

Impact de la volatilité des cours du pétrole sur les soldes budgétaires et les réserves de change en zone CEMAC

Olga Marthe MBANG

Laboratoire d'Economie Internationale

Institut des Relations Internationales du Cameroun (IRIC)

Université de Yaoundé 2– Yaoundé - Cameroun

Résumé : L'objectif de ce papier est d'apprécier l'incidence de la volatilité des cours des produits miniers plus spécifiquement du pétrole sur le solde budgétaire et les réserves de change des pays de la zone CEMAC. Pour cela, la mise en œuvre du lien entre les variables utilise une modélisation VAR structurelle sur les données de la période 1987-2021. Le résultat de test de stationnarité de Pesaran montre que toutes les variables conservent leur propriété statistique à Long Terme (LT). Traduisant ainsi le fait qu'il y a une relation d'équilibre de LT entre d'une part les cours du pétrole et le solde budgétaire et, d'autre part les cours de pétrole et les réserves de change. Bien plus, le test de causalité des Grangers montre qu'on peut prévoir le solde budgétaire à partir des recettes pétrolières anticipées dans les pays. Par contre, on ne peut pas prévoir les réserves de change à partir des réserves pétrolières anticipées en zone CEMAC. L'analyse impulsionnelle montre que le solde budgétaire donne une réponse négative à un choc pétrolier alors que les réserves de change donnent une réponse positive et explosive à un choc pétrolier. Il y a donc lieu de réduire la dépendance des pays de la zone à l'exportation et donc de s'investir résolument dans la diversification des exportations par une politique industrielle et dans la diversification des sources des recettes budgétaires des pays de la zone CEMAC.

Mots-clés : Cours du pétrole ; Solde budgétaire ; Réserves de change ; VAR.

Digital Object Identifier (DOI): <https://doi.org/10.52502/ijesm.XXXX>



1. Introduction

L'investissement destiné au secteur pétrolier en Afrique au cours de la prochaine décennie représente le plus grand flux financier de l'économie légale en Afrique : Ian GARY et Lynn Karl TERRY (2003). Il intervient à un moment où l'Aide publique au Développement (APD) des pays industrialisés à destination du continent se réduit considérablement et où les pays donateurs semblent de plus en plus vouloir faire reposer le développement économique de l'Afrique sur les échanges commerciaux et son intégration dans l'économie globale, comme les accords de libre-échange. Pour cela, il est indispensable que l'Afrique centrale utilise au mieux les richesses générées par son pétrole. En effet, les recettes pétrolières sont depuis des années l'un des principaux moteurs de croissance des économies de la CEMAC qui se sont appuyés en grande partie sur la rente pétrolière dans l'élaboration de leur budget afin de lancer de grands investissements publics dans les grands projets d'infrastructure et dans le domaine social. Les prix budgétaires du pétrole (prix retenues par les Etats lors de l'élaboration des budgets), constituent un moyen d'évaluer la vulnérabilité à la chute des cours. Cette dépendance des économies des pays de la CEMAC aux recettes pétrolières se manifeste par des performances corrélées en fonction de la variation du cours du pétrole. Nous pouvons prendre par exemple le taux de croissance dans la zone CEMAC qui culminait à plus de 5 % (données du comité de Politique monétaire session de juillet 2015), en 2012 lorsque le prix du baril (Unité de mesure de référence dans l'industrie pétrolière), de Brent (brut de mer du Nord, est l'un des principaux bruts de référence utilisés pour évaluer le prix du pétrole), atteignait près de 111,12 dollars. A contrario le taux de croissance de la zone CEMAC a atteint un record de 0,2 % en 2016 après une chute brutale des cours du baril de Brent qui était de 49,30 dollars

En fait, si la volatilité des cours du pétrole a permis aux pays exportateurs de la CEMAC d'en tirer un bénéfice considérable lorsque ceux-ci étaient élevés, il est primordial de connaître les effets économiques et financiers que subissent les pays de la CEMAC du fait de leur exposition au risque de marché durant les périodes de chute drastique des cours du pétrole. Depuis 2014, la conjoncture économique et financière de la CEMAC est très difficile avec la chute des prix des matières premières et principalement du pétrole qui est le principal pourvoyeur de réserves dans la CEMAC (selon le gouverneur de la banque des États de l'Afrique centrale (BEAC), lors du comité de Politique monétaire du 11 juillet 2017). Et c'est à partir du premier trimestre 2016 que le prix du baril a quasiment été divisé par quatre comparativement au prix en vigueur à la fin de 2014 et au plus bas coût enregistré depuis 2003. Cette chute des cours fait fondre les profits des compagnies pétrolières et crée des déficits budgétaires inédits pour les États producteurs de pétrole : SNI (2015). Selon le rapport général des commissaires aux comptes sur les états financiers de la BEAC pour le compte de l'exercice au 31 décembre 2014, les réserves de change des six pays de la zone CEMAC ont connu une baisse de 1127 milliards de francs CFA : Passant de 4974 milliards de francs CFA en 2013, à 3847 milliards de francs CFA en 2014.

Suite à cet environnement inquiétant, un sommet extraordinaire des chefs d'État de l'Afrique centrale en collaboration avec le Fonds Monétaire International a été organisé le 23 décembre 2016 afin d'apporter des solutions aux différents problèmes socio-économiques liés à la chute des prix de pétrole provoquant une baisse conséquente des réserves de change. Au regard de la forte implication des recettes pétrolières dans l'atteinte des objectifs de croissance et d'émergence des pays producteurs nets de pétrole dans la CEMAC, au vue de la forte volatilité des cours du pétrole qui a une tendance baissière depuis la fin du second semestre 2014, il semble essentiel de questionner les impacts de cette baisse sur la stabilité financière, à travers certains indicateurs macroéconomiques (solde budgétaire, niveau des réserves de change) des pays de la zone CEMAC. La crise sanitaire récente, qui a entraîné un ralentissement général de l'activité économique, avec pour conséquence la baisse notable de la demande mondiale a eu des effets néfastes pour les producteurs de pétrole. Cette vulnérabilité des économies des pays de la zone qui pâtissent de plein fouet aux multiples baisses des cours interpelle sur les stratégies à adopter pour les gouvernements qui réagissent souvent dans l'urgence.

Cette étude propose ainsi de faire le point sur l'incidence de la volatilité des cours du pétrole au niveau des réserves de change et des soldes budgétaires. La suite de l'article se structure en trois parties. Après avoir rappelé les principaux liens théoriques entre le prix du brut et les agrégats macroéconomiques, suivra un panorama de la littérature empirique et enfin une présentation de nos travaux à travers une analyse des faits stylisés de ladite influence pour les pays de la CEMAC.

2. Revue de la littérature

Depuis le premier choc pétrolier, les mouvements du prix du pétrole ont été considérés comme l'une des sources majeures des fluctuations économiques. Ce constat a donné lieu à une littérature abondante visant à analyser l'impact des chocs pétroliers sur l'économie : Donald W. Jones et Paul N. Leiby (1996), Stephen Brown et Mine Yücel (2002), Donald W. Jones et al. (2004), James Hamilton (2005), François Lescaroux et Valérie Mignon (2008a). Malgré le nombre considérable d'articles sur le sujet, il n'existe pas réellement de consensus sur ces mécanismes de transmission. Par ailleurs, il est fort probable que la façon dont le prix du brut affecte l'économie ait évolué au cours du temps : les mécanismes qui étaient à l'œuvre lors des deux premiers chocs ne sont pas nécessairement les mêmes aujourd'hui.

2.1. Revue théorique : Mécanismes controversés de la relation de cause à effet

2.1.1. Relation étroite entre le prix du pétrole et le PIB

Les travaux réalisés depuis le premier choc pétrolier ont mis en avant un ensemble d'effets « standard » des variations du prix du pétrole sur l'économie. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, une hausse du prix du brut représente un choc inflationniste exogène et engendre, de ce fait, une hausse des prix à la consommation à hauteur du poids des produits pétroliers dans l'indice général des prix (Pierce et Enzler, 1974 ; Hooker, 2002 ; Barsky et Kilian, 2004, ou LeBlanc et Chinn, 2004). À cet effet direct sur les prix à la consommation, viennent s'ajouter des effets de second tour. Du côté des ménages, ces derniers revendiquent une revalorisation de leur rémunération afin de limiter leur perte de pouvoir d'achat, augmentations initiant la spirale prix-salaires. Du côté des entreprises, elles tentent de répercuter la hausse du prix du pétrole sur leur prix de vente afin de restaurer leurs marges. Ces différents effets tendent ainsi à alimenter une spirale inflationniste engendrant en outre des révisions à la hausse des anticipations d'inflation. Ces effets, directs et indirects, sur l'inflation et sur les anticipations d'inflation conduisent à un accroissement des taux d'intérêt. Le caractère restrictif des politiques monétaires de lutte contre l'inflation donne en effet lieu à une hausse des taux d'intérêt directs, hausses jugées responsables d'une grande partie du ralentissement économique suite aux deux premiers chocs pétroliers selon Bernanke et al. (1997).

À ces effets sur les prix, s'ajoutent alors des impacts négatifs sur la consommation, l'investissement et l'emploi. Le niveau de la consommation est affecté par le biais de sa relation positive avec le revenu disponible et la baisse de pouvoir d'achat subie par les ménages, les conduit à ralentir leurs dépenses de consommation. Concernant l'investissement, l'augmentation induite des coûts de production des entreprises est accentuée par l'élévation des taux d'intérêt ainsi que par le renchérissement des autres matières premières en lien avec celui du pétrole. S'agissant de l'emploi, si l'augmentation du prix du pétrole est durable, elle peut donner lieu à une mutation de la structure de production et avoir un impact important sur le chômage. En effet, une hausse du prix du pétrole diminue la rentabilité des secteurs intensifs en pétrole, ce qui peut inciter les firmes à se tourner vers de nouvelles méthodes de production moins intensives en facteur pétrole. Ce changement engendre des réallocations de capital et de travail entre les secteurs pouvant affecter le chômage (Loungani, 1986). Cet effet sur le chômage peut cependant être nuancé si l'on tient compte du fait que la mutation de la structure de production peut générer une réallocation du facteur travail entre les secteurs d'activité. Sous réserve que ces réallocations soient effectives, il n'y aurait donc pas d'impact sur le chômage à long terme (Michael, Keane et Prasad, 1996).

À un niveau plus global, on peut se poser la question de l'impact d'une hausse du prix du brut sur la croissance. Le lien entre prix du pétrole et croissance économique peut être appréhendé par le biais de l'effet d'offre classique selon lequel une hausse du prix du brut constitue un signal indiquant une réduction de la disponibilité d'un facteur de production (Robert J. Barro, 1984, Brown et Yücel, 1999 et Abel et Bernanke, 2001). Il s'ensuit une augmentation des coûts unitaires de production, induisant un ralentissement de la productivité, de l'output potentiel et de la croissance des pays importateurs.

2.1.2. Relation instable entre le prix du pétrole et le PIB

Même si les mécanismes précédemment décrits tendent à être globalement acceptés par les économistes, il n'en reste pas moins que l'influence des variations du prix du pétrole sur l'activité économique semble s'exercer de façon instable. À ce titre, la période de fort accroissement du prix du pétrole des années 2000 peut sembler surprenante au sens où, contrairement à ce qui a été observé lors des hausses des années 1973 et 1979, l'économie mondiale n'a pas paru en être sensiblement affectée, tout au moins avant que n'éclate la crise des subprimes : la croissance économique et l'inflation sont en effet restées stables dans la plupart des pays industrialisés. Outre la réduction de l'intensité énergétique des pays industrialisés depuis trente-cinq ans, plusieurs pistes ont été évoquées dans la littérature pour expliquer cette instabilité de la relation prix du pétrole - activité économique et, comprendre son relâchement depuis la fin des années quatre-vingt-dix.

En premier lieu, la diffusion de la variation du prix du brut au sein de l'économie ne s'effectue pas de façon prédéterminée, mais dépend du comportement et des choix des agents (ménages, entreprises, secteur public), c'est-à-dire de la manière dont ces derniers vont réagir suite à l'évolution du prix du pétrole. Ces choix et comportements ont évolué depuis les deux premiers chocs pétroliers, ayant pour conséquence que les effets d'une hausse du prix du pétrole sur l'inflation sont aujourd'hui bien moindres. Trois principaux éléments sont à même d'expliquer cet affaiblissement du lien. Tout d'abord, les banques centrales ont acquis au cours des années quatre-vingt une crédibilité dans leur politique de lutte contre l'inflation et sont donc à même de réagir beaucoup plus rapidement que par le passé face aux pressions inflationnistes. Ensuite, dans la mesure où les salaires ne sont plus aujourd'hui indexés de façon systématique sur les prix, les effets de second tour conduisant à une spirale inflationniste sont très limités, voire inexistantes. Enfin, l'intensification de la concurrence internationale empêche les entreprises de transmettre la hausse dans leurs prix de vente.

En deuxième lieu, il importe de souligner l'importance du contexte économique tel qu'il est reflété par la position dans le cycle. En utilisant des modèles markoviens à changement de régime, Raymond et Rich (1997) montrent que l'influence d'une hausse du prix du pétrole diffère selon la phase du cycle conjoncturel dans laquelle survient cette augmentation : les effets d'une hausse du prix du brut sont négligeables en haut du cycle économique, mais significatifs et préjudiciables en période de faible croissance. Cette situation correspond bien à ce que l'on a observé. Lors des deux premiers chocs pétroliers, l'économie globale amorçait un ralentissement conjoncturel, le contexte économique étant caractérisé par une inflation incontrôlable, une réduction des marges de profit des entreprises, des taux d'intérêt nominaux haussiers et des politiques monétaire et budgétaire accommodantes. Dans ce contexte de ralentissement général de la demande, la hausse du prix du brut a renforcé l'impact des facteurs mentionnés précédemment, conduisant à amplifier la récession. À l'inverse, lorsque le prix du pétrole commence à croître au début des années 2000, l'économie mondiale amorce la phase d'expansion du cycle et la crainte principale est la déflation. Le contexte économique, alors caractérisé par un accroissement du pouvoir d'achat et des dépenses des ménages ainsi que par une baisse des taux d'intérêt nominaux, est donc radicalement différent de celui prévalant dans les années soixante-dix et explique en partie le relâchement de la relation entre prix du brut et activité économique.

Une troisième explication de l'instabilité de la relation entre prix du pétrole et activité économique réside dans le caractère asymétrique de l'impact du prix du brut sur l'activité économique selon lequel l'effet négatif d'une hausse est plus important que l'impact positif lié à la baisse du prix du pétrole (James Hamilton, 1983 et 2005). Cet effet d'asymétrie serait important puisque certains auteurs (Knut Anton Mork, 1989, Kiseok Lee et al. 1995) montrent même que la baisse du prix du brut n'a aucun impact sur l'activité économique. Plusieurs explications ont été proposées à ce phénomène d'asymétrie : l'existence de délais nécessaires liés à la mise en place de capacités de production supplémentaires (l'investissement n'est pas immédiat alors que la baisse de la rentabilité des entreprises consommatrices de pétrole est rapide), la présence de coûts d'ajustement (J. Hamilton, 1988), ou encore la différence de réaction des autorités monétaires face à une hausse (politique restrictive de lutte contre l'inflation) et à une baisse (pas de réaction) du prix du brut (Ben Bernanke et al., 1997). Plus généralement, une quatrième explication, avancée par Marc A. Hooker (1996b), tiendrait à l'existence d'une rupture dans la relation entre prix du pétrole et croissance économique. Selon l'auteur, l'économie américaine aurait connu une rupture à l'issue des deux premiers chocs et réagirait différemment aux variations du prix du brut avant et après 1980. Cette rupture pourrait refléter une évolution dans les mécanismes de formation des prix et des salaires, la diminution de la dépendance énergétique ou un changement structurel du système économique (Marc A. Hooker, 2002 Olivier Blanchard et Jordi Gali, 2007).

2.2. Revue de la littérature empirique sur la relation entre le prix du pétrole et le PIB

De nombreuses études expérimentales sont réalisées afin d'étudier l'impact des variations du prix du brut sur l'activité économique : James Hamilton (1983, 1996), Michael Bruno et Jeffrey Sachs (1985), François Lescaroux (2008). Ces travaux sont principalement centrés sur les interactions de Court Terme (CT) entre le prix du pétrole et le PIB et concernent très majoritairement les Etats-Unis

2.2.1. Les effets à court terme

La plupart des travaux visant à estimer les élasticités entre les agrégats macroéconomiques et le prix du pétrole portent sur des données américaines. Sur la base de spécifications log-linéaires autorégressives du PIB, Janvier F. Mory (1993) et Knut A. Mork et al. (1994) aboutissent à des estimations de l'élasticité du PIB vis-à-vis des hausses de prix égales, respectivement, à -6,7 et -5,4 %. Ces valeurs sont proches de celles présentées lors de la septième édition de l'Energy Modeling Forum (EMF-7) et documentées par Bert G. Hickman et al. (1989) : la médiane des élasticités cumulées sur deux ans valait -5,8 %. Michael Dotsey et Max Reid (1992), parviennent quant à eux à une élasticité cumulée de -9,4 % au moment où la réaction est la plus importante, au bout de sept trimestres. Donald W. Jones, et al. (2004) reportent par ailleurs que le Département de l'Énergie américain (US Department of Energy) a utilisé sur les quinze dernières années, dans ses analyses de politique énergétique, une valeur de l'élasticité comprise entre -2,5 et -5,5 %.

En ce qui concerne les autres pays, notamment les pays européens, les études sont nettement moins nombreuses. Les travaux de Knut A. Mork et al. (1994) reportent des estimations de l'élasticité du PIB vis-à-vis des hausses de prix égales à -2,3 % pour le Japon, -8,1 % pour l'Allemagne de l'Ouest, -9,8 % pour la France, -6,4 % pour le Canada, -3,8 % pour le Royaume Uni et 5,1 % pour la Norvège. En analysant l'influence de l'indice des prix à la consommation des produits pétroliers sur l'économie grecque entre 1989-1999, Evangélia Papapetrou (2001) estime des élasticités de la production industrielle et de l'emploi de -2,7 et -0,8 %. Par ailleurs, les travaux de Jimenez-Rodriguez et Sánchez (2005), sur les principaux pays industrialisés, montrent qu'une hausse de 100 % du prix du brut se traduit par des pertes de PIB de 3,9 % aux États-Unis, 1,3 % pour la zone euro (-1,8 % pour l'Allemagne, -1,5 % pour la France, -2,2 % pour l'Italie) et 1,9 % pour le Royaume-Uni, tandis que les gains de PIB de la Norvège s'élèvent à 1,8 %.

S'agissant plus spécifiquement de la France, Clotilde L'Angevin et al. (2005) obtiennent, à l'aide du modèle Mésange, des élasticités voisines de - 1 % au bout de deux ans entre le prix du pétrole et le PIB en termes réels. Muriel Barlet et Laure Crusson (2007), parviennent à des résultats compatibles avec cette valeur compte tenu de la bande de confiance de leurs simulations, qui couvre l'intervalle [-2,5 % ; 1,4 %] sur la période 1980-2006, mais l'élasticité qu'elles estiment n'est pas statistiquement significative. Le seul canal de transmission par lequel le prix du brut pourrait affecter significativement la croissance française semble être celui opérant via la demande étrangère, et l'effet est alors relativement faible, de l'ordre de -0,2 %. Parmi les partenaires commerciaux de la France étudiés (Royaume-Uni, Italie, Allemagne), seul le Royaume-Uni est affecté significativement par le prix du pétrole avec une élasticité valant -2,1 %. Muriel Barlet et Laure Crusson (2007), ont par ailleurs approfondi leur analyse en distinguant l'impact de la variation du prix du brut selon la phase du cycle conjoncturel. Elles montrent qu'une hausse de 100 % du prix du brut engendrerait, en phase de croissance modérée, un ralentissement de la croissance du PIB français de -0,7 point au trimestre suivant le choc ; cet effet conduisant à une récession uniquement si le prix du pétrole augmente de plus de 50 % en un trimestre.

Retenant un cadre multi pays, les modèles du FMI (2006) et de l'OCDE (2004), traitent les variations du prix du pétrole comme des chocs quelconques sur l'offre. L'OCDE parvient après deux ans à une élasticité cumulée proche de -2,1 % pour les États-Unis lorsque la politique monétaire n'est pas expansionniste (-1 % après un an). À l'aide du modèle de l'OCDE, l'AIE (2004) estime qu'une hausse du prix du baril de 25 à 35 dollars provoque la première année une baisse du PIB de 0,3 point de pourcentage aux États-Unis, de 0,4 point au Japon et de 0,5 point pour l'ensemble des pays de la zone euro (soit des élasticités de -0,8%, -1 et -1,3 % respectivement).

De façon générale, à court terme, les travaux empiriques tendent à mettre en évidence l'existence d'une causalité s'exerçant du prix du brut vers l'activité économique, la relation étant négative et tendant à s'affaiblir depuis la fin des années quatre-vingt, ainsi qu'un impact positif d'une hausse du prix sur le taux de chômage et l'inflation. En France, en particulier, une rupture est mise en évidence au début des années quatre-vingt par Muriel Barlet et Laure Crusson (2007). Ainsi, avant 1980, les estimations des auteurs montrent clairement un effet négatif du prix du pétrole, qui n'est plus significatif ensuite entre 1980-2006. Sur cette dernière période, et comme précédemment souligné, seule la baisse de la demande étrangère suite à une hausse du prix du brut semble avoir un impact négatif, bien que faible sur la croissance du PIB

Pour finir, il est capital de mentionner les travaux de Thomas Le Barbanchon (2007) qui visent à appréhender empiriquement dans le cas français la pertinence de diverses hypothèses pour expliquer le relâchement du lien entre le coût de l'énergie et la croissance. En utilisant un modèle d'équilibre général inter temporel stochastique, il montre que les explications en termes d'asymétrie et de non-linéarité ne permettent pas de comprendre l'affaiblissement du lien entre prix du pétrole et croissance économique et qu'il semble nécessaire de prendre en considération l'évolution des causes des hausses de prix du brut

2.2.2. Les effets à long-terme

Relativement peu d'études se sont intéressées aux relations de long terme entre le prix du pétrole et le PIB. Parmi les travaux pionniers, on peut citer entre autres, ceux de Robert, H. Rasche et John A. Tatom (1977, 1981) qui reposent sur des fonctions de production de type Cobb-Douglas faisant intervenir le prix de l'énergie. Pour les États-Unis, les auteurs obtiennent une élasticité de - 10,4 % entre le produit réel du secteur privé et le prix réel de l'énergie. Pour l'Allemagne de l'Ouest, le Canada, la France, le Japon et le Royaume-Uni, les élasticités estimées sont respectivement égales à -4,5 ; -11,0 ; -11,0 ; -11,4 et -9,0 %. De telles estimations ont été critiquées par Michael R. Darby (1982), mettant en évidence plusieurs biais potentiels dans les estimations de Robert, H. Rasche et John A. Tatom (1997), dus notamment à la faible longueur de l'échantillon. En estimant les élasticités entre le PNB réel et le prix réel du pétrole

importé, Michael R. Darby (1982) obtient les valeurs suivantes : -2,1 % pour les États-Unis, -3,9 % pour l'Allemagne de l'Ouest, -4,7 % pour le Canada, -9,5 % pour la France, -19,1 % pour le Japon et -5,7 % pour le Royaume-Uni.

Plus récemment, Alan A. Carruth et al. (1998), puis Marc A. Hooker (2002), estiment une relation de long terme (relation de cointégration) liant le taux de chômage, le prix réel du pétrole et le taux d'intérêt réel, tout en mettant en évidence une relation positive entre le taux de chômage et le prix du brut, avec une élasticité de l'ordre de 5,4 %. Cependant, l'évolution de la productivité n'étant pas prise en compte dans ces relations, la variable « prix du pétrole » pourrait également refléter les effets du ralentissement des gains de productivité survenu dans les années soixante-dix et surestimer les effets des variations du coût du brut. Retenant également l'approche de la cointégration, Sandrine Lardic et Valérie Mignon (2008), étudient la relation entre le prix du pétrole et le PIB pour les États-Unis, les pays du G7, la zone euro et un ensemble de pays européens sur la période 1970-2004. Les auteurs montrent qu'alors que les tests usuels de cointégration conduisent à des résultats mitigés, les tests de cointégration asymétrique mettent en évidence l'existence d'une relation de long terme asymétrique entre le prix du brut et le PIB, en particulier pour les pays de la zone euro et les autres pays européens : une hausse du prix du brut a plus d'impact sur le PIB qu'une baisse du prix.

Les travaux de Pierre Perron (1989) plaident en faveur d'une rupture dans la tendance du taux de croissance du PIB aux États-Unis en 1973. Il lie ce changement de régime au premier choc pétrolier, qui serait responsable du ralentissement à long terme de l'activité économique survenu depuis la fin des années soixante. Cependant, cette explication reste une hypothèse non testée statistiquement.

A toutes ces études, on peut associer des travaux très spécifiques comme ceux de : Guy Lalanne et al. (2009), puis Taoufik Rajhi, et al. (2005). En effet, les premiers dans une étude menée par INSEE, cherchent à évaluer l'impact de la hausse attendue du prix du pétrole sur la croissance à long terme de l'économie française. En l'absence d'évolution du prix du pétrole, l'évaluation aboutirait, sous les hypothèses retenues, à un potentiel de croissance de 2 % par an environ en s'abstrayant des fluctuations de court terme émanant de la demande. Les scénarios de hausse du prix du pétrole envisagés conduisent à une perte de croissance par rapport à ce scénario de base comprise entre 0,1 et 0,6 point par an à moyen terme. Une part importante de l'effet du renchérissement du prix du pétrole sur la croissance française à long terme passerait par un impact défavorable sur l'industrie, fortement consommatrice d'énergie mais aussi moteur du progrès technique. Au total, les différents scénarios envisagés induiraient une perte cumulée de valeur ajoutée sur l'ensemble de la période comprise entre 1,4 et 7,3 %.

Cet exercice de croissance potentielle a été réalisé en modélisant l'économie à l'aide de fonctions de production à élasticités de substitution constantes incluant le facteur énergie, aux côtés des habituels facteurs capital et travail. Alliant souplesse et simplicité, les différentes modélisations testées rendent ainsi compte des évolutions de la consommation intermédiaire d'énergie dans la production. Une première étape de modélisation considérant l'économie au niveau agrégé est complétée par le développement d'un modèle sectoriel de croissance potentielle permettant d'évaluer les impacts différenciés d'un prix de l'énergie durablement élevé sur les grands secteurs de l'économie (industrie, services, agriculture et construction).

Les hypothèses de projection ont été choisies pour être les plus consensuelles possibles et les résultats obtenus concernant les scénarios à prix du pétrole constant en découlent. La particularité et l'intérêt de ce complément résident dans la prise en compte rigoureuse de l'évolution du prix du pétrole et de son impact sur la structure sectorielle de l'économie française à long terme. Il convient de souligner que cet exercice, comme tous les calculs de croissance potentielle, s'appuie sur un raisonnement à fonction de production constante. En particulier, on s'abstrait d'une réflexion sur les questions de modifications structurelles des comportements énergétiques et environnementaux.

Serghei Podorvaniuc, (2021), dans : *l'impact du prix du pétrole sur les sphères réelle et financière de la Russie*, part du fait que la Russie est l'un des grands pays exportateurs de pétrole et donc très vulnérable aux fluctuations de son prix. Son objectif est donc d'explorer l'impact du prix du pétrole sur les performances de l'économie Russe décrites par plusieurs variables (production industrielle, taux de chômage, inflation, indice boursier RTS, et rouble). Afin de l'atteindre, il a fait appel aux méthodologies économétriques à la fois linéaire et non-linéaire. Il a, dans un premier temps testé la présence de relation de cointégration linéaire, et/ou estimer des modèles VAR, et le cas échéant recourir à la cointégration à seuil pour modéliser les non linéarités de la relation entre les variables économiques citées ci-dessus. Ainsi, en cas de détection d'une cointégration à seuil, un modèle VECM à seuil permet de prendre en compte les seuils de présence de plusieurs régimes. Les coefficients des termes d'erreur des modèles VECM à seuils inhérents à chaque régime permettent de mieux expliquer l'ajustement vers la relation d'équilibre comparativement aux modèles VECM classiques à un seul régime. D'autre part, les modèles à changement de régimes permettent de détecter les différents régimes présents dans la structure des variables analysées ; la transition d'un régime vers l'autre étant décrite par une matrice de probabilité. Enfin, l'analyse en ondelettes qui examine le comportement des variables dans un domaine temps-fréquence, a permis une analyse plus fine de la complexité et de la non linéarité des liens pouvant exister entre les différentes variables étudiées. Grâce à toutes ces méthodologies, il a pu effectuer une analyse approfondie de l'économie de la Russie, et mieux compris les relations et les interdépendances pouvant exister entre les variables décrivant les performances de cette économie.

Ainsi, et compte tenu de ses caractéristiques structurelles, la Russie en est souvent impactée positivement par une hausse du prix du pétrole alors qu'une chute du prix du pétrole a pour effet de faire largement dégringoler le cours du rouble, la valorisation des indices boursiers, d'entraîner la stagnation voire la chute du PIB ainsi qu'une hausse de l'inflation et du chômage.

Taoufik Rajhi et al. (2005), ont mené une étude relative à *l'Impact des chocs pétroliers sur les économies africaines : une enquête empirique*. Leur travail de recherche examine la sensibilité de 24 économies africaines au changement des prix du pétrole. Cette investigation est basée sur les données annuelles des prix de pétrole couvrant la période 1960-2002. Elle utilise les techniques de cointégration et de causalité pour identifier la relation entre prix du pétrole et quelques indicateurs macroéconomiques (explicitement le PIB, l'Indice des Prix à la Consommation, balance courante, solde budgétaire et les réserves). Les résultats révèlent que les économies africaines sont significativement influencées par les fluctuations des prix de pétrole soit à LT pour certains pays soit à CT pour d'autres. Par ailleurs, l'étude fait ressortir que dans la relation entre l'accroissement du PIB et l'Indice des Prix à la consommation suite à un choc des prix de pétrole, les résultats obtenus font ressortir, pour de nombreux cas, l'évidence que les prix de pétrole sont hautement perturbateurs pour l'activité économique.

3. Analyse empirique

3.1. Spécification du modèle et sélection des variables

Dans le cadre de cette étude nous allons utiliser un modèle vecteur autorégressif (VAR) pour étudier l'impact des fluctuations des prix pétroliers sur le solde budgétaire et les réserves de change en zone CEMAC. En effet, un modèle VAR permet de pallier les critiques et les défaillances au niveau des modélisations classiques à plusieurs équations structurelles face à un environnement économique très perturbé. D'ailleurs, des auteurs comme James D. Hamilton (1983) par exemple ont utilisé ce modèle pour le cas des Etats-Unis afin de vérifier l'impact des variations du prix du pétrole sur la croissance économique. Pour étudier la relation qui lie le solde budgétaire, les réserves de change et les prix pétroliers, cette étude a retenu les variables suivantes :

- Les prix du pétrole (PPETROLE) : il s'agit ici du prix moyen mondial du brut entre 1974 et 2016 exprimé en dollars USD, converti en monnaie locale (Ariary) à l'aide des séries annuelles du taux de change officiel du pays et déflaté par l'Indice de prix à la consommation du pays. Les séries du prix moyen annuel mondial du brut sont tirées dans la base de la CENUCED alors que les séries de taux de change et d'indice de prix à la consommation sont tirées des bases de données de la Banque mondiale. Dans cette étude, les prix sont les prix annuels mondiaux du brut au lieu des prix nationaux du fait que ces derniers peuvent être modifiés par les taxes sur les produits pétroliers et les marges bénéficiaires retenues des compagnies pétrolières sans qu'il y ait une hausse significative des prix mondiaux du pétrole. D'ailleurs, les auteurs qui ont déjà traité le sujet ont eu à utiliser le prix mondial du brut comme indicateur commun des perturbations mondiales.

- Le Produit Intérieur Brut (PIB), l'indice de prix à la consommation (IPC), les réserves de change (Réserves) pour la période 1987 à 2019 : comme il s'agit ici d'étudier la corrélation entre les prix pétroliers et la macroéconomie, nous avons retenu ces 3 indicateurs macroéconomiques qui sont les principales préoccupations en termes de politique économique. Ces données ont été également tirées dans les bases de données de la banque mondiale. Pour déterminer le nombre de retard à retenir dans le modèle VAR retenu, le critère d'information d'Akaike, (1974) et Schwarz, G. (1978), est utilisé. Ici, un seul retard ($p=1$) qui minimise les critères AIC et SC est retenu.

Ainsi, notre modèle s'écrit :

$$SB_t = \alpha_1 + \alpha_2 DB_{t-1} + \alpha_3 Petrole_{t-1} + \alpha_4 IPC_{t-1} + \alpha_5 Re.reserve_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$RC_t = \beta_1 + \beta_2 RC_{t-1} + \beta_3 Petrole_{t-1} + \beta_4 PIB_{t-1} + \beta_5 IPC_{t-1} + \lambda_t \quad (2)$$

3.2. Test de stationnarité :

Comme toute analyse économétrique, cette étude débute par un test de stationnarité sur l'ensemble des variables : PIB, Prix du pétrole, Indice de prix à la consommation et réserves de change. Un test de racine unitaire va permettre ici de vérifier l'ordre d'intégration des variables et de déterminer la nature de la série temporelle des variables. De plus, étant donné que les variables dans cette étude suivent chacune une marche aléatoire, si les variables sont non stationnaires, il y a le risque qu'on ait une régression fallacieuse ou illusoire c'est-à-dire caractérisée par un R2 très élevé alors que les variables n'ont aucun lien entre elles. En rappel, une série chronologique est dite stationnaire si ces caractéristiques c'est-à-dire son espérance et sa variance ne se trouvent pas être modifiées dans le temps.

Dans cette analyse, le test Phillips-Perron (1989), est utilisé pour étudier la présence d'une racine unitaire dans les séries. Ces précautions permettent d'éviter des régressions fallacieuses et de s'assurer que la loi décrivant l'évolution des variables peut s'écrire à l'aide d'un modèle à coefficients fixes, indépendants du temps. En effet, lorsque les variables dépendantes ne sont pas stationnaires, les erreurs d'estimation ne sont plus des bruits blancs (ces erreurs sont des browniens plus précisément) et les estimateurs ne présentent pas de bonnes propriétés. La mise en œuvre du test de Phillips-Perron nécessite le choix d'un modèle et la détermination du retard optimal du polynôme autorégressif. Pour une variable donnée, le modèle retenu permet de la stationnariser par un filtre aux différences (processus Trend Stationary-TS- ou Difference Stationary-DS). Le nombre de filtres aux différences permet de déterminer l'ordre d'intégration de cette variable.

3.3. Test de cointégration : approche de Johansen

L'ensemble des variables considérées admet une racine unitaire, il s'agit maintenant de vérifier si ces séries sont cointégrées avec les prix pétroliers. Deux ou plusieurs variables sont dites cointégrées si elles évoluent à long terme en suivant les mêmes tendances c'est-à-dire qu'elles établissent une relation d'équilibre de long terme. Il existe plusieurs méthodes pour tester la cointégration entre des variables,

notamment celle proposée par Engel et Granger (1987) et celle de Johansen (1988). Dans le cadre de cette étude, la cointégration par l'approche de Johansen est utilisée car, cette approche permet d'estimer et de tester la présence de plusieurs vecteurs de cointégration. Il offre la possibilité d'estimer un modèle à correction d'erreurs en présence de plusieurs relations de cointégration. De plus, l'analyse de cointégration multi-variée basée sur les tests de Johansen est largement acceptée comme la méthode la plus convenable pour analyser la structure de causalité des séries macro-économiques non stationnaires. Pour déterminer le nombre de retards à retenir du modèle VAR(p), cette étude a utilisé les critères d'informations d'Akaike, (1974) et Schwarz (1978). La conclusion dans cet article a abouti à l'utilisation d'un retard (p=1) pour le modèle VAR avec des variables en niveau. Par ailleurs, l'utilisation d'un test de la trace est nécessaire pour déterminer les r valeurs propres non nulles qui vont nous donner les relations de cointégration. Les résultats des tests de cointégration suggèrent l'existence d'une relation de cointégration entre les variables. Ainsi, les variables étudiées poursuivent la même tendance dans le LT : elles établissent une relation d'équilibre de LT. La relation de LT après normalisation de la première variable peut être exprimée par l'équation suivante :

$$\Delta SB_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 SB_{t-1} + \beta_3 Petrole_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta SB_{t-1} + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta Petrole_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

où les β_i ($i = 0, 1, 2, 3$) représentent les coefficients de la relation de long terme entre les variables et les δ_i ainsi que les γ_i sont les coefficients de la dynamique de court terme. L'estimation de la relation (1) requiert le choix d'un nombre optimal de retard, soit p^* . Le retard optimal est choisi à partir des critères d'information bayésienne de Schwarz (SBC) et de Akaike (AIC) en estimant de manière séquentielle le modèle (1) pour des ordres allant de $p = 0$ à $p = 5$.

L'hypothèse nulle d'absence de relation de long terme entre la dépendance démographique et l'épargne à partir de l'équation (1) s'écrit:

$$H_0: \beta_2 = \beta_3 = 0 \quad (4)$$

Cette hypothèse est examinée en utilisant la statistique de Wald ou la statistique de Fisher suivant une distribution non standard (Mehdi Ghorbani et Motallebi, 2009).

Sous l'hypothèse alternative, il existe une relation de cointégration entre les deux variables.

Sous l'hypothèse alternative $a_2 \neq 0$ et $a_3 \neq 0$, la relation de long terme s'écrit (bardsen, 1989):

$$SB_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 Petrole_t + \phi_t \quad (5)$$

Où $\alpha_0 = -\frac{\beta_0}{\beta_2}$, $\alpha_1 = -\frac{\beta_1}{\beta_2}$, $\alpha_2 = -\frac{\beta_2}{\beta_2}$ et ϕ_t est un processus stationnaire de moyenne nulle.

Par ailleurs, la relation entre les variations des prix du pétrole et les réserves de change est captée par l'équation ci-après :

$$\Delta RC_t = \eta_0 + \eta_1 t + \eta_2 RC_{t-1} + \eta_3 Petrole_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta RC_{t-1} + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta Petrole_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Les η_i ($i = 0, 1, 2, 3$) représentent les coefficients de la relation de long terme entre les variables et les ϕ_i ainsi que les δ_i les coefficients de la dynamique de court terme. L'hypothèse nulle d'absence de relation de long terme entre la dépendance démographique et la croissance économique à partir de l'équation (4) s'écrit:

$$H_0: \eta_2 = \eta_3 = 0 \quad (7)$$

Hachem Pesaran et al. (2001), à partir de simulations Monte-Carlo, établissent deux seuils critiques permettant d'orienter la décision du test formulé en (2) et (5). Lorsque la statistique du test calculée est inférieure à la plus petite valeur critique, le test échoue à rejeter l'hypothèse nulle quel que soit l'ordre d'intégration des séries ; en revanche lorsque la statistique calculée est supérieure à la plus grande valeur critique, l'hypothèse nulle est rejetée en faveur de l'hypothèse alternative d'existence d'une relation de cointégration. Par ailleurs, le test est non concluant lorsque la statistique est comprise entre les deux valeurs critiques.

Cependant, les valeurs critiques tabulées par Hachem Pesaran et al.(2001) sont obtenues pour des échantillons de tailles 500 et 1 000, à partir de 20 000 et 40 000 itérations, respectivement. Etant donnée la taille relativement faible de notre échantillon, nous calculons les valeurs critiques « exactes » à partir de simulations Monte-Carlo pour des tailles $T = 45$ et $T = 47$. Les différentes valeurs critiques sont obtenues après 30 000 itérations à partir d'un modèle avec constante et tendance linéaire. En utilisant les notations de Hachem Pesaran et al. (2001), ces deux modèles correspondent au cas 5. Nous détaillons pour fixer les idées la démarche adoptée pour le calcul des valeurs critiques « exactes ». Le modèle avec constante et tendance linéaire s'exprime par l'équation suivante :

$$\Delta y_t = \nu_0 + \nu_1 t + \nu_2 y_{t-1} + \nu_3 y_{t-2} + \tau_t \quad (8)$$

Avec $t = 1, 2, \dots, T$.

Suivant les notations de Hachem Pesaran et al.(2001), $z_{t-1} = (y_{t-1} + x_{t-1})'$ $wt = (1, t)'$. Les variables yt et xt sont générées, respectivement, à partir des processus $y_t = y_{t-1} + \tau_{1t}$, et $x_t = Px_{t-1} + \tau_{2t}$, avec $y_0 = 0$, $x_0 = 0$ et $\tau_t = (\tau_{1t}, \tau_{2t})$ un vecteur de deux variables aléatoires indépendantes suivant une loi normale. Si xt est un processus $i(1)$ pur, c'est-à-dire intégré d'ordre 1, $P = 1$. En revanche, $P = 0$ si x_t est un processus $i(0)$ pur. Deux types de valeurs critiques sont générés.

La valeur critique inférieure est calculée en supposant que tous les régresseurs sont $i(0)$, tandis que la valeur critique supérieure suppose qu'ils sont $i(1)$. Ainsi, si la valeur de la statistique de Fisher calculée est plus élevée que la valeur critique supérieure alors l'hypothèse nulle d'absence de cointégration est rejetée ; on conclut alors que les deux variables admettent une relation de long terme significative. En revanche, si la statistique F est en dessous de la valeur critique inférieure alors l'hypothèse nulle d'absence de cointégration ne peut être rejetée quel que soit l'ordre d'intégration des variables. Si la statistique F est comprise entre les deux valeurs critiques, le test est non concluant, à moins de savoir l'ordre d'intégration des variables (voir aussi Paresch Kumar Narayan (2005), pour une présentation de la démarche de calcul des valeurs critiques du test de cointégration).

3.4. La causalité au sens de Granger (1995)

L'objectif principal ici est de tester la causalité entre la dépendance démographique et l'épargne d'une part et, d'autre part, entre la dépendance démographique et la croissance économique.

Pour tester la causalité entre ces variables, la procédure de test de Granger (1995), est utilisé à partir d'une modélisation vectorielle autorégressive (VAR). On désigne par Y_t le logarithme du solde budgétaire ou des réserves de change et par Pétrole les cours du pétrole, à la date t . En suivant Hiroshi Yamada & Hiro Y. Toda., (1998), l'étude de la causalité des cours du pétrole vers le solde budgétaire ou les réserves de change est fondée sur la relation VAR d'ordre p suivante :

$$Y_t = \omega_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \text{Petrole}_{t-i} + \psi_t \quad (9)$$

Les ϕ_i et ψ_i représentent les paramètres du modèle. ψ_t est le terme de résidu du modèle. Pour appliquer la procédure de Yamada Hiroshi & Toda Y. Hiro (1998), il est nécessaire de déterminer le nombre de retard p du polynôme autorégressif et l'ordre maximum d'intégration d_{max} du vecteur autorégressif. L'analyse de la causalité nécessite de déterminer le retard optimal du VAR en niveau, de tester la présence de racine unitaire dans les séries, d'estimer un VAR en niveau augmenté et de calculer les statistiques de Wald de l'hypothèse d'absence de causalité entre les variations du prix du pétrole, les réserves de change et le solde budgétaire.

4. Analyse et interprétation des résultats

A ce niveau, il s'agit de présenter les résultats des estimations de la relation entre les variations des cours du pétrole, le solde budgétaire et les réserves de change dans le contexte des pays de la zone CEMAC.

4.1. Analyse de la stationnarité des données

Comme signalé dans la section précédente, le test de Phillip Perron est utilisé pour vérifier si les variations du prix du pétrole, le solde budgétaire et les réserves de change conservent leurs propriétés statistiques à long terme et éventuellement le délai pour lequel cela est possible pour chaque variable. La particularité de ce test est de rester efficace même en présence d'autocorrélation des résidus et d'hétéroscédasticité des données ; toute chose que ne fait pas le test ADF augmenté. Le tableau ci-après présente les résultats du test.

Tableau 1 : résultats du test de stationnarité de Phillip Perron

Modèle	Method	Statistic	Prob.**	sections	Obs
Modèle 1	Levin, Lin & Chu t*	-6.37548	0.0000	5	159
	Im, Pesaran and Shin W-stat	-7.86880	0.0000	5	159
	ADF - Fisher Chi-square	75.2053	0.0000	5	159
	PP - Fisher Chi-square	79.7296	0.0000	5	165
Modèle 2	Levin, Lin & Chu t*	-6.37548	0.0000	5	159
	Im, Pesaran and Shin W-stat	-7.86880	0.0000	5	159
	ADF - Fisher Chi-square	75.2053	0.0000	5	159
	PP - Fisher Chi-square	79.7296	0.0000	5	165

Sources : auteur à partir des données du CD-ROM FMI et la WDI 2021.

Il faut signaler que le test se fait au moyen d'un modèle avec constante et tendance linéaire. Sous l'hypothèse de nullité du coefficient de la tendance, les résultats ci-dessus montrent la présence d'une racine unitaire pour le solde budgétaire, les réserves de change, le cours du pétrole, l'indice de prix à la consommation et le produit intérieur brut à niveau puisque la p-value est inférieure à une erreur de première espèce de 5%. En conséquence, le solde budgétaire, les réserves de change et les cours du pétrole conservent leurs propriétés statistiques à long terme. Il reste donc de savoir si la combinaison linéaire des variables d'intérêt conserve aussi ses propriétés statistiques à long terme d'où la nécessité de procéder par un test de cointégration.

4.2. Analyse de la cointégration

Le tableau suivant présente les résultats dudit test.

Tableau 2 : résultats du test de cointégration à la Johansen.

Modèle	Hypothesized	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05	Prob.**
	No. of CE(s)			Critical Value	
Modèle 1	None	0.320705	14.14674	15.49471	0.0790
	At most 1	0.096175	2.932470	3.841466	0.0868
Modèle 2	None *	0.999988	327.7116	33.87687	0.0001
	At most 1 *	0.952667	88.46567	27.58434	0.0000

Source : auteur à partir des données de la CD-ROM FMI et de la WDI.

Les résultats du tableau ci-dessus montrent qu'il y a une relation d'équilibre de long terme entre les réserves de change et le cours du pétrole en zone CEMAC. Ce d'autant plus que la p-value est inférieure au seuil de 10% pour le modèle 1. Le modèle vectoriel autorégressif adapté à cette étude est donc un modèle à correction d'erreur (VECM). Pour ce qui est du modèle 2, il y a là aussi une relation d'équilibre de long terme entre le solde budgétaire et les cours du pétrole.

4.3. Analyse de la causalité

Les résultats du test de causalité à la granger sont présentés dans le tableau suivant :

Tableau 3 : résultats du test de causalité à la Granger.

Modèle	Sens de causalité	Chi-sq	df	Prob.
Modèle 1	Les cours du pétrole causent le solde budgétaire	11.14281	2	0.0038
	Le solde budgétaire cause les cours du pétrole	3.001175	2	0.2230
Modèle 2	Les cours du pétrole causent les réserves de change	0.050792	2	0.9749
	Les réserves de change causent le solde budgétaire	2.654906	2	0.2652

Source : auteur à partir des données du CD-ROM du FMI et de WDI 2020.

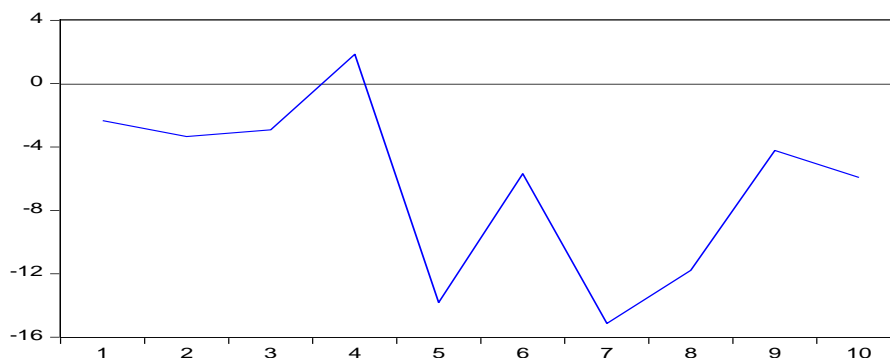
Le tableau ci-dessus montre que la volatilité des cours du pétrole cause le solde budgétaire. Autrement dit on peut prévoir le solde budgétaire à long terme se servant des recettes pétrolières anticipées dans les pays de la zone CEMAC dans le modèle 1. On remarque en outre que le pétrole ne cause pas les réserves de change des pays de la zone CEMAC dans le modèle 2. Autrement dit, on ne peut pas prévoir le niveau des réserves de change des pays de la zone CEMAC sur la base des recettes pétrolières anticipées du fait sans doute de la très forte volatilité des cours mondiaux du pétrole.

Il convient d'analyser les réponses impulsionnelles du solde budgétaire et des réserves de change à un choc pétrolier en zone CEMAC.

4.4. Analyse impulsionnelle.

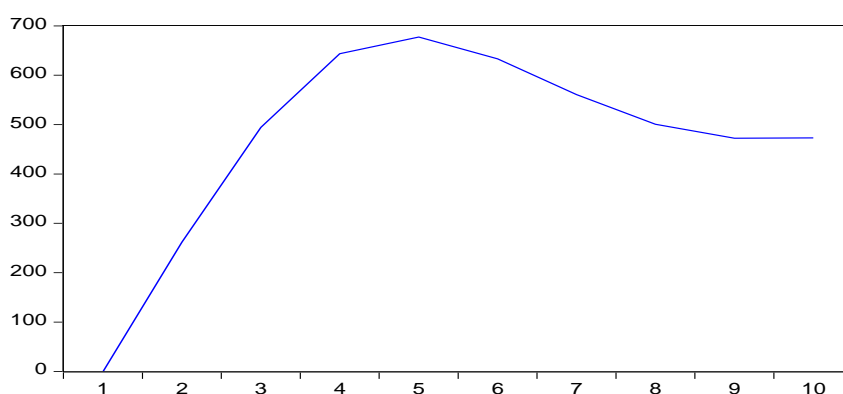
Les figures 1 et 2 ci-dessous présentent les courbes représentant les réponses du solde budgétaire et des réserves de change suite à un choc pétrolier.

Figure 1: réponse du solde budgétaire à un choc pétrolier en zone CEMAC



La figure 1 ci-dessus fait état de ce que le solde budgétaire réagit négativement, de manière explosive et irrégulière à un choc pétrolier en zone CEMAC. Les variations des cours du pétrole semblent grever le solde budgétaire des pays de la zone CEMAC. Une chute des prix du pétrole fait baisser les recettes pétrolières et par conséquent les recettes budgétaires dans un contexte où les dépenses de fonctionnement sont rigides à la baisse. Toute chose qui augmente le déficit budgétaire. Une augmentation du prix du pétrole brut fait subir à la hausse le prix à la pompe obligeant l'Etat à subventionner lesdits prix pour maintenir les coûts moyens unitaire à un niveau soutenable par les agents économiques ; toute chose qui met le budget en déficit.

Figure 2: réponse des reserves de change à un choc pétrolier en zone CEMAC



La figure 2 ci-dessus renseigne qu'un choc pétrolier fait réagir positivement et de manière explosive les réserves de change de la zone CEMAC sur une durée courte avant que l'ampleur ne baisse tout en restant positive. Il y a lieu de constater que les réserves de change de la zone CEMAC sont très sensibles à un choc pétrolier du fait de la grande dépendance des pays de la zone à l'exportation de l'or noir brut et bien plus, du fait de la faible capacité de raffinage qui oblige ces pays à réimporter le pétrole prêt à l'utilisation.

5. Conclusion

Dans cette étude, il est question de montrer l'incidence de la volatilité du prix du pétrole sur le solde budgétaire et les réserves de change des pays de la zone CEMAC. La revue de la littérature met en évidence les interactions à court et à long terme entre les cours du pétrole et les variables macroéconomiques comme le PIB réel, le chômage et même le taux d'intérêt via des modèles autorégressifs. Un modèle vectoriel autorégressif non restrictif a été utilisé dans cette étude et les résultats montrent que les cours du pétrole ont une relation d'équilibre de long terme aussi bien avec le solde budgétaire qu'avec les réserves de change. Un choc pétrolier semble avoir une incidence négative sur le solde budgétaire et positive sur les réserves de change. Les autorités publiques de la zone CEMAC ont intérêt à réduire la dépendance de leurs économies aux ressources pétrolières en développant une politique d'industrialisation qui induit une spécialisation internationale des dits pays et donc qui autorise la diversification à la fois des exportations, mais aussi des ressources budgétaires.

BIBLIOGRAPHIE

1. Abel A-B. & Bernanke, B-S. (2001). *Macroeconomics*. 4th ed. Boston : Addison Wesley Longman.
2. Agence Internationale de l'Energie (2004). « Analysis of the Impact of High Oil Prices on the Global Economy », *Energy Prices and Taxes*, 2^e trimestre.
3. Barlet, M. & Crusson L. (2007). « Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ? » *Document de travail de l'INSEE*, Vol.4, Iss. G2007, pp.2-55.
4. Barro R-J. (1984). « The Aggregate-Supply/Aggregate-Demand Model », *Eastern Economic Journal*, Vol. 20, Iss.1, pp. 1-6.
5. Barsky, R. & Kilian, L. (2004). « Oil and the Macroeconomy Since the 1970s », *Revue des perspectives économiques*, Vol.18, Iss.4, pp. :115-134.

6. Bernanke, B.S., Gertler, M. and Watson, M. (1997). « Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks », *Brookings Papers on Economic Activity*, Iss.2, pp.91-142.
7. Blanchard, O. & Gali, J. (2007). « Rigidités des salaires réels et nouveau modèle keynésien », *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.39, Iss.s1, pp. 35-65.
8. Brown, S. & Yucel, M. (1999). « Oil prices and U.S. aggregate economic activity: a question of neutrality », *Economic and Financial Policy Review*, Iss. Q II, 16-23
9. Brown, S. & Yucel, M. (2002). « Prix de l'énergie et activité économique globale : une enquête interprétative », *Revue trimestrielle d'économie et de finance*, Iss.42, pp.193-208.
10. Bruno, M. & Sachs, J-D. (1985). *Economics of Worldwide Stagflation*, Cambridge, MA : *Harvard University Press*, 315p.
11. Carruth, A. A., Hooker, M. and Oswald, A. J. (1998). « Unemployment Equilibria and Input Prices : Theory and Evidence from the United States », *Review of Economics and Statistics*, Vol.80, Iss.4, pp.621-628.
12. Darby, M-R. (1982). « The Price of Oil and World Inflation and Recession », *The American Economic Review*, Vol.72, Iss.4, pp.738-751.
13. Dotsey, M. & Reid, M. (1992). « Oil Shocks, Monetary Policy, and Economic Activity », *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review*, Vol.78, Iss.4, pp.14-27.
14. Engle, R. & Granger, C. (1987). « Cointégration et correction d'erreur : représentation, estimation et test », *Econometrica*, Iss.55, pp.251-276.
15. FMI (2006). « Oil Prices and Global Imbalances », *World Economic Outlook*.
16. Gary, I. & Terry, L-K. (2003). *Bottom of the Barrel : Africa's Oil Boom and the Poor*, Baltimore, Catholic Relief Services, 204 p.
17. Ghorbani, M. & Motallebi, M. (2009). « Application de la méthode Pesaran et Shin pour estimer la fonction de demande d'importation de l'Iran », *Revue des sciences appliquées*, Tome : 9, Iss.6, pp.1175-1179.
18. Granger, C. W-J. (1988). « Causality, cointegration and control », *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, Iss.2-3, pp. 551-559.
19. Hamilton, J. D. (1983). « Pétrole et macroéconomie depuis la Seconde Guerre mondiale », *Journal d'économie politique*, Vol.91, Iss.2, pp.228-248.
20. Hamilton, J. D. (1988). « A Neoclassical Model of Unemployment and the Business Cycle », *Journal of Political Economy*, Vol.96, Iss.3, pp.593-617.
21. Hamilton, J. D. (1996). « This Is What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship », *Journal of Monetary Economics*, Vol.38, Iss.2, pp.215-220.
22. Hamilton, J. D. (2005). « Oil and the macroeconomy », *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Edition Steven N. Ourlauf and Laurence E. Blume
23. Hickman, B. G., Huntington, H. G. and Sweeney, J. L. (1989). « On Economic Policy Responses to Disruptions : A Reply to Harry Saunders », Vol.10, Iss.4, pp.189-198.
24. Hiroshi, Y. & Hiro Toda Y. (1998). « Inference in Possibly Integrated Vector Autoregressive Models : Some Finite Sample Evidence », *Journal of Econometrics*, Vol. 86, Iss.1, p. 55-95.
25. Hirotsugu, A. (1974). « A New-look at the Statistical Model Identification », *IEEE Transactions on Automatic Control*, Vol. 19, Iss.6, pp.716-723.
26. Hooker, M. A. (2002). « Are Oil Shocks Inflationary? Asymmetric and Nonlinear Specifications versus Changes in Regime », *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 34, Iss.2, pp. 540-561.
27. Hooker, M. A. (1996b). « This Is What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship : Reply », *Journal of Monetary Economics*, Vol.38, Iss.2, pp.221-222.
28. Jimenez, R-R, & Sanchez, M. (2005). « Oil price shocks and real GDP growth: empirical evidence for some OECD countries », *Applied Economics*, Vol.37, pp.201-228.
29. Johansen, S. (1988). « Analyse statistique des vecteurs de cointégration », *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, pp.231-254.
30. Jones, D-W. & Leiby P-N. (1996). « The Macroeconomic Impacts of Oil Price Shocks: A Review of literature and Issues », *Oak Ridge National Laboratory*, pp.1-33.
31. Jones, D-W., Leiby, P-N. and Paik, I-K. (2004). « Oil Price Shocks and the Macroeconomy: What Has Been Learned since 1996 », *The Energy Journal*, Vol.25, Iss.2, pp.1-32.
32. Keane, M. P. & Prasad, E. S. (1996). « The Employment and Wage Effects of Oil Price Changes : A Sectoral Analysis », *The Review of Economics and Statistics*, Vol.78, Iss.3, pp.389-400.

33. L'Angevin, C., Ouvrard, J., Serravalle, S. and Sillard, P. (2005). Impact d'une hausse durable du prix du pétrole en France et en zone euro. *L'économie française - Comptes et dossiers-édition 2005-2006*, pp.16-19.
34. Lalanne, G. & Simon, O. (2009). « Prix du pétrole, cours de l'euro et croissance » in *L'économie française*, INSEE Références.
35. Lalanne, G., Pouliquen, E. and Simon, O. (2009). « Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme », INSEE, Direction des 'Etudes et Synthèses 'Economiqes.
36. Lardic, S. & Mignon, V. (2008). « Oil Prices and Economic Activity : An Asymmetric Cointegration Approach », *Energy Economics*, Vol.30, Iss.3, pp.847-895.
37. Le Barbanchon, T. (2007). « The changing response of oil price shocks in France : a DSGE type approach », Document de travail, Iss.G2007/07, INSEE.
38. Le Blanc, M. & Chinn, M. D. (2004). Do high oil prices presage inflation ? the Evidence from G5 Countries, *Business Economics*, Vol.39, Iss.2, pp.38-48.
39. Lee, K-S., Ni & Ratti, R-A. (1995). « Oil Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Variability, *The Energy Journal*, Vol.16, Iss.4, pp.39-56.
40. Lescaroux, F. & Mignon, V. (2008). « On the Influence of Oil Prices on Economic Activity and Other Macroeconomic and Financial Variables », *OPEC Energy Review*, Vol.32, Iss.4, pp.343-380.
41. Loungani, P. (1986). « Oil Price Shocks and the Dispersion Hypothesis. » *The Review of Economics and Statistics*, Vol.68, Iss.3, pp.536-539.
42. Mork, K. A. (1989). « Oil and the Macroeconomy When Prices Go up and down : An Extension of Hamilton's Results », *Journal of Political Economy*, Vol.97, Iss.3, pp.740-744.
43. Mork, K. A., Olsen, O. and Mysisen, H. T. (1994). « Macroeconomic Responses to Oil Price Increases and Decreases in Seven OECD Countries », *The Energy Journal*, Vol.15, Iss.4, pp.19-35.
44. Mory, J. F. (1993). « Oil Prices and Economic Activity : Is the Relationship Symmetric ? », *The Energy Journal*, Vol.14, Iss.4, pp.151-161.
45. Narayan, P. K. (2005). « The Saving and Investment Nexus for China : Evidence From Cointegration Tests », *Applied Economics* Vol.37, Iss.17, pp.1979-1990.
46. OCDE (2004). Perspectives de l'emploi de l'OCDE, Paris
47. Papapetrou, E. (2001). « Chocs pétroliers, bourse, activité économique et emploi en Grèce », *Économie de l'énergie*, Vol.23, Iss.5, pp.511-532.
48. Perron, P. (1989). « The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis », *Econometrica*, Vol.57, Iss.6, pp.1361-1401.
49. Pesaran, M-H., Shin, Y. and Smith, R-J. (2001). « Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships », *Journal of Applied Econometrics*, Vol.16, Iss.1, pp.289-326
50. Pierce, J. L. & Enzler, J. J. (1974). The effects of external inflationary shocks. *Brookings Papers on Economic Activity*, Iss.1, PP.13-61.
51. Podorvaniuc, S. (2021). *Analyse de l'impact des prix du pétrole sur les sphères réelle et financière de la Russie*, Thèse de doctorat, Sciences économiques, (MRE) Montpellier.
52. Rajhi, T., Benabdallah, M. and Wided, H. (2005). Impact des chocs pétroliers sur les économies africaines : une enquête empirique, Février.
53. Rapport Trimestriel (2015), Informations de la Société Nationale des Hydrocarbures, *SNH INFOS* N° 50.
54. Rasche, R. H. & Tatom, J. A. (1981). « Energy Price Shocks, Aggregate Supply and Monetary Policy : The Theory and the International Evidence », in Brunner, K. et Metzler A. (éds), *Supply Shocks, Incentives and National Wealth*, CarnegieRochester Conference Series on Public Policy, p.14.
55. Rasche, R. H. & Tatom, J. A. (1977). « Energy Resources and Potential GNP », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol.59, Iss.6, pp.10-24.
56. Raymond, J. E. & Rich, R. W. (1997). "Oil and the Macroeconomy : A Markov State-Switching Approach", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, Iss.2, pp. 193-213.
57. Schwarz, G. (1978). « Estimating the Dimension of a Model », *Annals of Statistics*, Vol.6, Iss.3, pp.461-464.