

POLITIQUE BUDGETAIRE ET INFLATION EN RDC DE 1999 A 2018 : MODELE A CORRECTION D'ERREUR.

**MUYOLOLO NDARILOKO CRISPIN*
ET MORISHO RASHIDI GEORGE****

Résumé

L'objectif principal de cet article est d'évaluer les effets de la politique budgétaire sur l'inflation en RDC. Pour y arriver, des estimations économétriques ont été faites à l'aide d'un modèle à correction d'erreur en données chronologiques quadrimestrielles sur une période allant de 1999 à 2018. Nos résultats ont suggéré que les recettes exceptionnelles, une composante des recettes publiques, ont influencé positivement et significativement l'inflation tant à long terme qu'à court terme. Par ailleurs, les dépenses en capital ont exercé un effet négatif sur la croissance des prix aussi bien à court terme qu'à long terme. Au vu de ces résultats susmentionnés, nos recommandations vont dans le sens de la diversification de l'économie afin de promouvoir les exportations qui, à leur tour, agiront sur le taux change. Ce dernier va permettre de stabiliser le niveau général des prix à l'interne. En outre, la réduction de charge fiscale est en également un remède car de stimuler la demande nationale.

Mots clés : *Politique budgétaire et inflation.*

Abstract

The main objective of this paper is to assess the effects of fiscal policy on inflation in the DRC. To achieve the goal, econometric estimates were made using an error correction model in quarterly time series data over a period from 1999 to 2018. Our results suggested that windfall revenues, a component of government revenues, have positively and significantly influenced inflation both in the long term and in the short term. On the other hand, capital spending has had a negative effect on price growth both in the short term and in the long term. In view of these aforementioned results, our recommendations go in the direction of the diversification of the economy in order to promote exports which, in turn, will act on the exchange rate. The latter will help stabilize the general level of internal prices. In addition, the reduction in tax burden is also a remedy because of stimulating national demand.

Keywords: *Fiscal policy and inflation.*

* Assistant de deuxième mandat à la Faculté des sciences économiques et de gestion de l'Université de Kindu, Département des sciences économiques : économie publique. Tél : 081 77 72 111, E-MAIL : crispinmuyololo2020@gmail.com

** Assistant de deuxième mandat à la faculté des sciences économiques et de gestion de l'université de Kindu, département de gestion : gestion financière. Tél : 099 10 77 544, E-mail : geogeseamar1@gmail.com

1. CONTEXTE ET JUSTIFICATION

Dans plusieurs Etats modernes, la politique budgétaire constitue, avec la politique monétaire l'un des principaux leviers de la politique économique conjoncturelle, car elle utilise certains instruments pour influencer l'activité économique globale (Kambale Mirembe, 2015). La politique budgétaire étant le mode d'action de l'Etat sur l'économie, emploi de la méthode des budgets économiques pour la préparation des projections à court terme tend à se généraliser à travers le monde. (Jacques Billy, 1980).

En République Démocratique du Congo, certains organismes comme le FAO soulignent que l'inflation a atteint des niveaux catastrophiques, allant de 8,800 % en 1993 à 6000 % en 1994. Elle a néanmoins diminué nettement en 1995 jusqu'à 370 % « [http://www.fao.org/gIEWS/...](http://www.fao.org/gIEWS/) consulté en Janvier 2020). Mais avec la nouvelle guerre de 1998, les efforts de déflation ont laissé place à une nouvelle hausse de prix atteignant 284,4 % et le besoin de financement était alors évalué à 8,8 % du PIB.

Pour atténuer la croissance des prix observée durant la décennie 1990, des réformes monétaires ont été entreprises. Cependant, ces réformes monétaires non réussies n'ont contribué qu'à amplifier l'hyperinflation. Entre 1990 et 1994, le taux passe de 264,9% à 9796,9% soit une moyenne annuelle de 5030,9%. En 1997, avec une rigueur du gouvernement du régime Kabila, on a réussi à stabiliser ce taux à 13,7% mais avec la reprise de la guerre, ce taux atteindra rapidement 134,8% en 1998. En 2001, le pays connaît une relative stabilité politique. Le taux d'inflation et l'accroissement de la masse monétaire se chiffrent respectivement à 166,59% et 199,36%. Depuis lors, la décennie 2000 verra les taux de croissance des agrégats monétaires passer d'un à deux chiffres, tout en restant largement inférieur à la période passée. C'est ainsi que ces taux se sont présentés comme suit de 2002 à 2012 : 16% en 2002 ; 4,4% en 2003 ; 9,2% en 2004 ; 21,3% en 2005 ; 18,2% en 2006 ; 9,9% en 2007 ; 27,6% en 2008 et 53,4% en 2009 ; 9,8 en 2010 ; 15,4 en 2011 et 2,7 en 2012. (BCC, 2012 sur <http://www.bcc.cd> Consulté le 29/02/2020 à 20h32').

Par ailleurs, la République Démocratique du Congo a été confrontée à de fortes pressions inflationnistes à partir de 2016, après avoir enregistré une inflation très faible entre 2013 de 1.2%, 1% en 2014 et de 0.8 en 2015 (INS, 2018), l'inflation a atteint 25% en 2016 et 46,8% en 2017 contre 1,5% en moyenne entre 2013 et 2015 (BCC, 2017). Cette poussée inflationniste s'explique principalement par la forte dépréciation du franc congolais qui a entraîné un renchérissement des importations, dans un contexte de dollarisation accrue de l'économie.

La Banque centrale note un léger ralentissement des tensions inflationnistes en fin d'année 2017 et au début de l'année 2018, même si celles-ci restent élevées de 30 % (BCC, 2018).

Par ailleurs, les composantes budgétaires ont enregistré de fortes modifications au fil des temps. Ces modifications sont essentiellement à la hausse tant pour les dépenses que pour les recettes. C'est alors que l'année 2000 a enregistré les dépenses publiques de 11 092,723 millions de CDF ; soit 320,5% au-dessus de leur niveau de 1999. En 2010, les dépenses totales (dépenses de fonctionnement et dépenses d'investissement) se chiffrent à 2 293 882 millions de francs congolais (BCC, 2010). Ce niveau est de 206,8 fois que leur niveau d'il y a dix ans.

En dépit de la tendance haussière empruntée par les dépenses de fonctionnement et d'investissement, des chocs conjoncturels modifient les perspectives de recettes publiques et, partant, les dépenses qui leur sont étroitement liées. Ainsi, les années 2009, 2015 et 2016 sont marquées par une baisse relative des dépenses publiques. C'est alors qu'en 2015, les dépenses ont baissé d'environ de 17,4% (BCC, 2015). Cette baisse est essentiellement expliquée par la mauvaise conjoncture internationale caractérisée par la chute du cours des matières premières. Les recettes attendues des exportations baissent et les dépenses sont, par le même coup, ajustées. Le dernier ajustement en date est celui de 2016 conduisant le gouvernement à proposer une loi des finances rectificative.

De ce qui précède, nous remarquons que les dépenses publiques sont croissantes au même moment que le niveau général des prix. Or, l'économie congolaise est structurellement caractérisée par des déficits, c'est-à-dire les excédents des dépenses publiques sur les recettes publiques. Le problème de financement de ces déficits se pose constamment.

La théorie économique classique voit dans les déficits budgétaires à la fois l'accroissement de l'endettement (financement par l'emprunt), l'éviction des investissements privés (recours au marché des fonds prêtables) et la croissance des prix (financement monétaire ou planche à billets).

C'est alors que nous nous proposons dans le cadre de cette étude de répondre concrètement aux questions que voici :

La politique budgétaire influe-t-elle sur le niveau général des prix ? Quelles sont les autres variables explicatives de la variation du niveau général des prix ?

Cependant, la politique budgétaire a comme principaux instruments des recettes publiques, les dépenses publiques et les excédents (éventuellement les déficits) ou solde

budgétaire. Cette partie examine alors l'influence qu'exerce la politique budgétaire, et donc ses instruments, sur la croissance des prix. Deux points composent alors cette partie. La littérature théorique, tandis que les évidences empiriques font l'objet du deuxième point.

2. POLITIQUE BUDGETAIRE ET INFLATION : LITTERATURE REVUE

Nous avons vu plus haut que la politique budgétaire a comme principaux instruments les recettes publiques, les dépenses publiques et les excédents (éventuellement les déficits). Ce point examine alors l'influence qu'exercent la politique budgétaire, et donc ses instruments, sur la croissance des prix. La partie est composée de deux points à savoir, la littérature théorique qui est abordée dans le premier, tandis que les évidences empiriques font l'objet du deuxième point.

2.1. Littérature théorique

La place des politiques économiques est essentiellement l'apanage des idées keynésiennes, car les classiques et les nouveaux classiques sont confiants aux mécanismes marchands et à leur pouvoir autorégulateur de même qu'au caractère très flexible des prix. Les déséquilibres ainsi observés sur les différents marchands ne sont que passagers et isolés, c'est-à-dire ne touchant que quelques secteurs. Les politiques économiques sont inexistantes et l'intervention de l'Etat inutile, inefficace et perturbatrice. Cette intervention est en outre porteuse des biais nominaux tels que nous allons le voir dans les lignes ci-dessous.

On peut résumer ainsi l'enchaînement des effets d'une politique budgétaire expansionniste, en indiquant en dessous si l'effet doit être fort ou faible pour que la politique soit efficace. Les conditions d'efficacité de la politique budgétaire (Généreux, J., 2014).

En économie ouverte, a contrario, l'efficacité de la politique budgétaire reste fortement liée au degré de mobilité des capitaux et au régime de change en vigueur. En régime de change fixe avec mobilité parfaite des capitaux, la politique budgétaire paraît plus efficace. En effet, le revenu augmente en raison de l'effet multiplicateur des dépenses publiques. Sur le marché monétaire, la demande de monnaie supplémentaire associée à l'expansion des transactions entraîne le taux d'intérêt vers le haut, ce qui attire les capitaux étrangers. Les entrées des capitaux alimentent alors un excédent de la balance des paiements, et le taux de change tend à s'apprécier. Pour éviter l'appréciation, la banque centrale doit acheter toutes les devises offertes contre la monnaie nationale à un prix constant. Elle augmente la monnaie en circulation et LM se déplace vers la droite. Le mouvement se poursuit tant qu'il existe une incitation à l'entrée des capitaux, c'est-à-dire jusqu'à ce que l'offre de monnaie ait suffisamment augmenté pour ramener le

taux d'intérêt national à parité avec le taux d'intérêt international. LM se déplace donc jusqu'en LM₁ et l'on atteint le nouvel équilibre (Généreux, J., 2014)

En régime de changes flexibles, l'appréciation du taux de change se produit effectivement. Elle dégrade la compétitivité-prix des produits nationaux ; les exportations diminuent et les importations augmentent ; la demande étrangère nette est donc inférieure et IS se déplace vers la gauche. Il se produit donc un déficit de la balance des transactions courantes, qui compense progressivement l'excédent de la balance des capitaux. Le mouvement se poursuit tant qu'il subsiste une tendance de déficit de la balance des paiements globale et à l'appréciation. IS doit donc revenir à son point de départ, d'où le taux d'intérêt retrouve son niveau initial (Généreux, J., 2014).

Les entrées des capitaux cessent, l'excédent de la balance des capitaux se stabilise et est compensée par un déficit équivalent des paiements courants. La politique budgétaire est donc inefficace au plan interne : l'augmentation des dépenses publiques a été compensée par une réduction d'activité des entreprises exportatrices et des entreprises concurrencées par des produits importés sur le marché intérieur. L'effet d'éviction financière de l'investissement ne se produit pas, parce que l'afflux massif des capitaux étrangers ramène le taux d'intérêt réel à son niveau initial. Mais, il se produit une éviction, par l'appréciation du taux de change, de la production exposée à la concurrence internationale. Notons que la politique n'est pas totalement inefficace dans la mesure où elle exerce bien un effet stimulant mais sur le reste du monde en raison de l'appréciation de la monnaie, la demande nette de la nation adressée à l'étranger a en effet augmenté (Généreux, J., 2014).

Nous avons dit plus haut que la politique budgétaire, manche préférée de la politique économique par les keynésiens, a joué toute son influence durant les années 1940-1970. A partir des années soixante-dix, les politiques budgétaires connaissent une remise en cause croissante. Un revirement s'opère au profit des économistes d'inspiration libérale, au sein de l'analyse économique puis dans le monde politique. Ce tournant est favorisé par l'échec de politique de relance face au rousissement qui suit les chocs pétroliers.

D'une part, elles ont perdu de leur efficacité, dans une économie de plus en plus ouverte où les changes sont devenus flexibles et où les agents économiques anticipent davantage l'inflation. D'autre part, elles sont inadaptées au « choc d'offre » qui constitue l'augmentation du prix des matières premières propices à la coexistence entre l'inflation et ralentissement (stagflation). La politique budgétaire apparaît aussi comme trop rigide pour répondre à des mouvements conjoncturels de plus en plus intégrés ; la politique monétaire lui est alors préférée pour jouer un rôle contra cyclique, y compris par les économistes keynésiens (Sary Ngoy, B., 2018).

Une première critique des politiques budgétaires keynésiennes met en évidence un effet d'éviction de la demande privée par la demande publique. L'idée est que le creusement du déficit budgétaire induit par la politique de relance provoque une augmentation de l'offre des titres publics qui pousse le taux d'intérêt à la hausse. Il résulte une diminution de la demande par le canal de l'investissement qui annule l'augmentation initiale de la production. L'effet d'éviction à court terme, le recours à l'emprunt pour financer les dépenses publiques pose un problème à long terme de soutenabilité des finances publiques (Sary Ngoy, B., 2018).

L'économiste anglais David Ricardo en 1817 montre qu'il est équivalent de financer un déficit budgétaire par l'impôt ou par l'emprunt, car les individus épargneront le montant nécessaire au remboursement (effet d'éviction). Au total, on aura un effet négatif sur les capacités productives du pays. Ricardo nuance tout de même son propos en montrant que si le financement se fait pour emprunt, l'agent peut être victime d'une illusion qui lui fait croire qu'il est aussi riche qu'auparavant, et consommera donc davantage.

En 1974, Robert Barro reprend ce principe à son compte pour radicaliser la critique des politiques budgétaires de type Keynésien. Barro apure la théorie de ses scories et lui adjoint un principe « d'altruisme intergénérationnel ». Raisonnant à partir de l'hypothèse des anticipations rationnelles, il montre que les agents économiques vont anticiper une hausse des impôts présente, mais aussi future en cas d'endettement élastique ; ils vont épargner pour compenser et éventuellement léguer à leurs descendants un capital plus important pour faire face à ce surcroît de dépenses. L'épargne est donc détournée de son rôle de financement de l'investissement et l'effet de relance budgétaire est annihilé à cause des restrictions de la consommation et de l'investissement (Choumette, F., 2013, p.32).

Outre les hypothèses sur les anticipations des agents, les économistes qualifiés classiques s'opposent aux keynésiens par leurs croyances relatives à la flexibilité de prix. Ils considèrent en effet que la rigidité des prix et de salaire à court terme est surestimée par les keynésiens. La conséquence est que l'offre est plus rigide à court terme et que les variations de la demande auront un impact moindre sur la production. Dans une optique keynésienne, une hausse de la demande globale provoque une augmentation de l'offre à court terme, car le mécanisme d'ajustement de prix est en partie bloqué. Cette hausse de la production est favorisée par le fait que les coûts de production sont encore plus rigides que le prix de vente, ce qui permet aux entreprises d'augmenter leurs marges.

Dans une optique classique, les coûts de production s'ajustent rapidement, et ce d'autant plus que les effets inflationnistes de la politique budgétaire sont anticipés. Les salariés, par exemple, négocieront des augmentations des salaires dès le vote du budget déficitaire.

Les conditions qui déterminent l'offre (l'écart entre les prix de vente et le coût de production) sont donc inchangées. L'augmentation de la demande provoquée par une expansion budgétaire n'a donc aucun autre effet que celui de la production de l'inflation et creuser le déficit public, et les ajustements de prix sont d'autant plus rapide que les agents anticipent l'effet inflationniste des politiques. C'est ce qui a amené certains économistes de dire que les politiques budgétaires ne peuvent être efficaces que si les agents économiques sont victimes de l'illusion monétaire.

Par ailleurs, les critiques précédentes aboutissent à la conclusion que les politiques budgétaires Keynésiennes sont néfastes à long terme pour la croissance, elles n'ont pas l'effet durable sur la production, qui est déterminée par les conditions de l'offre, mais aussi produisent des inflations et déséquilibrent les comptes publics. Or, l'inflation et l'augmentation de la dette publique sont considérées, dans l'optique classique, comme particulièrement néfastes pour la croissance de long terme (Montel Durmont, O., *Op. cit.*, p.98).

La hausse de prix nuit à la compétitivité des produits nationaux et fausse des anticipations des agents, ce qui introduit des dysfonctionnements dans les rouages de l'économie, tandis que l'alourdissement du ratio d'endettement public entretient et risque de poser à terme des problèmes de soutenabilité.

Dans cette perspective, seules des politiques « structurelles » modifiant les conditions d'offre sont susceptibles, à long terme d'avoir une influence sur la croissance économique, et les politiques budgétaires keynésiennes doivent être remplacées par la recherche à moyen terme de l'équilibre budgétaire ; il est tout au plus possible, pour lisser le cycle d'activité, de laisser à jour les stabilisateurs automatiques. Cette voie est accompagnée par les exemples au Danemark entre 1982 et 1986, ou encore en Irlande entre 1986 et 1989.

La théorie des anticipations rationnelles a provoqué une véritable révolution dans la conception que se fait la majorité des économistes de la politique économique, de la façon de mener une politique monétaire ou budgétaire et des effets de ces politiques sur l'activité économique. Un résultat de ce bouleversement est que les économistes sont devenus plus attentifs à la prise en compte des anticipations des agents dans le processus d'élaboration d'une politique économique. Bien que la théorie des anticipations rationnelles soit encore l'objet de débat, la majorité des économistes acceptent un principe issu de cette théorie : la formation des anticipations change quand le comportement des variables anticipées se modifie (Mishkin, F., 2010, p.908).

La critique de Lucas à propos des limites de l'utilisation des modèles économétriques traditionnelles pour évaluer les conséquences d'une politique économique s'est donc imposée. Elle démontre que les effets d'une politique économique changent selon les anticipations des agents. Cette critique a rendu les économistes plus incertains quant à la capacité d'une politique à atteindre le but recherché. Un autre résultat important de la

révolution des anticipations rationnelles est que les économistes sont devenus plus prudents s'agissant du bien-fondé des politiques de stabilisation.

Après avoir présenté la revue théorique qui met en relation la politique budgétaire et l'inflation, place à présent aux évidences empiriques. Ainsi, nous avons consulté les travaux de :

L. Sami et A. Zakane (2008) utilisent un modèle vectoriel à correction d'erreurs (VECM) sur une période allant de 1997 à 2003. Ces derniers utilisent comme variables le PIB, IPC ; les exportations et importations. Les résultats des estimations concluent à un impact positif des dépenses budgétaires sur la croissance économique avec un multiplicateur de 1 atteignant 2 dès la deuxième année et dont les effets se prolongent. L'étude conclue aussi à un impact positif sur l'inflation avec un effet instantané de près de 0,4 se prolongeant dans le temps.

Une deuxième étude d'A. Zakane (2009) analyse l'impact des dépenses d'investissement sur la croissance économique en utilisation une modélisation VAR (ordre 2), excluant un modèle structurel du fait de l'inexistence une relation de cointégration entre les variables utilisées dans cette étude. Ces variables diffèrent de celles utilisées usuellement dans ce genre d'étude intégrant notamment le PIB par employé, le stock du capital par employé, ainsi que l'investissement public par actif. Cependant, ce dernier ne décèle aucun impact significatif des dépenses d'investissement sur la croissance, bien que leur signe soit positif, les coefficients obtenus sont très faibles.

Une troisième étude réalisée par Chibi Benbouziane et Chekouri (2010) à travers un SVAR couvrant une période entre 1965 et 2007 et intégrant les dépenses budgétaires, les recettes budgétaires, le PIB réel, le taux d'intérêt nominal ainsi que l'indice déflateur du PIB comme proxy des variations des prix. Ces derniers concluent à un très faible impact positif des chocs budgétaires permanents à court terme alors qu'à long terme. L'impact est négatif sur la croissance économique par l'éviction des investissements privés. La consommation, le niveau des prix et les taux d'intérêts sont affectées positivement. Une hausse des recettes budgétaires exerce également un faible impact positif sur la croissance en agissant sur la consommation et l'investissement alors que son effet est négatif sur le niveau des prix et les coûts de financement.

La théorie keynésienne suggère une hausse des prix accompagnant la croissance économique suite à une politique d'expansion budgétaire. Cet effet prix est d'ailleurs accepté par la majeure partie des théories économiques abordées précédemment. Cette hausse des prix est considérée comme un effet d'éviction par les exportations dans le modèle de Mundell et Fleming. Une éviction de la consommation des ménages par un effet négatif de richesse dans le modèle IS-LM repris dans la courbe de demande agrégée alors que dans ce dernier modèle elle permet une hausse transitoire de l'emploi

suite à une expansion budgétaire et donc de la croissance du côté de l'offre agrégée. Ce même principe est repris par les nouveaux Keynésiens dans leurs apports à la théorie des cycles réelles, alors que la théorie initiale suppose une absence d'effet prix de la politique budgétaire.

Nous pouvons remarquer que les variables budgétaires agrégées n'ont aucun impact significatif sur l'évolution des prix sauf la dette extérieure qui exerce un faible impact positif à long terme, coefficient de 0,05. L'inflation est principalement déterminée à court terme négativement par l'évolution de la production globale, coefficient de -0,42, et du taux de change réel, coefficient de -0,26. L'impact positif de la production globale et conforme aux théories d'inspiration keynésienne qui suggère un effet prix d'une hausse du revenu globale provoquant un accroissement de la demande interne alors que l'impact négatif du taux de change est reconnu globalement.

Même si le déflateur exclue l'impact direct, une appréciation de la monnaie locale réduit les coûts de production liés aux produits importés, cette baisse se répercute sur les prix de vente et donc sur l'inflation. A noter que les effets se stabilisent après un délai de 6 ans et 3 mois alors que la constante est négative et égale à -6,65. Le long délai de retour à l'équilibre suggère un ajustement log des prix conformément l'hypothèse d'anticipation adaptative.

A court terme, les dépenses courantes exercent un effet sur l'inflation, coefficient de +0,019, alors que les dépenses d'investissement et les recettes ordinaires exercent un impact négatif avec respectivement -0,15 et -0,24, ce qui est conforme aux principaux préceptes théoriques. L'impact négatif de la croissance économique et du taux de change est négatif conformément à l'estimation de l'équation précédente.

A long terme, l'impact négatif des recettes ordinaires se maintient avec un coefficient similaire alors que celui des dépenses d'investissement s'inverse et reste relativement faible avec un coefficient de 0,09. A cela s'ajoute un impact positif sur le prix des recettes des hydrocarbures qui suppose une hausse des prix pouvant évincer les exportations, bien que ce dernier effet n'ait pas été confirmé dans l'étude de la production.

Notons que cette formulation n'accepte pas des constantes, sa probabilité étant très élevée, alors que le délai de retour à l'équilibre est de 10 ans et 3 mois. Ceci suggère un ajustement long des prix conformément à l'hypothèse d'anticipations adaptatives.

Abdala Bimwana Séraphine (2019) a analysé « l'incidence des déficits publics sur l'inflation en RDC ». Par un modèle économétrique linéaire multiple, elle trouve que seule la probabilité associée au volume de la dette est inférieure à 5%. Donc le volume de la dette publique a eu un impact significatif sur le taux d'inflation. Par ailleurs, les

déficits publics, excédents des dépenses budgétaires sur les recettes publiques, n'influent pas sur le niveau d'inflation pendant la période examinée.

Pour analyser les effets de la politique budgétaire en RD Congo, Lomamba Amundala Bernard (2017) a estimé trois modèles avec la méthode des Moindres Carrés Ordinaires. Un de ces trois modèles a mis en relation les dépenses publiques et l'inflation. Il trouve le résultat selon lequel les dépenses publiques ont varié dans le même sens que l'accroissement du niveau général des prix. L'élévation d'un point des dépenses publiques a accru l'inflation de 0,36 point. L'équation de l'inflation a toutefois renseigné que les facteurs monétaires prennent le dessus sur les facteurs budgétaires dans l'explication de la croissance des prix. En effet, une unité monétaire supplémentaire injectée par la Banque centrale élève le niveau général de prix de 0,41, remarque-t-il. Il en est de même du PIB dont l'augmentation conduit à la hausse des prix.

De son côté, Amisi Mantinti Daniel (2017) a mené des investigations sur l'« impact du déficit budgétaire sur l'inflation en RDC ». Dans le modèle uni équationnel qu'il a estimé à l'aide des moindres carrés ordinaires, il trouve que le déficit budgétaire est affecté d'un coefficient négatif (-0,1528), mais statistiquement non significatif. Il va sans dire que le déficit budgétaire essentiellement lié à la conduite d'une politique budgétaire de relance n'est pas un facteur explicatif de l'inflation pendant la période d'enquête de ce chercheur. Il trouve, a contrario, un coefficient positif et statistiquement significatif pour la masse monétaire. Il retrouve de ce fait les conclusions de Lomamba Amundala sur la supériorité des facteurs monétaires dans l'explication de la croissance des prix en RD Congo.

De son côté, Witanene Musombwa Théodore (2007) a évalué l'impact du déficit budgétaire sur l'inflation en RDC à l'aide d'un modèle à correction d'erreur. A l'issue de son analyse, il a abouti au résultat après traitement des données qu'à long terme, l'inflation est expliquée uniquement par le Produit Intérieur Brut (PIB), les autres variables n'exerçant qu'une influence négligeable.

3. POLITIQUE BUDGETAIRE ET INFLATION EN RD CONGO : ANALYSE ECONOMETRIQUE

La politique budgétaire constitue l'un des principaux piliers de la politique économique. Sous ses quatre sous points, le troisième point se veut une vérification empirique, en République Démocratique du Congo (RDC), de l'impact de la politique budgétaire sur le niveau général des prix.

La démarche adoptée est essentiellement économétrique. La première section présente le modèle d'analyse et sa procédure d'estimation avant d'en définir les différentes

variables. La deuxième section est une étude préliminaire de diverses séries. Elle en analyse la stationnarité et procède au test de cointégration, préalables indispensables à la mise en œuvre du modèle à correction d'erreur envisagé. La troisième section porte sur l'estimation et la validation du modèle spécifié. Il en résulte divers résultats qui font l'objet d'interprétation économique contenue dans la quatrième section.

3.1. Modèle de base, procédure d'estimation et description des variables

3.1.1. Spécification du modèle

À l'instar d'Amani Ismail (2015), la présente étude analyse l'influence des dépenses et recettes publiques sur l'inflation. Elle considère les différentes composantes fondamentales des instruments principaux de la politique budgétaire : recettes et dépenses publiques globales. Ainsi, elle distingue les dépenses courantes (DC) et dépenses en capital (DK), d'une part, ainsi que les recettes fiscales (RF), non fiscales (RNF) et exceptionnelles (RE), d'autre part. L'étude se propose de déterminer le(s) facteur(s) à la base des variations de prix observées pendant la période analysée (INFL).

D'autres facteurs ont un crédit dans l'explication de l'inflation. Ainsi, la masse monétaire (³) (MM), le taux de change (CHA), le taux de chômage (CHO) et l'output gap (GAP) forment ce deuxième groupe de variables que le modèle prend en compte.

La présente étude examine la possibilité que l'inflation en RDC ait une composante inertielle. Dans ce cas, cette inflation serait liée à ses propres valeurs décalées. Tel est l'un des résultats auxquels Lougani et Swagel (2001) sont parvenus dans une étude ayant porté sur 53 pays en développement.

Au regard de tout ce qui précède, le modèle général de cointégration spécifié prend la forme suivante :

$$INFL_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot DC_t + \beta_2 \cdot DK_t + \beta_3 \cdot RF_t + \beta_4 \cdot RNF_t + \beta_5 \cdot RE_t + \beta_3 \cdot GAP_t + \beta_4 \cdot CHA_t + \beta_5 \cdot CHO_t + \sum_{j=1}^p \pi_j \cdot INFL(-j) + \mu_t$$

p est le retard optimal se rapportant à l'inertie de la croissance des prix.

3.1.2. Procédure d'estimation

Cette étude se projette sur un double horizon temporel. Il s'agit aussi bien du court que du long terme. La cointégration s'avère donc alors être la technique appropriée pour un

³ Il s'agit bien du taux (en % du PIB) de croissance de la masse monétaire telle que mise en avant par la théorie quantitative de la monnaie.

tel diagnostic. L'intérêt de cette théorie est qu'elle fournit une méthode d'analyse des séries temporelles non stationnaires en évitant le problème des régressions fallacieuses (spurious regressions) mis en évidence par Granger et Newbold (1974). Par ailleurs, grâce aux modèles à correction d'erreur, la théorie de la cointégration permet de spécifier des relations stables à long terme tout en analysant conjointement la dynamique de court terme des variables considérées.

Les procédures statistiques les plus formellement utilisées pour tester la présence d'une relation d'équilibre entre les variables sont celles de Engle et Granger (1987) et de Johansen (1988, 1991). Cependant, une condition nécessaire d'utilisation du test d'Engle et Granger est que toutes les variables doivent être du même ordre d'intégration. Le test de cointégration de Johansen (⁴) peut, quant à lui, être utilisé dans tous les cas de figures : même ordre d'intégration des séries ou ordres d'intégration différents.

A priori, cette étude ne privilégie aucune de deux tests formels. Seules les caractéristiques statistiques des séries considérées détermineront l'algorithme idoine pour l'estimation du modèle à correction d'erreur (MCE).

3.2. Les variables sous-étude

3.2.1. Description des variables et signes attendus

La variable endogène est l'inflation. En théorie, elle est mesurée soit par l'indice des prix à la consommation, soit par l'indice des prix de production, soit par le déflateur du PIB. Dans le cadre de ce travail, l'inflation est mesurée par le déflateur du PIBR. Ce dernier est obtenu par le rapport du PIB nominal et du PIB réel.

Le modèle intègre plusieurs variables exogènes. Les dépenses gouvernementales totales comprennent les dépenses courantes et les dépenses en capital. Nous nous attendons à ce que la variation (ou l'élasticité) du déflateur aux dépenses gouvernementales soit globalement positive. Celles-ci viendraient à accroître la demande des biens et services pour une offre moins proportionnelle. Cette relation positive s'expliquerait également par la monétisation des déficits publics que l'accroissement des dépenses publiques est censé générer.

Les recettes courantes et les recettes exceptionnelles composent les recettes budgétaires. Les premières sont constituées des recettes fiscales et des recettes non fiscales. Étant constitutifs des coûts de production des entreprises, les impôts et taxes sont susceptibles

⁴ On compare le ratio de vraisemblance à la valeur critique. L'hypothèse de cointégration est acceptée si le rang de cointégration de Johansen est supérieur ou égal à 1.

d'augmenter les niveaux de prix sur le marché des biens et services. Nous nous attendons à ce que le coefficient des recettes fiscales soit positif.

L'output gap (GAP) est l'écart de productivité. Il est obtenu en faisant la différence entre le PIB réel effectif et le PIB réel potentiel (⁵). Cette différence, si elle est positive, crée des pressions inflationnistes du fait que la demande des biens et services excède leur offre. Dans le cas contraire, des tendances déflationnistes sont enregistrées. Dans la théorie, la relation entre l'output gap et l'inflation est ambiguë.

Le taux de change effectif réel considéré est une moyenne des taux de change bilatéraux de franc congolais pondérés par le poids relatif de chaque pays étranger dans le commerce extérieur de la RDC. La cotation étant à l'incertain, toute augmentation traduit une dépréciation. Cette dernière est théoriquement compatible avec l'accroissement du niveau moyen des prix. Le signe attendu est alors positif.

Le taux de chômage mesure la proportion de la population non employée dans la population active. À la lumière des théories monétaristes, les variations du taux de chômage influencent négativement les prix à court terme, les agents souffrant de l'illusion monétaire et formulant des anticipations adaptatives. Dans le long terme, par contre, l'absence de relation entre l'inflation et le chômage est attendue.

DEFLA (-p) est l'inflation passée. Elle mesure le degré d'inertie de la croissance des prix. Le retard optimal est déterminé par le critère d'information. L'on s'attend à ce que l'inflation ait une composante inertielle. Elle est positivement liée à ses valeurs retardées.

μ_t est le terme d'erreur.

De ce qui précède découle le tableau ci-dessous. Il fait le condensé de l'étude du signe de chaque variable du modèle.

⁵ Le calcul de la production potentielle (ou tendancielle) se base sur plusieurs approches. Cette étude recourt à l'approche des filtres de Hodrick-Prescott pour estimer la production potentielle. Le choix est dicté par la facilité de calculer directement cette grandeur sur Eviews.

Tableau 1 : Étude du signe attendu

Variable	Taux d'inflation	Recettes fiscales	Output GAP	Taux de change effectif	Dépenses en capital	Dépenses courantes	Masse monétaire	Recettes non fiscales	Recettes exceptionnelles	Chômage
Identificateur	TINFL	RF	GAP	TCHE	DK	DC	MM	RNF	RE	CHOM
Nature	Endogène	Exogène	Exogène	Exogène	Exogène	Exogène	Exogène	Exogène	Exogène	Exogène
Signe attendu (⁶)		- (⁷)	+/-	-	+	+		-	-	-

⁶ Les signes positif ou négatif indiquent respectivement que la variable endogène (taux de change) et la variable exogène considérée varient dans le même sens ou inversement : $(+) \Rightarrow \frac{\partial y}{\partial x} > 0$ et $(-) \Rightarrow \frac{\partial y}{\partial x} < 0$

⁷ La masse monétaire et le Produit Intérieur Brut varient dans le même sens. Dans ce cas, les coefficients qui leur correspondent doivent nécessairement être positifs. Cependant, il sied de préciser que le produit intérieur brut dans le sens inverse avec le taux de change dans un contexte particulier.

Les séries considérées sont toutes temporelles et à fréquence annuelle : d'où l'indice inférieur t affecté à chacune d'entre elles. Par ailleurs, les coefficients des variables prises en logarithme sont des élasticités.

Les recettes fiscales, non fiscales et exceptionnelles, d'une part, ainsi que les dépenses de fonctionnement ou en capital, d'autre part, ont été extraites des rapports de la Banque centrale du Congo (BCC).

Les taux d'inflation, de chômage et de change ainsi que le PIB réel proviennent de la base statistique des données macroéconomiques de la Banque mondiale sur la RDC (*World Indicators* de la Banque mondiale, 2018).

La période d'étude s'étend de l'année 2003 à l'année 2018. Cette délimitation est aussi, en partie, dictée par la disponibilité des données. (⁸).

3.3. Test de stationnarité et de coïntégration des variables

3.3.1. Test de stationnarité et ordre d'intégration

De la lecture des graphiques 1 à 8, page A à D, des annexes A, nous avons la présomption que les différentes variables ne sont pas stationnaires tant en moyenne qu'en variance.

Les résultats du test formel de stationnarité de ADF (Augmented Dickey-Fuller) sont consignés dans le tableau (⁹) suivant. Les outputs s'y rapportant se retrouvent aux tableaux 1 à 18, en pages E à J, annexes C. Le seuil de significativité est de 5 %. Les variables dont l'identificateur est précédé d'un « L » ont été passées au filtre logarithme.

Les variables LCHO, LMM, RNF et LRNF sont stationnaire en niveau. Les variables CHA, LCHA, LDC, LDK, INFL, MM, RE et LRE sont des processus de type DS d'ordre d'intégration égal à un. CHO, DK et GAP sont des variables non stationnaires de type DS. Elles sont d'un ordre d'intégration égal à deux.

⁸ Les séries « Recettes exceptionnelles » et « Taux de croissance de la masse monétaire » ont présenté des données manquantes. Leur détermination a procédé de la méthode des moindres carrés ordinaires. Elle a conduit à des résultats aberrants. Les années correspondantes ont tout simplement été retirées de l'échantillon. Le problème de la faiblesse du nombre de degrés de liberté risque alors de se poser avec acuité. Ce qui ne rend pas la tâche facile.

⁹ Les modèles 1, 2 ou 3 sont des modèles avec trend et terme constant, avec terme constant (et sans terme constant) et sans trend ni terme constant respectivement.

Tableau 2: Test ADF des variables sous-étude

Identification	CHA	LCHA	CHO	LCHO	DC	LDC	DK	LDK	GAP
Modèle	3	3	3	2	3	2	3	3	2
Statistique ADF	- 3,883798	- 3,960836	- 3,566847	- 4,189088	- 3,190444	- 3,297437	- 5,188993	- 2,813468	- 3,897606
Valeur critique	- 1,968430	- 1,968430	- 1,970978	- 3,144920	- 1,968430	- 3,098896	- 1,970978	- 1,968430	- 3,144920
Probabilité critique	0,0008	0,0007	0,0018	0,0090	0,0038	0,0354	0,0001	0,0085	0,0145
Processus	DS	DS	DS	DS	TS	DS	DS	DS	DS
Ordre d'intégration	1	1	2	0		1	2	1	2
Ordre du polynôme					1				

Identification	INFL	MM	LMM	RE	LRE	RF	LRF	RNF	LRNF
Modèle	3	2	2	3	3	3	3	1	1
Statistique	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ADF	4,947992	4,399036	3,434567	4,001387	5,132646	3,736042	2,808589	4,685309	7,124994
Valeur critique	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	1,968430	3,098896	3,081002	1,968430	1,968430	1,968430	1,968430	3,875302	3,875302
Probabilité critique	0,0001	0,0050	0,0264	0,0006	0,0001	0,0012	0,0086	0,0155	0,0006
Processus	DS	DS	DS	DS	DS	TS	DS et TS	TS	TS
Ordre d'intégration	1	1	0	1	1		1		
Ordre du polynôme						1	1	0	0

Source : Nos calculs sur EViews 10.0

DC et RF sont des variables non stationnaires de type TS. L'ordre du polynôme du trend est égal à un.

Initialement de type DS, la variable LRF a connu une mutation en un processus TS. Sa stationnarisation a nécessité un passage successif au filtre différences premières et à la soustraction d'un trend polynomial d'ordre un.

Les séries statistiques ne sont pas intégrées de même ordre. La procédure d'estimation d'un modèle à correction d'erreur à la Engle et Granger est estompée. Seul le test de Johansen peut alors nous permettre de déceler un éventuel risque de coïntégration.

3.3.2. Sélection des variables et choix du modèle optimal

Les matériaux à la disposition de la présente étude sont constitués des données d'un échantillon d'une petite taille. Par ailleurs, le nombre de séries (et partant, des paramètres à estimer) est relativement élevé. Le degré de liberté qui en résulte est faible (¹⁰). Le test de coïntégration de Johansen ne peut être mis en œuvre.

Ainsi, un arbitrage est à entreprendre entre la perte de degré de liberté et l'apport d'information. Nous inspirant des « dix commandements de l'économétrie appliquée » de Peter Kennedy (1981) (¹¹), la sélection des variables procédera de l'utilisation de plusieurs filtres.

Les premiers filtres ont consisté en l'élimination du modèle de toute variable qui ne permet pas la mise en œuvre des modèles à correction d'erreur ou à correction d'erreur vectoriel. (¹²). Seules subsistent les variables CHA, LCHA, LDC, LDK, INFL, MM, RE et LRE.

¹⁰ Par construction, les estimateurs issus d'un pareil modèle conduisent à des violations d'hypothèses stochastiques ou structurelles du modèle. Dans le premier cas, toute estimation est impossible. Dans le second, les estimateurs sont loin de revêtir de bonnes propriétés attendues. Pour les mêmes raisons, l'estimation d'un modèle vectoriel à correction d'erreur n'est pas possible. Une sélection de variables doit précéder toute estimation d'un modèle à correction d'erreur.

¹¹

1. Tu utiliseras le sens commun et la théorie économique.
2. Tu poseras les bonnes questions (c'est-à-dire tu mettras la pertinence avant l'élégance mathématique).
3. Tu connaîtras le contexte (n'effectue pas d'analyse statistique que tu ne manies pas correctement).
4. Tu vérifieras les données.
5. Tu ne voueras pas un culte à la complexité. (Adopte le principe RSMS, autrement dit reste simple de manière stochastique).
6. Tu examineras longtemps et rigoureusement tes résultats.
7. Tu examineras longtemps et avec soin les coûts d'exploitation des données.
8. Tu seras prêt à des compromis (n'adore pas les conseils des manuels).
9. Tu ne confondras pas la signification et la substance ; tu ne confondras pas la signification statistique et la signification pratique.
10. Tu avoueras ta sensibilité (anticipe la critique).

¹² Soit un modèle multivarié à k variables explicatives. L'idée d'une éventuelle relation de coïntégration ne peut être explorée que si toutes les $(k + 1)$ variables sont non stationnaires. Les variables LCHO, LMM, RNF et LRNF sont écartées. Les séries restantes n'étant pas toutes intégrées de même ordre, le vecteur de coïntégration n'est pas unique. Le modèle à estimer est alors un modèle à correction d'erreur vecteur. Le test de Johansen s'impose. Seulement, confronté à la faiblesse du nombre de degré de liberté, ce test ne s'applique pas. Les variables CHO, DC, DK, GAP, RF et LRF constituent la deuxième vague des variables écartées du modèle.

Une quelconque variable et sa transformée ne peuvent pas simultanément expliquer un même phénomène. Ainsi, toute variable dont la contribution à l'explication du taux d'inflation n'est pas considérable et qui dégrade l'estimation des autres variables est à exclure du modèle. Le meilleur modèle est celui dont les variables explicatives sont le plus corrélées avec la variable à expliquer et le moins corrélées entre elles.

L'application de la méthode de la régression par étage (¹³) permet de ne conserver que les variables CHAS, INFL, LDC, LDK, MM et RE. L'algorithme en deux étapes de Engle et Granger peut alors être appliqué.

3.4. Estimation des modèles

3.4.1. Estimation de la relation de long terme

Seules les variables intégrées d'ordre un RE, CHA, MMS et LDK expliquent la variable expliquée INFL. L'estimation prend la forme suivante ci-après. L'output qui en résulte est au tableau 19, en page K des annexes C.

$$\text{INFL} = 0,691084 + 0,000039*\text{RE} - 0,265601*\text{CHA} - 2,600314*\text{MM} - 2,240849*\text{LDK}$$

Le résidu qui en découle est un bruit blanc gaussien stationnaire, la modélisation MCE est validée. La relation de court terme (modèle dynamique) du MCE peut alors être estimée.

3.4.2. Estimation de la relation du modèle dynamique

$$\text{D(INFL)} = 0,000045\text{D(RE)} - 0,362175*\text{D(CHA)} - 3,500631*\text{D(MM)} - 0,051421*\text{D(LOG(DK))} - 1,423260*\text{RESIDU}(-1)$$

Nous pouvons lire à travers l'équation ci-haut mentionnée que la force de rappel vers l'équilibre, coefficient de la variable RESIDU retardée d'une période, est négative et statistiquement significative. La spécification du modèle à correction d'erreur est donc validée.

3.4.3. Validation des relations à long et court termes

La relation de long terme et celle de court terme sont toutes validées et stables (¹⁴). Les résultats de différents tests de validation de la relation de long terme estimée figurent à la section 4, en pages M à O, annexes C. Ceux qui se rapportent à la relation dynamique sont à la section 5, en pages O à Q, Annexes C.

¹³ À l'issue de la mise en œuvre de ce troisième filtre, les variables LCHA et LRE ne sont pas sélectionnées.

¹⁴ La mise en œuvre des hypothèses stochastiques d'une relation de long terme d'un modèle à correction d'erreur statistiquement globalement significatif constitue un autre filtre de sélection des variables explicatives. La variable LDC et INFL (-1) sont aussi ainsi écartées.

4. INTERPRETATION ECONOMIQUE DES RESULTATS

S'appuyant sur un modèle à correction d'erreur à travers l'algorithme en deux étapes d'Engle et Granger, les résultats de ce travail révèlent que les recettes exceptionnelles, une composante des recettes publiques, influencent positivement et significativement l'inflation tant à long terme qu'à court terme.

Les dépenses en capital exercent un effet négatif sur la croissance des prix aussi bien à court terme qu'à long terme. Cela peut s'expliquer par le fait que ces dépenses viennent accroître les capacités productives de l'économie. Elles élèvent, par conséquent, l'offre globale. C'est alors qu'1% d'accroissement de ces dépenses baisse le prix de l'ordre de 0,05 et 2,24 points respectivement dans le court et long terme. Cette influence reste toutefois marginale.

Les résultats similaires ont été trouvés par Amani Ismail (2015) dont l'élasticité des dépenses d'investissement à court terme pour le cas de l'Algérie était de près de -0,146.

Par ailleurs, l'appréciation du taux de change du franc congolais par rapport aux monnaies de principaux partenaires commerciaux et financiers conduit à la baisse du taux d'inflation quel que soit l'horizon temporel. Ce qui est d'ailleurs conforme aux attentes théoriques. Cette baisse demeure tout de même significative.

Enfin, la relation négative et non significative du point de vue statistique dans tous les deux modèles entre la masse monétaire et l'inflation n'a pas de soubassement théorique. Cependant, cette relation a été mise en évidence par Mwanambunda Tulia (2018) sans qu'elle puisse avancer une quelconque explication.

CONCLUSION ET RECOMMANDATIONS DES POLITIQUES ECONOMIQUES

Au bout de notre recherche sur la politique budgétaire et inflation en RDC. S'appuyant sur un modèle à correction d'erreur à travers l'algorithme en deux étapes d'Engle et Granger, les résultats de ce papier révèlent que les recettes exceptionnelles, une composante des recettes publiques, influencent positivement et significativement l'inflation tant à long terme qu'à court terme.

Les dépenses en capital exercent un effet négatif sur la croissance des prix aussi bien à court terme qu'à long terme. Cela peut s'expliquer par le fait que ces dépenses viennent accroître les capacités productives de l'économie. Elles élèvent, par conséquent, l'offre globale. C'est alors qu'1% d'accroissement de ces dépenses baisse le prix de l'ordre de 0,05 et 2,24 points respectivement dans le court et long terme. Cette influence reste toutefois marginale.

Les résultats similaires ont été trouvés par Amani Ismail (2015) dont l'élasticité des dépenses d'investissement à court terme pour le cas de l'Algérie était de près de -0,146.

Par ailleurs, l'appréciation du taux de change du franc congolais par rapport aux monnaies de principaux partenaires commerciaux et financiers conduit à la baisse du taux d'inflation quel

que soit l'horizon temporel. Ce qui est d'ailleurs conforme aux attentes théoriques. Cette baisse demeure tout de même significative.

La diversification de l'économie afin de promouvoir les exportations qui, à leur tour, agiront sur le taux change. Ce dernier va permettre de stabiliser le niveau général des prix à l'interne. En outre, la réduction de charge fiscale est également un remède permettant de stimuler la demande nationale, étant donné que trop d'impôt tue l'impôt, dit-on.

BIBLIOGRAPHIE

- ABDALA BIMWANA, S., *Impact du déficit budgétaire sur l'inflation*, Mémoire, Economie publique, UNIKI, 2019, inédit
- AHMED SILEM et al, *Lexique d'économie*, éd Dalloz, Paris, 2004, P98, 405.
- AMISI MANTINTI, D., 2017, *Impact de déficit budgétaire sur l'inflation en RDC*, université de Kindu/UNIKI, licence en économie publique 2017 ;
- Banque centrale du Congo, Rapport annuel, Kinshasa, 2007
- Banque centrale du Congo, Rapport annuel, Kinshasa, 2015
- Banque centrale du Congo, Rapport annuel, Kinshasa, 2018
- Banque mondiale, World Development Indicators, 2018
- BILLY, J., *Politique économique*, Presses universitaires de France, 1980
- CHIBI ABDERRAHIM, BENBOUZIANE MOHAMED et CHEKOURIS, "Policy shocks in Algeria: an empirical study" *Working Paper 525*, Economic Research Forum, Juin 2010
- GENEUREUX, J., *Economie politique. Macroéconomie*, Edition Hachette, Paris, 2014
- <http://www.bcc.cd>
- KAMBALE MIREMBE, O, *Macroéconomie*, cours inédit, L1 Sciences Economiques et Gestion à l'UCC, 2014 – 2015, inédit.
- KEYNES, J.M, *Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie*, Traduit de l'anglais par Jean De Largentaye, éd, Payot, Paris, 1942.
- MISKIN, F., *Monnaie, banques et marchés financiers*, Nouveaux Horizons, De Boeck, Paris, 2010.
- OLIVIER G. et YVES, *Dictionnaire d'économie et de sciences sociales*, Hatier, Paris, 2002, PP219, 2020
- SARY NGOY, B., *Notes de cours de politiques économiques*, L2 Sciences Economiques, UNIKI, 2018, inédit
- ZAKANE AHMED, 2009, « Impact des dépenses d'infrastructures sur la croissance en Algérie, une approche en séries temporelles multivariées (VAR), *Les Cahiers du CREAD* n°87/2009.

