de prévision de ces formes en adoptant le critère d'erreur absolue moyenne (MAE). Tout au long de cette application, la conclusion qui peut être tirée est que les performances d'ajustement et de prévision significatives fournissent un compromis entre parcimonie et flexibilité des modèles MGARCH.

Mots clés : Marchés des matières premières, marché financier international, volatilité des prix, GARCH Multivarié

Date of Submission: 03-06-2024

Date of acceptance: 13-06-2024

I. Introduction

Une des préoccupations majeures qui captive l'attention de la communauté internationale se trouve être la volatilité des prix des matières agricoles (Huchet-Bourdon, 2011). Cette volatilité pousse les décideurs politiques ainsi que tous les participants à la chaîne d'approvisionnement alimentaire à s'intéresser de plus près à cette question tout en cherchant à comprendre son évolution. Aujourd'hui, plusieurs acteurs de l'activité agricole sont de plus en plus confrontés à un certain nombre de risques qui étaient auparavant absorbés par les stratégies de marché et de soutien des prix (Matthew, 2010).

Le secteur agricole reste toujours exposé à de nombreux risques tels que les risques liés à la production, aux marchés, aux institutions, aux personnes et au secteur financier (OCDE, 2009). La perturbation des chaînes d'approvisionnement alimentaire due également au confinement de COVID-19 dans le monde entier a été une des raisons majeures de la volatilité des prix des matières agricoles (Ji et al., 2020 ; Sifat et al., 2021 ; Rubbaniy et al., 2022 ; Zhang et al., 2022). Ces perturbations ont soulevé des inquiétudes quant aux outils de gestion des transactions des matières agricoles, des gestions du risque de la chaîne d'approvisionnement mondiale, les allocations stratégiques d'actifs et la supervision par les régulateurs du risque d'inflation en période d'incertitude liée aux pandémies (Shiba et al., 2022).

La théorie économique n'est pas restée en marge de ce phénomène. En effet, les physiocrates et les classiques, considèrent qu'une émission massive de papier-monnaie pour financer les guerres peut contribuer à alimenter la hausse des prix. Globalement, les économistes affirment que l'inflation affecte bien souvent les structures de l'économie. Pour eux, l'inflation modifie à partir des prix relatifs des produits le rapport entre les différents secteurs traditionnels et non traditionnels. Les hausses des prix occasionnées par cette inflation effectuent donc une réallocation des ressources moins optimale. Ce qui permet de retirer plus facilement des revenus de la spéculation que d'un effort de croissance. Ainsi, l'appréciation de la rentabilité financière motive bien souvent les investissements qui sont victimes d'une fausse analyse de l'inflation (Thorn et Bernard, 1976).

Cependant, au niveau empirique, la volatilité des prix des matières premières agricoles peut présenter des avantages et des inconvénients. En effet, selon Guellil et al. (2018), une bonne prévision de cette volatilité peut contribuer à l'amélioration des politiques appropriées et aider les acteurs du marché à mieux s'adapter à ces phénomènes. Galtier (2009) et Matthews (2010) ont quant à eux montré, à travers leurs études, que certaines mesures entreprises par des gouvernements ont permis d'anticiper les risques de volatilité des prix. Ce qui a permis

aux agriculteurs de mieux faire face à l'instabilité de leurs revenus. Selon Wibowo *et al.* (2023), il est difficile de conclure à l'effet de la volatilité des marchés sur les investissements et l'épargne. En effet, si l'on considère la volatilité comme la manifestation d'un risque macroéconomique, cela entraîne une augmentation de l'épargne de précaution. En fait, une augmentation de l'épargne entraîne une baisse des taux d'intérêt (le coût du capital), augmentant ainsi le montant des investissements réalisés (Deaton, 1989).

Par ailleurs, Khan *et al.* (2020), ont montré dans leurs études que les mesures imposées par certains pays tels que le confinement pour contenir la propagation du virus ont contribué à accentuer la vulnérabilité des pays en voie de développement. Pour eux, ces mesures ont parfois freiné l'élan des chaînes d'approvisionnement alimentaire des grandes surfaces. En effet, l'instabilité des prix des produits agricoles se trouve bien souvent non maîtrisée par les acteurs financiers. Ce qui a tendance à modifier le mode de consommation des ménages les plus vulnérables. Les conséquences des fluctuations des prix des matières premières agricoles continuent de se présenter, aussi bien à la hausse qu'à la baisse. Ce qui fausse bien souvent les prévisions des institutions internationales face aux interprétations des cours des matières premières agricoles. C'est l'une des raisons qui explique la perte financière, la baisse des revenus et l'endettement des consommateurs. Ainsi, une totale libéralisation de ces marchés peut amplifier la volatilité des prix des produits agricoles, renforçant ainsi la concurrence et les inégalités entre Etats (Khan *et al.*, 2020).

La volatilité définie comme le taux de variation des prix sur une période de temps successive ; elle est déterminée par la vitesse, l'ampleur et le changement de direction de la variation des prix (ECLAC/FAO/IICA, 2011). Le problème de la volatilité des prix des matières premières agricoles peut avoir de graves conséquences pour les pays : perte d'efficacité économique, insécurité alimentaire accrue, aggravation de la malnutrition, impact négatif sur leur balance commerciale, troubles sociaux possibles, pour n'en citer que quelques-uns (CEPALC/FAO/IICA, 2011). On craint également que cette situation ait un impact dévastateur sur les pauvres, dans la mesure où une plus grande part de leur budget familial est consacrée à l'alimentation (Nwoko *et al.*, 2016). La question alimentaire reste un sujet très sensible auprès des populations, et la volatilité des matières premières agricoles se doit revenir au centre des débats de politique agricole (Wibowo *et al.*, 2023).

Dans ce contexte, l'objectif de cet article est d'analyser la transmission de la volatilité du prix du pétrole du marché financier international aux prix locaux des céréales en particulier le riz du marché ivoirien. De manière spécifique, analyser d'une part la volatilité du prix du pétrole du marché financier et d'autre part, d'évaluer la volatilité du prix du pétrole du marché financier sur le prix local du riz du marché ivoirien. L'analyse du rapport entre le prix du pétrole et le prix local du riz n'est pas arbitraire. Théoriquement, cette analyse découle d'une relation établie de longue date entre le pétrole brut et le riz (Arshad et Abdel Hameed (2010) ; Huchet-Bourdon (2011) ; Nwoko *et al.*, (2016) et Wibowo *et al.*, (2023). C'est dire que le prix du pétrole et le prix du riz sont deux indicateurs économiques qui peuvent être liés de manière indirecte (Gogoi, 2014).

En effet, la production de riz dépend en grande partie de l'agriculture, qui est une activité très consommatrice d'énergie. De ce fait, une hausse des prix du pétrole peut entraîner une augmentation des coûts de production pour l'agriculteur. Dans ce cas, l'agriculteur peut faire répercuter cette hausse sur le prix du riz. Tout comme ses auteurs (Bouri *et al.*, 2019 ; Bildirici et Sonustun, 2018 ; Chen et Xu, 2019), le prix du pétrole fait partir des actifs les plus importants et les plus couramment échangés sur les marchés financiers internationaux. De ce point de vue, lorsque les investisseurs réalisent que le risque lié au prix du pétrole augmente l'incertitude des marchés financiers internationaux, les investisseurs cherchent à acheter les matières premières, plutôt que d'autres actifs qui contribueraient à alimenter la spirale des contagions financières comme le pétrole et les actions (Yaya *et al.*, 2022 ; Corbet *et al.*, 2021 ; Conlon *et al.*, 2020).

Notre contribution à cet article se situe en deux points :

- Nous déterminons une analyse comparative entre deux modèles GARCH multivariés des séries temporelles sous les formes BEKK et DVEC.
- Nous déterminons ainsi un test de spillovers qui permet d'analyser la transmission de la volatilité du prix du pétrole aux prix locaux du riz du marché ivoirien.

Pour mener à bien cette étude, nous allons utiliser les données portant sur le prix du pétrole du marché financier (Pétrole/USD) fournies par le site web investing.com et sur le prix du riz du marché local (PRIZLO/USD) de la base de données Programme Mondial Alimentaire (WFP) sur la période de janvier 1980 à décembre 2020. Nous avons estimé deux modèles MGARCH basés sur la forme DVECH et la forme BEKK par la méthode du quasi-maximum de vraisemblance. Une fois le modèle estimé, nous étudions la qualité de l'estimation et utilisons les résultats obtenus pour calculer la prévision de volatilité. Cela nous permettra de capter la dynamique de la variance et de la covariance.

Cet article est organisé comme suit : La section suivante présente une revue de la littérature sur la volatilité du prix des denrées alimentaires. Ensuite, la troisième section présente les données et la méthode économétrique. Enfin, les résultats seront suivis des interprétations et des discussions. Notre travail s'achèvera par la conclusion.

II. Revue De Littérature

Dans la littérature, plusieurs auteurs ont montré que la hausse des prix entraîne souvent la volatilité des prix agricoles. Cette hausse des prix sur le marché agricole fait suite à une inflation beaucoup plus présente dans les éléments du processus d'équilibrage de l'économie ; de l'excès d'offre de monnaies ou des pressions exercées par les coûts salariaux à proximité du plein-emploi. La théorie de l'inflation à travers les théories de la dualité a donné une explication de la volatilité des prix des denrées agricoles en montrant comment l'inflation arrivait à impacter la structure du marché (Thorn et Bernard, 1976). D'autres auteurs, à partir de leur étude, ont montré que la volatilité des prix des denrées alimentaires est issue du lien entre les marchés financiers et les marchés des matières premières agricoles.

D'une part sur le plan théorique, l'analyse des structures peut se baser sur les éléments économiques de manière spécifique. En effet, dans nos économies modernes, les marchés ne sont pas tous identiques. Ces marchés s'éloignent assez nettement du marché de la concurrence. L'existence de monopoles ou d'oligopoles concertés ne peut pas expliquer, en soi, le phénomène de l'inflation. La caractéristique d'un monopole¹, par exemple, est de fixer un niveau de prix de ces produits au-dessus de celui qui s'établirait en concurrence ; mais cela n'explique pas une croissance continue des prix.

En effet, la mutualisation des structures telles que le phénomène de concentration croissante des secteurs et la création de nouveaux oligopoles, dans un premier temps, peut s'accompagner d'une hausse perpétuelle des prix. Cela donne une priorité au processus de croissance déséquilibré au détriment des processus de croissance équilibrés. Si le déséquilibre est permanent, l'inflation n'est que la manifestation d'ajustement des comportements ou des structures. Les politiques qui favorisent ces ajustements deviennent souhaitables, dans la mesure où ces politiques sont essentiellement structurelles.

Dans un deuxième temps, la prise en compte de la coexistence de secteurs des marchés qui ne sont pas dans des situations identiques est une condition du développement d'un processus inflationniste, dont nous appelons la dualité des secteurs. Leur comparaison dans ces théories nous permet de mieux apprécier leur comportement. Il s'agit ici du secteur concurrentiel et du secteur non concurrentiel. En réponse à un choc exogène sur les prix, l'interaction des deux secteurs entraîne un processus cumulatif d'inflation.

Ainsi, les secteurs concurrentiels sont plus sensibles aux modifications de la demande globale. En effet, lorsqu'une politique monétaire ou budgétaire accroît la demande globale, le secteur concurrentiel répond par une hausse des prix selon le mécanisme normal du marché. Cette hausse des prix qui se répand dans toute l'économie modifie les prix relatifs. Au niveau du secteur non concurrentiel cette hausse se transmet à travers les coûts, et notamment à travers les hausses des salaires nominaux. Il peut demeurer ainsi pendant un certain temps si et seulement si le secteur comprime ses marges. Mais lorsque l'accroissement des marges devient nécessaire, le nouveau changement des prix relatifs déclenche une nouvelle flambée des prix. On peut donc accuser la structure duale des économies, de constituer un terrain propice au développement de l'inflation et partant à la volatilité des prix.

Pendant, les théories conjoncturelles de l'inflation ont leur niveau une vue restreinte du phénomène. Alors que les théories structuralistes globalisent et apportent une compréhension plus nuancée qui n'exclut pas certains phénomènes conjoncturels. Ainsi, les remèdes au problème de l'inflation semblent encore inexistantes. En réalité, les politiques économiques observées ne sont qu'une réponse immédiate des théories du passé, qui dans la lignée néoclassique et keynésienne restent essentiellement conjoncturelles.

D'autre part, au niveau empirique, plusieurs études présentent leur contribution dans la littérature en expliquant la volatilité des prix des denrées alimentaires soit à travers le marché financier ou soit par les phénomènes naturels.

Edamisan et al. (2018) ont étudié la dynamique de la volatilité des rendements de l'indice des prix alimentaires, des rendements de l'indice des prix des produits alimentaires importés, du prix du dollar au bureau de change et du taux interbancaire. Cette étude a montré que l'instabilité du marché des changes se répercute sur le marché alimentaire nigérian avec un effet de levier prononcé et une persistance de la volatilité des prix alimentaires.

¹ On désigne par monopole une situation dans laquelle une firme unique est présente de façon durable sur un marché et, par extension, cette firme elle-même. C'est à Cournot (1838) que l'on doit la première caractéristique du comportement d'un monopole par la condition de maximisation du profit : recette marginale = coût marginal qui permet de déterminer la production et le prix optimaux pour l'entreprise. Plus tard, le concept sera étendu à un marché différencié sur lequel chaque entreprise produit une variété particulière d'un bien et se comporte comme un monopole sur un segment de marché. Néanmoins la situation de telles firmes est moins confortable que celle du monopole traditionnel dans la mesure où les différentes variétés sont substituables entre elles il s'établit donc une concurrence par les prix entre les variétés, d'où le nom de concurrence monopolistique donné à ce type de marché (Arrow, 1972).

Saman et Alexandri (2018) ont démontré qu'il existe une relation dynamique entre les taux de change, de l'inflation et du commerce extérieur agricole en Bulgarie, en Pologne et en Roumanie aux prix alimentaires mondiaux. En utilisant un modèle VAR variable dans le temps, les auteurs ont que les prix alimentaires mondiaux élevés se répercutent sur les économies nationales, provoquant ainsi une pression sur l'inflation à long terme. De plus, l'impact d'un choc positif sur les prix alimentaires internationaux augmente l'inflation intérieure, déprécie la monnaie et réduit le commerce agricole. Par ailleurs, les vulnérabilités aux prix alimentaires mondiaux sont plus prégnantes pour la Roumanie et la Bulgarie. Enfin, la différence dans la transmission des prix mondiaux serait liée au statut différent des pays en matière de commerce alimentaire et agricole.

Fasanya et Olawepo (2018), dans leurs études, ont examiné les déterminants de la volatilité des prix alimentaires au Nigeria en utilisant des données mensuelles de janvier 1997 à avril 2017. Ils ont montré à travers les modèles BEKK et DCC que les chocs informationnels provenant des indices des prix à la consommation (IPC), du taux de prêt, du taux de change et du marché pétrolier. Ces variables ont un effet direct sur la volatilité conditionnelle actuelle du marché alimentaire. Cependant, les chocs informationnels provenant des aliments ont aussi un effet direct sur la volatilité conditionnelle de tous les marchés considérés à l'exception du pétrole. Pour eux, la réduction de l'effet des prix élevés du pétrole sur les prix alimentaires peut offrir aux agriculteurs un programme de crédit agricole à taux réduit grâce à des banques spécialisées.

Katusiime (2018), dans son étude, examine les effets d'entraînement entre la volatilité des prix du pétrole et des produits alimentaires. Il montre que les résultats des modèles GVAR et MGARCH indiquent qu'il existe un faible niveau de propagation de la volatilité et d'interconnexion entre les marchés. En effet, pendant les périodes de crise, les répercussions de la volatilité entre marchés et l'interconnexion des marchés augmentent fortement et nettement. Par ailleurs, les deux modèles ont montré qu'il existe au cours des périodes de forte incertitude et de crise sur les marchés, un débordement de volatilité faible.

Özdurak (2021), qui dans son article a analysé la volatilité et des retombées de la volatilité entre l'indice des prix des produits alimentaires, le taux de change dollars, l'indice des prix à la production agricole et l'indice des prix des produits alimentaires en Turquie. En utilisant des données mensuelles sur la période 01/01/2000 au 31/12/2020, les résultats indiquent que l'effet d'entraînement de la volatilité entre l'indice des prix alimentaires turcs et l'indice des prix alimentaires mondiaux est plus significatif que l'effet d'entraînement du rendement. Par ailleurs, il existe un effet d'entraînement de volatilité significatif entre l'indice des prix alimentaires turcs, les taux de change et l'indice des prix alimentaires mondiaux à court terme, tandis que cet effet disparaît à long terme.

Sanusi et Dickason (2022) ont conduit une étude visant à mettre en lumière l'interaction dynamique entre les prix du pétrole, les taux de change et les prix des produits alimentaires dans les BRICS. En s'appuyant sur des modèles VAR en panel, leurs résultats indiquent que les prix du pétrole et les chocs de taux de change exercent une influence significative sur les prix des produits alimentaires. De plus, les prix du pétrole et les taux de change sont des sources importantes de la variation des prix alimentaires. Par ailleurs, leurs résultats confirment aussi l'existence d'une causalité unidirectionnelle entre le prix du pétrole et le prix des denrées alimentaires, et entre le taux de change et les prix des denrées alimentaires. Enfin, il existe un seuil de prix du pétrole sur le lien entre le prix du pétrole et le prix des produits alimentaires.

Shiba et al. (2022), ont analysé la perturbation de la chaîne d'approvisionnement alimentaire des verrouillages Covid-19 dans le monde. Ils se sont plutôt focalisés sur l'examen du pouvoir prédictif des incertitudes quotidiennes liées aux maladies infectieuses (EMVID) sur les contrats à terme négociés sur les produits de base dans le support agricole, parfois connus sous le nom de Softs. En utilisant un modèle HAR-RV et en s'appuyant sur une approche d'estimation hors échantillon à court, moyenne et à long terme, avec des données intra-journalières dans l'intervalle de 5 minutes pour 15 contrats à terme sur les produits agricoles, les auteurs estiment la volatilité quotidienne. Au cours de l'épisode Covid-19, leurs résultats ont indiqué qu'Emvid joue un rôle important dans la prévision de la voie future de l'agriculture.

Des études récentes ont également été menées afin d'analyser l'action des maladies infectieuses sur les marchés financiers, notamment depuis l'apparition de la pandémie de COVID-19 (voir par exemple Salisu et Vo, 2020 ; Salisu et al., 2020 ; Caggiano et al., 2020 ; Shahzad et al. 2020 ; Salisu et Sikiru, 2020 ; Salisu et Adediran, 2020 ; Adediran et al., 2023 ; Liu, 2022). Ainsi, ces études se sont principalement concentrées sur les rendements boursiers. Certaines études établissent un lien entre l'évolution des prix des matières premières et les maladies infectieuses. Par exemple, en utilisant la causalité non paramétrique du test de Granger en quantiles, Balcilar et al. (2022), ont évalué l'effet de la COVID-19 (mesurée par l'indice de confiance basé sur l'actualité) sur 13 principaux prix des matières premières agricoles et sur la volatilité des prix. Ils ont utilisé des données quotidiennes sur 73 mois, c'est-à-dire du 1er janvier 2016 au 25 février 2022. Leurs résultats suggèrent que dans les fourchettes des quantiles inférieurs et supérieurs, il existe une causalité de Granger entre la pandémie et les prix moyens des matières premières. En outre, le sentiment de la COVID-19 est à l'origine de la volatilité des prix des matières premières agricoles dans les quantiles supérieurs au premier trimestre.

Long et Guo (2022) ont analysé les effets de la volatilité des marchés boursiers liés aux maladies infectieuses et d'autres facteurs sur les rendements des matières premières. Les résultats basés sur le test de

causalité de Granger variable dans le temps et sur l'autorégression² vectorielle de paramètres variables dans le temps avec un modèle de volatilité stochastique ont montré que les effets variables dans le temps sont significatifs avec des réponses principalement positives. Ils ont également découvert que, parmi les cinq pandémies étudiées (grippe aviaire en 1998, SRAS en 2003, grippe porcine en 2009, MERS et Ebola en 2014 et COVID-19 en 2019), la récente COVID-19 a produit le plus grand impact sur les rendements des matières premières. En outre, ils ont montré que les rendements de cinq sous-catégories de matières premières, à savoir les textiles, l'industrie, les métaux, l'élevage et l'alimentation, ont été principalement impactés négativement au cours de la période d'échantillonnage, faisant ainsi de ces matières premières des valeurs refuges en cas de risque de pandémie.

L'étude de Özdurak (2021) a permis d'établir un important lien entre l'indice des produits alimentaires des marchés mondiaux aux indices des prix des produits alimentaires du marché de Turquie. En s'inspirant de cette étude de Özdurak (2021), nous analysons la volatilité et les retombées de la volatilité entre l'indice du prix du pétrole du marché financier international et l'indice du prix local du riz du marché ivoirien.

III. Méthodologie Des Modèles MGARCH

Cette étape nous permettra de présenter les modèles qui feront l'objet de nos estimations. Il s'agit des modèles MGARCH qui sont sous la forme BEKK-GARCH et DVECH. Nous nous limiterons à modéliser la transmission de la volatilité des deux variables en utilisant ces deux modèles.

Spécification des modèles GARCH multivariés estimés

Cette section présente brièvement deux modèles de variance importants qui sont des restrictions du modèle Vech (Bollerslev, Engle et Wooldridge, 1988) : le modèle diagonal ou DVECH et le BEKK.

Modèle Vech Diagonal (standard)

Pour un modèle standard (ou DVECH) (le modèle par défaut pour GARCH), Bollerslev, Engle et Wooldridge (1988) généralisent l'approche de moyennes mobiles à pondération exponentielle pour proposer le modèle

$$\sum_t = A_0 + \sum_{i=1}^m A_i \square (a_{t-i} a'_{t-i}) + \sum_{j=1}^s B_j \square \sum_{t-j} \tag{1}$$

$$\begin{pmatrix} \sigma_{11,t} & \\ \sigma_{21,t} & \sigma_{22,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A_{11,0} & \\ A_{21,0} & A_{22,0} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} A_{11,1} & \\ A_{21,1} & A_{22,1} \end{pmatrix} \square \begin{pmatrix} a_{1,t-1}^2 & \\ a_{1,t-1} a_{2,t-1} & a_{2,t-1}^2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} B_{11,1} & \\ B_{21,1} & B_{22,1} \end{pmatrix} \square \begin{pmatrix} \sigma_{11,t-1} & \\ \sigma_{21,t-1} & \sigma_{22,t-1} \end{pmatrix},$$

$$\sigma_{11,t} = A_{11,0} + A_{11,1} a_{1,t-1}^2 + B_{11,1} \sigma_{11,t-1},$$

$$\sigma_{21,t} = A_{21,0} + A_{21,1} a_{1,t-1} a_{2,t-1} + B_{21,1} \sigma_{21,t-1},$$

$$\sigma_{22,t} = A_{22,0} + A_{22,1} a_{2,t-1}^2 + B_{22,1} \sigma_{22,t-1},$$

Où m et s sont des entiers non négatifs, A_i et B_j sont des matrices symétriques et \square désignent le produit Hadamard ; c'est-à-dire la multiplication élément par élément. C'est ce qu'on appelle le modèle diagonal Vech (m, s) ou modèle DVEC (m, s). Pour apprécier le modèle, considérons le cas bivarié DVEC (1,1) satisfaisant

² Un modèle dans lequel la variable endogène dépend de ses propres valeurs passées est qualifié de modèle autorégressif. Ce type de spécification permet de modéliser des comportements « à mémoire », c'est-à-dire qu'une variation à un instant donné de la variable se répercute, en s'amortissant, à l'infini. (Jessua et al., 2001).

$$\begin{pmatrix} \sigma_{11,t} & \\ \sigma_{21,t} & \sigma_{22,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A_{11,0} & \\ A_{21,0} & A_{22,0} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} A_{11,1} & \\ A_{21,1} & A_{22,1} \end{pmatrix} \square \begin{pmatrix} a_{1,t-1}^2 & \\ a_{1,t-1}a_{2,t-1} & a_{2,t-1}^2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} B_{11,1} & \\ B_{21,1} & B_{22,1} \end{pmatrix} \square \begin{pmatrix} \sigma_{11,t-1} & \\ \sigma_{21,t-1} & \sigma_{22,t-1} \end{pmatrix}, \tag{2}$$

Où seule la partie triangulaire inférieure du modèle est donnée. Plus précisément, le modèle est

$$\begin{aligned} \sigma_{11,t} &= A_{11,0} + A_{11,1}a_{1,t-1}^2 + B_{11,1}\sigma_{11,t-1}, \\ \sigma_{21,t} &= A_{21,0} + A_{21,1}a_{1,t-1}a_{2,t-1} + B_{21,1}\sigma_{21,t-1}, \quad \dots \\ \sigma_{22,t} &= A_{22,0} + A_{22,1}a_{2,t-1}^2 + B_{22,1}\sigma_{22,t-1}, \end{aligned} \tag{3}$$

Où chaque élément de t dépend uniquement de sa propre valeur passée et du terme produit correspondant dans $a_{1,t-1}a_{2,t-1}$. Autrement dit, chaque élément d'un modèle DVEC suit un modèle de type GARCH (1,1). Le modèle est donc simple. Cependant, il se peut qu'il ne produise pas une matrice de covariance définie positivement. De plus, le modèle ne permet pas de dépendance dynamique entre les séries de volatilité.

Model BEKK

Pour garantir la contrainte définie positive, Engel et Kroner (1995) proposent le modèle BEKK :

$$\Sigma_t = AA' + \sum_{i=1}^m A_i (a_{t-i} a'_{t-i}) A_i' + \sum_{j=1}^s B_j \Sigma_{t-j} B_j' \tag{4}$$

Où A est une matrice triangulaire inférieure et A_i et B_j sont des matrices $k \times k$. Basé sur le paramétrage symétrique du modèle, Σ_t est presque sûrement défini positif à condition que AA' soit défini positif. Ce modèle permet aussi de dynamiser la dépendance la volatilité des séries. D'autre part, le modèle a plusieurs désavantages. Premièrement, les paramètres de A_i et B_j ne permettent pas d'interprétations directes concernant les valeurs décalées des volatilités ou des chocs. Deuxièmement, le nombre de paramètres employés est $k^2(m + s) + \frac{k(k+1)}{2}$, lequel augmente rapidement avec m et s . Une courte expérience montre que bon nombre des paramètres estimés sont statistiquement non significatifs, ce qui introduit des complications supplémentaires dans la modélisation.

Pour un modèle BEKK, la constante de variance est représentée par une matrice triangulaire inférieure dont le produit extérieur est utilisé (Engle et Kroner, 1995). Il est à noter que cette matrice est souvent représentée par une matrice triangulaire supérieure. La matrice produit résultante sera la même dans les deux cas. Les termes "ARCH" et "GARCH" sont formés par un produit sandwich avec une matrice $\Pi \times \Pi$ de coefficients autour d'une matrice symétrique. Conformément à la littérature, la matrice pré-multiplicatrice est la matrice transposée :

$$H_t = CC' + Au_{t-1}u'_{t-1}A + B'HB_{t-1} \tag{5}$$

Il est important de noter que les signes de chacune des matrices de coefficients ne sont pas identifiés statistiquement. En effet, multiplier A ou B ou C par -1 , cela nous permet d'obtenir exactement la même récursion. Les valeurs supposées utilisées par RATS tendent à les forcer vers des valeurs positives sur la diagonale, mais si un modèle GARCH ne s'adapte pas particulièrement bien aux données, il est possible qu'elles changent de signe à un moment ou à un autre dans l'estimation. En outre, il n'est pas déraisonnable que certains éléments hors diagonale de A (en particulier) et de B soient négatifs même lorsque les éléments diagonaux sont positifs. Cela se voit le plus facilement dans le cas de A : définir $v_{t-1} = Au_{t-1}$, qui est un vecteur n (Estima, 2010a, 2010b).

La contribution du terme ARCH à la matrice de covariance est alors $v_{t-1}v'_{t-1}$, ce qui signifie que les carrés des éléments de v seront les contributions aux variances elles-mêmes. Pour qu'il y ait des effets de débordement, de sorte que les chocs dans une composante affectent la variance d'une autre composante, v devra être une combinaison linéaire des différentes composantes de u . Les coefficients négatifs dans les diagonales de A signifient que la variance est affectée davantage lorsque les chocs se déplacent dans des directions opposées que lorsqu'ils se déplacent dans la même direction, ce qui n'est probablement pas déraisonnable dans de nombreuses situations. Il est également possible (peu probable en pratiquant, mais toujours possible) que les éléments diagonaux de A (ou, moins probablement, de B) aient des signes opposés. Par exemple, si la corrélation entre deux composantes est proche de zéro, le signe d'une colonne de A (ou B) a peu d'effet sur la probabilité. Dans

la plupart des applications, les corrélations entre les variables tendent à être élevées et positives, mais les modèles GARCH sont de plus en plus appliqués à des séries pour lesquelles ce n'est pas le cas.

Une autre question fréquente est de savoir comment il est possible que les diagonales des matrices A et B soient plus grandes que les diagonales, puisqu'on s'attendrait à ce que l'effet propre soit dominant. En effet les valeurs des coefficients sont sensibles aux échelles des variables, puisque rien dans la récursion n'est normalisé à une variance commune. Si nous multiplions la composante i par 0,01 par rapport à j , ces résidus diminuent également d'un facteur 0,01, de sorte que le coefficient qui applique le résidu i à la variance de j doit augmenter d'un facteur 100. La remise à l'échelle d'une variable maintient les diagonales de A et B , mais force un changement d'échelle des diagonales externes. Même en l'absence d'échelle asymétrique, les séries à variance (relativement) élevée auront tendance à avoir des coefficients hors diagonale plus faibles que les séries à variance plus faible.

En raison de l'utilisation standard de la transposée de A comme matrice pré-multiplicatrice, les coefficients ont (malheureusement) l'interprétation inverse de celle qu'ils ont pour presque toutes les autres formes de modèle GARCH : $A(i, j)$ représente l'effet du résidu i sur la variable j , plutôt que l'effet de la variable j sur le résidu i . Toutefois, il est très difficile d'interpréter les coefficients individuels.

Modèle GARCH estimé

La méthode la plus courante pour estimer la matrice de covariance conditionnelle dans le modèle MGARCH est la méthode du quasi maximum de vraisemblance.

Soit $H_t(\theta)$ une matrice de covariance conditionnelle $N \times N$ définie positive d'un certain vecteur résiduel $N \times 1$ de ε_t , paramétré par le vecteur θ . En désignant l'information disponible au temps t par F_t , nous avons

$$E_{t-1}[\varepsilon_t | F_t] = 0; \tag{6}$$

$$E_{t-1}[\varepsilon_t \varepsilon_t' | F_{t-1}] = H_t(\theta); \tag{7}$$

Généralement, la matrice de covariance conditionnelle $H_t(\theta)$ est bien spécifiée sur la base d'un certain modèle MGARCH. Supposons qu'il existe un vecteur de paramètres sous-jacent θ_0 que l'on souhaite estimer en utilisant un échantillon donné de T observations. L'approche du quasi maximum de vraisemblance (QML) estime θ_0 en maximisant la fonction de log-vraisemblance gaussienne

$$\log L_T(\theta) = -\frac{NT}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log |H_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t. \tag{8}$$

Il faut remarquer son hypothèse selon laquelle la série temporelle traitée doit être stationnaire et la distribution de son résidu est prédéfinie comme une distribution gaussienne conditionnelle. Cette dernière hypothèse peut, quant à elle, nous donner des indications sur la manière de vérifier l'adéquation du modèle MGARCH établi.

Diagnostic du modèle MGARCH

La vérification de l'adéquation des modèles MGARCH est essentielle pour déterminer si un modèle MGARCH bien spécifié peut obtenir des estimations et des inférences fiables.

Les diagnostics des modèles MGARCH peuvent être réalisés en examinant des tests de l'autocorrélation de l'échantillon (ACF) et des fonctions de corrélation croisée de l'échantillon (XCF). Pour garantir que l'inférence à partir des paramètres estimés dans le modèle MGARCH est suffisamment valide, les résidus doivent être présentés sous la forme d'un ensemble de bruits blancs avec des caractéristiques telles que le vecteur moyen nul attendu, l'absence d'autocorrélations, une variance constante et une distribution normale des résidus.

Les fonctions d'autocorrélation et de corrélation croisée pour le processus au carré se révèlent utiles pour identifier et vérifier le comportement des séries chronologiques dans l'équation de variance conditionnelle de la forme GARCH.

Dans la littérature, plusieurs tests ont été développés pour tester l'autocorrélation, que ce soit sous forme univariée ou multivariée. Ljung-Box et McLeod-Li ont effectué des tests d'adéquation, appelés tests du portemanteau. Il s'agit peut-être des diagnostics les plus populaires parmi tous les diagnostics pour les modèles d'hétéroscédasticité conditionnelle. Les statistiques du test peuvent être exprimées en fonction des covariances entre les résidus du modèle ajusté (Estima, 2010a ; 2010b).

Une version multivariée est donnée par

$$HM(M) = T^2 \sum_{j=1}^M (T-j)^{-1} tr \{ C_R^{-1}(0) C_R(j) C_R^{-1}(0) C_R'(j) \} \quad (9)$$

Où T est le nombre d'observations, $C_R(j)$ est la matrice d'autocovariance de l'échantillon d'ordre j et $R_t = vech(r_t, r_t')$.

La distribution de $HM(M)$ est la distribution asymptotique $\chi^2(K^2M)$ sous l'hypothèse nulle qu'il n'y a pas d'effets MGARCH.

Il n'en reste pas moins que très peu de tests sont adaptables aux modèles multivariés, même s'il existe de nombreux tests de diagnostic traitant de modèles univariés.

En résumé, une fois que le modèle est supposé capturer la dynamique de la série chronologique, le résidu standardisé $\hat{z}_t = \hat{H}_t^{-1/2} \varepsilon_t$ satisfaire aux conditions suivantes (Bauwens et al., 2006).

$$1) E(\hat{z}_t \hat{z}_t') = I_N; \quad (10)$$

$$2) Cov(\hat{z}_{it}^2, \hat{z}_{jt}^2) = 0, \text{ pour toutes les paires de l'indice variable } i \neq j; \quad (11)$$

$$3) Cov(\hat{z}_{it}^2, \hat{z}_{jt-k}^2) = 0, \text{ pour } k > 0. \quad (12)$$

Le test (1) trouve l'erreur de spécification dans la moyenne conditionnelle ; le test (2) consiste à vérifier si la distribution conditionnelle est gaussienne ; le but du test (3) est de vérifier l'adéquation de la spécification dynamique de H_t même sans connaître la validité de l'hypothèse sur la distribution de Z_t .

Concernant la comparaison du modèle BEKK-GARCH et du modèle DVECH, l'erreur absolue moyenne (MAE) est utilisée pour évaluer les performances d'ajustement des deux modèles.

Prévision

Dans la classe des modèles multivariés ARCH/GARCH et leurs extensions, la matrice de covariance n'est plus constante dans le temps. Une fois qu'un tel modèle a été estimé, il est toujours utile de comprendre le mécanisme permettant de générer les futures séries et de savoir si elles correspondent bien aux séries réelles.

Prévision par le modèle BEKK-GARCH

Dans l'équation de covariance conditionnelle du modèle BEKK-GARCH

$$H_t = CC' + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A + B' H_{t-1} B \quad (13)$$

H_t est la fonction des informations passées, c'est-à-dire H_{t-1} et ε_{t-1} . Pour cette raison, l'estimation des paramètres des modèles MGARCH peut être utilisée pour prédire la future matrice de covariance.

Prévision par le modèle DVECH

La prévision du modèle DVECH se spécifie en utilisant une méthode d'estimation basée sur la vraisemblance maximale. Le modèle DVECH est un modèle de volatilité conditionnelle qui permet de capturer les effets d'asymétrie et de persistance dans les séries financières. Le modèle DVECH est défini par l'équation suivante :

$$h_t = \omega + \alpha r_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \gamma r_{t-1}^2 I_{t-1} \quad (14)$$

Où h_t est la variance conditionnelle, r_t est le rendement ω , α , β et γ sont des paramètres à estimer et I_{t-1} est une variable indicatrice égale à 1 si r_{t-1} est négatif et 0 sinon.

Les modèles MGARCH peuvent être utilisés pour la prévision. Cependant, en analysant la précision relative des prévisions des deux formulations BEKK et DVEC, on peut en déduire que les performances de prévision des modèles MGARCH ne sont pas toujours satisfaisantes. De nombreuses études, par exemple Andersen et Bollerslev (1998), ont révélé que le faible effet prévisionnel apparent des modèles MGARCH est dû à l'utilisation des chocs au carré comme valeur approximative de la véritable volatilité conditionnelle.

La procédure d'estimation ainsi que les propriétés statistiques et structurelles des modèles, qui fournissent les conditions nécessaires et suffisantes, sont présentées par le logiciel d'économétrie RATS 10.0 (Regression Analysis of time Series) (Tsay, 2010). Certaines des statistiques pertinentes qui établissent la qualité de l'ajustement des modèles sont déterminées à l'aide des valeurs minimales du critère d'information bayésien (BIC), du critère bayésien de Schwartz (SBC) et la version corrigée du critère d'information Akaike AICC. En outre, les diagnostics post-estimation pertinents comprennent la statistique de Ljung-Box, utilisée pour tester l'autocorrélation avec l'hypothèse nulle qu'il n'y a pas d'autocorrélation ; la statistique de McLeod-Li utilisée pour

tester les effets ARCH, avec l'hypothèse nulle sous-jacente qu'il n'y a pas d'effet ARCH dans le modèle. Le modèle estimé est robuste lorsque l'hypothèse nulle des statistiques de Ljung-Box et de McLeod-Li n'est pas rejetée. Les résultats estimés sont présentés et discutés dans la section suivante.

Données et analyse préliminaire

La collecte des données a porté sur le cours des matières premières et le cours du pétrole. En effet, le cours du pétrole est indirectement lié au cours des matières premières. De ce fait, nous cherchons à analyser la transmission et la volatilité du cours du pétrole sur le cours des matières premières en particulier le riz du marché ivoirien. Ainsi, pour mieux analyser cette transmission et volatilité de ces prix, notre choix s'est porté sur le prix du pétrole (wti) du marché financier du site internet investing.com et le prix local du riz³ de la base de données du Programme Mondial Alimentaires (PAM). Les données utilisées dans cet article sont des observations mensuelles de l'indice du prix local du riz et du pétrole sur la période du 01/01/1980 au 31/12/2020. Ces bases de données, nous permettront de calculer les rendements de l'indice du prix local du riz et de l'indice du prix du pétrole en prenant le log du rapport de l'indice du prix courant sur celui de la période passée. En effet, la plupart des études financières utilisent les rendements, plutôt que les prix des actifs. Selon Campbell, Lo et MacKinlay (1997), il existe deux principales raisons pour lesquelles les rendements sont utilisés. Premièrement, pour l'investisseur moyen, le rendement d'un actif est un résumé complet et sans échelle de l'opportunité d'investissement. Deuxièmement, les séries des rendements sont plus faciles à traiter que les séries de prix, car les premières possèdent des propriétés statistiques plus attractives (Tsay, 2005). Toutefois, le rendement peut-être définir comme suit :

$$r_t = \ln \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \tag{15}$$

Où r_t est le rendement ; P_t et P_{t-1} sont l'indice du prix à la période courante et de la période antérieure.

Ainsi, les figures 2.1, représentent l'évolution mensuelle de l'indice du prix local du riz sur le marché ivoirien et de l'indice du prix du pétrole sur le marché financier. Ces évolutions présument une non stationnarité en moyenne pour nos séries qui sont variables avec le temps et cette variance est due à la forte variabilité. En effet, sur la période 1980 à 2005, le prix local du riz et celui du pétrole du marché financier connaissent une évolution plus ou moins stable sur l'ensemble des marchés. Cependant, l'après période de 2005 montre une forte volatilité de ces indices prix sur les deux marchés. Ces fluctuations enregistrées sur tout le long de cette période, témoignent de la plus grande sensibilité dont fait preuve le prix local du riz et le prix du pétrole sur les deux marchés.

Figure 2.1 : Evolution mensuelle du prix local du riz et prix du pétrole sur le marché ivoirien et le marché financier sur la période 1980-2020

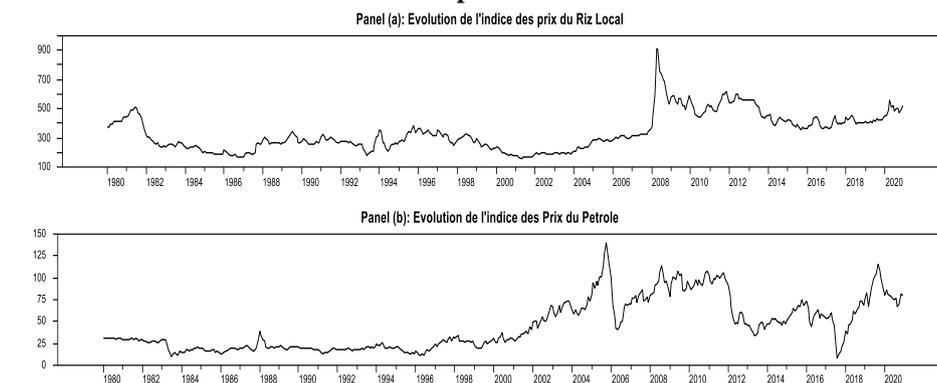


FIGURE 2.1 Evolution des indices des prix (Riz Local & Pétrole)

³ Le prix local du riz en Côte d'Ivoire est déterminé par plusieurs facteurs, notamment, la demande, l'offre, les coûts de production, les taxes et les subventions. Le gouvernement ivoirien a mis en place un programme d'urgence pour le secteur agricole, qui vise à attendre l'autosuffisance alimentaire et à lutter contre l'insécurité alimentaire. L'agence pour le développement de la filière riz en Côte d'Ivoire (ADERIZ) est la nouvelle structure de l'Etat en charge du secteur riz. Elle est créée par le gouvernement lors du conseil des Ministres du 10/01/2018. L'ADERIZ est une agence d'exécution de l'Etat avec une gestion administrative et financière de type privé. Le nouveau statut confère à l'ADERIZ une flexibilité et un pouvoir plus accru pour mener des actions d'envergure.

Par ailleurs, la figure 2.2, présente l'évolution des rendements des indices du prix local du riz et du prix du pétrole. Ces évolutions indiquent que ces séries sont fortement volatiles dans la mesure où les fortes variations ont tendance à être suivies par de fortes variations et les faibles variations par de faibles variations. La volatilité évolue donc au cours du temps. Par exemple, elles connaissent des phases de stabilité suivies de périodes de variation plus élevées plus particulièrement vers les observations 1985 et 1990 à 2010. Cette remarque suggère qu'un processus de type ARCH pourrait être adapté à la modélisation de nos séries.

Le tableau 1 présente les statistiques descriptives des séries des rendements des indices sélectionnés. Le marché du riz local fournit un indice de prix beaucoup plus élevé que celui du marché du financier au cours de notre période de travail. Les impacts sévères des récentes crises (l'Ebola, COVID-19, la guerre entre l'Ukraine et Russie) que connaissent les économies des pays en voie de développement d'où particulièrement la Côte d'Ivoire, semblent être les principales raisons qui expliquent la vulnérabilité de ces marchés.

Figure 2.2: Evolution des rendements des indices des prix local du riz et du pétrole

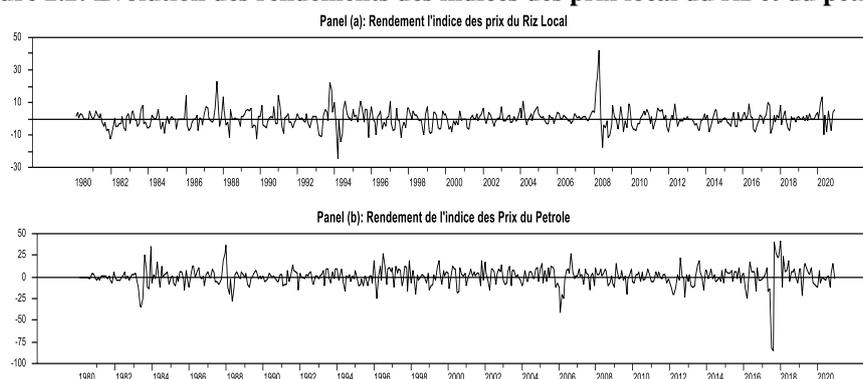


FIGURE 2.2 Evolution des rendements des indices prix (Riz Local & Pétrole)

L'inconditionnalité de cette volatilité, est mesurée par les écarts-types et est nettement plus importante que le prix local du riz que pour le prix du pétrole du marché du financier. Ainsi, le prix du pétrole du marché financier semble être meilleur marché avec un indice mieux ajusté par rapport au marché local du riz. Cette remarque suggère donc que le prix du pétrole proposé sur le marché financier est moins important que le prix du riz sur le marché local (Cabrera et Schulz, 2016) en particulier en période de grande instabilité.

Par ailleurs, les résultats du tableau (2.1) montrent que le coefficient d'asymétrie est négatif pour la variable du prix local du riz et positif pour le pétrole. En effet, un coefficient d'asymétrie positif traduit le fait que la volatilité est plus faible après une baisse qu'après une hausse de l'indice. Autrement dit, la positivité de ce coefficient traduit également le fait que le prix local du riz et celui du pétrole sont plus sensibles aux chocs positifs qu'aux chocs négatifs. Cependant, un coefficient d'asymétrie négatif impliquerait qu'une volatilité est plus forte après une baisse qu'après une hausse de l'indice. Les coefficients d'aplatissement sont tous supérieurs à trois. Ce qui implique que les distributions de ces indices de prix sont typiquement asymétriques et ne suivent pas une loi normale. Les statistiques du test de Jarque-Bera confirment clairement le rejet de l'hypothèse nulle de normalité pour les deux séries des rendements des indices.

Les résultats du test de Ljung-Box indiquent la présence d'une autocorrélation dans les deux séries de l'indice et des indices au carré pour le marché financier et le marché local. Le test ARCH pour l'hétéroscédasticité conditionnelle fournit des preuves solides des effets ARCH dans les deux indices, ce qui suggère par conséquent l'utilité et la pertinence des modèles de type GARCH pour examiner la dynamique et la transmission de la volatilité du pétrole du marché financier et du marché du riz au niveau local. Enfin, deux tests de racines unitaires couramment utilisés, le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) et le test de Phillips-Perron (PP), sont effectués afin d'examiner la propriété de stationnarité des séries considérées. Les résultats indiquent que les rendements des séries de ces indices sont stationnaires et qu'elles peuvent donc être directement utilisées pour des analyses. D'autre part dans le tableau (2.2), les critères SBC/BIC et AICC identifient un (1) comme la longueur de décalage minimale inclut dans les modèles.

Tableau 2.1 : Statistiques descriptives et propriétés stochastiques des rendements des séries des indices prix

	Riz	Pétrole
Mean (%)	0,0058	-0,5539
Maximum	0,2607	0,4234
Minimum	-0,5327	-0,2424
Standard deviation	0,067	0,053

Skewness	-0,9146	1,300
Kurtosis	12,4921	13,5863
Jarque-Bera	1903,945***	2421,195***
Q(12)	71,319***	15,042
Q ² (12)	114,18***	95,279***
ARCH(12)	7,263***	6,205***
ADF	-13,263***	-14,752***
PP	-106,231***	-14,382***

Notes : Le tableau présente les statistiques de base des séries des indices ainsi que leurs propriétés stochastiques.

Jarque-Bera est la statistique empirique du test de normalité de Jarque-Bera basé sur l'asymétrie et l'excès d'aplatissement. Q (12) et Q²(12) sont les statistiques empiriques des tests de Ljung-Box pour les autocorrélations appliquées aux séries des indices et des indices au carré. ARCH fait référence aux statistiques empiriques du test d'Engle (1982) pour l'hétéroscédasticité conditionnelle. ADF et PP sont les statistiques empiriques des tests de racine unitaire de Dickey-Fuller et de Phillips-Perron. Nous présentons le modèle avec une constante et une tendance, mais les résultats sont similaires lorsque des modèles sans constante et/ou sans tendance sont utilisés. *, ** et *** indiquent le rejet des hypothèses nulles de normalité, d'absence d'autocorrélation, d'absence d'effets ARCH et de racine unitaire au niveau de 10%, 5% et 1%, respectivement.

Tableau 2.2: Sélection de la longueur du décalage pour les rendements

Lags	SBC/BIC	AICC
0	13,2695	13,2524
1	13,1592*	13,1078*
2	13,2001	13,1145
3	13,2459	13,1264
4	13,2922	13,1389
5	13,3110	13,1239

Source : Auteur.

Comme indiqué dans le tableau 2.2, les modèles BEKK (1,1) et DVEC (1,1) sont les meilleurs pour nos données. L'indication de l'étoile (*) dans ce tableau indique la valeur la plus petite des critères SBC/BIC et AICC, qui confirment l'ordre du choix des modèles à utiliser pour l'estimation.

IV. Résultat Et Discussion

Le tableau (2.3) ci-dessous, nous présente les résultats du modèle BEKK et du modèle DVECH. Ces estimations ont été réalisées à partir de l'algorithme BFGS (Broyden et *al.* 1970). En effet, BFGS est un algorithme d'optimisation du maximum de vraisemblance générale, utilisé dans le logiciel RATS, mais dans de nombreux autres logiciels statistiques. En tant qu'algorithme d'escalade, BFGS exige que la fonction optimisée soit différentiable deux fois de manière continue, ce qui sera le cas pour la plupart des probabilités logarithmiques de nos résultats. De plus, l'estimation du modèle BEKK (1,1), nous permet d'étudier la volatilité et la covariance des rendements des indices des prix locaux du riz du marché ivoirien et du prix du pétrole du marché financier. Quant au modèle DVEC (1,1) permet de modéliser une relation de long-terme entre les variables économiques. Le tableau 2.3 ci-dessous présente les résultats de nos estimations.

Les coefficients de la matrice A, nous indiquent l'ampleur et le sens de la réaction des volatilités et des covariances aux chocs passés. En effet, A(i,j) est l'effet du résidu de la variable i sur la variable j, plutôt que j sur i. Il convient toutefois de noter qu'il est de toute façon très difficile d'interpréter les coefficients individuels (Bollerslev, Engle, et Wooldridge (1988)). Cependant, l'interprétation du coefficient A (1,1) présent dans les modèles BEKK (1,1) et DVEC (1,1) indique que ces valeurs sont soit positive ou négative. Par ailleurs, le signe du coefficient A (1,1) du BEKK étant négatif, cela signifie que la volatilité du rendement de l'indice du prix local du riz sur le marché ivoirien diminue faiblement (soit - 17%) suite à un choc négatif sur ce prix. Celui du modèle DVEC (1,1) étant positif, signifie que la volatilité du rendement de l'indice prix local du riz enregistré sur le marché augmente (+47%) lorsqu'il y a un choc positif sur ce prix. En outre, le coefficient A (1,2) du modèle BEKK étant, lui aussi, négatif et non statistiquement significatif, traduit ici une absence de covariance entre le prix local du riz sur le marché ivoirien et le prix du pétrole sur le marché financier. Bien que ce coefficient ne soit pas significatif, cependant, il explique une diminution du prix du pétrole sur le marché financier suite à un choc négatif du prix local du riz sur le marché ivoirien.

Tableau 2.3: Estimation des modèles BEKK (1,1) et DVEC (1,1)

	BEKK (1,1)	DVEC (1,1)
Equation moyenne		
Prix local du riz	0,3324*** (0,0416)	0,0025 (0,0021)
Constante	0,1557 (0,3740)	-0,0029 (0,1770)
Prix du pétrole	0,1261 (0,0838)	-0,0023 (0,0019)
Constante	-0,0116 (0,0644)	0,0268 (0,0165)
Equation de la variance		
C(1,1)	0,5914 (0,3938)	0,0006*** (0,0001)
C(2,1)	-0,8661 (2,9100)	0,0002*** (5,04E-05)
C(2,2)	2,6090*** (0,8999)	0,0004*** (0,0001)
A(1,1)	-0,1728*** (0,0466)	0,4708*** (0,0457)
A(1,2)	-0,0859 (0,1734)	
A(2,1)	0,0556*** (0,0155)	0,0081 (0,0267)
A(2,2)	0,5011*** (0,0714)	0,4055*** (0,0354)
B(1,1)	0,9592*** (0,0211)	0,7896*** (0,0418)
B(1,2)	-0,0259 (0,1252)	
B(2,1)	-0,0242*** (0,0089)	0,0536 (0,1188)
B(2,2)	0,7815*** (0,0378)	0,8142*** (0,0368)
Shape (t degrees)	10,7517*** (2,5838)	6,4026*** (1,2023)
Log Likelihood	-3176,316	-3162,9
Observations	492	492

Note : les valeurs entre parenthèses sont respectivement les écart-types. *, ** et *** représentent les seuils de significativités à 10%, 5% et 1%.

Quant au signe du coefficient A (2,1), nous notons qu'il est positif et statistiquement significatif au seuil de 5 % pour le modèle BEKK (1,1) et non significatif pour le DVEC (1,1). Ainsi, ce coefficient montre qu'il y a une présence de covariance entre le prix du riz sur le marché local et le prix du pétrole sur le marché financier. Autrement dit, une augmentation du prix local du riz sur le marché ivoirien fait suite à un choc positif du prix du pétrole sur le marché financier.

Enfin, les coefficients de la matrice B, nous indiquent également l'ampleur et le sens de la persistance des volatilités et des covariances. En effet, le coefficient B (1,1) dans les modèles BEKK (1,1) et DVEC (1,1) étant proche de 1, signifie que la volatilité du prix du riz sur le marché ivoirien est très persistante dans le temps. D'autre part, les coefficients B (2,1) des deux modèles étant proches de 0, signifient que la covariance entre le prix du pétrole sur le marché financier et le prix du riz sur le marché local n'est pas persistante dans le temps.

Diagnostic du modèle MGARCH

Diagnostic sur les résidus standardisés

Les diagnostics post-estimations réalisés à l'aide de la statistique de Ljung-Box et des tests de McLeod-Li⁴ sont résumés dans le tableau 2.4. Cette étape nous permet d'effectuer des diagnostics univariés et multivariés sur les résidus standardisés. Toutefois, il faut noter que les résidus standardisés univariés n'ont pas de propriété

⁴ Le test de McLeod-Li se base sur la statistique suivante : statistique suivante : $Q_{ML}(k) = n^2 \sum_{m=1}^k \frac{\hat{W}_M^2}{n-M}$; où

\hat{W}_M est la valeur propre estimée de la matrice de corrélation des résidus au carré. La distribution limite du test de type χ^2 . Si la valeur du test est supérieure au seuil critique, on rejette l'hypothèse nulle d'absence d'effets d'ARCH.

prévisible de variables croisées. De ce fait, la statistique du test Q multivarié vérifie particulièrement la corrélation sérielle dans la moyenne, tandis que le test d'ARCH multivarié vérifie l'existence d'une variable transversale ARCH résiduelle. Ici, le test de McLeod-Li, nous permettra de détecter la présence d'hétéroscédasticité conditionnelle dans une série temporelle. Ce test est utilisé pour identifier la présence de modèles ARCH/GARCH. Il est très similaire au test de Ljung-Box sur les résidus au carré. Si la valeur du test est supérieure au seuil critique, on rejette l'hypothèse nulle d'absence d'effets d'ARCH.

Comme nous présentons nos résultats (voir Tableaux 2.4 et 2.5), les statistiques obtenues permettent de vérifier le modèle pour les rendements prix individuels. Par exemple, les statistiques de Ljung-Box et de McLeod-Li pour la série résiduelle standardisée des rendements du prix local du riz et du prix du pétrole donnent des p-values statistiquement significatives à 5%. Ainsi, en vérifiant le modèle ajusté individuellement, on ne peut pas rejeter le modèle DVEC (1,1). L'application des statistiques Q multivariées aux séries résiduelles standardisées, est aussi une approche de vérification du modèle beaucoup plus informative. Pour le modèle DVEC (1,1), nous avons la statistique Q pour la série résiduelle bivariée significative au seuil de 5%. Basé sur cette statistique bivariée, l'équation moyenne est adéquate au niveau de signification de 5 %, ainsi que le modèle DVEC (1,1) accepte la volatilité conditionnelle au niveau de 1 %.

Tableau 2.4: Test de Ljung-Box et McLeod-Li

Tests	Statistiques	
	Riz local	Pétrole
	DVEC (1,1)	
Ljung-Box Q(5)	1,4901(0,8284)	2,8442(0,5842)
McLeod-Li(5)	2,2092(0,6973)	3,003(0,5572)
	BEKK (1,1)	
Ljung-Box Q(5)	9,5603(0,2972)	9,6478(0,2906)
McLeod-Li(5)	4,0504(0,8525)	7,6887(0,4644)

Note : les valeurs entre parenthèses sont les P-Values. *, ** et *** sont respectivement les niveaux de significativités de 10%, 5% et 1%.

Les statistiques de vérification de modèle basées sur les séries résiduelles individuelles ne suggèrent aucune insuffisance du modèle BEKK (1,1) ajusté. En utilisant les résidus standardisés bivariés, nous avons la statistique Q multivariée significative au seuil de 5% et le test de ARCH multivarié significatif au seuil de 1%. Ainsi, à l'instar du cas DVEC (1,1), les statistiques de McLeod-Li acceptent également une volatilité conditionnelle du modèle au niveau de significativité de 1 %.

Tableau 2.5: Test de Ljung-Box et test d'effets ARCH (Le test de McLeod-Li)

	BEKK (1,1)	DVEC (1,1)
Multivariate Q Test (5)	27,1609 (0,1308)	30,9475 (0,0558)
Multivariate ARCH Test (5)	101,17(0,0000)	109,30 (0,0000)

Note : les valeurs entre parenthèses sont les P-Values. *, ** et *** sont respectivement les niveaux de significativités de 10%, 5% et 1%.

Les figures 2.3 et 2.4 présentent les volatilités ajustées et les corrélations variables dans le temps du modèle BEKK (1,1) et du DVEC (1,1) pour les rendements mensuels des deux indices de prix sur la période janvier 1980 à décembre 2020. Par rapport aux figures 2.3, il existe certaines différences entre les deux modèles de volatilité ajustée. Par exemple, les corrélations variables dans le temps du modèle BEKK (1,1) semblent plus volatiles. En effet, plusieurs moments de volatilité sont enregistrés sur l'ensemble de la période d'estimation pour le modèle BEKK (1,1), tandis que le modèle DVEC (1,1) semble être moins volatil. La volatilité est moins prononcée sur le marché du riz local pour le modèle DVEC (1,1) que dans le modèle BEKK (1,1) où plusieurs moments de volatilité sont enregistrés durant toute son évolution. Par ailleurs, sur le marché du pétrole, la volatilité semble être beaucoup maîtrisée sur l'ensemble des périodes 1980 à 2004. Cependant, juste après cette période, le prix du pétrole devient de plus en plus volatil sur le marché financier. Il faut aussi noter que ces figures présentent des décalages dans le mouvement des volatilités entre le marché du prix du pétrole et le marché du prix du riz. En effet, lorsqu'il y a un choc sur le marché du pétrole, la réaction du marché du riz local ne suit pas de manière instantanée. Cela nous amène à penser que le comportement des acteurs du marché local du prix du riz serait prédit par ceux des comportements des acteurs du marché financier du prix du pétrole. En d'autres termes, cela pourrait traduire l'effet de débordement qui pourrait exister entre les deux marchés. Enfin, dans l'ensemble des figures, le rang de la corrélation est estimé entre 2,5% et 70%.

Figure 2.3 Volatilités ajustées (erreur standard) et corrélations variables dans le temps du modèle DVEC (1,1) pour les rendements mensuels des deux indices prix de 1980 à 2020

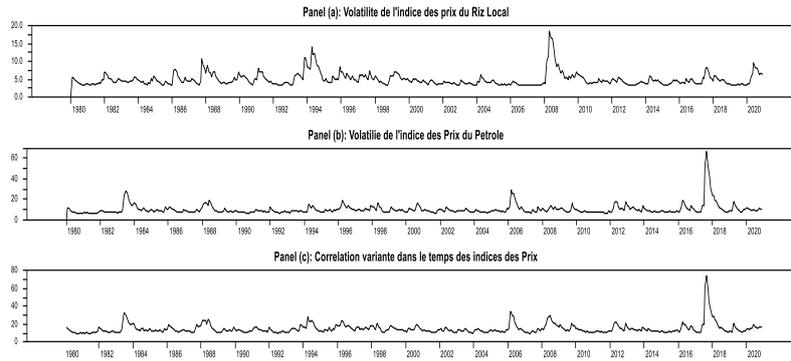
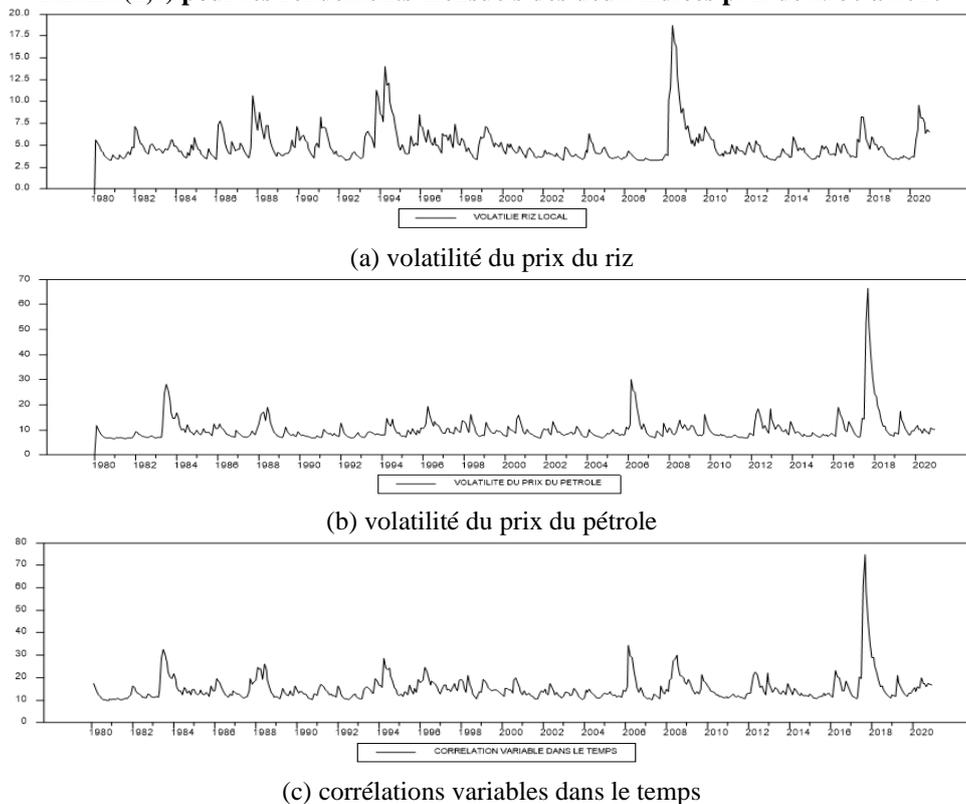


FIGURE 2.3 Volatilité et Corrélation des indices prix (Riz Local & Pétrole)

Note : (a) volatilité du prix du riz, (b) volatilité du prix du pétrole, et (c) corrélations variables dans le temps ; les valeurs de l'ordonnée sont en pourcentage. Source : Auteur

C'est le cas de plusieurs auteurs (Roache, 2010 ; Algieri, 2013) qui ont montré que la volatilité des prix alimentaires est d'un phénomène réel, et cela, en raison de l'instabilité des phénomènes naturels. Pour eux, un fort événement El Nino entraîne généralement une sécheresse dans les régions pacifiques occidentales, ce qui réduit la production des produits agricoles. Et comme conséquence, ces chocs de prix finissent par impacter les demandes de substituts proches (Brummer et al. 2015). De plus, Shiba et al. (2022) qui à travers leurs études, ont montré que la volatilité des prix des matières premières mettait en relation l'épisode COVID-19 et la prédiction de la trajectoire future des contrats à terme sur les matières agricoles. Leur résultat a montré des implications très importantes pour les investisseurs, les gestionnaires de portefeuille et les spéculateurs. Cela, lorsqu'ils sont confrontés à la gestion du risque d'investissement et à l'allocation stratégique d'actifs en cas d'incertitude liée aux maladies infectieuses.

Figure 2.4 : Volatilités ajustées (erreur standard) et corrélations variables dans le temps du modèle BEKK (1,1) pour les rendements mensuels des deux indices prix de 1980 à 2020



Note : (a) volatilité du prix du riz, (b) volatilité du prix du pétrole, et (c) corrélations variables dans le temps ; les valeurs de l'ordonnée sont en pourcentage. Source : Auteur

Tests de débordement ou causalité dans la variance

Dans le contexte des modèles GARCH multivariés, le terme débordement est assez vaguement défini. En général, le terme de débordement en économie se réfère à un événement produisant un effet ailleurs malgré l'absence de lien évident. Toutefois, il est difficile d'affirmer qu'il n'y a pas de lien évident entre, par exemple, deux prix qui ont vraisemblablement le même numéraire et sont donc tous deux directement affectés par tout événement touchant le numéraire (Estima, 2010a ; 2010b). Le terme débordement désigne désormais un modèle basé sur une causalité de type Granger, soit dans la moyenne, soit plus couramment dans la variance. En effet, la question est de savoir si un ensemble de coefficients est égal à zéro.

Dans ce cas, si d'une part, nous estimons un modèle VAR avec un processus d'erreur GARCH, les tests de causalité de Granger pour la moyenne impliquent les mêmes restrictions que dans un modèle VAR standard. Cependant, il n'y a pas de moyen simple d'estimer des modèles restreints et non restreints comme cela est fait dans le modèle VAR. Au lieu de cela, nous devons effectuer un test de Wald sur le modèle VAR-GARCH complet (ce qui n'est l'objet de cet essai). D'autre part, tester un certain type de relations dans les variances est compliqué par le fait que la volatilité n'est pas observable. La causalité de Granger pour la moyenne est définie en termes d'amélioration des prévisions des données observables. La volatilité étant inobservable, il n'est pas possible de poser une exigence similaire pour détecter la causalité de la variance. En fait, tout ce que nous pouvons faire, c'est tester si un modèle donne des estimations (significativement) différentes de la volatilité, et non des estimations significativement meilleures (Andersen et Bollerslev, 1998).

Cheung et Ng (1996) ont tenté d'éviter certains de ces problèmes en proposant un test basé sur les résultats de modèles GARCH univariés, testant les corrélations croisées de carrés des résidus standardisés univariés. Cette stratégie échoue en tant que stratégie utile pour plusieurs raisons. Premièrement, les carrés des résidus sont connus pour être un mauvais indicateur de la volatilité. Deuxièmement, il s'agit essentiellement d'une application du test de Pierce et Haugh (1977) pour déterminer la causalité de Granger, qui a été très rapidement abandonnée, car elle produisait des résultats peu fiables (Estima, 2010a ; 2010b).

La méthode paramétrique typique pour tester la causalité dans la variance consiste à utiliser un modèle GARCH multivarié. Dans ce modèle GARCH multivarié, certains paramètres créent des effets de variables croisées sur les estimations de volatilité futures et testent si ceux-ci sont nuls. Le choix le plus courant est le modèle BEKK, dans lequel les éléments hors diagonale peuvent avoir ce type d'effet (Estima, 2010a ; 2010b). Par exemple, le coefficient A (1,2) peut créer un effet croisé de l'indice du prix local du riz du marché ivoirien à l'indice du prix du pétrole du marché financier. Cependant, un BEKK produit souvent un ajustement similaire à un modèle DVEC, et le modèle DVEC (par construction) ne permet aucun débordement, car la volatilité de chaque série dépend uniquement de son propre passé (Estima, 2010a ; 2010b).

Tout en faisant coïncider le modèle BEKK qui autorise le test de débordement et le modèle DVECH, qui ne lui permet pas, avec nos données, nous allons voir si nous obtenons des vraisemblances similaires avec des estimations similaires aux variances et aux covariances. Pour y parvenir, nous allons effectuer le test de causalité de Wald. La causalité au sens de Granger (1969) est une approche qui renvoie au caractère prédictif à l'éventuelle cause sur l'effet plutôt qu'à un caractère théorique (cause-effet). De ce fait, selon Granger (1969), (par exemple dans le cadre de nos estimations nous utilisons deux variables) la variable du prix local du riz sur le marché ivoirien cause une autre variable prix du pétrole sur le marché financier international, si la connaissance des valeurs passées du prix local du riz du marché ivoirien rend meilleure la prévision du prix du pétrole sur le marché financier international. En d'autres termes, on dira que la série du prix local du riz du marché ivoirien cause au sens de Granger la série du prix du pétrole sur le marché financier international si les valeurs passées du prix local du riz du marché ivoirien influencent significativement la valeur contemporaine du prix du pétrole sur le marché financier international. Sur le plan statistique, le test de causalité au sens de Granger revient à faire un test de significativité global des coefficients associés aux valeurs passées de la variable causale dans l'équation de la variable causée.

Pour examiner l'effet que cela peut avoir, nous examinerons les résultats de nos estimations. D'abord, le modèle BEKK (1,1) présente 16 paramètres libres (4 dans le modèle moyen, 11 dans la partie GARCH et le paramètre SHAPE pour les degrés de liberté du t) avec une probabilité logarithmique estimée à -3176,316. De plus, le test de Wald pour le débordement de la volatilité de l'indice du prix du pétrole du marché financier international à l'indice du prix local du riz du marché ivoirien estimé à 53,1623 ; ce qui, pour un χ^2 avec 2 degrés de liberté, à une P_value de 0,0000 (voir tableau 2.6). Le test dans la direction opposée est 1,2652, qui a une P_value de 0,5312 supérieure au seuil de significativité de 5%⁵. On pourrait en conclure qu'il existe apparemment des preuves assez solides d'une retombée, notamment de l'indice du prix du pétrole du marché

⁵ Ces tests peuvent être configurés assez facilement à l'aide de l'assistant Statistiques - Tests de régression, car il s'agit simplement de "Restrictions d'exclusion" sur les éléments appropriés des paramètres BEKK, comme conjointement sur A(1,2) et B(1,2) pour le sens 1 vers 2 (Estima, 2018).

financier international vers l'indice du prix local du riz du marché ivoirien. Cependant, le modèle DVEC (1,1) (qui, là encore, ne permet aucune possibilité de débordement), possède 14 paramètres libres (ici 9 dans la partie GARCH) avec un log de vraisemblance de -3162,9. Si nous devons choisir entre les deux modèles en utilisant l'AIC, ils seraient liés à quatre décimales⁶. Avec le SBC plus strict, le modèle DVEC (1,1) plus petit est fortement préféré (les estimations utilisent 492 observations, de sorte que la pénalité SBC⁷ pour le modèle BEKK (1,1) plus grand est de 12,4 avec une différence de vraisemblance logarithmique de seulement 13,4). La différence d'inférence concernant la causalité entre les deux modèles est due à une combinaison de (b) et (c) : les estimations BEKK (1,1) sont différentes, mais apparemment pas vraiment meilleures. De toute évidence, il faut être prudent lors du choix d'un modèle GARCH multivariée uniquement en se basant sur la question de savoir s'il admet ou non un test de débordement (Hafner et Herwartz, 2008).

Tableau 2.6: Test de débordement

		Statistique du test	Pvalue
Test de Wald	Test d'exogénéité en Moyenne de tous les variables (a)	62,2847	0,0000
	Test d'exogénéité en Moyenne du riz local (b)	1,2651	0,5312
	Test d'exogénéité en Moyenne du riz international (c)	53,1623	0,0000

Note : *, ** et *** sont respectivement les seuils de significativités de 10%, 5% et 1%.

Fluctuation du modèle

Cette étape présente le test de fluctuation de Nyblom (1989) qui est un test assez général pour les ruptures structurelles dans la séquence temporelle (voir tableau 2.7). En effet, il s'agit d'un test conjoint sur l'ensemble du vecteur de coefficients, et aussi des tests sur les paramètres individuels. Tout en nous référant aux résultats du tableau 2.3 ci-dessus, nous pouvons remarquer que le coefficient individuel pour lequel la stabilité est réellement rejetée est le SHAPE. Ensuite, le coefficient B (1,1), qui est la persistance de la variance propre au prix local du riz du marché ivoirien et le coefficient B (2,1) qui est le terme de variance pour le prix du pétrole sur le marché financier international par rapport au prix local du riz du marché ivoirien présentent des P_values largement supérieures à 0,00. Tous ces coefficients suggèrent qu'il y a eu une rupture dans la variance de ces séries autour du mois de Mars 1993 pour le BEKK (1,1) et d'Octobre 1995 pour DVEC (1,1). Il convient de noter que Mars 1993 et Octobre 1995 ne se sont que des estimations approximatives des dates de rupture (Estima, 2010a ; 2010b). Par ailleurs, il arrive qu'une rupture dans un modèle suggère non pas une correction du modèle (ce qui pourrait être fait assez facilement avec une variable fictive dans le modèle de la moyenne), mais la nécessité d'un modèle entièrement différent (Nyblom, 1989).

Tableau 2.7: Test de fluctuation de Nyblom

	BEKK (1,1)		DVEC (1,1)	
	Statistique	RUPTURE(MAX.)	Statistique	RUPTURE(MAX.)
TEST JOINT (22)	4,9956(0,04)	Mars 1993	6,0025(0,00)	Octobre 1995

Note : Les valeurs entre parenthèses sont les P-Values. *, ** et *** sont respectivement les niveaux de significativités à 10%, 5% et 1%. Ici, MAX signifie maximal. Pour le reste du tableau voir Annexe : A1.

Diagnostic prévisionnel

Cette étape nous permet d'effectuer une analyse de prévision de nos modèles (voir tableau 2.8). En effet, l'erreur absolue moyenne (MAE) permet de mesurer à quel point les variables estimées sont proches des valeurs réelles. L'erreur moyenne ne peut être égale à l'erreur absolue moyenne que si toutes les erreurs de prévision ont le même signe. De ce fait, le modèle prévoit systématiquement une valeur faible si l'erreur moyenne est positive et une valeur élevée si elle est négative (Salisu et al., 2020).

Dans le cadre de nos résultats, les erreurs de prévision n'ont pas toutes le même signe. C'est une des raisons pour laquelle l'erreur moyenne diffère en valeur par rapport à MAE. Le modèle DVEC (1,1) surestime apparemment nos séries, en particulier à long terme tandis que le modèle BEKK (1,1) les sous-estime. De plus, il faut noter que l'erreur quadratique moyenne sera toujours au moins aussi grande que l'erreur absolue moyenne. Elles ne seront égales que si toutes les erreurs sont exactement de la même taille. Si l'erreur quadratique moyenne est plusieurs fois plus grande que l'erreur moyenne absolue, il se peut qu'il y ait une erreur dans mon estimation. En fait, cela ne se produit que lorsqu'il y a quelques erreurs très importantes. La statistique U de Theil présente plusieurs avantages par rapport à l'erreur quadratique moyenne lorsqu'il s'agit de comparer ces modèles. Tout

⁶ AIC = [-2log(3176,316)+2*11] - [-2log(3162,9)+2*9] ≈ 4

⁷ SBC = 1/492*(ln(492)*11-ln(492)*9)≈12,4

d'abord, en tant que mesure sans unité, elle est souvent plus facile à utiliser que l'erreur quadratique moyenne liée à l'unité. Deuxièmement, il permet une comparaison immédiate des prévisions avec celles de la méthode simple de prévision sans changement dans le temps. Enfin, une valeur U de Theil supérieure à un n'est pas prometteuse, dans la mesure où le modèle a été moins excellent que la méthode naïve. Toutefois, une valeur nettement inférieure à un ne doit pas nécessairement être interprétée comme un succès majeur puisque toute procédure raisonnable produit de telle valeur pour une série présentant une forte tendance.

Le U de Theil est toujours compris entre 0 et 1. U vaut 0 si les prévisions sont parfaites. Une valeur égale à 1 indique que la méthode naïve est aussi bonne que la méthode de prévision examinée. Une valeur de U entre 0 et 1 survient quand la méthode de prévision étudiée est meilleure que la méthode naïve. Dans le cas où $U > 1$, la méthode naïve donne de meilleurs résultats. Dans le cadre de nos données, la prévision du modèle DVEC (1,1) est meilleure que celle du modèle BEKK (1,1). La décomposition de Theil montre que le biais n'est presque pas responsable de la quasi-totalité de l'erreur quadratique moyenne du modèle BEKK (1,1).

Pour ce qui est du nombre d'observations obtenues au cours de la prévision, ces valeurs indiquent le nombre de prévisions différentes sur lesquelles sont basées les statistiques à cet horizon (voir annexe A2). Ici, nous avons utilisé Theil en boucle sur 24 périodes de départ différent. Lorsque la période de départ approche de la fin de l'échantillon, il n'y a plus de données auxquelles comparer les prévisions des étapes ultérieures (Estima, 2010a ; 2010b). Par conséquent, le nombre total de points de données disponibles est inférieur pour les horizons plus longs. Par exemple, les tableaux des annexes A2-1 et A2-2 montrent que les résultats à l'horizon d'un pas sont basés sur 144 prévisions différentes à un pas (une pour chaque période de départ utilisée), tandis que les résultats à l'horizon de deux pas sont basés sur 143 prévisions, et ainsi de suite.

Tableau 2.8: Analyse de la prévision 2020 :05 -2020 :12

	BEKK (1,1)	DVEC (1,1)
Erreur moyenne	-0,0031	0.28731311
Erreur absolue moyenne (MAE)	2,2387	1,3647
La racine d'erreur quadratique moyenne	3,3764	1,5681
Erreur moyenne au carré	11,4001	2,4590
Theil's U	1,0729	0,1816
Theil Inequality Measure	0,5442	0,1339
Biais	0,000001	0,0336
Variance	0,2997	0,1136
Covariance	0,7003	0,8529

Source : Auteur

V. Conclusion

Cet article se concentre sur la construction et le diagnostic de deux formulations de modèles GARCH multivariés – les formes BEKK et DVEC. Le processus d'estimation est réalisé dans le logiciel RATS 10.0 via la méthode du maximum de vraisemblance. Une fois les paramètres de ces modèles estimés, la prévision de la matrice de covariance conditionnelle est effectuée par le processus itératif. Toutes nos implémentations sont réalisées sous l'hypothèse que les termes résiduels sont suivis d'une distribution gaussienne. Par conséquent, les diagnostics permettant d'évaluer l'adéquation de la modélisation sont opérés en vérifiant si cette hypothèse est suffisamment crédible.

En comparant la qualité de l'ajustement via l'erreur absolue moyenne, nous constatons que les performances d'ajustement de la forme BEKK – GARCH sont meilleures que celles de la forme DVECH dans notre cas. Cette différence peut être due au fait que le nombre de paramètres du modèle BEKK – GARCH est comparativement plus important ; de sorte que le modèle BEKK – GARCH a une meilleure capacité à expliquer les informations cachées dans les données historiques. A l'inverse, le modèle DVEC présente un avantage sur le modèle BEKK – GARCH dans le domaine de la prévision, car le modèle DVEC est plus parcimonieux que le modèle BEKK – GARCH. En ce sens, il est crucial d'équilibrer parcimonie et flexibilité lors de la modélisation de modèles GARCH multivariés.

Malgré les tests de diagnostic appliqués au modèle GARCH multivariée, nos résultats sont loin d'être les meilleurs dans le cadre du choix d'un modèle adéquat. Cependant, nos résultats montrent qu'il existe une transmission de la volatilité des prix du pétrole aux prix des céréales tout particulièrement le prix local du riz du marché ivoirien. L'analyse des effets de cette volatilité peut avoir des retombées sur le bien-être des ménages ivoiriens.