

BEAC

Banque des Etats de
l'Afrique Centrale



BEAC Working Paper

- BWP N° 08/15 -

Dynamique du prix du pétrole et inflation dans la CEMAC

KENKOUO Guy Albert

Statisticien et Economiste

Direction de la Recherche

kenkouo@beac.int

BANQUE DES ETATS DE
L'AFRIQUE CENTRALE

736, Avenue Monseigneur
Vogt BP:1917 Yaoundé
Cameroun

Tel : (237) 22234030 /
22234060

Fax : (237) 22233329

www.beac.int

Les opinions émises dans ce document de travail sont propres à leur (s) auteur (s) et ne représentent pas nécessairement la position de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale.

The opinions expressed in this working paper are those of the author (s) and don't necessarily represent the views of the Central Bank of Central Africa States.

Dynamique du prix du pétrole et inflation dans la CEMAC

Guy Albert KENKOUO*

Février 2014

Résumé

Cette étude analyse les effets inflationnistes des fluctuations des prix internationaux du pétrole dans les pays de la CEMAC entre janvier 1994 et décembre 2013. Les résultats suggèrent que les fluctuations des cours mondiaux du pétrole n'auraient aucun impact significatif sur l'inflation dans les pays de la CEMAC à court terme. Toutefois, à long terme ces fluctuations auraient des effets inflationnistes dans ces pays. Ainsi, une augmentation des cours mondiaux du pétrole de 10 % seraient à l'origine d'une hausse de l'inflation, à long terme, de 1,5 à 4 points de pourcentage, selon le pays.

Mots clés : Inflation, prix du pétrole, VECM.

Classification JEL : C32, C61, E41

Abstract

This article analyses the inflationary effects of fluctuations of international oil prices in the CEMAC countries between January 1994 and December 2013. The results suggest that oil price fluctuations would not have a significant impact on inflation in the CEMAC countries in the short term. However, in the long term these fluctuations would have inflationary effects in these countries. Thus, an increase in the oil price of 10% would be cause inflation to rise in the long term, by 1.5 to 4 percentage points, depending on the country.

Keys words : Inflation, oil price, VECM.

JEL Code : C32, C61, E41

*Statisticien et économiste à la Direction de la Recherche de la BEAC. Je tiens à remercier M. Difo Georges, Pr. Kobou Georges, Pr. Ondo Ossa et tous les participants aux ateliers de 2013 et 2014 de la Direction de la Recherche pour leurs commentaires et suggestions sur les versions antérieures de ce papier. Bien entendu, les éventuelles erreurs ou omissions dans ce document demeurent miennes.

Sommaire

Résumé non-technique	3
Introduction	5
1 Transmission des chocs du prix du pétrole à l'inflation	6
1.1 Effets directs	7
1.2 Effets indirects	9
1.3 Effets de second tour	10
2 Quelle relation inflation-prix du pétrole dans les Etats membres de la CEMAC ?	11
3 Modèle économétrique et test de cointégration	12
3.1 Structure du modèle VECM	12
3.2 Test de cointégration	13
4 Résultats empiriques	14
4.1 Données utilisées et leurs propriétés statistiques	14
4.2 Test de causalité au sens de Granger	14
4.3 Tests de spécification du VAR en niveau	15
4.4 Interprétation des résultats	16
Conclusion	18
Références bibliographiques	20
Annexes	22

Résumé non-technique

Au cours des dernières décennies, les cours du pétrole brut ont connu de grandes fluctuations, variant de 2,59 USD par baril en septembre 1973 à 134 USD en juin 2008, pour ensuite retomber à 39 USD six (06) mois plus tard. Cette volatilité des prix mondiaux du pétrole a été importante sur la période 1994-2013, marquée également par de nombreuses crises. Cette conjoncture économique mondiale a ravivé un intérêt réel sur les impacts macroéconomiques des variations des prix du pétrole dans la CEMAC, où le pétrole occupe une place importante dans les ressources des Etats¹.

En effet, dans les Etats membres de la CEMAC, alors que le prix du baril WTI avait une tendance haussière entre 1994 et 2013, les taux d'inflation de plusieurs pays membres, ont été souvent au-dessus de la norme de 3 %, fixée dans le cadre de la surveillance multilatérale. Ces taux d'inflation ont même été supérieurs à 10 % dans certains pays, notamment au Congo, au Tchad, en RCA et en Guinée Equatoriale. La violation de cette norme communautaire a persisté dans plusieurs pays au cours de la période suscitée. Cette étude vise à savoir s'il faut y voir dans cette situation une simple coïncidence ou plutôt une relation de cause à effet. Ainsi, nous avons identifié les effets de la dynamique du prix du pétrole sur le niveau général des prix dans les pays de la CEMAC en nous basant sur les données de la période allant de janvier 1994 à décembre 2013, c'est-à-dire après la dévaluation du Franc CFA de 1994.

Cette problématique permet de lever un pan de voile sur l'analyse de l'inflation importée par le canal du prix du pétrole dans la CEMAC, ce qui permettrait à la BEAC d'identifier l'impact des variations du prix du pétrole sur la réalisation de son objectif principal. En effet, même si la théorie qui domine l'analyse monétaire de nos jours suggère que les autorités monétaires doivent réagir plus fermement aux variations des prix visqueux qu'aux variations des prix flexibles, les fluctuations des cours du pétrole peuvent fournir des informations pertinentes, notamment l'existence d'un choc nécessitant la réaction de la politique monétaire. En plus, lorsque les fluctuations des cours de pétrole impactent la formation des prix sur lesquels existent des rigidités nominales, à l'instar des salaires, l'intervention des autorités monétaires peut être requise, car la hausse du prix de pétrole peut alors nourrir des effets de second tour et menacer la stabilité des prix à moyen terme.

En se basant sur l'hypothèse que la persistance des hausses des cours mondiaux du pétrole accentue à long terme les pressions inflationnistes dans les Etats membres de la

1. En 2007, le pétrole représentait environ 69 % des recettes budgétaires des pays producteurs de pétrole dans la zone et près de 85 % des recettes d'exportation de l'ensemble des pays de la CEMAC.

CEMAC, nous avons évalué les effets directs de court et de long termes de la dynamique des cours mondiaux du pétrole sur l'inflation dans la CEMAC. Les résultats suggèrent que les variations des cours mondiaux du pétrole n'auraient aucun impact significatif sur l'inflation à court terme dans les pays de la CEMAC. Toutefois, à long terme, ces fluctuations auraient des effets inflationnistes dans tous les Etats membres de cette zone, avec des amplitudes variant d'un pays à l'autre. La plus forte amplitude est observée en Guinée Equatoriale et la plus faible au Gabon. En effet, une hausse des cours mondiaux du pétrole de 10 % causerait à long terme une augmentation du niveau de l'Indice des Prix à la Consommation de 2 % au Cameroun, de 2,6 % en RCA, de 2,9 % au Congo, de 1,5 % au Gabon, de 4 % en Guinée Equatoriale et de 2,4 % au Tchad.

En plus, les délais de propagation d'un choc unitaire sur les cours mondiaux du pétrole seraient de 10 mois en Guinée Equatoriale, de 30 mois au Congo, et de 25 mois au Cameroun, au Gabon et au Tchad. Les effets inflationnistes d'un choc sur les cours mondiaux du pétrole commencent à être observés après *(i)* huit mois au Cameroun et au Gabon, *(ii)* onze mois en RCA, *(iii)* vingt mois au Congo, *(iv)* neuf mois au Tchad et *(v)* dix mois en Guinée Equatoriale.

Ces résultats, en cohérence avec ceux obtenus par Baumeister et al. (2009), se justifieraient avec l'existence des mécanismes de stabilisation des prix du pétrole dans certains pays de la CEMAC. En effet, les caisses de stabilisation des prix des hydrocarbures stabiliseraient, à court terme, les prix du pétrole à la pompe, suite à une augmentation des cours mondiaux du pétrole. Toutefois, elles ajusteraient graduellement ces prix à moyen et long terme pour prendre en compte les évolutions réelles des prix du pétrole sur les marchés internationaux.

Ces conclusions, en terme d'implications de politiques économiques, interpelleraient les autorités monétaires de la CEMAC de ne pas rester insensibles aux fluctuations des cours mondiaux du pétrole, bien que la théorie néokeynésienne qui domine aujourd'hui l'analyse monétaire suggère qu'elles doivent réagir plus fermement aux variations des prix visqueux qu'à ceux des prix flexibles comme les cours du pétrole. Elles doivent également apprécier, en plus des effets inflationnistes des cours du pétrole sur les marchés internationaux, les effets de ces variations sur les finances publiques et la demande globale dans chaque pays afin de mieux orienter leurs décisions.

Introduction

Au cours des dernières décennies, les cours du pétrole brut ont connu de grandes fluctuations (voir graphique 2). Alors que le baril coûtait 2,59 dollars américain (USD) en septembre 1973, il a atteint un pic de 134 USD en juin 2008, pour ensuite retomber à 39 USD six (06) mois plus tard. La volatilité² des prix mondiaux du pétrole a été importante sur la période 1994-2013, marquée également par de nombreuses crises³. Cette conjoncture économique mondiale au cours de cette période a ravivé un intérêt réel sur les impacts macroéconomiques des variations des prix du pétrole.

Depuis les travaux de Hamilton (1983), alors que l'inflation avait atteint des taux à deux chiffres dans les pays industrialisés⁴ après les chocs pétroliers des années 1970, l'évolution des cours du pétrole a été admise comme source de fluctuations économiques. Bien que les canaux de transmission ne soient pas toujours clairement établis, dans les pays importateurs de pétrole, la hausse des cours mondiaux du pétrole, par la modification des prix à la pompe, peut avoir des effets sur la demande et les prix des autres marchandises. De même, dans les pays exportateurs, la hausse des prix mondiaux du pétrole peut se traduire par une augmentation des recettes de l'Etat, pouvant entraîner un excédent de la balance des paiements et une accumulation des réserves internationales. Si cette augmentation de réserves n'est pas stérilisée, la base monétaire va augmenter et une offre excédentaire de monnaie peut être constatée.

Malgré que le débat sur le rôle principal des chocs pétroliers dans les causes de récessions économiques demeure, il est largement admis que les chocs pétroliers passent au moins partiellement par l'inflation pour atteindre l'économie en général (Bohi, 1989). L'évolution du prix du pétrole peut alors avoir, à court et long terme, des effets sur la politique monétaire dont l'objectif principal est la stabilité des prix. D'où l'importance pour l'autorité monétaire de comprendre le lien empirique entre les fluctuations des cours du pétrole et l'inflation.

Dans les pays⁵ membres de la Communauté Économique et Monétaire d'Afrique Centrale (CEMAC), alors que le prix du baril WTI avait une tendance haussière entre 1994 et 2013, les taux d'inflation de plusieurs pays membres, ont été souvent au-dessus de la norme de 3 %, fixée dans le cadre de la surveillance multilatérale (voir graphique 3). Ces taux d'inflation ont même dépassé 10 % dans certains pays, notamment au Congo, au Tchad, en RCA et en Guinée Equatoriale. La violation de cette norme communautaire a persisté

2. Le baril a oscillé entre 23 et 34 USD sur cette période, en atteignant des pics de 10 et 134 USD.

3. Crise asiatique en 1997, crise financière de 2008, crise de la dette dans la zone Euro, etc.

4. D'après Alvarez (2011), le taux d'inflation a atteint 25 % en Espagne au cours de cette période

5. Cameroun, République Centrafricaine (RCA), Congo, Gabon, Guinée Équatoriale et Tchad.

dans plusieurs pays au cours de cette période. Faut-il voir dans cette situation une simple coïncidence ou plutôt une relation de cause à effet entre la dynamique des cours mondiaux du pétrole et celle de l'inflation dans les pays membres de la CEMAC au cours de cette période ?

Pour répondre à cette interrogation, nous allons identifier les effets directs de la dynamique du prix du pétrole sur le niveau général des prix dans les pays de la CEMAC. Cette orientation permettrait de lever un pan de voile sur l'analyse de l'inflation importée par le canal du prix du pétrole dans cet espace communautaire. Cette problématique est d'autant plus intéressante qu'elle permettrait aux autorités monétaires d'identifier l'impact des variations du prix du pétrole sur la réalisation de l'objectif principal⁶ de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC). En effet, même si la théorie néo-keynésienne qui domine aujourd'hui l'analyse monétaire suggère que les autorités monétaires doivent réagir plus fermement aux variations des prix visqueux qu'aux variations des prix flexibles, les fluctuations des cours du pétrole peuvent fournir des informations pertinentes à l'autorité monétaire, notamment l'existence d'un choc nécessitant une réaction de politique économique. En outre, lorsque les fluctuations des cours du pétrole impactent la formation des prix sur lesquels existent des rigidités nominales, à l'instar des salaires, l'intervention des autorités monétaires peut être requise, car la hausse du prix de pétrole peut alors nourrir des effets de second tour et menacer la stabilité des prix à moyen terme.

L'hypothèse de travail qui sous-tend la présente étude est que la persistance des hausses des cours mondiaux du pétrole accentue à long terme les pressions inflationnistes dans les Etats membres de la CEMAC. Dans le cadre de ce travail, nous utiliserons un VECM qui a l'avantage de permettre d'analyser à la fois les effets de court et de long terme. Les données utilisées proviennent des Instituts Nationaux de la Statistique des pays de la CEMAC et du Département américain de l'énergie. Elles couvrent la période allant de janvier 1994 à décembre 2013.

La suite du papier présente la revue de littérature relative à la relation entre le prix du pétrole et l'inflation, le modèle économétrique ainsi que les techniques d'estimation, les résultats obtenus, et la conclusion.

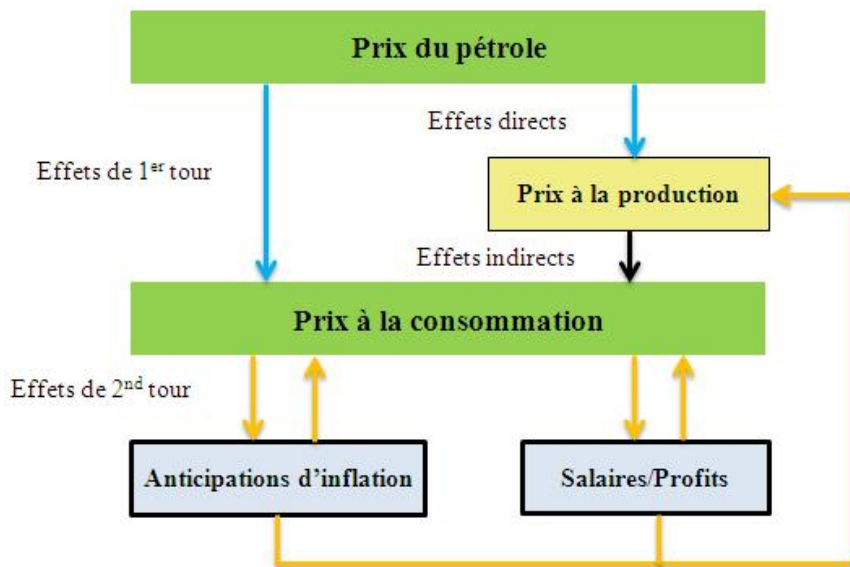
6. Conformément à ses Statuts, la BEAC émet la monnaie de l'Union Monétaire et en garantit la stabilité. Sans préjudice de cet objectif, elle apporte son soutien aux politiques économiques générales élaborées dans l'Union.

1 Transmission des chocs du prix du pétrole à l'inflation

L'analyse de l'inflation en fonction des types de déséquilibres permet de distinguer l'inflation par les coûts, l'inflation par la demande⁷ et l'inflation structurelle⁸. L'inflation par les coûts a pour origine l'augmentation des coûts de production qui se répercute sur le prix de vente par les entreprises. Les coûts salariaux et ceux des produits importés (énergie, matières premières, biens d'équipements, etc.) sont privilégiés dans cette analyse. En outre, la part des produits pétroliers dans les dépenses de consommation des ménages est non négligeable. Ainsi, l'évolution des cours mondiaux du pétrole peut être pertinente dans la compréhension de la dynamique de l'inflation, bien que le mécanisme de transmission soit assez complexe au vu des nombreux facteurs pouvant l'influencer.

Théoriquement⁹, on distingue les effets de premier tour (directs ou indirects) et les effets de second tour. Le graphique 1 illustre le mécanisme de transmission des variations des prix mondiaux du pétrole, notamment dans les pays importateurs.

Graphique 1 – Mécanismes de transmission du prix du pétrole à l'inflation



Source :BCE (2009).

7. Apparaît lorsque la demande globale est supérieure à l'offre globale disponible à un moment sur le marché de la monnaie ou des biens et services.

8. Dûe à des rigidités permanentes existant dans les sociétés industrielles contemporaines.

9. Voir BCE (2009)

1.1 Effets directs

L'effet direct se manifeste automatiquement par l'augmentation des prix des produits énergétiques dans la consommation des ménages. Dans cette logique, le renchérissement des prix du pétrole se traduit par une hausse des prix des produits énergétiques qui se dégrade en fonction de la baisse de l'intensité du pétrole dans la technique de production de ces produits. Sur le plan empirique, plusieurs études ont mis en exergue ce mécanisme de transmission des cours mondiaux du pétrole à l'inflation. Ces études utilisent l'IPC incluant les produits énergétiques.

A ce sujet, Leblanc et al. (2004) ont estimé, dans le cadre d'une courbe de Phillips augmentée avec prise en compte des problèmes d'asymétrie et de non linéarité de la relation, les effets des variations du prix du pétrole sur l'inflation, entre 1980 et 2001, aux USA, en Allemagne, en France, au Japon et en Angleterre. Ils constatent que les fluctuations des cours mondiaux du pétrole ont un impact significatif sur l'inflation dans ces pays, même si ces impacts sont modestes. En effet, ils estiment l'augmentation de l'inflation de 0,1 à 0,8 point de pourcentage en Europe et aux Etats Unis lorsque le prix du pétrole augmente jusqu'à 10 %.

Avec un nouveau choc pétrolier en 2000, Cunado et al. (2005) ont estimé, à l'aide d'un modèle VAR et en prenant en compte des problèmes d'asymétrie, les effets des variations du prix du pétrole sur l'inflation dans six pays asiatiques (Japon, Singapour, Thaïlande, Corée du Sud, Malaisie et Philippines) entre 1975 et 2002. Ils constatent qu'à court terme, les fluctuations des cours mondiaux du pétrole ont eu des impacts significatifs sur l'inflation dans ces pays.

A la suite de la crise financière de 2008, Baumeister et al. (2009) ont évalué les effets inflationnistes des fluctuations du prix du pétrole aux USA, en Suisse, au Japon et dans les pays de la Zone Euro sur la période 1986-2008 à l'aide d'un modèle SVAR. Pour identifier les effets directs, ils ont utilisé la composante énergie de l'Indice des Prix à la Consommation pour calculer l'inflation. Sans surprise, ils ont constaté une réaction importante d'une hausse des cours mondiaux du pétrole à long terme sur cette composante de l'IPC. En effet, à la suite d'une augmentation du prix du pétrole de 10 %, cette composante augmente de 1,4 à 4,1 points de pourcentage, en fonction des pays et avec des fortes amplitudes dans la Zone Euro et en Suisse.

Enfin, Alvarez et al. (2011) ont évalué, à fréquence mensuelle, à l'aide d'un modèle DSGE, les effets des variations du prix du pétrole sur l'inflation en Espagne et dans les autres pays de la Zone Euro sur la période de référence 1996-2008. Ils constatent que les fluctuations des cours mondiaux du pétrole impactent significativement l'inflation dans ces économies avec des effets directs, variant de 0,06 à 0,2 point de pourcentage, suite à une augmentation

du prix du pétrole de 10 %. En plus, 50 % des variabilités de l'inflation en Espagne et 45 % dans les autres pays membres de la Zone Euro, seraient expliquées par celles des cours mondiaux du pétrole.

1.2 Effets indirects

L'effet indirect est engendré par le renchérissement des consommations intermédiaires en énergie, dans la mesure où la hausse des prix des produits énergétiques, résultant de l'effet direct, se répercute sur les coûts des productions, y compris les coûts de transport pour la distribution. Cet effet est plus important si on tient compte de la diversité des produits qui ne peuvent pas se détourner de l'usage du pétrole et de ses dérivés dans leur cycle de production. Ainsi, l'effet indirect reflète les changements dans les coûts de production des biens et services utilisant les produits pétroliers comme inputs. Ce mécanisme de transmission des fluctuations des cours mondiaux du pétrole sur l'inflation a une vitesse plus faible que celui des effets directs puisqu'il dépend de plusieurs facteurs au nombre desquels la concurrence sur les marchés, la conjoncture économique et la nature des chocs pétroliers selon qu'ils soient transitoires ou permanents. D'ailleurs, les études empiriques montrent que ce canal est peu fonctionnel.

A ce sujet, Alvarez et al. (2006) ont montré que les fluctuations mensuelles des cours du pétrole n'ont pas eu d'impact sur l'inflation en Espagne. Ces résultats rejoignent ceux de Hooker (2002) qui a évalué à travers une courbe de phillips les effets de variations des prix du pétrole sur l'inflation sous-jacente aux USA entre 1955 et 2000. Il a trouvé un break structurel dans les séries en 1981 et a constaté qu'avant cette date, les variations des cours du pétrole contribuaient à l'inflation, et depuis 1981, elles n'ont plus impacté significativement l'inflation sous-jacente ou alors l'ont impacté très peu. En plus, Alvarez et al. (2011) estiment que les effets inflationnistes indirects des fluctuations des cours mondiaux du pétrole, dans les économies faisant l'objet de leurs études, seraient moins importants que les effets directs.

Les résultats de Baumeister et al. (2009) confirment que la transmission des fluctuations des cours mondiaux du pétrole à l'inflation par les effets indirects est faible. En effet, à la suite d'une augmentation du prix du pétrole de 10 %, alors que l'amplitude des effets inflationnistes directs varie entre 1,4 et 4,1 points de pourcentage dans les pays étudiés, celle des effets indirects ne varie que de 0 à 0,53 point de pourcentage dans ces pays, avec un impact non significatif au Japon. En plus, la vitesse de transmission de ces effets indirects est assez lente.

Il ressort de cette analyse que les effets directs de transmission des cours mondiaux du pétrole sont plus perceptibles que les effets indirects dans plusieurs pays. Ce résultat peut être dû à la difficulté de mesurer empiriquement les effets indirects. En effet, les

effets indirects sont mesurés en utilisant l'inflation sous-jacente qui est obtenue à partir de l'indice des prix à la consommation n'incluant pas les prix des produits énergétiques, y compris le pétrole.

1.3 Effets de second tour

Les effets de second tour désignent la réaction des salariés et des producteurs. Lorsque leurs anticipations d'inflation sont orientées à la hausse, ceux-ci peuvent amplifier les effets de premier tour en augmentant leurs exigences salariales ou leurs prix de vente. En effet, les hausses des prix à la consommation qui résultent de l'effet de premier tour génèrent une perte de pouvoir d'achat des ménages. Dans l'objectif de maintenir leur pouvoir d'achat intact, les salariés exigent des revalorisations de leurs salaires. Cette réaction salariale est d'autant plus réalisable que les modalités de détermination des salaires nominaux sont fondées sur la base de l'indexation des salaires sur l'Indice des Prix à la Consommation, à cela s'ajoute le rôle crucial joué par les syndicats. En revanche, si les hausses des salaires ne sont pas envisageables ou le sont partiellement, à court terme, l'amointrissement du pouvoir d'achat des ménages joue un rôle déterminant pour freiner la consommation, et par voie de conséquence, la stagnation de la demande globale, de l'investissement et de l'emploi.

Les effets de second tour peuvent être évalués à l'aide des données d'enquête. A ce sujet, Druant et al. (2009) ont mené des enquêtes auprès des entreprises de la zone Euro et cadres des banques centrales nationales du Système Européen de Banques Centralessur sur la fixation des salaires. Il en est ressorti que 19 % des entreprises en zone Euro prennent en compte l'inflation observée dans la fixation des salaires et 31 % ajustent les salaires de base en fonction des anticipations d'inflation ou de l'inflation observée. En outre, moins de 25 % des travailleurs interrogés sont couverts par les clauses d'indexation du salaire.

Les effets de second tour peuvent également être évalués à l'aide d'un modèle DSGE avec l'hypothèse que les travailleurs sont couverts par des clauses d'indexation du salaire de base à l'évolution de l'inflation. Ainsi, Alvarez et al. (2011) ont constaté que les effets de second tour des variations des cours mondiaux du pétrole sont faibles sur l'inflation en Espagne.

En somme, les effets de second tour se réfèrent aux changements des prix que les effets de premier tour peuvent déclencher par une révision des anticipations d'inflation. Il est alors difficile d'isoler empiriquement ces deux effets car l'amplitude de l'un peut influencer celle de l'autre et vice versa. D'ailleurs, Baumeister et al. (2009) estiment que les effets inflationnistes des fluctuations des cours mondiaux du pétrole dépendent de l'existence des effets de second tour. En plus, selon Cunado et al. (2005) et Baumeister et al. (2009), l'amplitude de ces effets varient selon que le pays soit importateur ou exportateur net.

2 Quelle relation inflation-prix du pétrole dans les pays de la CEMAC ?

Le pétrole est une ressource importante dans les pays de la CEMAC et seule la RCA n'en produit pas. A ce titre, il est la principale source des recettes d'exportation et budgétaires. En effet, en 2007, le pétrole représentait près de 85 % des recettes d'exportations et environ 69 % des recettes budgétaires de ces pays. Malgré la chute de la production pétrolière au Cameroun et au Gabon, la production de la zone est restée importante avec l'évolution de la production de la Guinée Equatoriale, du Congo et du Tchad. La plupart de ces pays sont aussi exportateurs qu'importateurs du pétrole. Ils sont alors affectés par les fluctuations des cours mondiaux du pétrole en tant qu'importateurs et/ou exportateurs.

Dans ces pays, le taux d'inflation est déduit de l'évolution de l'Indice Harmonisé des Prix à la Consommation (IHPC) calculé sur la base de la nomenclature COICOP¹⁰ à douze fonctions, en vigueur dans les Etats membres d'AFRISTAT. Plusieurs de ces fonctions de consommation, notamment les fonctions de transports, des produits alimentaires et de logement (logement, eau, électricité, gaz et autres combustibles) regroupent des produits dont les prix sont susceptibles d'être fortement influencés par l'évolution des cours du pétrole. En plus, il ressort des enquêtes budget-consommation des ménages que la part des dépenses relatives aux produits pétroliers et dérivés dans les dépenses des ménages dans ces pays est en moyenne¹¹ de 10 %. Il est alors possible que les fluctuations des cours internationaux du pétrole impactent l'IHPC et donc l'inflation (effets directs) dans les pays de la zone CEMAC. Les amplitudes de ces impacts seraient d'autant importantes si les variations des cours mondiaux se répercutent directement et totalement sur les prix à la pompe.

La revue de littérature empirique sur les effets inflationnistes indirects des fluctuations des cours mondiaux du pétrole a montré que ces effets lorsqu'ils existent sont assez faibles. En plus, ces effets se distingueraient difficilement des effets directs. Les effets inflationnistes de second tour des variations du prix du pétrole étant très dépendants de l'existence des clauses d'indexation du salaire à l'évolution de l'inflation, dans les contrats de travail, il est peu plausible qu'ils existent dans les pays de la CEMAC. En effet, dans les pays de la CEMAC, les contrats de travail incluant les clauses d'indexation du salaire sont très rares ou même inexistantes.

Dans le cadre de ce travail de recherche, le canal de transmission directe des fluctuations des cours mondiaux du pétrole sur l'IHPC sera privilégié. Ainsi, nous postulons, dans chaque pays de la zone CEMAC, que l'IHPC dépend de ses valeurs passées, des cours

10. Classification of Individual Consumption According to Purpose ou Classification des Fonctions de Consommation des Ménages

11. Cameroun, Congo, Gabon et Tchad

mondiaux du pétrole et de leurs valeurs passées.

En plus, Lee et al. (1995), Hamilton (1996) et Hooker (2002) montrent que la relation entre le prix du pétrole et les variables macroéconomiques ne peut être linéaire. Toutefois, les modèles utilisés pour évaluer les amplitudes de cette relation sont estimés avec des fonctions linéaires. Pour avoir une forme linéaire, les variables du modèle sont transformées à l'aide du logarithme neperien comme l'ont suggéré Lee et al. (2002). La relation linéaire postulée est alors :

$$LIPC_t = \sum_{i=0}^p \alpha_{t-i} LWTI_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_{t-j} LIPC_{t-j} + c + \varepsilon_t, \quad (1)$$

$$t = 1, \dots, T, \quad i = 1, \dots, p \quad \text{et} \quad j = 1, \dots, m$$

Avec $LIPC$ le logarithme neperien de l'IHPC, $LWTI$ le logarithme neperien du prix du baril du pétrole WTI, c une constante et ε_t le terme d'erreurs supposé indépendamment et identiquement distribué selon une loi gaussienne de paramètres $(0, \Sigma)$.

Les variables de l'équation (1) étant des séries temporelles, la modélisation VAR est souvent privilégiée¹² pour estimer les impacts des variables explicatives sur la variable dépendante.

Avec des possibilités d'existence de relations de cointégration entre la variable expliquée et les explicatives, un VECM sera utilisé dans le cadre de cette étude. Ce modèle permet d'analyser à la fois les effets inflationnistes de court et de long terme des variations du prix du pétrole.

Par ailleurs, les tests de causalité au sens de Granger seront préalablement effectués pour vérifier les liens de causalité entre les cours mondiaux du pétrole et l'inflation.

3 Modèle économétrique et test de cointégration

Cette section présente la structure du VECM et le test de cointégration.

3.1 Structure du modèle VECM

Soit le modèle VAR(p) dont la forme réduite générale est formulée dans l'équation (2) :

$$X_t = \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

12. Hamilton (1983), Bernanke et al. (1997), Hooker (2002), Leblanc et al. (2004), Cunado et al. (2005), Kilian (2009), etc.

Avec X_t un vecteur de dimension (2×1) contenant les variables *LIPC* et *LWTI* ;

A_i est une matrice (2×2) des coefficients sur les valeurs retardées de X_t ;

D_t est un vecteur des variables déterministes (constante et tendance) ;

ε_t représente les erreurs qui sont supposées indépendamment et identiquement distribuées selon une loi gaussienne de paramètres $(0, \Sigma)$.

Par la transformation algébrique de Fuller, la forme VECM du modèle VAR (p) de la relation (2) se réécrit comme suit :

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-p} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

$$\text{Où : } \Pi = \sum_{k=1}^p A_k - I \quad \text{et} \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p (A_j), \quad j = 1, \dots, p-1$$

3.2 Test de cointégration

L'hypothèse de cointégration est formulée sur le rang de la matrice Π de la relation (3) correspondant au nombre de relations de cointégration. Toute matrice carrée d'ordre n , de rang réduit r pouvant toujours se décomposer en produit de deux matrices de plein rang colonne de formats (n,r) et (r,n) , nous pouvons poser $\Pi = \alpha\beta'$; avec α une matrice (n, r) (avec $r < n$) contenant les vitesses d'ajustement pour chaque vecteur de cointégration et β' une matrice (r,n) contenant les r relations de cointégration. Ces deux matrices sont de rangs complets.

Avec ces hypothèses, la relation (3) devient :

$$\Delta X_t = \alpha\beta' X_{t-p} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T. \quad (4)$$

Le test de cointégration de Johansen, fondé sur les valeurs propres de la matrice Π , est basé sur l'estimation du modèle de la relation (4), effectuée selon l'approche de la régression de rang réduit. La procédure d'estimation ainsi que le test de la trace sont présentés en annexe.

Trois cas peuvent se présenter :

1. $r = 0$: il n'existe pas de relation de cointégration. On ne peut pas alors estimer un modèle VECM. En revanche, il est possible d'estimer un modèle VAR sur les ΔX_t .
2. $0 < r < n$: il existe r relations de cointégration. Un modèle VECM peut alors être estimé.

3. $r = n$: il n'existe pas de relation de cointégration. Un VAR peut être estimé sur les X_t .

4 Résultats empiriques

Cette section présente les données utilisées dans cette étude et leurs propriétés statistiques, les résultats des tests de causalité au sens de Granger, la spécification des VAR en niveau et les principaux résultats obtenus.

4.1 Données utilisées et leurs propriétés statistiques

Les données utilisées dans cette étude sont des séries mensuelles des indices des prix à la consommation des ménages produits par les Instituts Nationaux de la Statistique des pays membres de la CEMAC. La série des cours du pétrole provient du Département américain de l'énergie et représente le prix du pétrole brut WTI. Ces données sont transformées en logarithme et aucune ne fait l'objet d'une correction des variations saisonnières. L'échantillon va de janvier 1994 à décembre 2013.

Les tests de racines unitaires permettent de déterminer l'ordre d'intégration des différentes séries afin de valider la nécessité des tests de cointégration ou encore le type de test de cointégration à utiliser en cas de nécessité. De l'étude de la stationnarité des séries, réalisée à l'aide des tests de Phillips-Perron et KPSS et résumée dans le tableau 3 en annexe, on déduit que toutes les séries sont intégrées d'ordre un.

Les variables étant non stationnaires, il y a possibilité de cointégration. Ainsi, paraît-il nécessaire de faire le test de cointégration pour examiner si les variables sont cointégrées ou non.

4.2 Test de causalité au sens de Granger

Ce test permet d'approfondir la spécification de la relation inflation-prix mondiaux du pétrole dans les pays de la CEMAC. L'hypothèse nulle de ce test est que le prix du pétrole ne cause pas l'inflation. Le rejet de cette hypothèse à un seuil donné, signifie qu'à ce seuil, il n'est pas évident d'affirmer que le prix du pétrole n'impacte pas l'inflation.

Le tableau 4 présente les résultats des tests de causalité entre la série des cours mondiaux du pétrole et l'évolution de l'indice des prix à la consommation dans les pays de la CEMAC. Il en ressort qu'au seuil de 5 % de risque de se tromper, les fluctuations des cours mondiaux causeraient l'inflation dans les pays de la CEMAC.

L'analyse des relations de court et de long terme, si elles existent, permettront de quantifier les impacts de ces liens de causalité.

4.3 Tests de spécification du VAR en niveau

La spécification du modèle passe par la détermination du nombre maximal des retards du modèle VAR et la détermination du rang de cointégration.

4.3.1 Détermination du nombre optimal de retards

Le tableau 5 en annexe donne les valeurs des critères de Akaike (AIC), de Schwarz (SC) et de Hannan-Quin (HQ). A l'exception du Cameroun, on retrouve un conflit entre le critère de Akaike et celui de Schwarz. Dans le cas particulier des systèmes cointégrés, ces conflits de critères ont été examinés par Reimers (1993) qui propose d'utiliser le critère de Hannan-Quin qui constitue un bon compromis. Sur cette base, nous avons retenu un VAR à 3 retards pour la RCA, à 7 retards pour la Guinée Equatoriale et un VAR à 2 retards pour les autres pays (Cameroun, Congo, Gabon et Tchad).

4.3.2 Détermination du rang de cointégration

Le rang de cointégration peut être déterminé avec le test de la trace ou celui de la valeur propre maximale. Dans cette étude, nous avons déterminé le rang de cointégration en nous basant sur ces tests et les résultats obtenus sont identiques.

Les tests montrent l'existence d'une relation de cointégration dans tous les pays de la CEMAC. Les coefficients estimés du prix mondial du pétrole, dans la relation de long terme, sont tous significativement différents de zéro, au seuil de 5 % (voir le tableau 1). En plus, dans l'équation de la relation de long terme, ces coefficients sont de même signe que ceux de l'inflation. Ils sont ceux attendus dans la théorie et suivant le schéma de transmission de le graphique 1.

Les vecteurs de cointégration estimés et normalisés sur la variable LIPC sont présentés dans le tableau 1.

Tableau 1 – Vecteurs de cointégration normalisés par pays (t-statistique entre [])

Pays	LIPC	LWTI
Cameroun	1,0000	- 0,200821 [- 9,87583]
RCA	1,0000	- 0,262524 [- 8,89086]
Congo	1,0000	- 0,291237 [- 3,53592]
Gabon	1,0000	- 0,151382 [- 9,26043]
Guinée Équatoriale	1,0000	- 0,403482 [- 9,50544]
Tchad	1,0000	- 0,241164 [- 7,70724]

Source :Elaboré par l'auteur à partir des sorties d'Eviews.

4.4 Interprétation des résultats

L'estimation du modèle VECM permet à la fois de spécifier les relations de long terme et celles de court terme. Dans cette sous section, nous ferons d'abord les analyses de court terme et ensuite celles de long terme.

Analyse de court terme

L'analyse des relations de court terme (voir tableaux 6, 7, 8, 9, 10 et 11) révèle qu'à court terme, l'augmentation du prix du pétrole n'aurait aucun effet inflationniste dans les pays de la CEMAC. Toutefois, à court terme, la dynamique de l'inflation dans ces pays résulterait de son inertie. La décomposition de la variance permet de confirmer ces résultats. En effet, les effets inflationnistes d'un choc sur les cours mondiaux du pétrole commencent à être observés après *(i)* huit mois au Cameroun et au Gabon, *(ii)* onze mois en RCA, *(iii)* vingt mois au Congo, *(iv)* neuf mois au Tchad et *(v)* dix mois en Guinée Equatoriale.

Analyse de long terme

La significativité des coefficients est acceptée au seuil de 5 %. Il ressort des relations de cointégration que les fluctuations des cours mondiaux du pétrole auraient à long terme des effets inflationnistes dans les pays de la CEMAC. Les amplitudes de ces impacts varient suivant les pays. La plus forte amplitude est observée en Guinée Equatoriale alors que la plus faible est observée au Gabon. En effet, une hausse des cours mondiaux du pétrole de 10 % causerait à long terme une augmentation du niveau de l'IPC de 2 % au

Cameroun, de 2,6 % en RCA, de 2,9 % au Congo, de 1,5 % au Gabon, de 4 % en Guinée Equatoriale et 2,4 % au Tchad.

Ces résultats ne permettent pas de distinguer les effets inflationnistes des variations des prix internationaux du pétrole dans les pays de la CEMAC selon que le pays soit importateur ou exportateur du pétrole et de ses produits dérivés. A titre d'illustration, la RCA, pays importateur net de pétrole et de ses produits dérivés, subirait les effets inflationnistes des variations des prix mondiaux du pétrole avec une amplitude plus faible que le Tchad, pays exportateur du pétrole dans la CEMAC.

Les vitesses d'ajustement des relations de cointégration sont toutes négatives et significativement différentes de zéro au seuil de 5 % (tableau 2). Ainsi, il existerait des mécanismes de force de rappel dans les relations de long terme entre les variations du prix du pétrole et l'inflation dans tous les pays de la CEMAC. Ces mécanismes de forces de rappel permettent de ramener l'inflation autour de sa trajectoire d'équilibre de long terme après les différents chocs pétroliers pouvant modifier cette trajectoire. Les vitesses d'ajustement sont plus fortes en RCA et au Tchad et plus faibles au Cameroun, au Gabon et en Guinée Equatoriale.

Tableau 2 – Vitesses d'ajustement des relations de long terme par pays

	Cameroun	RCA	Congo	Gabon	Guinée Equatoriale	Tchad
Vitesse	-0,032401	- 0,060223	-0,027492	-0,05866	-0,033242	-0,069662
t-statistique	- 3,94649	- 3,28251	- 3,95637	- 3,95832	-2,86833	- 4,35393

Source :Elaboré par l'auteur à partir des sorties d'Eviews.

L'analyse des fonctions réponses-impulsions montrent que les délais de propagation, sur l'inflation, d'un choc unitaire sur les cours mondiaux du pétrole varient selon les pays dans la CEMAC. Les effets inflationnistes de ce choc deviennent permanents après 25 mois au Cameroun, au Gabon et au Tchad. Ces délais sont de 30 mois en RCA et en Guinée Equatoriale, et de 60 mois au Congo.

Les analyses de court et de long termes suggèreraient l'existence des mécanismes d'indexation des variations des cours mondiaux du pétrole sur l'inflation. Ces résultats pourraient se justifier avec l'existence des caisses de stabilisation des prix des hydrocarbures dans certains pays de la CEMAC. En effet, les caisses de stabilisation des prix des hydrocarbures stabilisent à court terme les prix du pétrole à la pompe suite à une augmentation des cours mondiaux du pétrole. Toutefois, elles ajusteraient graduellement ces prix à moyen et long terme pour tenir compte des évolutions réelles des prix du pétrole sur les marchés internationaux.

Conclusion

Les évolutions récentes des cours mondiaux du pétrole et de l'inflation dans les pays membres de la CEMAC, sur la période 1994-2013, ont fait resurgir l'importance de l'analyse de la relation entre les deux variables dans ces pays. L'objectif de l'étude était alors d'analyser les effets inflationnistes des fluctuations des prix internationaux du pétrole dans les pays de la CEMAC. Après la présentation du modèle à estimer, retenu à la suite de la revue de littérature sur cette problématique, l'analyse empirique a été effectuée à l'aide d'un VECM, estimé selon l'approche du maximum de vraisemblance à information complète de Johansen.

Les résultats de l'analyse suggèrent que les variations des cours mondiaux du pétrole n'auraient aucun impact significatif sur l'inflation dans les pays de la CEMAC à court terme. Mais, à long terme ces fluctuations auraient des effets inflationnistes dans tous les pays de la CEMAC.

Les amplitudes de ces impacts varient suivant les pays. La plus forte amplitude est observée en Guinée Equatoriale alors que la plus faible est observée au Gabon. En effet, une hausse des cours mondiaux du pétrole de 10 % causerait à long terme une augmentation du niveau de l'Indice des Prix à la Consommation de 2 % au Cameroun, de 2,6 % en RCA, de 2,9 % au Congo, de 1,5 % au Gabon, de 4 % en Guinée Equatoriale et de 2,4 % au Tchad. En outre, les délais de propagation entière, sur l'inflation, d'un choc unitaire sur les cours mondiaux du pétrole varieraient selon les pays. Ils seraient de 60 mois au Congo, de 30 mois RCA et en Guinée Equatoriale, et de 25 mois au Cameroun, au Gabon et au Tchad. Les effets inflationnistes d'un choc sur les cours mondiaux du pétrole commencent à être observés après *(i)* huit mois au Cameroun et au Gabon, *(ii)* onze mois en RCA, *(iii)* vingt mois au Congo, *(iv)* neuf mois au Tchad et *(v)* dix mois en Guinée Equatoriale.

Ces résultats pourraient se justifier avec l'existence des caisses de stabilisation des prix des hydrocarbures dans certains pays de la CEMAC. En effet, les caisses de stabilisation des prix des hydrocarbures stabiliseraient, à court terme, les prix du pétrole à la pompe, mais ajusteraient graduellement ces prix à moyen et long terme pour tenir compte des évolutions réelles des prix du pétrole sur les marchés internationaux.

Ces résultats sont en adéquation avec ceux de Baumeister et al. (2009), obtenus à partir des données des USA, de la Suisse, du Japon et des pays de la Zone Euro sur la période 1986-2008. Par ailleurs, les impacts de long terme, à comparer aux résultats de Leblanc et al. (2004) et ceux de Alvarez et al. (2011), sont plus importants dans les pays de la CEMAC.

Ces conclusions, en terme d'implications de politiques économiques, interpelleraient les autorités monétaires de la CEMAC de ne pas rester insensibles aux fluctuations des cours mondiaux du pétrole, bien que la théorie néo-keynésienne qui domine aujourd'hui l'analyse monétaire suggère qu'elles doivent réagir plus fermement aux variations des prix visqueux qu'aux variations des prix flexibles comme ceux du pétrole. Toutefois, elles doivent également apprécier, en plus des effets inflationnistes directs des fluctuations des cours du pétrole sur les marchés internationaux, les effets de ces variations sur la demande globale dans chaque pays afin de mieux orienter leurs décisions.

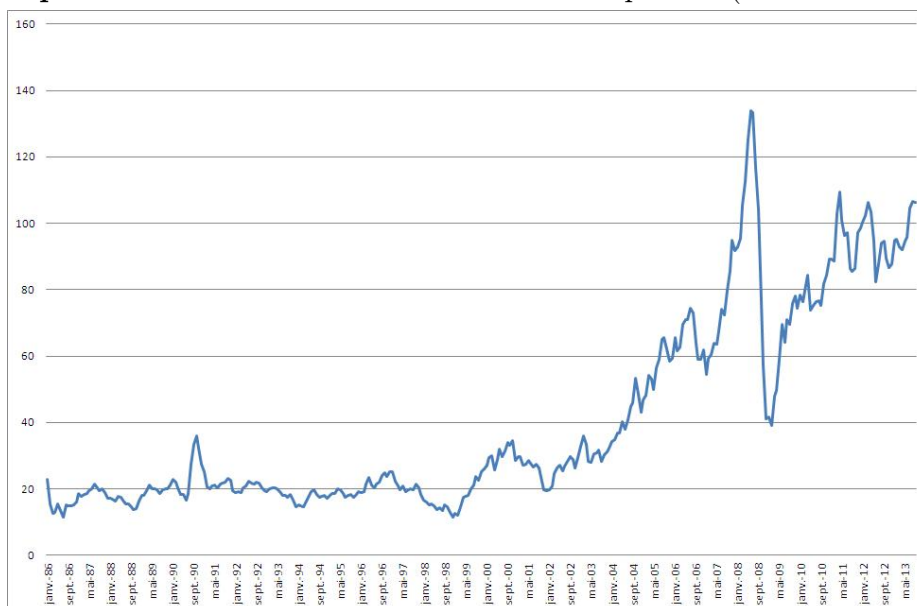
Références

- [1] ALVAREZ L. J. ET HERNANDO I.(2006) : "Price setting behaviour in Spain. Evidence from consumer price micro-data", *Economic Modelling*, 23, pp.699-716.
- [2] ALVAREZ L. J., HURTADO S., SANCHEZ I. ET THOMAS C.(2011) : "The impact of oil price changes on Spanish and euro area consumer price inflation", *Economic Modelling*, 28, pp.422-431.
- [3] BAUMEISTER C., PEERSMAN G. ET VAN ROBAYS I.(2009) : "The economic consequences of oil shocks : differences across countries and time", *Working paper 09/630*, Ghent University, Faculty of Economics and Business Administration.
- [4] BCE(2010) : "Oil prices : their determinants and impact on euro area inflation and the macroeconomy", *bulletin mensuel*, août 2010.
- [5] BERNANKE B.S., GERTLER M. ET WATSON M.W.(1997) : "Systematic monetary policy and the effects of oil price shocks", *Brookings papers on economic activity*, 1, pp.137-148.
- [6] BOHI D. R.(1989) : "Energy price shocks and macroeconomic performance", *Resources for the Future*, Washington, DC.
- [7] CUNADO J. ET PEREZ DE GRACIA F.(2005) : "Oil prices, economic activity and inflation : evidence for some Asian countries", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 45, pp.65-83.
- [8] DRUANT M., FABIANI S., KEZDI G., LAMO A., MARTINS F. ET SABBATINI, R.(2009) : "How are firms wages and prices linked : survey evidence in Europe", *Working Paper*, 1084, BCE.
- [9] DU CAJU P., GAUTIER E., MOMFERATOU D. ET WARD-WARMEDINGER M.(2009) : "Institutional features of wage bargaining in 23 European countries, the US and Japan", *Working Paper*, 974, BCE.
- [10] HAMILTON J. D.(1983) : "Oil and the macroeconomy since World War II", *Journal of Political Economy*, 91, pp.228-248.
- [11] HAMILTON J. D.(1985) : "Historical causes of postwar oil shocks and recessions", *Energy Journal*, 6, pp.97-116.
- [12] HAMILTON J. D.(1996) : "This is what happened to the oil price macroeconomy relationship", *Journal of Monetary Economics*, 38, pp.215-220.
- [13] HAMILTON J. D.(2003) : "What is an oil shock?", *Journal of Econometrics*, 113, pp.363-398.
- [14] HOOKER M. A.(2002) : "Are Oil Shocks Inflationary? Asymmetric and Nonlinear Specifications versus Changes in Regime", *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(2), pp 540-561.

- [15] JOHANSEN S.(1988) : "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp.231-254.
- [16] JOHANSEN S.(1995) : *Likelihood-Base inference in cointegrated Vector Autoregressive models*, Oxford University Press.
- [17] JOHANSEN S., JUSELIUS K.(1990) : "Maximum likelihood estimation and inferences on cointegration with application to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp.169-210.
- [18] KILIAN L.(2008) : "The Economic Effects of Energy Price Shocks", *Journal of Economic Literature*, 46(4), pp.871-909.
- [19] KILIAN L.(2009) : "Not All Oil Price Shocks Are Alike : Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market", *American Economic Review*, 99(3), pp 1053-1069.
- [20] LEBLANC M. ET CHINN M. D.(2004) : "Do high oil prices presage inflation? The evidence from G-5 countries", *Working paper 561*, University of California, Santa Cruz, février 2004.
- [21] LEE K., NI S. ET RA R.(1995) : "Oil Shocks and the Macroeconomy : The Role of Price Variability", *Energy Journal*, 16(4), pp 39-56.
- [22] LEE K. ET NI S.(2002) : "On the dynamic effects of oil price shocks : a study using industry level data", *Journal of Monetary Economics*, 49, pp.823-852
- [23] REIMERS H.-E.(1993) : Lag order determination in cointegration VAR system with application to small German Macro-Models, Paper presented at the *1993 Econometric Society European Meeting (ESEM) 93*, Uppsala, August 1993.

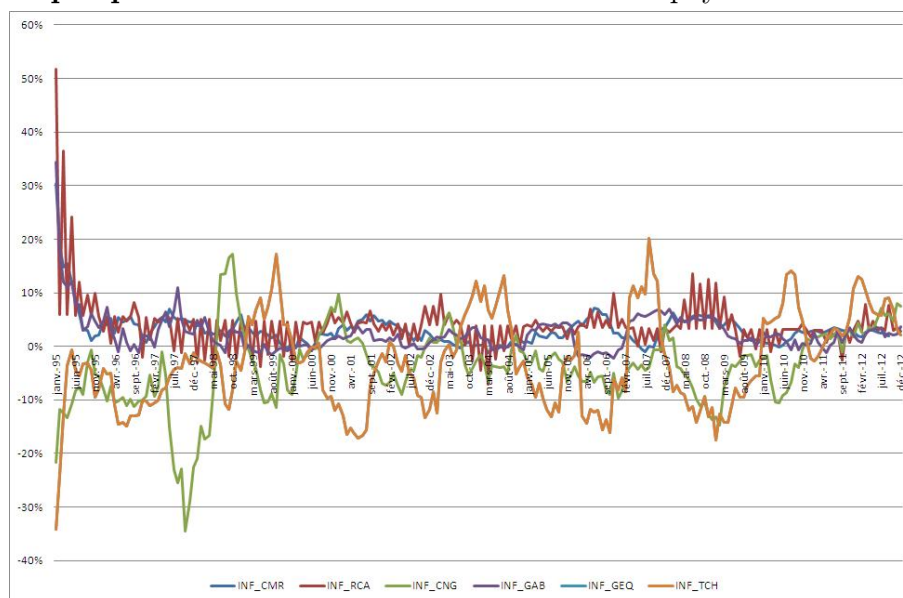
Annexes

Graphique 2 – Evolution des cours mondiaux du pétrole (cours WTI en USD)



Source :Département américain de l'énergie.

Graphique 3 – Evolution de l'inflation dans les pays de la CEMAC



Source :Instituts Nationaux de la Statistique des pays de la CEMAC.

Tableau 3 – Propriétés statistiques des séries (tests de Phillips-Perron et de KPSS)

Séries	Statistique du test	Ordre d'intégration
LIPC_cmr	0,453583	I(1) + C
LIPC_rca	0,323189	I(1) + C
LIPC_cng	0,058772	I(1) + t + C
LIPC_gab	0,370275	I(1) + C
LIPC_geq	0,104970	I(1) + t + C
LIPC_tch	0,020568	I(1) + C
LWTI	0,031668	I(1) + C

Source :Elaboré par l'auteur à partir des sorties d'Eviews.

Tableau 4 – Récapitulatif des tests de causalité au sens de Granger (Hypothèse nulle : LOPD ne cause pas LIPC)

Pays	F-Statistic	p-value
Cameroun	1,88749	0,0376
RCA	1,38697	0,0296
Congo	3,34671	0,0002
Gabon	2,70288	0,0313
Guinée Equatoriale	2,18110	0,0370
Tchad	2,29787	0,038

Source :Elaboré par l'auteur à partir des sorties d'Eviews.

Tableau 5 – Nombre maximal de retards retenus en fonction du critère d'information

Pays	Schwarz (SC)	Akaike (AIC)	Hannan-Quin (HQ)
Cameroun	1	2	2
RCA	2	8	3
Congo	1	14	2
Gabon	1	2	2
Guinée Équatoriale	1	14	7
Tchad	1	2	2

Source :Elaboré par l'auteur à partir des sorties d'Eviews.

Tableau 6 – Estimation du VECM pour le Cameroun (t-statistics in [])

Error Correction :	D(LIPC_CMR)	D(LWTI)
CointEq1	-0,032401 [-3,94649]	0,213125 [2,59672]
D(LIPC_CMR(-1))	0,080038 [1,38709]	1,192057 [2,06655]
D(LIPC_CMR(-2))	0,082155 [1,58418]	0,052815 [0,10188]
D(LWTI(-1))	-0,013592 [-1,07944]	0,252755 [3,86832]
D(LWTI(-2))	0,005577 [0,83528]	0,097214 [1,45648]
C	0,002388 [4,27334]	0,001211 [0,21674]
R-squared	0,145445	0,095589
Adj. R-squared	0,126948	0,076013
Sum sq. resids	0,014160	1,415025
S.E. equation	0,007829	0,078267
F-statistic	7,863227	4,882991

Source :Sorties d'EvIEWS.

Tableau 7 – Estimation du VECM pour la RCA (t-statistics in [])

Error Correction :	D(LIPC_RCA)	D(LWTI)
CointEq1	-0,060233 [-3,28251]	0,139081 [2,05959]
D(LIPC_RCA(-1))	-0,767312 [-12,3413]	0,159528 [0,69721]
D(LIPC_RCA(-2))	0,193434 [2,47217]	0,215361 [0,74792]
D(LIPC_RCA(-3))	0,000453 [0,00724]	0,022376 [0,09732]
D(LWTI(-1))	-0,011070 [-0,61654]	0,250094 [3,78503]
D(LWTI(-2))	-0,006224 [-0,33612]	0,081670 [1,19842]
D(LWTI(-3))	-0,015985 [-0,87426]	0,002092 [0,03109]
C	0,005430 [3,58367]	0,003521 [0,63148]
R-squared	0,978288	0,083849
Adj. R-squared	0,977622	0,055722
Sum sq. resids	0,105105	1,423438
S.E. equation	0,021471	0,079014
F-statistic	1467,600	2,981053

Source :Sorties d'EvIEWS.

Tableau 8 – Estimation du VECM pour le Congo (t-statistics in [])

Error Correction :	D(LIPC_CNG)	D(LWTI)
CointEq1	-0,027492 [-3,95637]	0,028859 [1,23097]
D(LIPC_CNG(-1))	-0,016206 [-0,25842]	0,013169 [0,06224]
D(LIPC_CNG(-2))	-0,083593 [-1,37611]	-0,049245 [-0,24028]
D(LWTI(-1))	-0,046046 [-1,37029]	0,226510 [3,45599]
D(LWTI(-2))	-0,024366 [-1,23168]	0,059176 [0,88662]
C	-0,000381 [-0,24641]	0,005694 [1,09182]
R-squared	0,091652	0,066099
Adj. R-squared	0,071990	0,045885
Sum sq. resids	0,128363	1,461165
S.E. equation	0,023573	0,079532
F-statistic	4,661541	3,269910

Source :Sorties d'EvIEWS.

Tableau 9 – Estimation du VECM pour le Gabon (t-statistics in [])

Error Correction :	D(LIPC_GAB)	D(LWTI)
CointEq1	-0,058661 [-3,91832]	0,194366 [1,81505]
D(LIPC_GAB(-1))	0,018194 [0,32813]	0,414495 [1,04511]
D(LIPC_GAB(-2))	0,113278 [2,30005]	0,286685 [0,81380]
D(LWTI(-1))	-0,009841 [-1,06963]	0,236513 [3,59390]
D(LWTI(-2))	-0,001593 [-0,17045]	0,080195 [1,19970]
C	0,002004 [2,67486]	0,003339 [0,62315]
R-squared	0,120003	0,077345
Adj. R-squared	0,100956	0,057374
Sum sq. resids	0,028215	1,443569
S.E. equation	0,011052	0,079052
F-statistic	6,300206	3,872894

Source :Sorties d'EvIEWS.

Tableau 10 – Estimation du VECM pour la Guinée Equatoriale (t-statistics in [])

Error Correction :	D(LIPC_GEQ)	D(LWTI)
CointEq1	-0,033242 [-2,86843]	0,131796 [2,60210]
D(LIPC_GEQ(-1))	0,095643 [1,46150]	-0,015510 [-0,05423]
D(LIPC_GEQ(-2))	0,081774 [1,32574]	0,038346 [0,14224]
D(LIPC_GEQ(-3))	-0,015097 [-0,24529]	-0,040390 [-0,15015]
D(LIPC_GEQ(-4))	0,014520 [0,24014]	0,109795 [0,41546]
D(LIPC_GEQ(-5))	0,105932 [1,78447]	0,551270 [2,12478]
D(LIPC_GEQ(-6))	-0,343540 [-5,99155]	-0,303414 [-1,21078]
D(LIPC_GEQ(-7))	0,091775 [1,61254]	0,212397 [0,85389]
D(LWTI(-1))	-0,000364 [-0,02363]	0,238984 [3,54821]
D(LWTI(-2))	-0,011021 [-0,70579]	0,076244 [1,11717]
D(LWTI(-3))	-0,006019 [-0,38583]	0,006637 [0,09733]
D(LWTI(-4))	-0,025527 [-1,63875]	0,009104 [0,13373]
D(LWTI(-5))	0,001221 [0,07805]	0,039765 [0,58144]
D(LWTI(-6))	-0,009043 [-0,57872]	-0,057940 [-0,84840]
D(LWTI(-7))	0,025387 [1,65338]	-0,053732 [-0,80069]
C	0,001821 [1,47599]	0,005051 [0,93664]
R-squared	0,207353	0,132627
Adj. R-squared	0,152309	0,072392
Sum sq. resids	0,069853	1,334284
S.E. equation	0,017983	0,078595
F-statistic	3,766988	2,201848

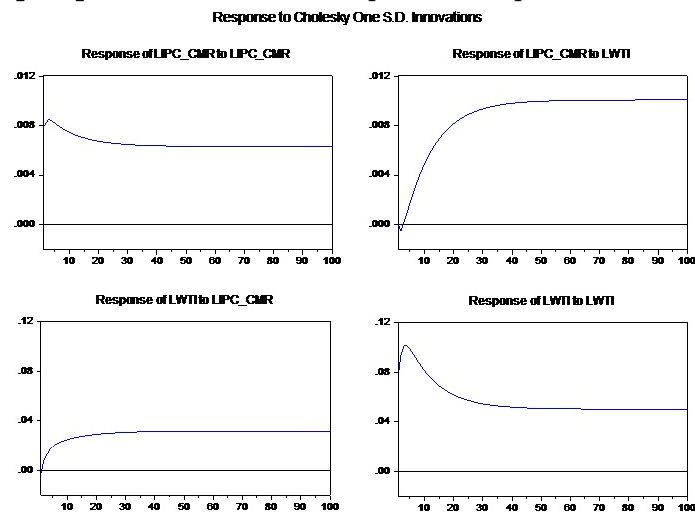
Source :Sorties d'Eviews.

Tableau 11 – Estimation du VECM pour le Tchad (t-statistics in [])

Error Correction :	D(LIPC_TCH)	D(LWTI)
CointEq1	-0,069662 [-4,35393]	0,089496 [1,72375]
D(LIPC_TCH(-1))	0,232087 [3,80183]	-0,056255 [-0,28398]
D(LIPC_TCH(-2))	0,102500 [1,77514]	0,041594 [0,22199]
D(LWTI(-1))	-0,001251 [-0,06185]	0,234418 [3,57194]
D(LWTI(-2))	-0,026738 [-1,31372]	0,066470 [1,00644]
C	0,000552 [0,34488]	0,005652 [1,08798]
R-squared	0,198319	0,071848
Adj. R-squared	0,180967	0,051758
Sum sq. resids	0,137911	1,452170
S.E. equation	0,024434	0,079287
F-statistic	11,42893	3,576330

Source :Sorties d'EvIEWS.

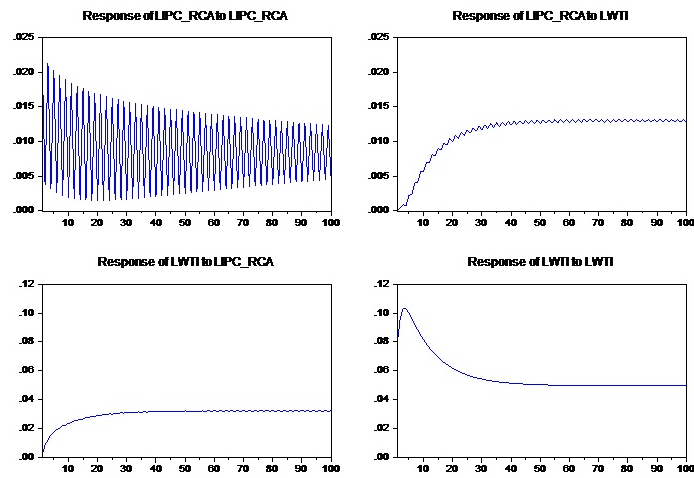
Graphique 4 – Fonctions impulsions-réponses Cameroun



Source : Sorties d'EvIEWS.

Graphique 5 – Fonctions impulsions-réponses RCA

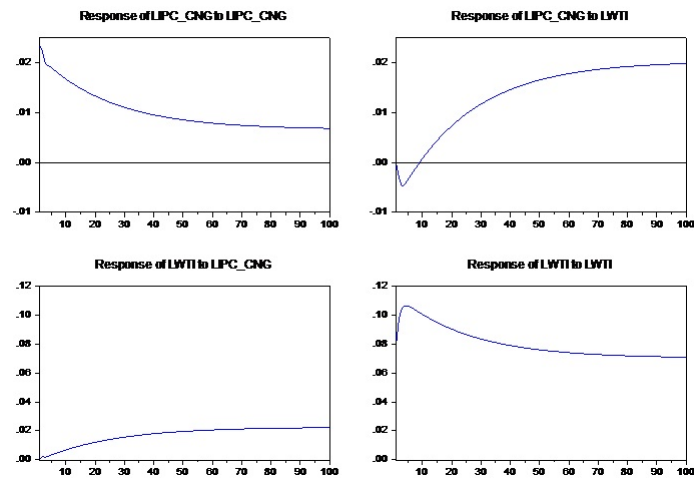
Response to Cholesky One S.D. Innovations



Source : Sorties d'Eviews.

Graphique 6 – Fonctions impulsions-réponses Congo

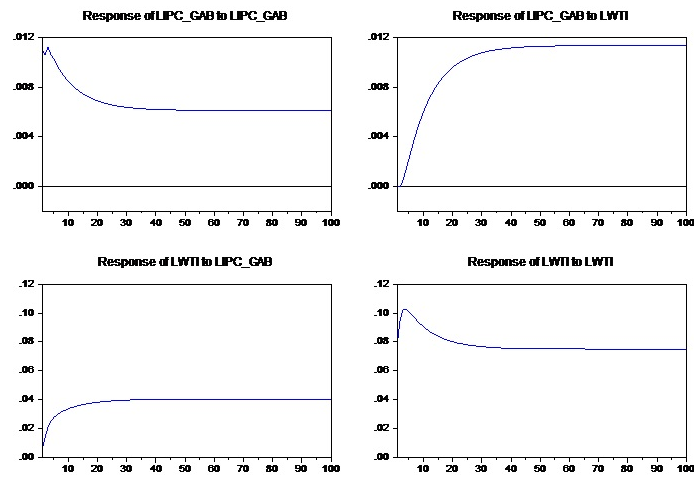
Response to Cholesky One S.D. Innovations



Source : Sorties d'Eviews.

Graphique 7 – Fonctions impulsions-réponses Gabon

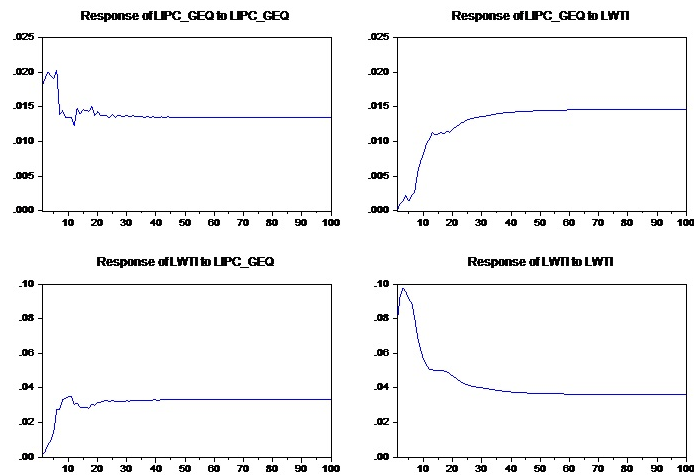
Response to Cholesky One S.D. Innovations



Source : Sorties d'Eviews.

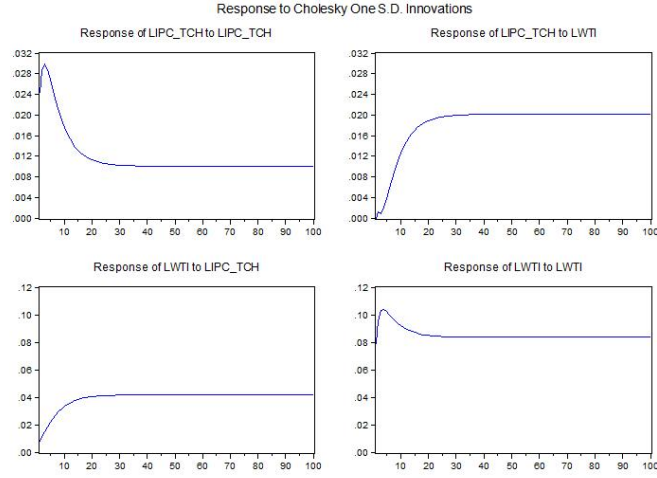
Graphique 8 – Fonctions impulsions-réponses Guinée Equatoriale

Response to Cholesky One S.D. Innovations



Source : Sorties d'Eviews.

Graphique 9 – Fonctions impulsions-réponses Tchad



Source : Sorties d'Eviews.

Estimation du VECM

L'approche de la regression de rang réduit consiste à régresser d'abord ΔX_t et X_{t-p} sur les $\Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-p+1}$ et D_t afin d'obtenir $\Gamma_1, \dots, \Gamma_{p-1}$ et Φ . Ces deux regressions permettent d'obtenir respectivement les séries des résidus e_{0t} et e_{pt} . Les termes e_{0t} et e_{pt} sont donnés par :

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Theta_{0i} \Delta X_{t-i} + e_{0t} \quad (5)$$

$$X_{t-p} = \sum_{i=1}^{p-1} \Theta_{pi} \Delta X_{t-i} + e_{pt} \quad (6)$$

Avec $\Theta_{0i} = (\Gamma_i - \alpha\beta'\Gamma_i)$ et $\Theta_{pi} = \Gamma_i$ pour $i=1, \dots, p-1$.

La fonction de vraisemblance contractée a alors la forme d'une régression de rang réduit et s'écrit comme suit :

$$\ln L(\alpha, \beta, \Sigma) = -\frac{nT}{2} \text{Log}(2\pi) - \frac{T}{2} \text{Log}[\det(\Sigma)] - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (e_{0t} + \alpha\beta'e_{pt})' \Sigma^{-1} (e_{0t} + \alpha\beta'e_{pt}) \quad (7)$$

En fixant β et en maximisant la fonction de la relation (7) par rapport à α et Σ , on obtient :

$$\hat{\alpha}(\beta) = -S_{0p}\beta(\beta'S_{pp}\beta)^{-1}$$

et

$$\hat{\Sigma}(\beta) = S_{00} - S_{0p}\beta(\beta' S_{pp}\beta)^{-1}\beta' S_{p0}$$

Où les matrices des moments croisés des résidus sont données par : $S_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{it}e'_{jt}$ pour $i,j=0,p$. Nous devons d'abord déterminer β pour le calcul de α et Σ . β est obtenu en résolvant le problème $\min(\hat{\Sigma}(\beta))$, pour cela, il suffit de résoudre l'équation suivante :

$$Det[\lambda S_{pp} - S_{p0}S_{0p}^{-1}] = 0 \quad (8)$$

La solution à l'équation (8) nous donne les n valeurs propres ($\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_n$ avec $\hat{\lambda}_1 > \dots > \hat{\lambda}_n$) et les n vecteurs propres associés. Pour déterminer les r valeurs propres non nulles qui vont donner les r relations de cointégration, Johansen a proposé le test de la trace et le test de la valeur propre maximale. Ces deux tests reposent sur l'hypothèse nulle qu'il existe au plus r relations de cointégration (ce qui signifie qu'il y a r valeurs propres non nulles et $n-r$ valeurs propres nulles).

Test de la trace

$$H_0 : \hat{\lambda}_i = 0, \quad i = r + 1, \dots, n.$$

La statistique du test de la trace est la suivante :

$$TR = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (9)$$

Les valeurs de la statistique TR ont été tabulée par Johansen et Juselius (1990) puis par Osterwald-Lenum (1992). Les observations faites ne seraient suffire pour rejeter H_0 à un seuil de confiance donné, lorsque la valeur de la statistique TR est inférieure à sa valeur critique.