

## **DETERMINANTS DE LA VARIATION DE PRIX EN REPUBLIQUE DU CONGO**

### **DETERMINANTS OF PRICE CHANGE IN THE REPUBLIC OF CONGO**

**Par**

**hardy zabatantou LOUYINDOULA**

**Enseignant à la Faculté des Sciences Economiques, Université Marien NGOUABI -Congo.**

**zabatantouhardy@yahoo.fr**

#### **RESUMÉ**

L'objectif de cette recherche consiste à déterminer les facteurs qui expliquent à long terme la variation des prix au Congo. Pour ce faire, nous avons implémenté un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM) sur longue période (1980-2019). Les résultats obtenus montrent que l'instabilité politique et l'évolution du cours de pétrole, sont les deux principaux facteurs qui expliquent, respectivement de 16.9% et de 12.8%, la variation des prix à long terme au Congo. Ainsi, pour permettre à la Banque des États de l'Afrique Centrale, de jouer correctement son rôle de préservation du niveau des prix, dans la limite de la règle communautaire d'un taux d'inflation ne dépassant pas 3% par an, en vigueur dans la Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC), il est important de maintenir la stabilité de la situation politique et de diversifier l'économie nationale.

**Mots clés:** déterminants, variation des prix, Congo, CEMAC.

**Classification JEL:** E31, O55

#### **ABSTRACT**

The objective of this research is to determine the factors that explain the long-term evolution of variation in Congo. To do this, we implemented an error-corrected vector model (EVCN) over a long period of time (1980-2019). The results obtained show that political instability and the evolution of the price of oil are the two main factors that explain, respectively by 16.9% and

12.8%, the evolution of long-term variation in Congo. Thus, to enable the Bank of Central African States to properly play its role of preserving the price level, within the limits of the Community rule of an inflation rate not exceeding 3% per year in force in the Economic and Monetary Community of Central Africa (EMCCA), it is important to maintain the stability of the political situation and diversify the national economy.

**Key words:** *determinant, variation, Congo.*

**Classification JEL :** E31, O55

## **INTRODUCTION**

La question de la variation des prix constitue de nos jours sans nul doute un enjeu majeur pour toutes les banques centrales modernes (Ndilkodje, 2006 ; Kamdem, 2016). La Banque Centrale Européenne (BCE) par exemple, dans son article 105 du Traité de Maastricht, fixe comme objectif principal, le maintien de la stabilité des prix, de même que la Reserve Fédérale (FED), à partir des années 1978, définit la stabilité des prix comme étant l'une de ses priorités indéniables en raison de l'existence des coûts élevés qu'engendre la variation des prix (Nsengiyumva, 2011). Pour Ntita et *al.* (2017), la variation des prix est la perte du pouvoir d'achat de la monnaie qui se traduit par un accroissement général et durable des prix. Elle se distingue de la hausse du coût de la vie. En effet, il y a augmentation de prix quand le processus de hausse des prix devient cumulatif et incontrôlable (Ndiaye, 2008).

À cet effet, les causes de la variation des prix font l'objet de nombreux débats. Certains auteurs (Bezbakh, 1996 ; Sahadudheen, 2012 et Zonon, 2003) estiment que ce phénomène résulte d'un excès de la quantité de monnaie en circulation, point de vue défendu par les monétaristes. Pour les auteurs d'inspiration keynésienne pensent que la variation des prix résulte d'un déséquilibre entre l'offre et la demande de biens et services (Goux, 1998).

La Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC), à l'instar des autres groupements économiques et monétaires (Union Économique et Monétaire Ouest Africaine - UEMOA par exemple), a adopté des critères de surveillance multilatérale (en 2001) tels que les critères de convergence du premier rang et du second rang. La stabilité des prix fait partie des critères de convergence du premier rang en vigueur depuis 2002. L'objectif poursuivi par ces derniers, est de maintenir l'inflation inférieure ou égale à 3%. La maîtrise de l'inflation revêt à cet effet une grande importance et contribue à augmenter le potentiel d'une économie. La République du Congo est membre de deux communautés économiques régionales, la communauté économique et monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC) et la communauté économique des États de l'Afrique Centrale (CEEAC). Nonobstant les atouts qu'elle recèle, son économie est encore embryonnaire et peu diversifiée, et elle est basée exclusivement sur deux matières premières, le pétrole et le bois. Ainsi, le secteur pétrolier représente 70% de la richesse

nationale, 85% des exportations et 80% des ressources budgétaires. Le secteur hors pétrole demeure faiblement productif (BAD, 2019 ; FMI, 2017).

Suite à la dévaluation de sa monnaie, le franc de la coopération financière en Afrique (FCFA) intervenue en janvier 1994, l'augmentation de prix va atteindre son niveau le plus élevé dans l'histoire économique du Congo. L'augmentation des prix estimée au cours de cette période était de 42,31(BF, 1994), il a ensuite baissé progressivement pour atteindre son niveau le plus bas en 2000 soit 0,51% (BEAC, 2020).

La variation des prix est une préoccupation récurrente aussi bien dans les économies développées qu'en développement. En témoignent, les niveaux qu'elle a atteints, suite à la crise de la Covid-19, dans les différents pays d'une part, et les débats qu'elle suscite au niveau des banquiers centraux et des dirigeants politiques d'autre part. Le choix de ce sujet peut être justifié par le fait que d'une part, le niveau élevé des prix constaté en République du Congo a des conséquences préjudiciables sur l'activité économique. D'après les objectifs (critères de convergence) définis par la CEMAC, le taux moyen de la variation des prix des différents pays membres doit se situer en deçà de 3% pour stimuler la croissance économique de la zone. D'autre part, ce type de recherche, au regard de l'importance du phénomène de la variation du prix est à mener de façon récurrente pour réellement maîtriser les sources ou les origines de la hausse continue et générale des prix, persistante au Congo.

De nos jours, le problème de l'identification des déterminants de la variation des prix se pose avec acuité dans l'ensemble des économies de la CEMAC, et en particulier au Congo à cause des effets nocifs que la variation des prix peut induire dans une économie tels que la hausse des prix à la consommation qui impacte drastiquement le quotidien des consommateurs (décourage la consommation) et la perte de la valeur de la monnaie (Woundjiague, 2007).

En République du Congo, le phénomène de la variation est en grande partie affecté par la vulnérabilité de l'économie congolaise face aux chocs pétroliers, la hausse des prix alimentaires et les goulets d'étranglement logistique sur les principales voies (y compris le mauvais état du chemin de fer) d'accès reliant Brazzaville à Pointe-Noire. Il est également tributaire des catastrophes naturelles, de l'instabilité politique, de la mauvaise gouvernance, de la corruption et

de l'absence de diversification de l'économie, ainsi que de l'approvisionnement en denrées alimentaires en provenance de l'extérieur (DGE, 2017 ; BEAC, 2019, FMI, 2019).

Pour pallier à ce phénomène, des mesures budgétaires et des politiques monétaires audacieuses ont été engagées au début de la décennie. À cet effet, la République du Congo a rédigé un document de stratégie pour la croissance, l'emploi et la réduction de la pauvreté (DSCERP) et mis en place un programme national de développement (PND) de 2018 à 2022 ainsi qu'une politique budgétaire expansionniste visant l'augmentation des investissements publics. Malheureusement, ces mesures n'ont pas permis de maîtriser la variation des prix (Banque mondiale, 2018 ; Banque de France, 2014 ; CEA, 2017). Toutes ces préoccupations nous conduisent à la question centrale suivante : *Quels sont les facteurs qui sont à l'origine de la variation des prix observée en République du Congo ?*

L'objectif poursuivi, dans cet article, est de déterminer les facteurs qui expliquent la variation des prix en République du Congo.

En rapport avec notre question de recherche, cette étude cherche soutenir l'hypothèse selon laquelle l'instabilité politique et l'évolution du cours de pétrole ont une incidence significative sur la variation des prix en République du Congo.

## **II. REVUE DE LA LITTÉRATURE**

La littérature sur l'étude des déterminants de la variation des prix a fait l'objet de plusieurs controverses théoriques et empiriques et demeure une préoccupation majeure de plusieurs économistes.

Cette section se structure en deux points essentiels, le premier présente la revue théorique et le second aborde la revue empirique.

### **2.1. Revue théorique**

La littérature portant sur les déterminants de la variation des prix n'est pas récente, elle est à l'origine de plusieurs controverses théoriques et empiriques. Dans cette optique, plusieurs courants de pensée s'opposent concernant les causes qui engendrent ce phénomène : les

keynésiens, les monétaristes et les nouveaux classiques. C'est ce qui conduit Mantsié (2003) à affirmé que les causes de la variation des prix sont multiples.

### **Les théories keynésiennes sur la variation des prix**

Les fondements de la variation des prix par la demande mis en évidence par les économistes classiques et développés par Keynes ont longtemps servi pour expliquer la variation des prix.

Pour les keynésiens, « la variation est due à un déséquilibre entre l'offre globale et la demande globale ». En effet, l'inflation par la demande se manifeste dans une économie quand la demande des biens et services est supérieure à l'offre, entraînant ainsi un ajustement à la hausse des prix pour rétablir l'équilibre. La demande peut également s'accroître, du fait d'une émission monétaire importante pour combler le déficit budgétaire de l'État. Les dépenses incontrôlées de recettes extraordinaires, notamment celles des privatisations, l'accroissement des exportations et la distribution supplémentaire des revenus entraînant une augmentation de la consommation des ménages exercent également une impulsion sur la demande. En d'autres termes, cette augmentation de la demande ne peut être satisfaite que par une augmentation correspondante de l'offre (Ndiaye, 2008).

Pour ces mêmes auteurs, la variation par la demande résulte d'un excès de la demande globale nominale par rapport à l'offre en situation de plein-emploi. En effet, elle est issue du paradigme keynésien pour qui la monnaie est un moyen d'intervention dans l'économie afin d'assurer des objectifs nettement plus importants tels que le plein-emploi et la croissance. Lorsque la demande est supérieure à l'offre de biens et que cette dernière ne peut s'adapter, on parle d'une élasticité faible ; cela crée de la variation des prix. Cette dernière résulte d'un déséquilibre entre une demande trop forte par rapport à une offre à un prix donné. Pour rétablir l'équilibre entre l'offre et la demande, les prix augmentent (tirant la demande à la baisse car la hausse des prix décourage la consommation).

Dans la même perspective, Goux (1998) soutient également que l'on parle de l'inflation par la demande lorsque la demande de produits excède durablement l'offre sur les marchés. Cet excédent de demande peut s'expliquer par plusieurs facteurs : une augmentation autonome de la vitesse de circulation de la monnaie (une demande de billets plus importante) ; une hausse de la

consommation des ménages due à une augmentation des salaires ou une acquisition des logements financés à crédit par les ménages ; une politique de relance économique de l'État fondée sur le déficit budgétaire (financement par émission de monnaie) ; une augmentation des dépenses d'investissement des entreprises financées par le crédit bancaire ; une augmentation des revenus qui proviennent d'un excédent de la balance des paiements. L'insuffisance de l'offre par rapport à la demande résulte principalement du manque ou de faibles capacités de production, du plein emploi, de l'absence de capitaux, des pénuries, de l'insuffisance des stocks, du blocage des importations. Face à une telle situation, une hausse des prix est inévitable pour rétablir l'équilibre sur le marché des biens et services.

Pour Allatta et Titouche (2016), la véritable explication de la variation des prix consiste à dire que la création monétaire, quelque soit son importance, ne sera inflationniste que dans la mesure où l'appareil de production ne peut répondre à l'accroissement de la demande. L'ajustement entre l'offre et la demande s'effectue alors par les prix à défaut de se faire par les quantités, et se trouve compatible avec tout état de création monétaire. Ce point de point de vue est également défendu par Testenoire (2005), qui trouve des origines conjoncturelles et structurelles à l'inflation dans le cas de la France. Testenoire (2005) va même plus loin, en intégrant l'aspect monétaire. Selon lui, les banques, en mettant à la disposition des entreprises des moyens de paiement sans contreparties directes en équivalent dans la production sont créatrices d'inflation, du fait du décalage entre la monnaie en circulation et la quantité de biens et services disponibles.

Par ailleurs, l'inflation par les coûts ou par chocs d'offre, mise en avant à partir des travaux de Kalecki au début des années 60, constitue également selon les principaux auteurs d'inspiration keynésienne, une source essentielle de l'évolution des prix, donc de l'inflation. Selon eux, la hausse du niveau général des prix provient essentiellement de l'augmentation des coûts, en particulier au cours des périodes de fort chômage et d'utilisation ralentie des ressources. Ces chocs d'offre, soulignent ces auteurs, émanent généralement d'une hausse des coûts salariaux, de révisions de taux de marge, de mauvaises récoltes, de variations brutales des prix du pétrole, de taux de change, de mouvements de la productivité, de la fiscalité et des troubles sociopolitiques.

C'est dans cette même perspective qu'Aujac (1950), affirme que la variation résulte de la course des acteurs économiques à l'appropriation des richesses. Elle est le résultat de « pressions

multiples de la part des divers groupes sociaux, qui tentent de modifier à leur profit la répartition de la richesse nationale ». En effet, les agents économiques titulaires des revenus fixes, en l'occurrence les salariés, ouvriers, employés, revendiquent une augmentation de leurs salaires, les paysans s'efforcent de défendre les cours agricoles, les industriels cherchent à accroître leurs profits, tandis que les commerçants leurs marges bénéficiaires. La variation revêt de ce fait une dimension sociologique.

Cette pensée a été également partagée par Weintraub (1978), qui soutient que la variation des prix est la conséquence des affrontements entre les groupes sociaux autour de la répartition du revenu national. Sa maîtrise doit en conséquence être assurée par des mesures propres à endiguer les revendications de salaires, telles que la politique des revenus et d'indexation des salaires. Donc, la variation des prix est un phénomène largement social.

### **La théorie monétariste de la variation des prix**

La théorie quantitative de la monnaie est l'une des théories qui expliquent au mieux le phénomène de l'inflation. Cette théorie a été formulée initialement par Bodin (1568), et reprise par le noyau dur de la pensée économique néoclassique traditionnelle. Elle soutient qu'un accroissement de la masse monétaire en circulation entraîne une hausse du niveau général des prix, et que toute instabilité des prix est d'origine monétaire (Henry, 1998).

Ce que soutenait aussi Cantillon (1757), lorsqu'il affirme que, l'augmentation de la quantité de monnaie en circulation, quelle qu'en soit la cause, engendre un supplément de demande qui entraîne une hausse des prix des biens demandés, donc la variation.

Pour les monétaristes, la variation des prix est un phénomène principalement ou exclusivement monétaire. Selon l'hypothèse des anticipations adaptatives que défend Friedman, les agents constituent leurs anticipations relatives aux prix en se fondant sur les valeurs récemment observées des prix. Il y'aurait donc une inertie dans l'inflation, venant du fait que les anticipations de la variation future qui sont donc faites, basées sur l'inflation du passé, influencent les prix qu'attendent les agents économiques. L'implication de cela est que l'inflation ne peut que changer lentement d'année en année selon le degré de la crédibilité de la politique budgétaire et monétaire.



C'est pour cette raison que les monétaristes soutiennent que « la variation est toujours et partout un phénomène monétaire ». La signification la plus simple consiste à dire que tout accroissement monétaire supérieur à celui de la production réelle se traduira (pour une vitesse de circulation de monnaie constante) par un ajustement à la hausse de l'ensemble des prix tel que la valeur globale des échanges soit égale à la nouvelle quantité de monnaie en circulation. À court terme, ou dans le cas d'un appareil de production ne pouvant répondre à l'augmentation de la demande, la variation des prix serait proportionnelle à celle de la masse monétaire (Bezbakh, 1996).

Pour les monétaristes modernes tels que Bernier et Simon (2007), la variation est due à la mise en œuvre des politiques monétaires activistes destinées à relancer la demande. On parle d'inflation lorsque la production est inélastique à court terme, c'est-à-dire ne peut répondre à la demande. On peut donc dire que tant que la croissance de la masse monétaire n'excède pas celle du PIB, il n'y a variation.

### **La théorie de la nouvelle école classique de la variation des prix**

Selon ce courant de pensée, incarné par les disciples émancipés de Friedman, Lucas et Sargent notamment, la monnaie est considérée comme étant neutre et ne joue aucun rôle, elle n'a pas d'incidence sur l'activité économique (la sphère réelle) tant à court terme qu'à long terme et ne sert qu'à équilibrer le niveau général des prix. Il faut donc mener une politique rigoureuse de long terme pour combattre rigoureusement la variation des prix. Pour eux, une augmentation de la masse monétaire non proportionnelle à celle de la richesse est la cause des mauvaises anticipations et cela crée la variation. Le rôle des anticipations est central dans l'analyse qu'ils font des déterminants de la variation des prix. Les causes de la variation des prix sont donc à rechercher ailleurs, dans les chocs technologiques notamment.

Pour Lucas et Sargent (1982), les agents économiques utilisent de la manière la plus optimale possible toute information disponible, y compris les informations disponibles sur les politiques actuelles et prospectives pour prévoir les prix. L'incertitude de la variation des prix n'est qu'apparente : en fait, ce sont les politiques monétaires et budgétaires inadéquates qui entretiennent la dynamique de la variation des prix. Si ces politiques prennent fin, cette dynamique s'arrête d'elle-même et les agents peuvent faire correctement leurs anticipations.

Dans cette même optique, Sargent (1980), affirme en substance que la variation des prix est un phénomène budgétaire. En effet, c'est la création de monnaie pour financer le déficit budgétaire qui est à l'origine de l'inflation. Le bon moyen de lutter contre la variation des prix est donc de ne pas faire de déficit budgétaire renchérit-il.

Afin de confronter les théories aux faits, ces analyses théoriques ont donné lieu, par la suite, à un certain nombre de travaux empiriques.

### **3.2. Revue empirique**

Les déterminants de la variation de prix ont fait l'objet de plusieurs travaux empiriques. Ces travaux diffèrent selon les auteurs par la taille de l'échantillon, les périodes d'étude, la sélection des variables ainsi que par les modèles utilisés.

Dans leur analyse portant sur les déterminants de la variation des prix au Nigéria de 1960 à 1993, Gary et Moser (1995) affirment, à l'aide d'un modèle à correction d'erreur avec comme variable endogène le revenu réel, et comme variables exogènes, la masse monétaire, la pluviométrie annuelle et le taux de change bilatéral (Naira/dollar US), que la croissance de la masse monétaire, induite par les politiques budgétaires expansionnistes, explique à un fort pourcentage le processus inflationniste au Nigéria.

De même, Abidemi et Malik (2010), en recourant au modèle à correction d'erreur et au test de cointégration de Johansen pour analyser les relations simultanées entre la variation et ses déterminants au Nigéria pour la période de 1970 à 2007, constatent que le produit intérieur brut, l'offre de monnaie, les importations, l'inflation retardée d'une période et le taux d'intérêt sont positivement reliés à l'inflation.

Barnichon et Peiris (2007), en utilisant également le modèle à correction d'erreur sur un panel de 17 pays africains sur la période 1980 à 2005, concluent que, l'écart entre les quantités offertes et demandées de monnaie est un facteur plus déterminant de la variation que l'écart de production. De ce fait, les variables monétaires sont donc des déterminants importants à long terme de l'inflation.

Analysant les déterminants de la variation des prix en Inde, par le biais d'un modèle vectoriel à correction d'erreur également, Sahadudheen (2012) conclut que, le produit intérieur brut et l'offre de monnaie ont un effet positif sur la variation à long terme, alors que le taux d'intérêt et le taux de change ont un effet négatif.

Dans le même ordre d'idée, Furrukh et *al.* (2011), dans leur étude portant sur les déterminants de la variation au Pakistan, à partir des données en séries temporelles sur la période allant de 1972 à 2010 à l'aide d'un modèle vectoriel à correction d'erreur et de l'approche de co-intégration de Johansen et d'un test de causalité de Granger, révèlent qu'à long terme, l'indice des prix à la consommation est positivement influencé par l'offre de monnaie, le produit intérieur brut, les importations et les dépenses gouvernementales. Par contre, les recettes gouvernementales réduisent le niveau des prix au Pakistan dans l'ensemble.

Pour compléter cette analyse, Mosayed et Mohammad (2009), en examinant les déterminants de la variation des prix en Iran sur la période 1971 à 2006, à l'aide du modèle autorégressif à retards échelonnés, concluent que le taux d'intérêt, le taux de change, le produit national brut, la variation entre le prix domestique et le prix étranger, ainsi qu'une variable qui capte les effets de la guerre d'Iran ou d'Irak, sont les déterminants majeurs de la variation des prix en Iran. Toutes ces variables contribuent positivement à l'augmentation des prix domestiques en Iran.

En se servant eux aussi d'un modèle autorégressif vectoriel (VAR) sur un échantillon de 53 pays en développement pour la période 1964 à 1998, Loungani et Swagel (2001), concluent que la croissance de la masse monétaire et les fluctuations de change expliquent une large partie des mouvements d'inflation, davantage dans les pays à régime de change flexible que dans les pays à régime de change fixe.

De même, Simpasa et Gurara (2011), analysent les déterminants de la variation des prix au Kenya, en Tanzanie et en Ouganda à l'aide d'un modèle autorégressif vectoriel (VAR) en données de panel sur la période 1990 à 2014. Les résultats obtenus au terme de leur analyse montrent que, les politiques monétaires, fiscales et de taux de change sont les principaux déterminants de la variation des prix dans les pays d'Afrique de l'Est.

Doe et Darisso (1998), dans leurs travaux réalisés à l'aide d'un modèle dérivé de l'équation quantitative de la monnaie, montrent qu'à court terme, l'évolution de la masse monétaire a une influence sur l'évolution des prix dans tous les pays de l'union économique et monétaire Ouest Africaine (UEMOA), sauf au Burkina et au Sénégal, et qu'à long terme, les mouvements de la masse monétaire ont un impact sur la variation des prix dans tous les pays de l'union. Toutefois, ils estiment que les mouvements de l'offre sur la variation des prix ont des effets plus importants que ceux résultant de l'action monétaire.

Dans l'objectif d'évaluer l'impact des mouvements des taux d'intérêt directeurs de la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) sur la croissance et la variation, Nabukpo (2002), à l'aide d'un modèle autorégressif vectoriel (VAR), en retenant comme variable endogène l'indice des prix à la consommation, et comme variables exogènes, le taux du marché monétaire, le taux de prise en pension, l'indice des prix à l'importation, le produit intérieur brut réel ainsi que la production potentielle, trouve, avec les données de la période 1989 à 1999, que les modifications des taux d'intérêt débiteurs de la Banque Centrale des États l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) ont un effet immédiat et durable sur la variation des prix dans l'UEMOA.

Les études réalisées parla Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO, 2002 et 2006), sur des données annuelles couvrant la période 1971 à 2005, à l'aide d'un modèle autorégressif vectoriel (VAR), indiquent que dans les pays de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA), aussi bien à court terme qu'à long terme, la variation des prix est sensible à l'évolution de la masse monétaire. Les résultats de ces études, montrent qu'une hausse de 1 point de pourcentage de la masse monétaire entraîne, toutes choses égales par ailleurs, une progression de la variation des prix de 0,10 point à court terme et de 0,35 point à long terme. En plus, l'examen de l'influence des contreparties de cet agrégat montre que, à long terme, l'évolution des crédits à l'économie et celle des avoirs extérieurs nets agissent sur l'inflation.

En outre, une étude réalisée par la Commission de l'UEMOA (2007), pour analyser « les déterminants de l'inflation au niveau de l'UEMOA » montre que, s'il y a une hausse tendancielle des prix, celle-ci est due à des facteurs tels que la variation importée, l'évolution des prix des produits alimentaires, le prix de l'énergie, la fiscalité et les facteurs sociopolitiques.

Zonon (2003), en faisant également recours au modèle à correction d'erreur afin d'examiner les déterminants de l'inflation au Burkina Faso, en retenant comme variables du modèle la masse monétaire, le taux de change, l'écart de production et le revenu par tête, conclut qu'au Burkina Faso, la variation s'explique principalement par la croissance de la masse monétaire et également par les fluctuations liées aux conditions climatiques.

Dans cette même optique, Ndiaye (2008), dans une approche par les fonctions de consommation adossée à un modèle à correction d'erreur sur des données trimestrielles allant de 2000 à 2007, en prenant comme variable endogène l'indice harmonisé des prix à la consommation et comme variables exogènes les indices des fonctions de consommation(alimentaire), les biens et services divers, l'enseignement, l'habillement, le logement, le loisir, le restaurant, la santé et les transports, montre que, les fonctions alimentation, logement, et habillement sont celles qui influencent le plus l'évolution de l'inflation au Sénégal. De plus, l'insuffisance de l'offre de produits alimentaires est un important facteur explicatif de la pression sur les prix des céréales, qui se répercute sur le niveau général des prix.

Dans le même ordre d'idées, Ntita et *al.* (2017), étudient les déterminants de la variation des prix dans la zone CEMAC sur la période allant de 1996 à 2016 à travers un modèle autorégressif vectoriel (VAR) à effets fixes en données de panel dans lequel, ils considèrent le taux de variation comme variable expliquée, et comme variables explicatives, le taux d'investissement, les investissements directs étrangers, l'indicateur de stabilité politique, le taux de croissance du produit intérieur brut, l'indicateur de contrôle de la corruption, l'indicateur de l'efficacité gouvernementale, la masse monétaire. Ntita et *al.* (2017) montrent alors que, la masse monétaire a un effet positif et très significatif sur la variation au sein de ladite zone, alors que la stabilité politique a un effet négatif et très significatif sur la variation de cette zone.

Nguyen et *al.* (2015), en utilisant à leur tour le modèle des moments généralisés (MMG) sur une période allant de 1977 à 2016, montrent que, les chocs d'offre domestique, les chocs sur le taux de change, et les variables monétaires, constituent les déterminants prédominants de l'inflation dans la plupart des pays de la CEMAC.

Analysant à leur tour les déterminants de la variation de prix dans la même zone, c'est-à-dire la CEMAC, à l'aide d'un modèle autorégressif vectoriel (VAR) en données de panel sur la période 1990 à 2014, Bikai et Kenkoua (2016), concluent que dans cette communauté, la masse monétaire et la variation importée expliquent mieux l'évolution des prix plus que le prix du pétrole, le solde budgétaire ou encore l'écart de production.

S'agissant toujours de la CEMAC, Tangakou et *al.* (2017), dans leur étude portant sur les déterminants de la variation des prix sous différentes règles de la politique monétaire en régime de change fixe, pour les périodes allant de 1977 à 1994 ; 1995 à 2012 et 1977 à 2012, à l'aide d'un panel dynamique qui a la particularité d'avoir parmi les variables indépendantes, la variable endogène retardée d'une ou plusieurs périodes, en prenant comme variable endogène du modèle le taux de variation, et comme variables exogènes du modèle le taux de change, le taux de croissance, la balance commerciale, l'emploi, le crédit à l'économie, le taux d'intérêt, la masse monétaire, les investissements, les bénéfices tirés des ressources naturelles, la crise économique, la dévaluation, trouvent que, pendant la période de ciblage flexible de la variation des prix (1977-1994), la masse monétaire, la balance commerciale et le taux de change sont les principaux déterminants de la variation, en stratégie de ciblage strict de la variation (1995-2012), Les principaux déterminants de la variation sont les bénéfices tirés des ressources naturelles, la balance commerciales, la crise économique.

Nsengiyumva (2011), réalise une étude sur les déterminants de la variation des prix au Burundi à l'aide d'un modèle autorégressif vectoriel (VAR) à cinq variables estimées sur des données annuelles de 1975 à 2008. Il se dégage de son analyse qu'au Burundi, le niveau général des prix dépend, de l'évolution du prix du pétrole, du taux de change effectif, du PIB, du taux d'intérêt de court terme, mais aussi et surtout des actions directes de hausse des prix, à l'exception du PIB dont les effets durent 2ans.

Lisele Shiwa et Asiloko. (2020), examinent les incidences des importations sur la variation des prix en République Démocratique du Congo (RDC) sur la période 1980 à 2016, à l'aide d'un modèle à correction d'erreur vectoriel (VECM). Les variables qui ont servi à réaliser leur étude sont l'indice des prix à la consommation, les importations, la masse monétaire, le taux de change, la croissance économique et le déficit budgétaire. Ils concluent qu'à long terme, la variation des

prix en RDC s'explique par la masse monétaire, le taux de change et les importations, et à court terme, par la croissance économique et le déficit budgétaire.

Enfin, Ndilkodje (2007) analyse pour le cas de la République du Congo, les déterminants de la variation des prix à travers une modélisation analytique de l'indice des prix à la consommation (IPC) et de quelques variables susceptibles d'influencer la hausse des prix en se fondant sur une méthodologie combinant progressivement un test de racine unitaire, un test de co-intégration et l'usage d'un modèle vectoriel à correction d'erreur sur une période allant de 1960 à 2006 en prenant comme variable endogène, l'indice des prix à la consommation, et comme variables exogènes, la dévaluation, le taux de change du dollar par rapport au franc CFA, la masse monétaire, l'indice du prix de pétrole (le Brent) et le produit intérieur brut. Il conclut qu'à court terme, la variation des prix au Congo s'explique par l'évolution chronique, retardée d'un an de la masse monétaire, du taux de change du dollar américain par rapport au franc CFA et du PIB, et à long terme, les fluctuations des prix au Congo s'expliquent en revanche par l'évolution du cours de pétrole (le Brent) sur le marché international, du PIB nominal, de la dévaluation du franc CFA de Janvier 1994 et de la chronique retardée des prix pratiqués sur le marché intérieur.

### **Les enseignements tirés de la revue de littérature**

Les débats portant sur les déterminants de la variation des prix s'appuient sur une pluralité de théories et de méthodes. Sur le plan théorique, plusieurs théories ont été développées, mais trois courants de pensée principaux s'affrontent quant aux origines de la variation des prix. Il s'agit en l'occurrence des keynésiens, des monétaristes, et des nouveaux classiques. Concernant cette recherche, nous nous inscrivons dans le même cadre théorique que les monétaristes s'appuyant sur l'équation quantitative de la monnaie. Sur le plan empirique, de nombreuses études ont été menées avec des méthodes très variées pour tenter de déterminer les facteurs qui enclenchent les tensions inflationnistes dans l'économie. Les résultats de ces travaux diffèrent non seulement d'un pays à un autre mais aussi d'une période à une autre et également d'une méthode par rapport à une autre du fait que chaque pays possède une spécificité particulière. Dans le cadre de notre recherche, nous nous appuyons sur les travaux empiriques de Furrukh et *al.* (2011) portant sur les déterminants de la variation des prix au Pakistan. En effet, le choix portant sur les travaux empiriques de Furrukh et *al.* (2011), se justifie par le fait que leurs travaux expliquent mieux,

selon nous, les déterminants de la variation des prix. De même, les différentes variables qu'ils ont utilisées dans leur étude pour identifier les facteurs explicatifs de la variation des prix au Pakistan, nous semblent très intéressantes dans le contexte de l'économie congolaise.

### III. MÉTHODOLOGIE

Dans le but d'atteindre l'objectif poursuivi dans cette recherche, notre approche économétrique s'appuie sur les travaux empiriques de Furrukh et *al.* (2011), lesquels ont utilisé une approche de co-intégration de Johansen basée sur le modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM).

#### 3.1. Spécification du modèle

##### 3.1.1. Le modèle théorique

Le cadre théorique appliqué au raisonnement mené dans cette étude s'appuie sur le modèle monétariste, qui donne à cette optique, un cadre conceptuel particulièrement intéressant. Ainsi, pour identifier les potentiels déterminants de l'inflation, Ndikodje (2007) ainsi que Doe et Darisso (1998) ont fait recours à un modèle basé sur la théorie quantitative de la monnaie formalisée pour la première fois par Fisher (1911). Ce modèle met en évidence une relation linéaire entre la quantité de monnaie et le niveau général des prix :

$$MV = PT \quad (1)$$

Où :

M : masse monétaire (monnaie fiduciaire, billets et monnaie métallique, et monnaie scripturale interne, dépôts à vue dans les banques).

V: vitesse de circulation de la monnaie (nombre de fois qu'une unité monétaire est utilisée au cours d'une année).

P : niveau général des prix.

T : montant des transactions effectuées dans une année.

À cause des difficultés liées à la détermination du volume des transactions, cette équation comptable de Fisher sera transformée par les économistes de l'école de Cambridge (Marshall et Pigou) en 1923 en remplaçant le volume des transactions (T) par la production réelle (Q). Dans



cette équation, la masse monétaire (M) et la vitesse de circulation de la monnaie (V) sont une fonction linéaire du niveau général des prix (P) et du PIB nominal (Q) :

$$MV = PQ \quad (2)$$

En dérivant l'équation (2), nous obtenons l'expression suivante :

$$\frac{\Delta P}{P} = \alpha_1 \frac{\Delta M}{M} + \alpha_2 \frac{\Delta V}{V} + \alpha_3 \frac{\Delta Q}{Q} \quad (3)$$

L'équation (3) montre comment la masse monétaire en circulation peut engendrer la variation des prix: selon les monétaristes (Friedman, 1993), toute augmentation de la quantité de monnaie en circulation provoque de façon mécanique une hausse du niveau général des prix. En effet, lorsque la vitesse de circulation de la monnaie (V) et le PIB nominal (Q) sont exogènes (constants) et si la demande de monnaie s'ajuste à l'offre de monnaie, toute variation supposée de l'offre de monnaie (M) en circulation dans l'économie doit se traduire par une variation proportionnelle du niveau général des prix (P). Cette pensée s'appuie sur la théorie quantitative de la monnaie de Fisher (1911). Ce qui revient à dire que, l'origine de la variation des prix pour les monétaristes est monétaire.

### 3.1.2. Présentation du modèle

Le modèle présenté dans cette recherche, s'inspire du modèle empirique de Furrakh et *al.* (2011), qui étudient les déterminants de l'inflation au Pakistan, et dont l'équation se présente de la manière suivante :

$$LNCPI_t = \alpha + \beta_1 LNB M_t + \beta_2 L N G D P_t + \beta_3 L N M_t + \beta_4 L N X_t + \beta_5 L N G E_t + \beta_6 L N G R_t + \mu_t$$

Ainsi notre modèle peut être spécifié de la façon suivante :

$$\begin{aligned} L N I P C_t = & \alpha_o + \alpha_1 L N T C H G_t + \alpha_2 L N O U V_t + \alpha_3 L N P I B_t + \alpha_4 L N C E_t + \alpha_5 L N M 2_t + \alpha_6 L N T I_t \\ & + \alpha_7 L N B R_t + \alpha_8 L N I N S T A P O L_t + \alpha_9 L N I D E_t + \alpha_{10} L N T I N V_t + \mu_t \end{aligned}$$

La technique retenue pour procéder à l'estimation des paramètres de notre modèle, est le modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM) qui a la propriété de déterminer les relations de long

terme et de court terme entre les variables, c'est-à-dire un modèle qui cherche à modéliser une relation entre plusieurs variables explicatives dont l'équation se présente de la manière suivante :

$$\Delta X_t = B_i \Delta X_{t-1} + \dots + B_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\text{Où } B_i = \sum_{j=i+1}^p -A_j \quad \text{avec } i=1,2,\dots, K-1 \quad \text{et } \Pi = A_1 + A_2 + \dots + A_k - I$$

Avec  $\Pi$  une matrice de taille (N,N) contenant les informations sur la relation de long terme telle que  $\Pi = \alpha\beta'$ , où  $\alpha$  est une matrice des paramètres qui mesurent la vitesse à laquelle les variables du modèle s'ajustent pour rétablir une situation d'équilibre à long terme telle que

$$\alpha = \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{23} \end{pmatrix}, \beta' \text{ une matrice des vecteurs des estimations des relations de cointégration à long}$$

terme entre les variables du modèle telle que  $\beta' = \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} \end{pmatrix}$ , et  $X_t$  un vecteur colonne contenant trois variables  $[X_t = (X_{3t-1}; X_{2t-1}; X_{1t-1})]$ .

D'où la forme matricielle s'écrit :

$$\begin{pmatrix} \Delta X_{1t} \\ \Delta X_{2t} \\ \Delta X_{3t} \end{pmatrix} = B_i \begin{pmatrix} \Delta X_{1t-1} \\ \Delta X_{2t-1} \\ \Delta X_{3t-1} \end{pmatrix} + \Pi \begin{pmatrix} X_{1t-1} \\ X_{2t-1} \\ X_{3t-1} \end{pmatrix} + \varepsilon_t$$

$$\text{Or } \begin{pmatrix} \Delta X_{1t} \\ \Delta X_{2t} \\ \Delta X_{3t} \end{pmatrix} = B_i \begin{pmatrix} \Delta X_{1t-1} \\ \Delta X_{2t-1} \\ \Delta X_{3t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{1t-1} \\ X_{2t-1} \\ X_{3t-1} \end{pmatrix} + \varepsilon_t$$

$$\begin{pmatrix} \Delta X_{1t} \\ \Delta X_{2t} \\ \Delta X_{3t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta Y_{t-1} \\ \Delta X_{t-1} \\ \Delta W_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{1t-1} \\ X_{2t-1} \\ X_{3t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{pmatrix}$$

$$\Pi_1 X_{t-1} = ([\alpha_{11}\beta_{11} + \alpha_{12}\beta_{12}][\alpha_{11}\beta_{21} + \alpha_{12}\beta_{22}][\alpha_{11}\beta_{31} + \alpha_{12}\beta_{32}]) \begin{pmatrix} X_{1t-1} \\ X_{2t-1} \\ X_{3t-1} \end{pmatrix} \quad (2)$$

Où  $\Pi_1$  est la première ligne de la matrice  $\Pi$ .

Après différentes manipulations, l'équation ci-dessous peut être réécrite de la manière suivante :

$$\Pi_1 X_{t-1} = [\alpha_{11}(\beta_{11} X_{2t-1} + \beta_{12} X_{1t-1} + \beta_{31} X_{3t-1}) + \alpha_{12}(\beta_{32} X_{2t-1} + \beta_{12} X_{1t-1} + \beta_{22} X_{3t-1})](3)$$

Avec  $\alpha_{11}$  et  $\alpha_{12}$  les vecteurs cointégrateurs de l'équation (3).

### 3.1.3-Sources des données

Les données qui ont été utilisées proviennent de plusieurs sources. Notamment la base des données de la Banque Mondiale (BM, 2021), de la Banque des États de l'Afrique Centrale (BEAC, 2020), de l'Organisation des Pays Exportateurs de Pétrole (OPEP, 2020), du Fonds Monétaire International (FMI, 2020) et de la Perspective Monde. Confrontés, à la difficulté de recueillir les données facilement, suite aux insuffisances de l'appareil statistique national, nous avons été obligés d'utiliser plusieurs sources de données afin d'obtenir une base large pour faire nos estimations. De ce fait, les données sur les variables ouverture commerciale, produit intérieur brut, indice des prix à la consommation, ont été recueillies dans la base de données de la Banque Mondiale ; les données sur la variable instabilité politique ont été obtenues dans la base de données Perspective Monde ; et enfin, les données sur les variables taux de change, crédits à l'économie, ont été recueillies dans la base des données de la BEAC (2020) et celles du cours de pétrole dans la base des données du FMI (2020) et de l'OPEP (2020).

### 3.1.4- Description des variables du modèle

Notre modèle est composé d'une variable endogène et de dix (10) variables explicatives. Toutes les variables sont en valeur, excepté le taux d'intérêt et le taux d'ouverture qui sont exprimés en pourcentage ainsi que les investissements directs étrangers et le taux d'investissement qui sont exprimés en pourcentage du PIB.

#### La variable endogène (à expliquer)

##### *Indice des prix à la consommation (IPC)*

Selon Chauvin et Le Bihan (2007), l'IPC est un instrument de mesure de l'évolution du niveau général des prix des biens et services achetés, utilisés ou payés en vue d'être consommés par les ménages. Il est calculé par les instituts nationaux de statistiques selon une méthodologie harmonisée depuis 1997, et représente la mesure officielle de l'inflation au Congo (Claus, 1997 ; Blix, 1995). Il représente la variable endogène de notre modèle.

## Les variables exogènes (explicatives)

### *Produit intérieur brut (PIB)*

Dans notre recherche, nous retenons le PIB nominal, défini selon Assia et Dina (2014) comme la valeur des biens et services finals produits au cours d'une année donnée aux prix pratiqués cette année-là (au prix de marché). Du fait que les prix sont instables, la valeur du PIB ne dépendra pas du prix constant. Le signe attendu de la variable est positif (+).

### *Taux d'investissement (TINV)*

TINV désigne le taux d'investissement, défini comme étant la part de l'investissement dans la valeur ajoutée. Il est calculé par la part de la formation brute de capital fixe sur le PIB (FBCF/PIB). Le signe attendu de cette variable est négatif.

### *Masse monétaire (M2)*

Cet agrégat désigne la somme des disponibilités monétaires (M1) et la quasi-monnaie détenue par les agents économiques dans l'économie. En d'autres termes, elle représente la part des actifs assimilables à des moyens de paiements. Elle reflète donc la liquidité d'une économie. Sa représentation la plus fréquente dans la CEMAC et plus précisément au Congo est M2. Cette dernière est mesurée par la somme des billets, pièces et dépôts à vue détenus par les agents dans une économie. Théoriquement, elle impacte positivement l'inflation. Le signe attendu est donc positif (+) ou négatif (-).

### *Ouverture commerciale (OUV)*

La variable OUV représente l'ouverture commerciale. Elle est captée par la somme des exportations et des importations rapportée au PIB (Ongba, 2014). Le signe attendu de cette variable est positif. En effet, une économie ouverte sur le monde a des partenaires commerciaux diversifiés. Son calcul, comme chez Barthélemy et Varoudakis (1998), s'effectue de la manière suivante :

$$\text{Taux d'Ouverture} = \frac{\text{Exportations} + \text{Importations}}{2\text{PIB}} * 100\%$$

*Taux de change (TCHG)*

Pour Dohni et Hainaut(1986), le taux de change est le prix de la monnaie nationale en termes de monnaie étrangère. Il est mesuré par le taux de change réel à l'instar des travaux de Dupuy (2012) et est retenu à l'incertain comme le nombre d'unités de monnaie nationale par rapport à une unité de monnaie étrangère. Une appréciation du FCFA par rapport au dollar par exemple devrait induire une baisse des prix des biens importés sur le marché extérieur, une augmentation des importations, un déséquilibre de la balance commerciale et par la suite une diminution de la croissance. Le signe attendu est positif (+).

*Instabilité politique (INSTAPOL)*

La variable INSTAPOL désigne l'instabilité politique définie selon Alesina et Perotti (1996) comme étant l'ensemble des agitations sociales telles que le nombre de manifestations anti-gouvernementales, la violence sans motivation, les assassinats politiques et le nombre de morts dues aux guerres civiles. Cette définition est soutenue par Rodriguez et Rodrik (2000) ainsi que par Blanco et Grier (2000). Nous utilisons pour ce faire une variable « dummy » prenant la valeur 1 pour les années d'instabilité et 0 pour les années sans instabilité. Cette variable est introduite pour vérifier l'effet que pourrait avoir l'environnement politique sur les variations des prix. Selon la littérature économique, l'instabilité politique engendre le risque pour les affaires et l'investissement. Le signe attendu de cette variable est positif (+).

*Investissements directs étrangers (IDE)*

L'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE, 2011) définit l'investissement direct étranger comme « une activité par laquelle un investisseur résidant dans un pays obtient un intérêt durable et une influence significative dans la gestion d'une entité résidant dans un autre pays ». Les flux nets des investissements directs étrangers sont représentés en pourcentage du PIB. Le ratio des flux entrants d'IDE en pourcentage du PIB a pour but de favoriser la promotion des exportations, la création d'emplois, le transfert de technologie et de compétences. La théorie économique suppose souvent que l'afflux des capitaux étrangers impacte positivement la croissance économique du pays hôte. Le signe attendu de cette variable est négatif.

*Les taux d'intérêt (TI)*

À l'instar d'Ostry et *al.* (2012), cette variable est mesurée par le taux d'intérêt réel (taux d'intérêt débiteur ajusté en fonction de l'inflation). Selon les théories économiques, les variations du taux d'intérêt ont une influence paradoxale sur l'activité économique. Le signe attendu est positif ou négatif.

*Indice du cours de pétrole*

Selon Ndjikodje (2007), l'indice du cours de pétrole (référence le Brent de la mer du Nord) indique l'évolution du cours de pétrole sur le marché international. Étant donné que cet indice connaît des fluctuations récurrentes, le signe attendu de cette variable est positif.

*Les crédits à l'économie (CE)*

Tangakou et *al.* (2017), définissent les crédits à l'économie comme la somme des crédits nets accordés au secteur public non financier et au secteur privé ainsi qu'à d'autres comptes. Cette variable est mesurée par le crédit intérieur net (Nkwenda-Nyanda, 2021). Les crédits défavorisent l'inflation (diminuent) et stimulent la croissance économique. Lorsqu'on est dans le circuit de production, les crédits font baisser l'inflation. Le signe attendu de cette variable est négatif (-).

**IV. ANALYSE ET DISCUSSIONS DES RÉSULTATS****4.1. Analyse des propriétés statistiques**

Cette section a pour objectif de vérifier la stationnarité de toutes les séries retenues dans le cadre de cette recherche. Pour ce faire, nous allons procéder à l'analyse de la stationnarité et au test de normalité de nos différentes séries, avant de vérifier leurs conditions de la stationnarité.

**4.1.1. Analyse de la stationnarité**

Dans cet article, nous avons utilisé les séries temporelles, il est essentiel de vérifier que toutes les variables soient stationnaires par le biais d'un test de stationnarité. En effet, une série est dite stationnaire si ses propriétés ne varient pas dans le temps (espérance, variance, autocorrélation). Cela revient à dire qu'elle ne comporte ni tendance ni saisonnalité.

Avant de procéder à cette analyse, il est important d'effectuer, en premier lieu, le test de normalité de variables dans le but de savoir si les variables retenues sont normalement distribuées, et en second lieu, de procéder aux tests tels que le test usuel de racine unitaire de

**Tableau n° 1 : Résultat des tests ADF et PP appliqués aux différentes séries**

Variable	Tests	Degré de différentiation	Statistiques	Valeur critique**	Prob	Décision
LNIPC						Non stationnaire
	ADF	En niveau	-0.270749	-2.938987	0.9202	Non stationnaire
	ADF	En différence première	-4.584895	-2.941145	0.0007	Stationnaire
	PP	En niveau	-0.398658	-2.938987	0.8995	Non stationnaire
LNTCHG	PP	En différence première	-4.563342	-2.941145	0.0008	Stationnaire
	ADF	En niveau	-1.420378	-2.938987	0.5625	Non stationnaire
	ADF	En différence première	-6.188671	-2.941145	0.0000	Stationnaire
	PP	En niveau	-6.188671	-2.938987	0.5366	Non stationnaire
LNNOUV	PP	En différence première	-1.472828	-2.941145	0.0000	Stationnaire
	ADF	En niveau	-2.003349	-2.938987	0.2843	Non stationnaire
	ADF	En différence première	-5.304953	-2.941145	0.0001	Stationnaire
	PP	En niveau	-2.146567	-2.938987	0.2284	Non stationnaire
LNCE	PP	En différence première	-5.384133	-2.941145	0.0001	Stationnaire
	ADF	En niveau	-0.225833	-2.938987	0.9266	Non stationnaire
	ADF	En différence première	-4.531676	-2.941145	0.0008	Stationnaire
	PP	En niveau	-0.634682	-2.938987	0.8511	Non stationnaire
LNM2	PP	En différence première	-4.531425	-2.941145	0.0008	Stationnaire
	ADF	En niveau	-0.815531	-2.938987	0.8035	Non stationnaire
	ADF	En différence première	-5.877874	-2.941145	0.0000	Stationnaire
	PP	En niveau	-0.849648	-2.938987	0.7934	Non stationnaire
LNBR	PP	En différence première	-5.903528	-2.941145	0.0000	Stationnaire
	ADF	En niveau	-1.023784	-2.938987	0.7353	Non stationnaire
	ADF	En différence première	-5.877874	-2.941145	0.0000	Stationnaire

						stationnaire
	ADF	En différence première	-5.980041	-2.941145	0.0000	Stationnaire
			-0.579300	-2.938987	0.8637	Non
						stationnaire
	PP	En niveau	-5.277634	-2.941145	0.0001	Stationnaire
	PP	En différence première	-1.125105	-2.941145	0.6959	Non
						stationnaire
IDE	ADF	En niveau				Stationnaire
	ADF	En différence première	-11.55985	-2.941145	0.0000	Stationnaire
	PP	En niveau	-3.102339	-2.938987	0.0346	Stationnaire
	PP	En différence première	-11.55985	-2.941145	0.0000	Stationnaire
			0.232454	-2.938987	0.9713	Non
						stationnaire
LNTI	ADF	En niveau				Stationnaire
	ADF	En différence première	-6.108429	-6.108429	0.0000	Stationnaire
			0.248857	-2.938987	0.9723	Non
						stationnaire
	PP	En niveau				Stationnaire
	PP	En différence première	-6.108838	-2.941145	0.0000	Stationnaire
			-2.521112	-2.938987	0.1184	Non
						Stationnaire
LNTINV	ADF	En niveau				Stationnaire
	ADF	En différence première	-6.053708	-2.941145	0.0000	Stationnaire
			2.636923	-2.938987	0.0944	Non
						Stationnaire
	PP	En niveau				Stationnaire
	PP	En différence première	-6.054947	-2.941145	0.0000	Stationnaire
			-1.023784	-2.938987	0.7353	Non
						stationnaire
LNBR	ADF	En niveau	-5.980041	-2.941145	0.0000	Stationnaire
	ADF	En différence première	-0.579300	-2.938987	0.8637	Non
						stationnaire
	PP	En niveau				



INSTAPOL	PP	En niveau	-5.277634	-2.941145	0.0001	Stationnaire
	ADF	En différence première	-3.012552	-2.938987	0.0424	Stationnaire
	ADF	En niveau	-7.745967	-2.941145	0.0000	Stationnaire
	PP	En différence première	-3.022785	-2.938987	0.0415	Stationnaire
	PP	En niveau	-7.761176	-2.941145	0.0000	Stationnaire
	ADF	En différence première	-5.308755	-2.941145	0.0001	Stationnaire
	ADF	En différence première	-0.579300	-2.938987	0.8637	Non
LNPIB	PP	En niveau				stationnaire
	PP	En différence première	-5.27763	-2.941145	0.0001	Stationnaire

*Source : Auteur, à partir des données de la Banque Mondiale 2021 sur Eviews 7.0.*

Les résultats de ces différents tests (ADF, PP) indiquent que certaines variables sont stationnaires en niveau  $I(0)$ , au seuil statistique de 5%, et que d'autres sont stationnaires en différence première  $I(1)$ . Par conséquent, leur combinaison linéaire donne une stationnarité d'ordre (1). Donc, toutes les variables retenues dans ce travail ont le même ordre d'intégration (1). De ce fait, nous pouvons dire que le modèle vectoriel à correction d'erreur est validé (VECM).

#### 4.1.2. Détermination du nombre de retards optimal

Avant l'utilisation de notre modèle, qu'est le Modèle Vectoriel à Correction d'Erreur (VECM), il nous paraît judicieux de déterminer le nombre maximum de retards associé à chaque variable étudiée. C'est pourquoi, dans le cadre de notre recherche, il est obligatoire de tenir compte de retards qui minimisent les critères d'informations d'Akaike (AIC) et Schwarz (SC) pour les décalages « P » allant de 0 à 1. Le tableau suivant nous donne le nombre de retard retenu.

**Tableau n° 2 : Nombre de Retards optimal**

Nombre de retard	Akaike information criterion (AIC)	Schwarz criterion (SC)	Log likelihood (LV)
0	3.651190	4.120400	-60.19821
1	-9.464828*	-3.834312*	316.5642

*Source : Auteur, à partir des données de la Banque Mondiale 2021 obtenues sur Eviews 7.0.*

En se basant sur les critères d'Akaike et Schwarz qui minimisent les critères d'information, on retient le nombre de retard  $P = 1$  pour toutes les séries. L'analyse de ces résultats portant sur les critères de AIC ; SC ; et Log vraisemblable (LV), nous enseigne que la variation de prix génère des effets au Congo, après 1 an. Il faut donc un décalage d'une période, pour pouvoir observer les effets de la variation de prix sur le niveau de l'activité économique au Congo.

#### 4.1.3- Test de racine unitaire sur les résidus

**Tableau n° 3 : Résultat du test de Dickey-Fuller Augmenté(ADF) sur les résidus.**

		ADF	ADF
		<i>En niveau Sans tendance ni constante</i>	<i>En différence première Sans tendance ni constante</i>
RESID	Modèle retenu		
	$t^*$	-6.316132	-11.09021
Valeurs critiques	1%	-2.628961	-2.630762
	5%	-1.950117	-1.950394
	10%	-1.611339	-1.611202

Source : Auteur, à partir des données de la Banque Mondiale 2021 obtenues sur Eviews 7.0.

Les résultats de ce tableau indiquent que tous les résidus sont stationnaires en niveau et, de surcroît, les valeurs absolues des statistiques de Dickey Fuller Augmenté sont toutes supérieures aux valeurs critiques respectivement aux seuils de 1%, 5%, et 10%. Ce qui confirme la stationnarité des variables ainsi que leur intégration au rang 1. Par conséquent, l'utilisation d'un modèle vectoriel à correction d'erreur est validée (approuvée).

#### 4.1.4- Test de co-intégration des variables

Le test de co-intégration de Granger (1981) permet de tester les relations d'équilibre à long qui existent entre plusieurs variables. Donc, on va tester la relation d'équilibre qui existe entre les variables de notre modèle. Cette présence de relation d'équilibre entre ces variables est souvent vérifiée à travers des procédures statistiques, dont les plus utilisées sont celles d'Engle et Granger (1987) et de Johansen (1988, 1991).

### Test de co-intégration au sens de Johansen

Les résultats de test de stationnarité de Dickey Fuller Augmenté réalisé sur nos différentes variables montrent qu'elles sont toutes intégrées d'ordre 1. Cet ordre d'intégration justifie la présence d'une relation de long terme qui relate une tendance stochastique commune. Ce qui justifie l'utilisation du test de co-intégration. Vérifions cela par l'approche de Johansen :

**Tableau n° 4 : Résultats du test de Co-intégration de Johansen**

Date: 09/24/21 Time: 11:53

Sample (adjusted): 1982 2019

Included observations: 38 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend

Series: LNIPC LNTCHG LNOUV LNPIB LNCE LNM2 LNTI LNBR

INSTAPOL IDE LNTINV

Lags interval (in first differences): 1 to 1

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.953537	502.9514	263.2603	0.0001
At most 1 *	0.937101	386.3255	219.4016	0.0000
At most 2 *	0.849296	281.2090	179.5098	0.0000
At most 3 *	0.754733	209.2964	143.6691	0.0000
At most 4 *	0.723569	155.8908	111.7805	0.0000
At most 5 *	0.594917	107.0306	83.93712	0.0004
At most 6 *	0.521768	72.69147	60.06141	0.0030
At most 7 *	0.445722	44.66042	40.17493	0.0165
At most 8	0.298335	22.23705	24.27596	0.0884
At most 9	0.199703	8.773672	12.32090	0.1827
At most 10	0.008081	0.308342	4.129906	0.6404

Trace test indicates 8 cointegratingeqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

---

*Source : Auteur, à partir des données de la Banque Mondiale 2021 obtenues sur Eviews 7.0.*

Les résultats obtenus dans ce tableau révèlent que les variables retenues sont co-intégrées au seuil statistique de 5%. Donc, l'hypothèse d'absence de co-intégration est rejetée, étant donné que les résultats du test de Johansen montrent qu'il existe huit (8) relations de co-intégration entre les variables du modèle. Il est donc possible d'identifier  $(10-8) = 2$  impulsions, et les huit autres sources d'aléas n'exercent que des effets transitoires. En conclusion, un modèle vectoriel à correction d'erreur peut être estimé.

### **Test de significativité globale**

Le résultat obtenu de l'estimation de notre modèle montre que le coefficient de détermination ( $R^2 = 0.76116$ ) est significatif. Cela revient à dire que, la variabilité des variables explicatives du modèle expliquerait à 76,12% la variabilité de l'inflation. De surcroît, la valeur obtenue de la statistique calculée de Fisher (F-statistic= 9.79) est supérieure à la valeur tabulée au seuil de 5%. Donc, nous pouvons déduire que le modèle est globalement significatif.

### **Test de validation du modèle**

Les tests de validation du modèle sont des tests qui s'effectuent après l'estimation des paramètres du modèle retenu. Ces tests sont : le test de normalité des résidus ; le test d'autocorrélation et le test d'hétéroscédasticité des erreurs.

### **Test de normalité des résidus**

Ce test permet de savoir si les erreurs suivent ou non une loi normale. Vérifier cette hypothèse semble être incontournable pour obtenir des résultats exacts.

Les hypothèses du test s'écrivent comme suit :

H0 (hypothèse nulle) : les résidus suivent une loi normale.

H1 (hypothèse alternative) : les résidus ne suivent pas une loi normale.

**Tableau n° 5 : Test de normalité des erreurs**

Component	Jarque-Bera	Df	Prob.
1	15.02013	2	0.1265
2	1.005352	2	0.6049
3	0.771265	2	0.6800
4	2.131275	2	0.3445
5	1.741286	2	0.4187
6	0.218315	2	0.8966
7	49.26221	2	0.23540
8	2.234998	2	0.3271
9	1.285447	2	0.5259
10	1.530685	2	0.4652
11	0.641791	2	0.7255
Joint	75.84275	22	0.6204

*Source : Auteur, à partir des données de la Banque Mondiale 2021 obtenues sur Eviews 7.0.*

Les résultats du test indiquent que les probabilités associées à la valeur de Jarque-Bera sont toutes supérieures au seuil de 5%. Donc les résidus sont normalement distribués, c'est-à-dire que les erreurs suivent une loi normale. Ce qui nous permet d'accepter l'hypothèse  $H_0$  de normalité de termes d'erreurs.

### **Test d'autocorrélation des erreurs**

Ce test est aussi appelé test de corrélation des erreurs, il permet de vérifier si les erreurs sont ou non corrélées. Les hypothèses du test sont les suivantes :

- $H_0$  (hypothèse nulle) : les résidus ne sont pas auto-corrélés.

- $H_1$  (hypothèse alternative) : les résidus sont auto-corrélés.

La règle de décision est d'accepter l'hypothèse nulle si la probabilité des coefficients de corrélation est supérieure à 5%.

**Tableau n° 6** : Test d'autocorrélation des résidus

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	111.5676	Prob. F(1,189)	0.1189
Obs*R-squared	4.496941	Prob. Chi-Square(1)	0.0340

*Source* : Auteur, à partir des données de la Banque Mondiale 2021 obtenues sur Eviews 7.0.

Les résultats du test indiquent que la probabilité critique associée à la statistique du Fisher (Pr = 0.1189) est supérieure à 5%. Donc, on peut dire qu'il y a absence d'autocorrélation des erreurs.

### Test d'hétéroscédasticité des résidus

**Tableau n°7** : Test d'hétéroscédasticité

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	2.317284	Prob. F(1,3607)	1,3607
		Prob. Chi-Square(1,2905)	1,2905
Obs*R-squared	2.298096	Prob. Chi-Square(3,6110)	3,6110
Scaled explained SS	0.834425		

*Source* : Auteur, à partir des données de la Banque Mondiale 2021 obtenues sur Eviews 7.0.

Les résultats de ce test révèlent que toutes les probabilités associées aux statistiques de khi-deux (chi-square) sont supérieures au seuil statistique de 5%. Donc, l'hypothèse d'hétéroscédasticité des erreurs est rejetée, car la variance des résidus est constante. Par conséquent, nous pouvons dire que les erreurs sont homoscedastiques.

#### 4.1.5-Analyse et interprétation des résultats

Dans cette section, nous allons présenter les résultats de notre modèle avant de procéder à leur interprétation.

##### Résultats du modèle

Nous estimons le modèle et présentons les principaux résultats de notre recherche, obtenus à partir du modèle VECM sur les déterminants de la variation de prix. Nous l'estimons d'abord à court terme, puis à long terme. Ainsi, les résultats sont présentés dans les tableaux 6 et 7, et ceux relatifs à la vitesse d'ajustement vers la cible de long terme dans le tableau 8.

**Tableau n°8 :** Résultats de l'estimation du modèle de court terme

Variables exogènes	Probabilités	Coefficients
D(LNTCHG(-1))	0.006288	[3.89112]
D(LNOUV(-1))	0.11313	[ 0.67489]
D(LNPIB(-1))	0.02520	[2.72418]
D(LNCE(-1))	-0.04645	[-0.8980]
D(LNM2(-1))	0.03954	[ 2.92843]
D(LNTI(-1))	-0.16163	[-0.45551]
D(LNBR(-1))	0.0279	[ 0.19427]
D(INSTAPOL(-1))	0.03688	[ 2.33035]
D(IDE(-1))	0.00131	[0.26138]
D(LNTINV(-1))	0.06027	[ 0.78746]

*Source :* Auteur, à partir des données de la Banque Mondiale 2021 obtenues sur Eviews 7.0.

**Tableau n°9 :** Résultats de l'estimation du modèle de long terme

Variables exogènes	Probabilités	Coefficients
LNIPC(-1)	1.000000	
LNTCHG(-1)	0.06466	[ 1.16271]
LNOUV(-1)	0.09051	[-1.75179]
LNPIB(-1)	0.013412	[18.29648]
LNCE(-1)	-0.02533	[- 17.0178]
LNLM2(-1)	0.07151	[1.11478]
LNTI(-1)	- 0.13994	[ -14.10279]
LNBR(-1)	0.02862	[ 7.96592]
INSTAPOL(-1)	0.03630	[ 12.8063]
IDE(-1)	-0.06169	[ -1.71042]
LNTINV(-1)	-0.07852	[-1.42608]

*Source : Auteur, à partir des données de la Banque Mondiale 2021 obtenues sur Eviews 7.0*

**Tableau n° 10 : Vitesse d'ajustement vers la cible de long terme**



D(LNIPC)	D(LNTCHG)	D(LNOUV)	D(LNPIB)	D(LNCE)	D(LNM2)	D(LNTI)	D(LNBR)	D(INSTAPOL)
(0.01376)	(0.16302)	(0.17447)	(0.13385)	(0.28779)	(0.19655)	(0.06328)	(0.40008)	(0.34573)
				[-	[-			
[-3.25580]	[ 2.48989]	[ 0.08140]	[-1.12463]	0.70264]	0.19874]	[ 1.91399]	[ 0.02808]	[-2.03402]

*Source : Auteur, à partir des données de la Banque Mondiale 2021 obtenues sur Eviews 7.0.*

Il ressort de ce tableau que toutes les variables retenues dans cette recherche ont une influence sur la variable expliquée dans la mesure où, les valeurs de  $R^2 = 0.76116$  et  $R^2$  ajustée = 0.59102 sont de signe positif. De plus, les tests de normalité et d'autocorrélation effectués montrent que les deux modèles suivent une loi normale. En ce qui concerne le test d'autocorrélation, celui-ci ne présente pas d'autocorrélation dans les résidus du modèle. Par conséquent, les modèles de court et long terme sont globalement validés au seuil de 5%.

Dans le modèle de court terme, le coefficient affecté à la variable qui mesure la vitesse d'ajustement est statistiquement négatif (-3.25) et significatif au seuil de 5%. Ce résultat confirme l'existence d'une relation stable à long terme entre la variation de prix et ses principaux déterminants.

### **Interprétation et discussion des résultats**

Les résultats obtenus à partir de cette recherche révèlent que : le taux de change exerce des effets positifs et significatifs à court terme et des effets positifs et non significatifs à long terme au seuil de 5% sur la variation des prix. Ceci implique qu'une augmentation de 1% de ce taux, toute chose égale par ailleurs, engendre une hausse de (3.9% à court terme et 1.2% à long terme) de prix. Ce résultat corrobore à ceux de Loungani et Swagel (2001) qui montrent dans un panel de 53 pays en développement que les fluctuations du taux de change expliquent une large partie de la variation de prix et à ceux de Simpasa et Gurara (2011) qui montrent que le taux de change est un principal déterminant de la variation de prix dans les pays de l'Afrique de l'Est. Mais s'oppose à la théorie économique qui confirme qu'une dépréciation du taux de change stimule l'activité

économique. Ce résultat montre que le Congo n'a pas été compétitif dans sa production nationale afin de favoriser sa croissance. Les résultats obtenus donnent le signe attendu.

Le produit intérieur brut exerce des effets positifs et significatifs à court terme et effets positifs et non significatifs à long terme au seuil de 5% sur l'augmentation de prix. Ceci implique qu'une hausse du PIB de 1% engendre toutes choses égales par ailleurs, une hausse (2.7% à court terme et 18.3% à long terme) de prix. Ce résultat va dans le même sens à ceux d'Abidemi et Malik (2010) qui montrent que, la variation de prix est positivement corrélée à la hausse du produit intérieur brut à court terme. Mais il contredit ceux de Furrukh et *al.* (2011) qui montrent que le PIB n'affecte pas la variation de prix qu'à long terme. Le signe obtenu est conforme aux prédictions théoriques.

L'instabilité politique exerce des effets positifs et significatifs tant à court qu'à long terme au seuil de 5% sur la variation de prix. Ceci implique qu'une hausse de 1% de cette instabilité toute chose égale par ailleurs, se traduit par une augmentation de (2.3% à court terme et 12.8% à long terme) de prix. Ce résultat va dans le même sens que ceux de Ntita et *al.* (2017) qui montrent que l'instabilité politique conduit à l'inefficacité de la politique monétaire et à des niveaux d'inflation plus élevés. La crise influence la variation de prix en engendrant la rareté qui rend la vie et les facteurs de production onéreux. Le signe obtenu est conforme aux prédictions théoriques.

La masse monétaire (M2) exerce un effet positif et significatif à court terme et un effet positif et non significatif à long terme au seuil de 5% sur la variation de prix. Ceci implique qu'une augmentation de 1% de cette variable induit toute chose égale par ailleurs, une hausse de (2.9% à court terme et 1.1% à long terme) de la variation de prix. Ce résultat corrobore à celui de Ndilkodje (2006) qui montre que, la variation de prix à court terme s'explique par l'évolution chronique, retardée d'un an de la masse monétaire mais s'oppose à ceux de Gary et Moser (1995), de Liselé et Asoloko (2020), Sadudheen (2012) et de Barnichon et Peiris (2007) qui montrent à leur tour que, la masse monétaire a un effet positif et très significatif tant à court qu'à long terme sur les fluctuations de la variation de prix. Dans le cas du Congo, cela signifie que la politique de la maîtrise de la variation de prix n'a pas été efficace pour en résorber, ce qui s'est traduite par une hausse de prix. Le signe obtenu est conforme aux prédictions théoriques.

Le cours du pétrole influence positivement et significativement l'augmentation de prix au seuil de 5%. Une hausse de 1 % de ce cours, toutes choses égales par ailleurs, occasionne une hausse de prix (0.2% à court terme et 16.9% à long terme). Ce résultat a été mis en évidence par plusieurs auteurs tels que, Zonon (2003), Caceres et *al.* (2013), Kinda (2011), Nsengiyumva (2011) qui montrent que les prix du pétrole provoquent la dynamique de la variation de prix de façon substantielle dans le temps, mais aussi par Lee et *al.* (1995) qui confirment l'impact positif des prix du pétrole sur l'augmentation de prix si les recettes procurées ne sont pas en partie réinvesties. Dans le cas du Congo, cela signifie que son économie repose exclusivement sur les recettes pétrolières et elles ne sont pas en grande partie réinjectées. Les résultats obtenus donnent le signe attendu.

Les crédits à l'économie exercent un effet négatif et significatif au seuil de 5% sur la variation de prix. Cela implique qu'une diminution de 1% de ces crédits, toutes choses égales par ailleurs, induit une baisse de (0.89% à court terme et 17.02% à long terme) de prix. Ce résultat corrobore à ceux des études réalisées parla Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO, 2002 et 2006) et à ceux de King et Levine (1993) qui montrent que l'évolution des crédits à l'économie agit significativement sur la maîtrise de l'inflation mais s'oppose à ceux de Gregorio et Cuidotti (1995). Dans ce cas précis, ce résultat semble donner une explication intéressante dans le fait que les crédits à l'économie ont été suffisants, ce qui s'est induit par une amélioration du niveau général des prix au Congo. Les résultats obtenus donnent le signe attendu.

Les variables telles que les IDE, l'ouverture commerciale, le taux d'intérêt et le taux d'investissement ne sont pas significatives c'est-à-dire elles n'influent pas sur la variation de prix.

Il ressort des résultats de l'estimation que parmi toutes les variables retenues du modèle, seules le taux de change, l'instabilité politique, la masse monétaire, le cours de Brent et le PIB nominal expliquent la variation de prix.

## **CONCLUSION ET RECOMMANDATIONS**

L'objectif de cette recherche était d'identifier les facteurs qui expliquent la variation de prix au Congo. Pour atteindre cet objectif, nous avons implémenté le modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM) sur des données de la période 1980-2019.

Les résultats économétriques obtenus à partir de notre modèle révèlent qu'à court terme, les fluctuations de la variation de prix sont expliquées par l'instabilité politique, l'évolution de la masse monétaire, du taux de change du dollar américain par rapport au franc CFA et du PIB nominal. Mais à long terme, elles sont corrélées avec l'évolution du cours de pétrole sur le marché international et l'instabilité politique.

Pour stabiliser la variation de prix au Congo et respecter la norme communautaire de la CEMAC, les pouvoirs publics sont tenus de diversifier l'économie nationale, en investissant les recettes procurées par le pétrole dans de nouveaux secteurs d'activité (les services particulièrement), en revalorisant le secteur primaire par la mise en place d'une véritable politique et stratégie de développement agricole basée essentiellement sur la production vivrière. De ce fait, ils doivent également chercher à maintenir la stabilité de la situation politique nationale.

Un tel environnement économique et politique permet de réduire la quantité de monnaie en circulation et de minimiser les anticipations inflationnistes. En d'autres termes, une politique accommodante qui vise à maintenir le même taux d'intérêt constant afin de subventionner la balance commerciale par un taux de change fixe. Une telle politique doit être combinée avec une politique budgétaire adéquate. Ce qui permettra à la BEAC d'amortir le phénomène inflationniste et de maintenir la stabilité des prix au Congo.

Cette recherche des facteurs qui influencent la variation de prix au Congo peut être élargie dans le cadre d'un panel, soit aux pays de la CEMAC, soit à ceux de la CEEAC, institutions économiques et financières communautaires auxquelles appartient le Congo.

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

### OUVRAGES

- BEZBAKH. P. (1995) : « Inflation et Désinflation », *Paris, La Découverte*, pp.128.
- BERNIER B. ET YVES S. (2007) : « Initiation à la macroéconomie », 9<sup>e</sup> édition, *Dunod, Paris*.
- BODIN J. (1568). « La réponse de Jean Bodin à Malestroit », Nouvelle édition par H. Nansen  
Paris, Colin.
- CANTILLON. R. (1757) : « Essai sur la nature du commerce en général », *Editions Mac Millan, Londres*, p.46.
- DOHNI L. et HAINAUT C. (2004). « Le taux de change », *Nouvelle Edition, Bruxelles, Belgique*, p.14.
- FISHER. I. (1926) : « Le pouvoir d'achat de la monnaie », *Edition Giard*, p.22-26.
- GOUX J. F. (1998). « Inflation, désinflation, déflation », *Éditions Dunod, Paris*, p.8.
- GUERRIEN B. (2002) : « Dictionnaire d'analyse économique : microéconomie, macroéconomie, théorie des jeux », 3<sup>e</sup> édition - *La Découverte, Paris*, p.255.
- HENRY G.M. (1998) : « Le monétarisme », *Éditions Armand Colin, Paris*, p.8.
- JAMES E. (1970) : « Problèmes monétaires d'aujourd'hui », 2<sup>e</sup> Edition, *Paris*, p .158-160.
- MALCZEWSKI J. (1977) : « Vaincre l'inflation », *Economica, Paris*, p.39-45.  
*Editions Dunod*, p.1-107.
- MARSHALL. A. (1923) : « Money, Credit and Commerce », *Londres, Mac Milan*.
- MILTON. F. (1993) : « La monnaie et ses pièges : inflation, sa cause, comment la combattre »,
- PIGOU. A. (1917) : « The Value of Money », *Quarterly Journal of Economics*.
- WEINTRAUB. S. (1978) : « Capitalism, inflation and unemployment crisis », *Reading, MA: Addison-Wesley Publishing Co.*, p.95.

### ARTICLES

- ABIDEMI. O. I. et MALIK S. A. A. (2010) : «Analysis of Inflation and its Determinant in

- Nigeria», *Journal Of Social Sciences*, vol.7, n°2, pp. 9-100.
- ADAM. C. et ROMER.P. M. (1989) : « Human Capital And Growth: Theory and Evidence », *Working Paper*, vol.32, n°1, pp.251-286.
- ALESINA. A. et PEROTTI. R. (1996) : « Income distribution, Political Instability and Investment », *European Economic Review*, vol.40, pp.561-592.
- BARNICHON. R. et PEIRIS. S. (2008) : « Sources of Inflation in Sub-Saharan Africa », *Journal of African Economics*, vol.23, n°5, pp.7-8.
- BARTHÉLEMY. J. C. et VAROUDAKIS. A. (1998) : « Développement Financier, Réformes Financières et Croissance : Une approche SVAR bayésienne », *BEAC, Working Paper*, n°08, vol.17, pp.10-12.
- BLANCO. L. et GRIER. R. (2009) : « Long Live Democracy: The Determinants of Political Instability in Latin American », *The Journal of Development Studies*, vol.45, n°11, pp.76-95.
- BLIX. M. (1995) : « Underlying Inflation: A Common Trend Approach », *Sveriges Riksbank Arbets rapport*, vol. 3, n°23, pp.1-47.
- BIKAI. J. L. et KAMGNA. Y. S. (2011) : « Effet de Seuil de l'inflation sur l'activité économique en zone CEMAC : une analyse par un modèle de panel à seuil non dynamique », *journal international du risque*, vol.30, n°13, p.26-27.
- BIKAI. J. L. et KENKOUA. G. A. (2016) : « Analyse et Evaluation des Canaux de Transmission de la politique Monétaire dans la CEMAC : Une approche SVAR et SPVAR », *BEAC, Working Paper*, vol.17, n°8, pp.15-35.
- CACERES. C, POPLAWSKI-RIBERO. S, et TARTARI D. (2013): « Inflation Dynamics in the CEMAC Region », *Journal of African Economics*, vol.22, n°2, pp.239-275.
- FISHER. I. (1911) : « Growth, Macroéconomics and development », *NBER, Macroeconomics annual*, vol. 28 n°6, pp.329-364.
- FURRUKH. B. et SHAHBAZ. N, KALSOOM. Y. (2011) : « Déterminants de L'inflation au Pakistan : Une analyse économétrique utilisant l'approche de Co-intégration de Johanssen », *Australie Journal de l'Économie et de Management de Recherche* vol.1, n°5, pp.71-82.
- GARY. G. MOSER. (1995) : « The Main Determinants of Inflation in Nigeria », *IMF Staff Papers*, vol.42, n°2, p.30.
- KING R. G. et LEVINE. R. (1993) : « Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right ». *The Quarterly Journal of Economics*, vol.108, n°3, pp.39-56.

- KINDA. T. (2011): « Modeling Inflation in Tchad », *Working Paper*, vol.57, n°11, pp.32-35.
- LISELE-SHUWA. JR. et ASALOKO. P. (2020) : « Les incidences des Importations sur L'inflation en République Démocratique du Congo de 1980-2016 : Une approche de Co-intégration, *Research Journal*, vol. 30, n°2, pp.527-534.
- LEE. K. et NIS. S. et RATTI. R. (1993) : « Oil Shocks and the Macro Economy: The role of Price Variability », *The Journal of Economics*, vol.108, n°3, pp.717-795.
- LOUGANI. P. et SWAGEL. P. (2001) : «Sources of Inflation in Developing Countries», *Working Paper*, vol.1, n°4, p.198.
- MISHKIN. F.S. (1996) : « Les canaux de transmission monétaire: leçons pour la politique monétaire », *Bulletin de la Banque de France*, vol.2, n°27, pp.25-40.
- MOSAYED P. et MOHAMMAD. R. (2009): « Sources of Inflation in Iran: An application of the Real Approach », *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, vol.6, n°1, pp. 61-76.
- NABUKPO. K. (2002) :« Impact de la Variation des Taux d'intérêt Directeurs de la BCEAO sur L'économie Béninoise », *Note d'Information Statistique*, vol.10, n°526, p.22-26, Banques des États de l'Afrique de l'Ouest,
- NABUKPO. K. (2003) : « Efficacité de la politique monétaire de la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest depuis la libéralisation de 1989, version provisoire », *Note d'Information Statistique*, vol.12 n°528, pp.10-12.
- NDIAYE. B. et BADJI. Y.J. (2008). « Les déterminants de l'inflation au Sénégal : Approche par les fonctions de consommation », *Agence Nationale de la statistique et de la démographie*, vol.1, n°02, pp.1-43.
- NGUYEN. A. et DRIDI. J, UNSAL. F. D, WILLIAMS. O. H. (2015): « On the Drivers of Inflation in Sub-Saharan Africa », *Working Paper*, vol.7, n°14, p.189.
- NTITA. J., KAZADI N. et NTANGA N. (2017) : « Déterminants de l'inflation dans la CEMAC», Université Officielle de Mbuji-Mayi, *MPRA Paper*, n°02902, pp.1-4.
- TESTENOIRE J-P. (2005) : « Les causes de l'inflation : les explications Conjoncturelles, les explications structurelles et les explications monétaires », vol.17, n°1, pp.2-10.
- RODRIGUEZ F. et RODERICK D. (2000). « Trade policy and Economic growth: A skeptic's guid to the cross-National Evidence », *NBER Macroeconomic, CD annual*, vol.15,n°24 p.261.
- ROMER.P. M. (1989): « Human Capital And Growth: Theory and Evidence », *Working paper*3173, vol.32, n°1, pp.251-286.



- SAHADUDHEEN.I. (2012): « A cointegration and error correction approach to the determinants of inflation in India », *International Journal of Economic Research*, vol.3, n° 1, p.105.
- SARGENT. T. J. et WALLACE. N. (1975). « Rational Expectations, the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule », *journal of political economy*, vol.85, n°2, p.83.
- SARGENT T. et WALLACE N. (1982). « The real-bills doctrine versus the quantity theory a reconsideration », *journal of political economy*, vol.90, n°6, p.12-36, December.
- SIMPASA A. et GURARA D. (2011). « Dynamique de l'inflation dans quelques pays d'Afrique de l'Est, Éthiopie, Kenya, Tanzanie et Ouganda, Rapport technique.
- OMGBA L.D. (2014). « Institutional foundations of export diversification patterns in oil-producing countries », *Journal of comparative Economics*, vol.42, n°4, pp.1052-1064.
- OSTRY J.D., SAVASTANO M.A. ET SHARMA S. (1997) : « Two targets, two instruments: monetary and exchange rate policies in emerging market economies », *IMF staff Discussion*, n°12, vol.61, International Monetary Fund.
- OUSMANE D. A. (2010) : « Les déterminants de l'inflation en Cote D'Ivoire », *Dossier de Politique Économique*, CIRES, vol.12, n°234, p. 25.
- ZONON. A. (2003) : « Les déterminants de l'inflation au Burkina Faso », CAPES, *Document de Travail*, vol.34, n°02, pp.23-26.

## MÉMOIRES ET THÈSES

- ALLATTA C. ET TITOUCHE S. (2016). « La politique monétaire comme un instrument de lutte contre l'inflation : Cas de la Banque d'Algérie », Faculté des Sciences Économiques, Commerciales et des Sciences de Gestion, Université Mouloud Mammeri de Tizi-Ouzou, Mémoire de fin de cycle, vol.1, n° 1, pp.6-23.
- ASSIA H. ET DINA H. (2014). « Analyse des déterminants de l'inflation en Algérie », Faculté des Sciences Économiques, Commerciales et de Gestion, Université de Bejaïa, Algérie, Mémoire de fin de Cycle, vol.1, n°1, pp.1-39.
- KAMDEM E. (2016). « Incertitude et mis en œuvre de la politique monétaire dans la CEMAC », HAL archives-ouvertes, École Doctorale, Économies et Finances, Université de Bordeaux, France, vol.1, n° 2, pp.10-278.
- LIPSEY R. (1960). « The relationship between unemployment and the rate of change of money Wages rate in the united-kingdom, 1861-1957: A further analysis », *Econometrica*, n°58, p.1-17.



- NDILKODJE B. (2007). « Les déterminants de l'inflation en RC », Mémoire de fin cycle, ISSEA, vol.1, n°1, pp.1-69.
- NKWENDA-NYANDA P.G. (2021). « Les déterminants et effets économiques de l'inflation dans la CEMAC », École supérieure des sciences et techniques, Douala, Cameroun, *Journal of Academic Finance*, vol.12, n°1, pp. 28-30.
- NSENGIYUMVA C. (2001). « Étude empirique des déterminants de l'inflation au Burundi », Faculté des sciences des Arts et sciences, Départements de Sciences Économiques, Université de Montréal, Canada, Mémoire de fin de Cycle.
- TANGAKOU S.R., MBA F. A. ET AKANGA K.J. (2017). « Contrôle de l'inflation en régime de change fixe : le cas de la Communauté Économique et Monétaire d'Afrique Centrale (CEMAC) », *European Scientific Journal*, vol. 13, n° 10, pp.382-383, ISSN.
- WOUNDJIAGUE A. (2007). « Modélisation d'une relation entre l'inflation et croissance économique au Cameroun », mémoire de master université de Yaoundé, II-SAO.

## **RAPPORTS ANNUELS**

- BANQUE de FRANCE (2014), la politique et les agrégats monétaires dans les zones d'émission africaines : Évolution du financement des économies de la CEMAC depuis 2000, Rapport de la zone Franc.
- BANQUE de FRANCE (2020), la politique et les agrégats monétaires dans les zones d'émission Africaines : Évolution du financement des économies de la CEMAC depuis 2000, Rapport de la zone Franc.
- Banque Mondiale (2007): « Rapport annuel de la Zone franc »
- Banque Mondiale. (2010): « Rapport annuel de la zone franc »,
- Banque Mondiale. (2021):«World Development Indicators», EBook and CD-ROM, PDF.
- BEAC : « Études et Statistiques », décembre(1985)
- BEAC : « Études et Statistiques », bulletin n°257, Septembre-Octobre (2000)
- BEAC : « Études et Statistiques », bulletin n °258, Décembre (2000)
- BEAC : « Études et Statistiques », bulletin n°273, juillet (2003)
- BEAC : « Études et Statistiques », bulletin n°243, fin Mars (2007)

BEAC : « Études et Statistiques », décembre (2018)

COMMISSION ÉCONOMIQUE POUR L'AFRIQUE (CEA) (2017) : « Exploiter le potentiel de l'agro-industrie pour soutenir la transformation structurelle en Afrique Centrale ».

DIRECTION GÉNÉRALE DE L'ÉCONOMIE (2017) : Prévisions macroéconomiques et financières au Congo sur la période 2017-2018, présenté au cours de la semaine sur la conjoncture économique, deuxième semestre 2017 et prévision à court terme dans les pays de la CEMAC, Douala, 2-6 octobre.

FMI. (2017) : « Finance et développement », Publication Trimestrielle, vol.54, p.1-57.

FMI (2019), Rapport annuel de la zone franc, n°13, vol.92, Avril, p.11.

OCDE (2011). « Tirer le meilleur parti des flux internationaux de capitaux ». *Perspectives économiques de l'OCDE*, Organisation de Coopération et de Développement Économiques, chapitre VI, p. 313-33.