

BEAC

Banque des Etats de
l'Afrique Centrale



BEAC Working Paper

- BWP N° 01/16 -

Pour un horizon optimal de la cible d'inflation dans la CEMAC

MVONDO Emile Thierry

Docteur en sciences économiques

Direction de la Formation

mvondot@beac.int

BANQUE DES ETATS DE
L'AFRIQUE CENTRALE

736, Avenue Monseigneur
Vogt BP:1917 Yaoundé
Cameroun

Tel : (237) 22234030 /
22234060

Fax : (237) 22233329

www.beac.int

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

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

Pour un horizon optimal de la cible d'inflation dans la CEMAC

Thierry MVONDO *

Septembre 2016

Résumé

Nous nous intéressons à l'horizon optimal de la cible d'inflation dans la CEMAC. Son annonce et son respect contribuent à l'ancrage des anticipations et en définitive à la crédibilité de la politique monétaire. Pour cela, nous estimons un VAR en panel (PVAR) sur données des six économies de la zone. Les variables d'intérêt sont le taux d'intérêt directeur, l'inflation et l'écart de production. Les résultats montrent que le temps nécessaire pour que la politique monétaire ramène l'inflation observée au niveau de sa cible est de 2 ans. Cette politique contribuerait à 48% à la dynamique de l'écart de l'inflation, son inertie s'élevant à 51%. Ces résultats semblent cohérents avec le contexte et l'environnement de la politique monétaire de la BEAC qui imposent un horizon optimal de moyen terme.

Mots clés : Horizon optimal - Cible d'inflation - PVAR.

Classification JEL : E52, E58

Abstract

The concern of this paper is the optimal horizon of inflation target in CEMAC. His announcement and respect contribute to the anchoring of expectations and ultimately, the credibility of monetary policy. For this, we estimate a Panel VAR (PVAR) on data from the six economies the area. The variables of interest are the key interest rate, inflation and the output gap. The results show that the time required for monetary policy to adjust the observed inflation to his target is 2 years. This monetary policy contribution to the dynamics of the deviation of inflation is around 48%, with an inertia amounting to 51%. These results seem consistent with the context and environment of the monetary policy of BEAC that require a medium term optimal horizon.

Keys words : Inflation target - Optimal horizon - PVAR.

JEL Code : E52, E58

*Cadre à la Direction de la Formation de la BEAC. Il reste entendu que toutes erreurs ou omissions dans le document demeurent miennes.

Sommaire

Résumé non-technique	4
Introduction	5
1 Horizon de la cible d'inflation et environnement de la politique monétaire de la BEAC	6
1.1 Caractéristiques structurelles, faiblesse des impulsions monétaires et allongement potentiel de l'horizon optimal de la cible dans la CEMAC	7
1.2 Stratégie de politique monétaire et emphase sur un horizon optimal de moyen terme	10
2 Les approches de l'horizon de la cible d'inflation	11
2.1 Approche DSGE et détermination de l'horizon de la cible d'inflation	11
2.2 Modélisation VAR et détermination de l'horizon de la cible d'inflation	12
3 Le modèle et son estimation	14
3.1 Présentation du modèle	14
3.2 Estimation du modèle	15
4 Présentation des résultats	20
4.1 Construction des variables et examen de leurs propriétés statistiques	20
4.2 Test de causalité/exogénéité et ordre des variables dans le VAR en panel	21
4.3 Les fonctions de réaction et la longueur des délais d'action de la monnaie sur l'écart de l'inflation à sa cible	23
4.4 La décomposition de la variance et la contribution de la politique monétaire à la dynamique de l'écart de l'inflation à sa cible	25
Conclusion	26
Références bibliographiques	27
Annexes	29

Résumé non-technique

Ce papier fait suite aux travaux de Mvondo (2015) sur l'existence et l'unicité d'une cible d'inflation dans la CEMAC, union monétaire et économique exhibant des hétérogénéités pays. L'auteur rappelle à cet effet que le choix d'un objectif d'inflation pour une banque centrale s'accompagne de la définition d'une cible à moyen terme sur laquelle, cette institution peut considérer qu'en y situant l'inflation observée par ses mesures de politique monétaire, elle ne déstabilise ni n'accompagne l'évolution de l'activité économique dans le cycle. Il montre en outre que cette cible dépendrait des fondamentaux de l'économie par ailleurs variant dans le temps; d'où la trajectoire qu'il détermine, comportant un effet temporel l'ayant maintenu en deçà du critère de convergence sous régional (3%) avant la dévaluation de 1994 et l'ayant significativement élevé au-dessus de celui-ci après. Son implémentation par la politique monétaire poursuit-il, consisterait à se doter d'une prévision de l'écart entre l'inflation observée et celle-ci, sur un horizon où elle peut être considérée comme constante. Par la suite, les instruments de politique monétaire seraient ajustés en vue d'impacter l'objectif intermédiaire, l'agrégat de monnaie, dont la corrélation à moyen terme avec l'inflation observée permet de réduire l'écart ci-dessus.

C'est justement de la détermination de cet horizon qu'il est question dans ce papier. Coletti et ali. (2006) le définissent comme le temps nécessaire et recommandé pour que la politique monétaire ramène l'inflation observée au niveau de sa cible. Suivant cette logique, il ne doit être ni très court pour éviter de déstabiliser l'économie, ni trop long pour entraîner une perte de crédibilité auprès des agents économiques. L'analyse de l'économie de la zone sur les plans structurel et institutionnel a conduit à opter pour une cible de moyen terme. En effet, de nombreuses rigidités limiteraient les effets de la politique monétaire, aussi bien dans le temps que par rapport à leur amplitude. De même, le dispositif institutionnel qui retient un agrégat de monnaie comme objectif intermédiaire implique, en droite ligne avec la théorie quantitative, une corrélation à moyen terme entre monnaie et prix.

Les résultats obtenus montrent que lorsque l'inflation s'écarte de sa cible avec en prime une nécessité de corriger cet écart, les autorités monétaires disposent de deux années pour leur action contracyclique. En outre, trois faits importants sont à noter : (i) la politique monétaire contribue à l'explication de 48% de la dynamique de l'écart de l'inflation à sa cible; (ii) la dynamique intrinsèque de cet écart est de 51% et; (iii) la dynamique du TIAO, principal instrument de politique monétaire de la BEAC révèle un grand souci de lissage de la part des autorités monétaires.

Introduction

L'horizon de la cible d'inflation est défini suivant Coletti et al. (2006) comme le temps nécessaire et recommandé pour que la politique monétaire ramène l'inflation observée au niveau de sa cible. Son annonce et son respect contribueraient à ancrer les anticipations des agents économiques. Sa donnée permet, associée aux frictions réelles et nominales mises en exergue par la Nouvelle Economie Keynésienne, d'affiner la régulation conjoncturelle. Toutefois, il faut noter que le choix d'un horizon arbitraire est source de nombreux écueils. Ainsi, un horizon très court pose des problèmes : (i) de "contrôlabilité" et donc de "ratage" de la cible ; (ii) d'instabilité possible des instruments de politique monétaire, par opposition au principe de lissage des taux et ; (iii) de faible importance des fluctuations du produit dans la fonction de perte des autorités monétaires. A contrario, un horizon trop long peut traduire un refus d'intervention des autorités : d'où une perte de crédibilité.

Pour la politique monétaire de la BEAC dont l'objectif est la stabilité monétaire¹, la maîtrise de cet horizon comporte un double avantage. Elle permettrait non seulement de ne pas se soucier d'éliminer instantanément l'écart de l'inflation à sa cible² et corrélativement le différentiel d'inflation avec la monnaie d'ancrage, mais également, d'accorder plus d'attention à la volatilité du produit. En effet, un écart durable impacte négativement la croissance et la stabilité macroéconomique et, l'accroissement du différentiel d'inflation avec la monnaie d'ancrage génère des craintes d'instabilité financière en rapport avec les mouvements de capitaux dans la zone. Sur le plan réel, elle peut également entraîner une perte de compétitivité et donc de bien-être interne. Il est alors logique de voir l'autorité monétaire intervenir instantanément en vue d'endiguer cette situation mais, ce faisant, elle pourrait l'empirer parce qu'induisant une instabilité de ses instruments et en définitive celle des anticipations des agents économiques : d'où la nécessité de déterminer un horizon optimal de la cible d'inflation dans la CEMAC.

La détermination de cet horizon se fait généralement avec le souci de *contrebalancer les coûts de la volatilité du produit et des taux d'intérêt aux gains liés à l'égalisation de l'inflation à sa cible*. Deux grandes approches sont alors adoptées (Batini et Nelson, 2000). Selon la première, l'horizon de la cible d'inflation est la résultante de l'interac-

1. Cet objectif se traduit sur le plan interne par la recherche d'un taux d'inflation faible et, sur le plan externe, par la poursuite d'un taux de couverture extérieure de la monnaie suffisant. La deuxième partie de l'article premier relatif à cet objectif prévoit par ailleurs la possibilité lorsque les conditions économiques et monétaires l'autorisent, de soutenir l'activité économique ; ce qui justifie l'introduction de l'écart de production dans sa fonction de perte.

2. Mvondo (2015) montre que la cible d'inflation dans la CEMAC suit une trajectoire qui comporte un effet temporel l'ayant maintenu en deçà du critère de convergence sous régional (3%) avant la dévaluation de 1994 et l'ayant significativement élevé après.

tion des comportements des agents économiques suivant une logique d'équilibre général dynamique stochastique (Canova et Cicarelli, 2013). La deuxième quant à elle repose sur l'économétrie des séries temporelles notamment le point où s'annulent les fonctions de réponses impulsionnelles. La principale différence entre les deux réside dans l'importance accordée par la première aux comportements tournés vers le futur. Toutefois par construction, les modèles qui en résultent imposent de nombreuses restrictions qui ne sont pas toujours compatibles avec les propriétés statistiques des données. Cette difficulté à laquelle s'ajoutent celles liées au calibrage et/ou à leur estimation ramène à l'économétrie des séries temporelles.

Le VAR en panel que nous avons construit à ce propos offre la possibilité de considérer la sous-région dans son ensemble. La procédure d'estimation a mis en relation trois variables dont l'écart de l'inflation à sa cible, l'écart de production et le principal instrument de politique monétaire dans la zone. L'ordre d'entrée des variables a été retenu à l'aide du test d'exogénéité/causalité de Granger. Les résultats obtenus montrent qu'à la suite d'un choc (offre ou demande) ayant écarté l'inflation de sa cible, les autorités monétaires disposent de deux années pour annuler cet écart. En outre, la décomposition de la variance de l'erreur de prévision effectuée nous a révélé trois faits : *(i)* la politique monétaire contribue à l'explication de 48% de la dynamique de l'écart de l'inflation à sa cible ; *(ii)* la persistance de cet écart s'élève à 51% et ; *(iii)* le TIAO, principal instrument de politique monétaire de la BEAC comporte beaucoup d'inertie.

Les résultats ci-dessus ont été obtenus à travers une analyse en quatre points. Dans un premier point, nous avons montré que le contexte et l'environnement spécifiques de la politique monétaire de la BEAC imposent un horizon de moyen terme. Dans un deuxième, nous avons effectué une revue de la littérature théorique et empirique sur les approches de l'horizon de la cible d'inflation. Le troisième point nous a permis de présenter le modèle et la technique d'estimation retenus. Dans le quatrième enfin, nous avons discuté nos résultats.

1 Horizon de la cible d'inflation et environnement de la politique monétaire de la BEAC

Cette section s'attèle à montrer l'horizon de la cible d'inflation dans la CEMAC se trouverait allongé du fait de l'environnement de ladite politique, caractérisé d'une part par des rigidités structurelles (1.1) et, d'autre part par une stratégie de politique monétaire d'obédience monétariste (1.2).

1.1 Caractéristiques structurelles, faiblesse des impulsions monétaires et allongement potentiel de l'horizon optimal de la cible dans la CEMAC

L'environnement financier dans la CEMAC est caractérisé d'une part par une surliquidité bancaire et d'autre part par un faible développement du système financier. Ces deux faits ont respectivement pour conséquence d'affaiblir le canal du taux d'intérêt d'une part et, d'autre part, de pénaliser les canaux du crédit et des prix des actifs. Ce faisant, l'on est en droit d'escompter un allongement des délais avec lesquels la politique monétaire peut ramener l'inflation observée au niveau de sa cible.

- Surliquidité bancaire, altération du canal des taux d'intérêt et allongement de l'horizon de la cible d'inflation

Dans la zone, la surliquidité bancaire est appréhendée suivant son optique macroéconomique³ qui implique de se focaliser sur l'évolution des réserves de l'ensemble des banques du système à la banque centrale. Ces réserves comprennent dans le cas de la CEMAC, les réserves obligatoires, les placements au titre des appels d'offre, les dépôts en comptes courants et les encaisses. La surliquidité ou les réserves libres ou non rémunérées ou encore la liquidité excédentaire est ainsi la somme des dépôts en compte courant et des encaisses. Sur la période qui va d'octobre 2001 à août 2013, elle est passée de 500 millions à 3,5 milliards : soit 200% des réserves obligatoires. Cette évolution s'explique essentiellement par la flambée des cours du baril de pétrole, les dispositions statutaires relatives au financement des déficits publics, les défauts de garanties, la faiblesse des emplois bancaires, la frilosité des établissements de crédit ainsi que la faible division des risques et transformation des échéances qui en découle.

De tout ce qui précède, la surliquidité bancaire dans la CEMAC est structurelle et, du fait de son caractère non volontaire, affecte la robustesse du lien entre les taux d'intérêt et donc le canal de ce dernier (Saxegaard, 2006). En effet, dans un contexte paradoxal comme celui de la zone où coexistent une abondance de liquidité d'une part et, d'autre part, des besoins de financement énormes et un niveau de financement faible, toute action de relance de l'autorité monétaire est partiellement ou totalement annihilée. La modification du taux directeur par la banque centrale n'est pas répercutée sur le marché monétaire, du fait des excédents de trésorerie dont disposent les banques. Mieux encore, en permettant à celles qui se retrouvent en difficulté de se refinancer auprès d'elle, la banque centrale altère définitivement le peu de mécanismes de marché qui subsistent. Les banques primaires ne pouvant ressentir de contraction ou d'assouplissement sur ce marché ne peuvent alors qu'être poussées à maintenir les conditions monétaires antérieures là

3. Par opposition à son approche microéconomique qui s'intéresse à la capacité de financement d'une banque.

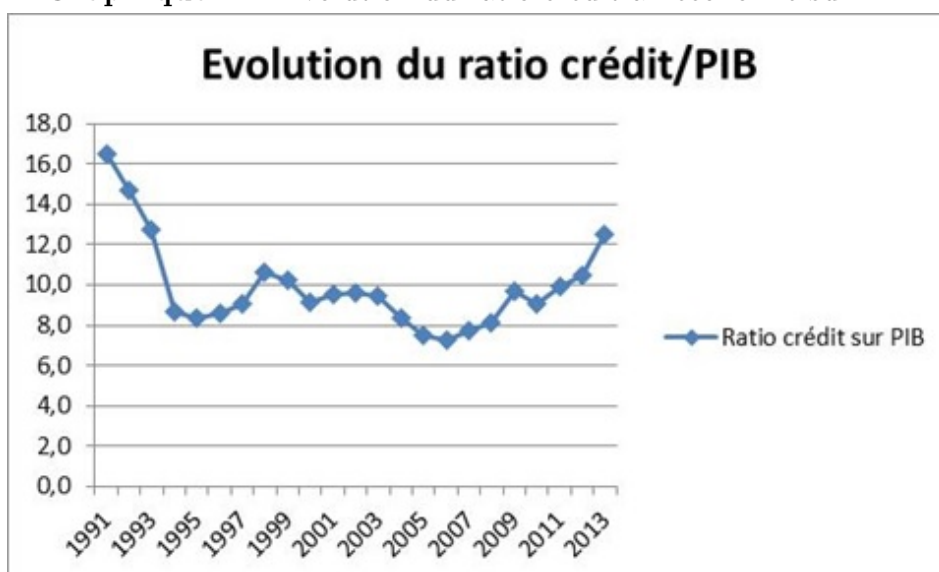
où l'analyse prospective de la banque centrale prône un assouplissement. Du fait de cette altération des canaux de transmission, il s'en suit un allongement des délais avec lesquels la politique monétaire peut ramener l'inflation observée à sa cible.

- Sous-développement du système financier, affaiblissement des canaux de crédit et des prix des actifs et allongement de l'horizon de la cible

L'incidence du sous-développement du système financier sur les canaux du crédit et des prix des actifs dans la CEMAC peut s'analyser à partir des trois dimensions du développement financier que sont : (i) la diversification des produits financiers ; (ii) l'approfondissement financière et ; (iii) la diversité des agents économiques impliqués. A celles-ci, s'ajoutent l'asymétrie et le manque d'information financière ainsi que de nombreuses insuffisances sur leur cadre juridique. La diversification des produits financiers est le premier axe du développement financier. Cette extension des domaines d'intermédiation financière s'appréhende par le nombre de catégories de capital faisant l'objet de transactions financières : de la dette publique au financement des innovations les plus risquées. Force est alors de constater dans la CEMAC d'une part qu'au-delà de la dette publique, la diversification du capital est très peu prononcée et, d'autre part, que la dette privée n'a que peu de poids dans la structure d'endettement de certains pays, en partie du fait du faible dynamisme des bourses de valeurs de Douala (DSE) et de Libreville (BVMAC). De tout ce qui précède, il apparaît que la faible diversification du capital induit une faible diversification de portefeuille et une aversion au risque ; se trouve alors partiellement expliqué la faiblesse de l'investissement privé et partant des réalisations de la croissance inférieures aux objectifs du millénaire.

L'approfondissement financier et la diversité des agents économiques impliqués constituent les deux autres axes. Par approfondissement financier, il faut entendre pour chaque domaine l'étendue des instruments utilisés. Ceux-ci vont des dettes bancaires à court terme aux produits dérivés les plus sophistiqués. Les instruments de paiement lié à la monétique étant en cours de développement d'une part et, la redynamisation du marché monétaire et de celui des titres de créances négociables étant en cours, point n'est besoin de s'interroger sur leur étendue. Une évolution de l'approfondissement financier dans la zone est donnée par le graphique ci-dessous, mesuré par le ratio crédit au secteur privé sur PIB. Sa tendance corrobore le faible niveau de l'indicateur relatif au total des bilans des banques sur le PIB, soit 22,5%.

Graphique 1 – Evolution du ratio crédit à l'économie sur PIB



Source : Auteur avec les données de la BEAC.

Parallèlement, la diversité d'agents économiques impliqués dans un système financier va de la banque centrale aux ménages en passant par les banques primaires, les autres institutions financières, les investisseurs étrangers, l'Etat et les firmes. La problématique de l'inclusion financière dans la CEMAC trouve toute sa justification dans la faiblesse de cet axe. L'accès aux services financiers des couches les plus vulnérables et des petites entreprises demeure très limité. Une enquête réalisée par la COBAC en 2013 révèle que la couverture géographique par les banques de la zone (nombre d'agences au Km^2) s'élève à 0,0001288, soit en moyenne une agence pour 64 319 habitants, localisée le plus souvent dans les principales villes de chaque pays. Par ailleurs, 592 guichets automatiques de billets sont disponibles pour 25,02 millions d'habitants dont 3,3% disposent de cartes bancaires. Parallèlement, l'enquête ci-dessus souligne que les principales barrières rencontrées pour l'accès aux services financiers sont la dureté des conditions d'ouverture de comptes, une facturation exagérée et la caducité de l'information ; d'où des pointes d'autofinancement allant au-delà de 70% comme le souligne la Banque mondiale (2004). En vue de se départir de l'exclusion financière telle que présentée et permettre à la politique monétaire d'atteindre toute les couches sociales, le FMI (2014) préconise des réformes réglementaires et le développement de l'infrastructure financière ; ce qui pourrait en définitive réduire l'horizon de la cible d'inflation.

1.2 Stratégie de politique monétaire et emphase sur un horizon optimal de moyen terme

- Un objectif intermédiaire d'agrégat monétaire dont la corrélation avec les prix n'est parfaite qu'à moyen terme

Comme rappelé ci-dessus, l'objectif final de politique monétaire de la BEAC est la stabilité monétaire. Toutefois, la Banque Centrale ne peut viser directement cet objectif, car son contrôle sur ce dernier n'est qu'indirect. Elle recourt alors à un objectif intermédiaire et à un objectif opérationnel. L'objectif intermédiaire ici est la masse monétaire (M2) dont le contenu informationnel et la corrélation avec les prix demeurent valables dans la zone. Quant à l'objectif opérationnel, il s'agit de l'objectif de refinancement : la limite maximale des avances que la BEAC est disposée à accorder aux établissements éligibles au niveau 2 du marché monétaire. Celui-ci dépend directement de son action et permet de mieux encadrer la croissance de l'agrégat monétaire M2. Nonobstant cet enchaînement allant des instruments à l'objectif final en passant par l'objectif opérationnel et l'objectif intermédiaire, des décalages assez longs demeurent suite à des impulsions monétaires.

En général dans la zone, les effets de la politique monétaire par ailleurs faibles sont observés avec un retard important et une périodicité assez espacée (Bikaï et Kenkouo, 2015). Ce constat qui fait corps avec la théorie quantitative sous-jacente impose de rechercher l'horizon optimal de la cible d'inflation dans la zone sur le moyen terme. En effet, une bonne part des impulsions monétaires peut se solder en effets réels sur le court terme. A long terme toutefois, celle-ci se traduisent totalement en augmentation du niveau général des prix. L'action sur les prix doit par conséquent prendre en compte cette donnée et positionner l'horizon de la cible sur cette durée temporelle. Dans le cas contraire c'est-à-dire avant le moyen terme, les effets de l'impulsion monétaire ne se seraient pas complètement fait ressentir et l'autorité pourrait donner une nouvelle impulsion conduisant à des effets disproportionnés au terme de l'horizon optimal.

- Des réformes monétaires ayant mis en avant des instruments indirects dont les effets sont souvent différés dans le temps

La BEAC a utilisé des instruments de politique monétaire directs jusqu'à la fin des années 90, avec notamment des taux administrés et des plafonds globaux de réescompte par Etat et par banque. Ce dispositif s'est avéré limité avec la crise économique de la deuxième moitié des années 80. L'on a ainsi noté une très grande rigidité des taux administrés par rapport à une conjoncture interne et externe fluctuante. En outre, la sélectivité des crédits s'est soldée par des distorsions au niveau de l'allocation des ressources et un gaspillage de celles-ci par les secteurs public et parapublic. Enfin, la technique des plafonds globaux de refinancement s'est révélée partielle et statique, enclavant par ailleurs la concurrence interbancaire. Pour toutes ces

raisons, la BEAC a opté pour : (i) l’usage des instruments indirects avec l’introduction de la programmation monétaire pour définir les objectifs de monnaie et de crédit ; (ii) la libéralisation des taux et ; (iii) l’instauration du marché monétaire le 1^{er} juillet 1994.

Dans leur conception, les instruments indirects cherchent à susciter sur le marché, un comportement qui facilite la réalisation des objectifs. Il est ainsi question de modifier l’offre et la demande de monnaie centrale, de façon à atteindre des objectifs intermédiaires en matière d’agrégats monétaires. Ce faisant, un tel objectif n’est réalisation que si d’une part les comportements en jeu sont stables et, d’autres part, si le marché monétaire est dynamique. Les travaux portant sur les économies de la zone ont validé l’hypothèse de stabilité des comportements de demande de monnaie [Koulet (2002), Mialou (2009) et Mounkala (2015)]. Le dynamisme du marché interbancaire n’est toutefois pas établi. L’on note ainsi un cloisonnement de ce marché en deux compartiments dont les banques à capitaux domestiques et les banques à capitaux étrangers qui ne se prêtent qu’entre-elles. Dans le premier groupe, l’incidence de la politique monétaire est effective alors que dans le deuxième, du fait de la dépendance de maison-mère, ces effets peuvent être annulés. Par conséquent, la célérité de la BEAC à ramener l’inflation au niveau de sa cible sera négativement corrélée à la proportion des banques à capitaux étrangers (51% dans notre cas) : d’où la nécessité d’un horizon optimal de moyen terme.

2 Les approches de l’horizon de la cible d’inflation

2.1 Approche DSGE et détermination de l’horizon de la cible d’inflation

Le travail pionnier sur la détermination en équilibre général dynamique stochastique de l’horizon de la cible d’inflation est l’œuvre de Batini et Nelson (2000) sur l’économie canadienne. Ces auteurs se sont appuyés pour cela sur des éléments empruntés aux petits modèles en économie ouverte construits par Ball (1999), Batini et Haldane (1999) puis McCallum et Nelson (1999). Une application ultérieure a été faite à nouveau sur l’économie canadienne par Coletti et alii (2006), à partir des modèles construits par Cayen, Corbett et Perrier (2006) puis Basant-Roi et Mendes (2006). L’économie est ici appréhendée sous sa forme multisectorielle, multi-marché et parfois multi-pays. Les agents sont alors supposés optimisateurs, leurs préférences et, la technologie ainsi que les contraintes sont complètement spécifiées (Canova et Cicarelli, 2013). Le modèle est dans sa résolution, linéariser au voisinage de l’état stationnaire : celui-ci étant pour l’inflation, sa cible. Son horizon se lit par conséquent sur le nombre de périodes que prend la variable linéarisée pour s’annuler après un choc de politique monétaire.

Dans le modèle de Batini et Nelson (2000), l’économie est appréhendée par trois relations structurelles dont une courbe IS, une courbe de Phillips et une règle monétaire. Les

auteurs définissent par la suite deux concepts d’horizon optimal. Le premier suppose que le ciblage de l’inflation s’effectue dans le cadre d’une politique optimale, obtenue par minimisation de la fonction de perte des autorités autour de l’écart de l’inflation à sa cible, du lissage des taux et de l’écart de production. Comme résultat, ils trouvent que la politique monétaire dispose de huit (08) à dix-neuf (19) trimestres pour annuler l’écart de l’inflation à sa cible. Le deuxième concept quant lui lie l’horizon optimal à une règle à rétroaction et suppose que le ciblage de l’inflation est mieux appréhendé par une règle simple tournée vers le futur. Comme résultat, ils trouvent que l’horizon de la cible dépend largement de la structure des anticipations des agents. Lorsque les agents n’anticipent pas le futur, l’on se retrouve dans le cadre d’un modèle VAR et l’horizon de la cible apparaît plus court.

Coletti et alii (2006) soumettent l’économie canadienne à une série de chocs similaires à ceux auxquels a fait face ce pays au cours des 25 dernières années ayant précédées leur étude. L’horizon optimal de la cible d’inflation est établi en incorporant à ces modèles une mesure quantitative de la perte que peut entraîner pour l’économie, la volatilité de la production, de l’inflation et des taux d’intérêt si la règle de politique monétaire appliquée ramène l’inflation au taux visé trop rapidement ou trop lentement. Les résultats obtenus étayent la thèse selon laquelle des chocs différents sont associés à des horizons différents, ce qui laisse croire que l’horizon optimal varie dans le temps et en fonction des chocs touchant l’économie. Néanmoins, ces résultats valident le fait que la politique appliquée par la Banque du Canada depuis 1991, à savoir chercher à ramener l’inflation au taux fixé dans un délai de six à huit trimestres, demeure appropriée face à la plupart des chocs. Dans les rares occasions où un choc important et persistant déclenche un mécanisme d’accélérateur financier, un horizon plus long pourrait être plus approprié.

2.2 Modélisation VAR et détermination de l’horizon de la cible d’inflation

La modélisation VAR notamment structurelle offre un cadre cohérent et crédible permettant de décrire les données, d’effectuer de la prévision et d’analyser la politique économique. Moyennant des contraintes inhérentes à la théorie économique qui y sont imposées, la réaction d’une variable suite aux innovations de l’autre peut être examinée (fonctions de réponse impulsionnelle), ainsi que la contribution de la seconde variable à la prévision de la première (décomposition de la variance). C’est justement à partir de la réponse impulsionnelle de l’écart de l’inflation à sa cible suite à un choc sur le taux directeur que se détermine l’horizon de la cible : le temps nécessaire pour que les effets de cette impulsion s’annulent. Sur la base de cette méthodologie, Batini et Nelson (2000) estiment pour le Royaume-Uni, un VAR à un retard avec trend linéaire sur la période 1981Q1 - 1998Q1. Quatre variables sont mises en relation dont une mesure de l’écart de production, l’écart

de l'inflation à sa cible, le logarithme de la variation du taux de change effectif nominal et le taux d'intérêt nominal. Les résultats obtenus confirment ceux ci-dessus à savoir un horizon de 8 à 19 trimestres.

Cette approche est susceptible d'amendements avec la construction de VAR multi-pays encore appelés VAR en panel (Holz-Eakin et al, 1988). Ce sont des modèles qui reprennent une bonne partie des microfondements présents dans les modèles DSGE selon Canova et Ciccarelli (2013). En outre, à l'instar des modèles VAR structurels, ils permettent de saisir les interdépendances dynamiques entre les données à partir d'un ensemble de restrictions minimales. Plus précisément, ils sont révélateurs de trois caractéristiques principales de l'interdépendance entre " individus " de l'échantillon à savoir :

1. l'incidence des variables endogènes retardées des pays dans le modèle du pays $(j)_{j \neq i}$: les interdépendances dynamiques ;
2. la corrélation entre pays des termes d'erreurs : les interdépendances statiques et ;
3. la spécificité pays du vecteur des ordonnées à l'origine, de celui des coefficients de pente et de la variance des chocs.

Ces trois caractéristiques, soulignent Canova et Ciccarelli (2013), ne sont pas nécessaires dans tous les travaux empiriques. Pour l'analyse de la transmission des chocs entre marchés financiers de différents pays, les interdépendances statiques sont suffisantes lorsque les variables sont de dimension infra annuelle. Par contre, l'analyse de pays au sein d'une union monétaire pourrait induire une hétérogénéité de pente et non de variance. De même, la prise en compte des différences individuelles dynamiques est nécessaire lorsque le panel porte sur des pays développés et en développement ou lorsque sont considérés des marchés avec des volumes de transactions et des coûts de transactions différents.

La nécessité de prendre en compte l'hétérogénéité ci-dessus accroît indubitablement le nombre de coefficients à estimer ; d'où une perte importante de degré de liberté voire une impossibilité de faire usage des méthodes d'estimation standards (MCO, GMM,...). Canova et Ciccarelli (2006) puis Ciccarelli et Ortega (2012) proposent alors de recourir à une approche bayésienne flexible où le vecteur des coefficients est faiblement restreint, de manière à ce qu'il dépende d'un vecteur de facteurs temporels variables de faible dimension. Toutefois, le problème de l'orthogonalisation des résidus se pose sur une autre dimension ici. En effet, il est commode de supposer que les chocs sont en réalité une combinaison linéaire de deux composantes : une composante idiosyncratique et une composante commune. En définitive, une procédure d'orthogonalisation qui ne prend pas en compte cette situation ne permettrait pas d'isoler les politiques économiques spécifiques (choc idiosyncratique) au pays des politiques régionales (chocs communs). En guise de solution à ce problème d'orthogonalisation, Pedroni (2013) propose l'estimation d'une matrice de passage permettant une décomposition des deux chocs.

3 Le modèle et son estimation

La trajectoire de la cible d'inflation étant une dans la CEMAC (Mvondo, 2015), il y a lieu de déterminer pour celle-ci, un horizon unique. A cet effet, nous avons recours suivant notre revue de la littérature à un VAR multi-pays encore qualifié de VAR en panel. C'est un modèle qui présente la même structure qu'un modèle VAR " ordinaire " (standard ou structurel); toutes les variables sont supposées endogènes et interdépendantes mais il comporte toutefois une dimension individuelle à l'instar des approches en données de panel. C'est notamment par rapport à cette dimension individuelle que se trouve modifiée sa présentation (3.1) et sa méthode d'estimation (3.2).

3.1 Présentation du modèle

Le modèle consiste en deux relations à savoir la fonction de perte des autorités monétaires à minimiser et l'activité économique qui lui sert de contrainte, La modélisation VAR structurel permet à travers l'examen des fonctions de réaction, de déterminer le temps nécessaire pour que les impulsions sur une variable s'exercent complètement sur l'autre. A cet effet, nous partons de la relation entre écart de l'inflation à sa cible et écart de production. A celle-ci, nous associons le principal instrument de politique monétaire dans la zone.

La forme structurelle qui en découle est la suivante :

$$B_t y_{it} = C_{0i}(t) + C_{1l}(l) Y_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

B_i est la matrice d'impacts structurels pour le pays (i). Elle est de format (3,3), en rapport avec nos trois variables d'intérêt. y_{it} est le vecteur de ces variables endogènes, de format (3,3) pour un pays. L'empilement sur les six pays de la CEMAC des variables endogènes ci-dessus nous donne le vecteur bloc $Y_t = (y'_{1t}, y'_{2t}, \dots, y'_{6t})'$. C_{1l} représente par conséquent les matrices blocs d'impact des vecteurs retardés Y_{t-1-l} , de format (3,3x6) et $C_{0i}(t)$ le vecteur des constants et effets fixes individuels de format (3,1).

Les expressions explicites des matrices ci-dessus sont les suivantes :

$$B_i = \begin{pmatrix} b_{11}^i & b_{12}^i & b_{13}^i \\ b_{21}^i & b_{22}^i & b_{23}^i \\ b_{31}^i & b_{32}^i & b_{33}^i \end{pmatrix}; C_{0i}(t) = \begin{pmatrix} c_0^1(t) \\ c_0^2(t) \\ c_0^3(t) \end{pmatrix}; C_{ij}^{kn} = \begin{pmatrix} c_{ij}^{11} & c_{ij}^{12} & c_{ij}^{13} \\ c_{ij}^{21} & c_{ij}^{22} & c_{ij}^{23} \\ c_{ij}^{31} & c_{ij}^{32} & c_{ij}^{33} \end{pmatrix}_{(i \neq j)};$$

$$C_{1l} = \begin{pmatrix} c_{ij}^{11} & c_{ij}^{12} & \dots & \dots & \dots & c_{ij}^{16} \\ c_{ij}^{21} & c_{ij}^{22} & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & c_{ij}^{33} & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & c_{ij}^{44} & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & c_{ij}^{55} & \dots \\ c_{ij}^{61} & \dots & \dots & \dots & \dots & c_{ij}^{66} \end{pmatrix} \text{ et } Y_{t-1} = \begin{pmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \\ y_{3t-1} \\ y_{4t-1} \\ y_{5t-1} \\ y_{6t-1} \end{pmatrix}$$

3.2 Estimation du modèle

A l'instar des VAR structurels, les VAR structurels en panel souffrent d'un problème d'endogénéité dû à la non-nullité des coefficients b^i de la matrice B_i . En vue d'éviter le biais d'endogénéité qui en découle, l'on recourt à la forme réduite qui permet une estimation équation par équation par une technique spécifique (3.2.1). L'on peut alors, moyennant une procédure d'identification adéquate, revenir sur la forme structurelle où s'opère l'analyse impulsionnelle (3.2.2).

Notre étude part des travaux en données de panel de Mvondo (2015) sur la trajectoire de la cible d'inflation dans la CEMAC. Il y est montré que la relation entre inflation et écart de production n'admet qu'un effet fixe temporel. L'absence d'effets individuels ci-dessus implique alors l'absence d'interdépendances dynamiques dans le modèle : les coefficients de pente sont identiques pour tous les pays. Mieux encore, la construction des variables notamment l'écart de l'inflation à sa cible et la transformation de Helmert qui est appliquée à ces variables permet de supposer que notre VAR en panel ne validera pas l'existence d'une constante.

3.2.1 La technique d'estimation

La forme réduite du SPVAR(1) fournie par la relation 1 est obtenue en pré multipliant ladite relation par l'inverse de la matrice bloc B_i . Elle est présentée ci-dessous :

$$y_{it} = A_{0i}(t) + A_1(l)Y_{t-1} + \mu_{it} \quad (2)$$

Avec $i = 1, \dots, 6$ et $t = 1990, \dots, 2012$.

Dans cette écriture similaire à celle des travaux de Canova et al (2007), Canova et Ciccarelli (2009) puis Ciccarelli et al (2012), les matrices de coefficients $A_{0i}(t)$ sont spécifiques à un pays (i), elles captent les effets fixes et aléatoires propres à l'analyse en données de panel. La matrice $A_1(l)$ prend en compte aussi bien les effets des endogènes retardées d'un pays que celles des autres pays sur la dynamique courante de ses trois variables d'intérêt. Nonobstant cette expression des variables endogènes en fonction des prédéterminés, il

subsiste un problème lié à la présence des effets fixes dans le modèle. C'est l'objet de la transformation d'Helmer permettant d'éliminer ces effets.

Par la suite, la technique d'estimation utilisée est celle des moments généralisés (GMM), proposée par Arellano et Bond (1991) afin de se départir du biais lié à la fixité de la taille de l'échantillon dans les régressions empilées (Canova et Cicarelli, 2013). A cet effet, contrairement à l'exigence de Inessa (2000) de recourir à des données en écart à leur moyenne, Decker (2012) montre que la méthode produit des résultats similaires lorsque les données sont à niveau⁴.

Ainsi, suivant Arellano et Bonds (1991), l'exploitation de la condition d'orthogonalité entre variables endogènes retardées et termes d'erreurs offre des instruments additionnel permettant de se départir de deux problèmes dont : (i) l'incapacité de certains estimateurs (Anderson et Hsiao, 1981) à utiliser toute les conditions liées aux moments et ; (ii) la non prise en compte de la structure en différences premières des résidus.

Le modèle transformé se présente sous la forme :

$$y_{it}^H = B_i(l)Y_{t-1}^H + \nu_{it} \quad (3)$$

Dans cette expression, l'exposant (H) sur une variable (x_{it}) indique que celle-ci a subi la transformation d'Helmer suivant la relation : $x_{it}^H = \sqrt{\frac{T-t}{T-t-1}}(x_{it} - \frac{1}{T-t} \sum_{n=t+1}^T x_{in})$.

C'est donc l'observation à la date (t) moins la moyenne des observations ($t+1$) périodes jusqu'à (T). Le terme constant disparaît de la relation 3 du fait justement de cette transformation qui est équivalente (voir annexes 1) à présenter les données en écarts à la moyenne. L'écriture explicite de la variable Y_{t-1}^H est pour un pays (i) est donnée par : $Y_{t-1}^H = (y_{it}^H, y_{i \neq jt}^H)$.

Suivant Arellano et Bond (1991), l'estimation de la relation 3 se fait en utilisant comme instruments, les variables à niveau, introduites pour un individu (i) dans la matrice des instruments W telle que :

$$W_i = \begin{pmatrix} [y_{i1}] & 0 & \dots & 0 \\ 0 & [y_{i1}, y_{i2}] & \dots & \vdots \\ \vdots & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & [y_{i1}, \dots, (y_{i, T-2})] \end{pmatrix}.$$

Le terme d'erreur de la relation 3 est donnée par : $\nu_{it}^H = \sqrt{\frac{T-t}{T-t-1}}(\mu_{it} - \frac{1}{T-t} \sum_{n=t+1}^T \mu_{it,n})$.

Il est également une expression en différences et sa matrice de variances-covariances est donnée par $E[\Delta v_i \Delta v_i'] = \sigma_v^2(I_N \otimes G)$, avec :

4. Voir démonstration en annexes.

$$G = \begin{pmatrix} 2 & -1 & 0 & \dots & 0 \\ -1 & 2 & -1 & \dots & 0 \\ \vdots & -1 & \ddots & \dots & 0 \\ 0 & \dots & -1 & 2 & -1 \\ 0 & \dots & 0 & -1 & 2 \end{pmatrix}.$$

L'orthogonalité entre les instruments et les erreurs permet d'écrire : $E[W' \Delta v_i] = 0$. L'estimateur GMM est alors tel que :

$$\widehat{B} = [(y_{it-1}^H)' W (W_i'(v_i)(v_i') W_i) W' (y_{it-1}^H)]^{-1} * [(y_{it-1}^H)' W (W_i'(v_i)(v_i') W_i) W' (y_{it}^H)]^{-1} \quad (4)$$

3.2.2 Chocs, réponses impulsionnelles et décomposition de la variance

L'examen des fonctions de réponses impulsionnelles s'effectue sur la forme structurelle du PVAR dont les résidus sont orthogonaux. Celle-ci n'est toutefois pas estimable du fait de la simultanéité des éléments du vecteur (y_{it}) . Il est alors question de remonter de la forme réduite qui a été estimée à la forme structurelle. Cette procédure connue sous le pseudonyme d'"identification" comporte toutefois une difficulté liée au nombre de coefficients de chacune des formes. L'on veut en effet retrouver les $2n^2$ coefficients de la forme structurelle à partir des $(n^2 + [n(n+1)/2])$ coefficients de la forme réduite : *ce qui est impossible, à moins de connaître $2n^2 - (n^2 + [n(n+1)/2]) = n(n-1)/2$ coefficients de manière indépendante.*

Deux solutions permettant de retrouver les coefficients manquants sont proposées dans la littérature :

1. Le recours à la décomposition de Cholesky qui admet que les relations instantanées sont comprises dans la matrice des variances-covariances du court terme. Sa factorisation et son application à la forme réduite permet de retrouver un pseudo PVAR structurel de matrice des variances covariances diagonale⁵.

Toutefois, il faut noter la sensibilité du modèle à ce type d'orthogonalisation, notamment pour ce qui est de l'ordre d'entrée des variables. Cette sensibilité du modèle peut être vérifiée soit en estimant le modèle pour différents ordres des variables, soit alors en s'assurant que la matrice des variances covariances de la forme réduite est

5. La décomposition de Cholesky consiste en la factorisation de la matrice des variances covariances de la forme réduite (Ω), de façon à pouvoir l'écrire comme le produit d'une matrice triangulaire inférieure (T), d'une matrice diagonale et de la transposée de (T). Il faut noter ici que la matrice (T), composée d'éléments non négatifs possède des (1) sur sa diagonale principale.

diagonale, ce à travers un test du multiplicateur de Lagrange (Greene, 2000) donné par : $LM = n\hat{\rho}^2 \implies \chi^2(1)$ avec $\hat{\rho}^2 = \frac{\hat{\omega}_{12}^2}{\hat{\omega}_1^2 \hat{\omega}_2^2}$.

Sous l'hypothèse nulle, la matrice des variances covariances est diagonale et (n) représente la taille de l'échantillon.

Compte tenu de tout ce qui précède, Inessa (2006) et Decker (2012) insistent sur l'ordre d'entrée des variables dans le modèle. Cet ordre doit se faire de la plus exogène à la moins exogène : d'où le test de causalité de Granger que nous menons entre nos variables d'intérêt.

2. Partant du fait que la décomposition de Cholesky impose arbitrairement des contraintes au niveau de la matrice des coefficients des variables endogènes qui annulent certains de ceux-ci, l'idée ici est d'obtenir des contraintes économiques au départ qui jouent le même rôle. Ces contraintes sont liées à des phénomènes d'ajustement lents tels que la diffusion progressive de l'information, les rigidités nominales ou l'existence de délais de réaction.

Les fonctions de réponses impulsionnelles (IRF) résument l'impact à la date $(t+s)$ sur une variable endogène d'un choc structurel unitaire à la date (t) . C'est le graphe des $\theta_{ij}^{(s)}$ par rapport à (s) . Ce graphe résume l'effet de la variation unitaire d'un choc structurel à la période (t) sur le niveau de y , $(t+s)$ périodes plus tard pour différentes valeurs de (s) . En partant de la forme structurelle moyenne mobile (SMA) de notre modèle à la période $(t+s)$:

$$\begin{bmatrix} y_{1t+s} \\ y_{2t+s} \\ \vdots \\ y_{6t+s} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_{11}^{(0)} & \theta_{12}^{(0)} & \theta_{13}^{(0)} \\ \theta_{21}^{(0)} & \theta_{22}^{(0)} & \theta_{23}^{(0)} \\ \theta_{31}^{(0)} & \theta_{32}^{(0)} & \theta_{33}^{(0)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t+s} \\ \varepsilon_{2t+s} \\ \vdots \\ \varepsilon_{6t+s} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_{11}^{(1)} & \theta_{12}^{(1)} & \theta_{13}^{(1)} \\ \theta_{21}^{(1)} & \theta_{22}^{(1)} & \theta_{23}^{(1)} \\ \theta_{31}^{(1)} & \theta_{32}^{(1)} & \theta_{33}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{6t} \end{bmatrix} + \dots$$

Nous obtenons les multiplicateurs dynamiques structurels suivant, par dérivation des SMA par rapport au terme d'erreurs de chaque équation :

$$\frac{\partial y_{1t+s}}{\partial \varepsilon_{1t}} = \theta_{11}^{(s)}, \quad \frac{\partial y_{1t+s}}{\partial \varepsilon_{2t}} = \theta_{12}^{(s)}, \quad \frac{\partial y_{1t+s}}{\partial \varepsilon_{3t}} = \theta_{13}^{(s)}$$

$$\frac{\partial y_{2t+s}}{\partial \varepsilon_{1t}} = \theta_{21}^{(s)}, \quad \frac{\partial y_{2t+s}}{\partial \varepsilon_{2t}} = \theta_{22}^{(s)}, \quad \frac{\partial y_{2t+s}}{\partial \varepsilon_{3t}} = \theta_{23}^{(s)}$$

$$\frac{\partial y_{3t+s}}{\partial \varepsilon_{1t}} = \theta_{31}^{(s)}, \quad \frac{\partial y_{3t+s}}{\partial \varepsilon_{2t}} = \theta_{32}^{(s)}, \quad \frac{\partial y_{3t+s}}{\partial \varepsilon_{3t}} = \theta_{33}^{(s)}$$

La variance de l'erreur de prévision traduit quant à elle le souci de déterminer la proportion de la variabilité de cette erreur dans la prévision d'une variable, sur la base de l'information disponible à la période (t) due (la proportion) à la variabilité des chocs

structurels dans l'intervalle de temps $[t, t + s]$. En d'autres termes, c'est la part de l'erreur commise en prévoyant par exemple y_{1t} qui est due à y_{2t} .

Pour cela, supposons la représentation de Wold suivante pour une prévision de y_t à $(t + s)$:

$$y_{t+s} = \mu + \mu_{t+s} + \Psi_1 \mu_{t+s-1} + \Psi_2 \mu_{t+s-2} + \dots + \Psi_{s-1} \mu_{t+1} + \Psi_s \mu_t + \Psi_{s+1} \mu_{t-1} + \dots$$

La meilleure prévision linéaire de y_t à $(t + s)$, sur la base de l'information disponible à (t) est donnée par :

$$\widehat{y}_{t+s/t} = \mu + \Psi_s \mu_t + \Psi_{s+1} \mu_{t-1} + \dots$$

Par conséquent, l'erreur de prévision est donnée par :

$$y_{t+s} - \widehat{y}_{t+s/t} = \mu_{t+s} + \Psi_1 \mu_{t+s-1} + \Psi_2 \mu_{t+s-2} + \dots + \Psi_{s-1} \mu_{t+1}$$

En faisant usage de la relation entre les erreurs de la forme structurelle et de ceux de la forme réduite, nous pouvons réécrire l'erreur de prévision en termes des innovations structurelles telle que :

$$y_{t+s} - \widehat{y}_{t+s/t} = B^{-1} \varepsilon_{t+s} + \Psi_1 B^{-1} \varepsilon_{t+s-1} + \dots + \Psi_{s-1} B^{-1} \varepsilon_{t+1} = \Theta_0 \varepsilon_{t+s} + \Theta_1 \varepsilon_{t+s-1} + \dots + \Theta_{s-1} \varepsilon_{t+1}$$

Equation par équation, nous pouvons alors réécrire notre erreur prévisionnelle :

$$\begin{bmatrix} y_{1t+s} - \widehat{y}_{1t+s/t} \\ y_{2t+s} - \widehat{y}_{2t+s/t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_{11}^{(0)} & \theta_{12}^{(0)} \\ \theta_{21}^{(0)} & \theta_{22}^{(0)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t+s} \\ \varepsilon_{2t+s} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \theta_{11}^{(s-1)} & \theta_{12}^{(s-1)} \\ \theta_{21}^{(s-1)} & \theta_{22}^{(s-1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t+1} \\ \varepsilon_{2t+1} \end{bmatrix}$$

En considérant la première équation, nous obtenons :

$$y_{1t+s} - \widehat{y}_{1t+s/t} = \theta_{11}^{(0)} \varepsilon_{1t+s} + \dots + \theta_{11}^{(s-1)} \varepsilon_{1t+1} + \theta_{12}^{(0)} \varepsilon_{2t+s} + \dots + \theta_{12}^{(s-1)} \varepsilon_{2t+1}$$

Puisque nous avons admis au départ que les termes d'erreurs du VAR structurel étaient des bruits blancs gaussiens de matrice de covariances diagonales, la variance de l'erreur de prévision peut s'écrire :

$$Var(y_{1t+s} - \widehat{y}_{1t+s/t}) = \sigma_1^2 [(\theta_{11}^{(0)})^2 + \dots + (\theta_{11}^{(s-1)})^2] + \sigma_2^2 [(\theta_{12}^{(0)})^2 + \dots + (\theta_{12}^{(s-1)})^2]$$

La proportion de $\sigma_1^2(s)$ due au choc sur l'innovation de l'équation du TIAO est :

$$\rho_{1,1}(s) = \frac{\sigma_1^2 [(\theta_{11}^{(0)})^2 + \dots + (\theta_{11}^{(s-1)})^2]}{\sigma_1^2(s)}$$

Par rapport au choc sur l'innovation de l'équation de l'inflation :

$$\rho_{1,2}(s) = \frac{\sigma_2^2[(\theta_{12}^{(0)})^2 + \dots + (\theta_{12}^{(s-1)})^2]}{\sigma_1^2(s)}$$

De la même manière, l'on peut obtenir la variance de l'erreur de prévision pour les deux autres variables.

4 Présentation des résultats

4.1 Construction des variables et examen de leurs propriétés statistiques

Le modèle portant sur données de panel, tous les traitements à opérer sur les séries sont par pays avant leur empilement. Pour ce qui est de l'écart de production, nous retenons celle construite par Mvondo (2013) et rappelons simplement la méthodologie adoptée. Les propriétés statistiques des séries notamment leur stationnarité est évaluée à l'aide de tests disponibles en données de panel.

4.1.1 *Estimation de l'écart de production*

Dans son étude Mvondo (2015) part du constat selon lequel les méthodes d'estimation du PIB potentiel et donc de l'écart de production peuvent être sériées en trois groupes (Citu et Twaddle 2003) :

- le premier groupe s'inspire des techniques des séries temporelles en vue d'en extraire la tendance ;
- le deuxième se propose d'isoler l'influence des effets structurels et cycliques sur le PIB à partir de la théorie économique et ;
- le troisième groupe, fait usage des données d'enquête en vue d'une inférence sur un excès de demande ou d'offre dans l'économie.

L'approche la plus utilisée dans les travaux selon lui demeure celle des techniques de séries temporelles notamment les filtres HP et de Kalman, du fait de l'indisponibilité des données d'enquête ou de données relatives aux variables de la fonction de production. Sur cette base et compte tenu des difficultés à implémenter le filtre de Kalman, il retient le filtre HP après corrections du biais de bout d'échantillonnage qui y apparaît généralement. Cette correction repose sur une prévision de la série à l'aide de l'équation ADF en vue d'allonger l'échantillon et élimine les bouts d'échantillon après application du filtre.

4.1.2 Estimation de l'écart de l'inflation à sa cible

En partant à nouveau de l'étude ci-dessus, nous construisons la série " écart de l'inflation à sa cible " en ôtant de la série à niveau de l'inflation, l'évolution de la trajectoire de la cible qui a été estimée.

4.1.3 Examen de la stationnarité des variables du modèle

Le tableau ci-dessous fait un résumé des résultats des différents tests et révèle principalement que ces variables sont stationnaires à niveau.

Tableau 1 – Test de racine unitaire sur les variables du modèle

Variables	Type de test	Levin, Lin & Chu	Breitung	Im, Pesaran & Shin	ADF	PP	Décision
<i>Ecart de l'inflation à sa cible</i>	Statistique	-7,936	-6,32	-6,3943	56,70	50,74	<i>Stationnaire à niveau</i>
	Probabilité	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	<i>Stationnaire à niveau</i>
<i>Ecart de production</i>	Statistique	-3,44	-2,415	-4,266	38,78	33,95	<i>Stationnaire à niveau</i>
	Probabilité	0,0003	0,0078	0,0000	0,0001	0,0007	<i>Stationnaire à niveau</i>
<i>TIAO</i>	Statistique	4,71736	-3,15666	-6,30716	59,4047	24,1035	<i>Stationnaire à niveau</i>
	Probabilité	1,0000	0,0008	0,0000	0,0000	0,0197	<i>Stationnaire à niveau</i>

Source :Elaboré par l'auteur.

A titre de rappel, les tests de Levin, Lin et Chu puis Breitung supposent une racine unitaire commune à tous les individus du panel, alors que les tests Im, Pesaran et Shin puis ADF et PP supposent une racine unitaire par individu. Tous ces tests ont conclu à l'absence de racine unitaire.

4.2 Test de causalité/exogénéité et ordre des variables dans le VAR en panel

Reprenant Gouriéroux et Monford (1995) sur le concept d'exogénéité, Lardic et Mignon (2002) soulignent dans le cadre d'un VAR(p) que le bloc de variables $(X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-p})$ est exogène par rapport au bloc de variables $(Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p})$ si le fait de rajouter le bloc X_t n'améliore pas significativement la détermination des variables Y_t . Il est alors question d'effectuer un test de restrictions sur les coefficients des variables X_t de la représentation VAR. Cette exogénéité devient stricte suivant Engle, Hendry et Richard (1983) si les valeurs à chaque période de la chronique X_t sont indépendantes des valeurs des

perturbations aléatoires de toutes les périodes : le concept de stricte exogénéité apparaît ainsi lié au concept de causalité à la Granger (1989)⁶. D'où son application à nos variables d'intérêt en vue de déterminer leur ordre d'entrée dans le PVAR.

Le tableau ci-dessous fourni les résultats du test de causalité entre nos variables d'intérêt. Ce test est destiné à donner un "sens économique" à l'identification opérée par la technique du Cholesky.

Les résultats du test sont les suivants :

Tableau 2 – Résultats du test de causalité entre les trois variables du modèle

Hypothèse nulle	Nombre d'observations	Statistique de Fisher	Probabilité
ECARTINF ne cause pas TIAO	156	1,24824	0,2656
TIAO ne cause pas ECARTINF		3,60317	0,0596
ECARTPROD ne cause pas TIAO	156	0,03094	0,8606
TIAO ne cause pas ECARTPROD		3,76458	0,0542
ECARTINF ne cause pas ECARTPROD	156	5,60809	0,0191
ECART PROD ne cause pas ECARTINF		0,00444	0,9470

Source :Elaboré par l'auteur.

L'examen du tableau 2 ci-dessus montre que la variable la plus exogène est le TIAO. A 6%, l'hypothèse nulle d'absence de causalité est rejetée, aussi bien pour ce qui est de sa relation avec l'écart de l'inflation à sa cible qu'avec l'écart de production. L'examen de la causalité entre l'écart de l'inflation à sa cible et l'écart de production révèle que c'est cette dernière qui cause la première à 5%.

Fort des conclusions des tests ci-dessus, l'ordre d'entrée des variables dans le modèle est le suivant : $TIAO \Rightarrow ECARTINF \Rightarrow ECARTPROD$.

Cet ordre d'entrée des variables nous permet de nous départir de la critique de Pedroni (2013) relative à la structure composite des innovations. En effet, la politique monétaire étant commune dans la zone, les innovations qui en découlent ne peuvent être alors que communes.

6. X cause Y si la prévision de Y fondée sur la connaissance des passées conjoints de ces deux variables (X_{t-1} et Y_{t-1}) est meilleure que la prévision fondée sur la seule connaissance du passée de Y . Formellement :

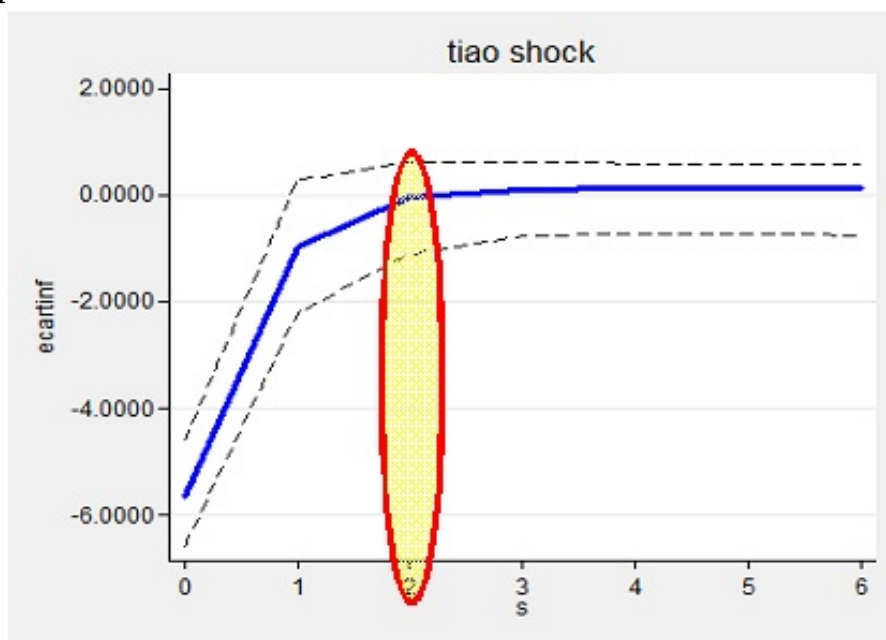
- X cause Y à la date t si : $E[Y_t|Y_{t-1}, X_{t-1}] \neq E[Y_t|Y_{t-1}]$;
- X cause instantanément Y à la date t si : $E[Y_t|Y_{t-1}, X_t] \neq E[Y_t|Y_{t-1}, X_{t-1}]$;
- X ne cause pas Y à la date t si : $V_\varepsilon[Y_t|Y_{t-1}, X_{t-1}] = V_\varepsilon[Y_t|Y_{t-1}]$.

V_ε désigne la matrice des variances-covariances de l'erreur de prévision.

4.3 Les fonctions de réaction et la longueur des délais d'action de la monnaie sur l'écart de l'inflation à sa cible

Comme annoncé ci-dessus, l'horizon optimal de la cible d'inflation est évalué par le temps nécessaire à la politique monétaire pour annuler l'écart de l'inflation à cette cible. D'où l'examen de la réaction de l'écart de l'inflation à sa cible au taux directeur de la BEAC ci-dessous :

Graphique 2 – Réaction de l'écart de l'inflation à sa cible à un choc sur le TIAO



Source : Auteur avec les données de la BEAC.

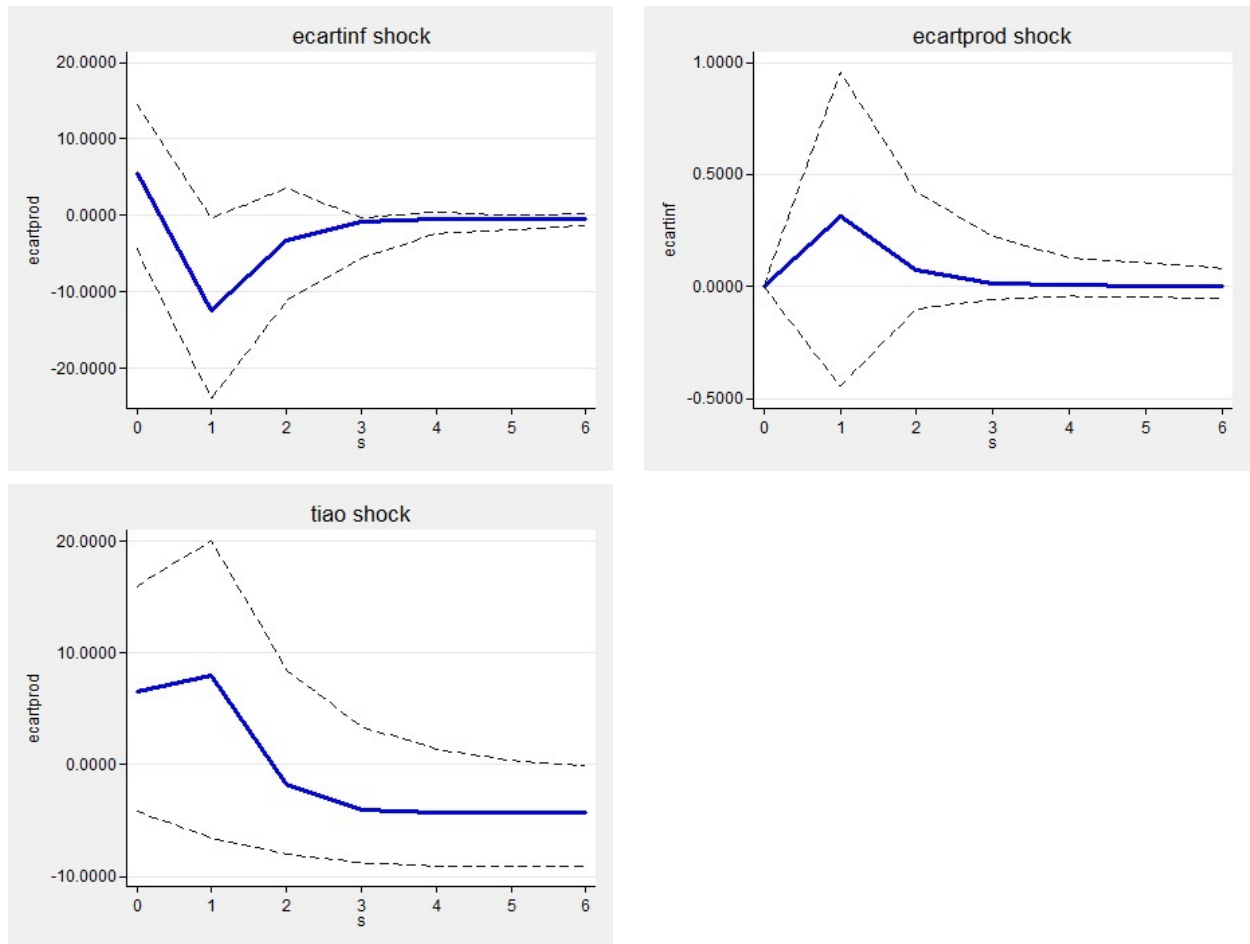
L'observation du graphique 2 ci-dessus montre, sous réserve de la validité de la procédure d'estimation, que l'horizon optimal de la cible d'inflation est de deux (02) ans. Ainsi, à la suite d'un choc (offre ou demande) ayant écarté l'inflation de sa cible, les autorités monétaires disposent de deux années pour annuler cet écart. Des délais plus courts pourraient se traduire par une décélération de l'activité économique et, des délais plus long par une déstabilisation du secteur financier. Ces effets seraient la résultante d'une politique de communication non respectée autour de la cible d'inflation et son horizon ; les anticipations d'inflation des opérateurs économiques et financiers se trouvant biaisées.

Mishkin (2000) propose alors d'établir des cibles d'inflation deux ans à l'avance : ce qui implique que la cible de l'année en cours aurait été arrêtée deux ans auparavant et coexisterait avec celle de l'année à venir, définie elle aussi deux ans à l'avance. Dans un tel contexte poursuit-il, les autorités pourraient faire varier la cible d'une année à l'autre,

pour éviter que les chocs subis par l'économie, spécialement les chocs d'offre, n'entraînent des fluctuations excessives de la production. Ce système de cibles pluriannuelles introduit en définitive une approche gradualiste de la cible d'inflation à long terme notamment lorsque les chocs que subit l'économie portent le taux d'inflation à s'écarter de celle-ci.

Par ailleurs, sous réserve de la validité de la procédure d'identification adoptée, nous pouvons examiner les principales fonctions de réaction du modèle.

Graphique 3 – Examen de la réaction des variables aux principaux chocs

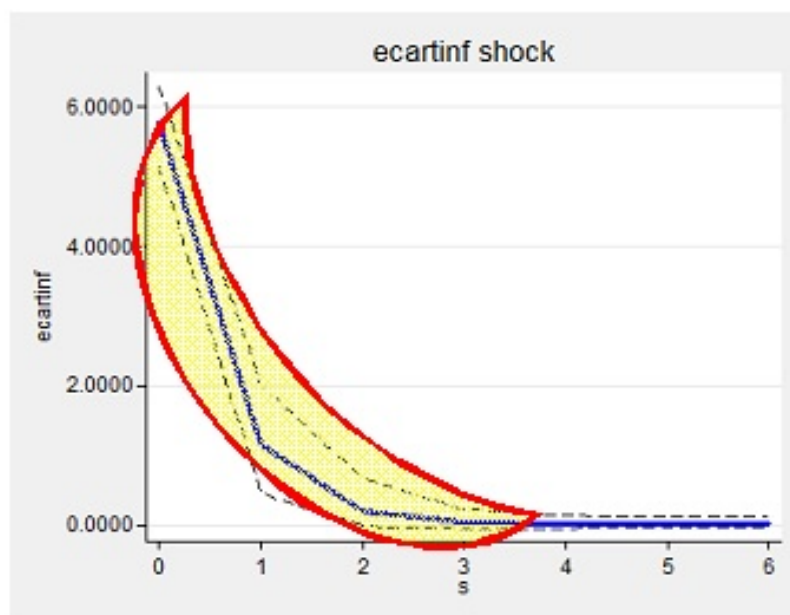


Source : Auteur avec les données de la BEAC.

De l'examen des fonctions de réaction ci-dessus, il apparaît que l'écart de production réagi plus amplement à un choc sur l'écart de l'inflation que la réciproque. De même, l'écart de production réagi aux chocs sur le TIAO, redonnant ainsi une place aux impulsions monétaire dans le lissage de la conjoncture.

Enfin, la persistance de l'écart de l'inflation à sa cible peut être examinée à partir du graphique ci-dessous, représentant la réaction de l'écart de l'inflation à sa cible.

Graphique 4 – Examen de la persistance de l'écart de l'inflation à sa cible



Source : Auteur avec les données de la BEAC.

L'examen du graphique 4 ci-dessus montre qu'à la suite d'un choc endogène, l'écart de l'inflation exhibe une persistance à même d'atténuer les effets de la politique monétaire. Ainsi, le degré et l'amplitude de la persistance révèlent une inertie (3 ans) se situant au-delà des délais d'action de la politique monétaire (2 ans). Il apparaît alors nécessaire d'examiner le pourcentage de variation de l'écart de l'inflation attribuable à la politique monétaire.

4.4 La décomposition de la variance et la contribution de la politique monétaire à la dynamique de l'écart de l'inflation à sa cible

Le tableau ci-dessous fournit la décomposition historique de la variance des variables. Suivant les sorties de régression obtenues, c'est le pourcentage de variation de la variable en ligne expliqué par la variable en colonne. Les résultats sont donnés sur dix puis vingt périodes en vue des comparaisons.

Tableau 3 – Décomposition historique de la variance des variables

	Nombre de périodes	TIAO	ECARTINF	ECARTPROD
TIAO	10	0,99263014	0,00681151	0,00055835
ECARTINF	10	0,48506498	0, 51339043	0,00154459
ECARTPROD	10	0,03448183	0, 02935714	0,93616103
TIAO	20	0,99199737	0,00739138	0,00061126
ECARTINF	20	0,4859323	0,51252459	0,00154311
ECARTPROD	20	0,05374641	0, 02893124	0,91732236

Source :Elaboré par l'auteur.

L'examen du tableau 3 ci-dessus nous révèle trois faits, aussi bien à dix qu'à vingt périodes :

- la politique monétaire contribue à l'explication de 48% de la dynamique de l'écart de l'inflation à sa cible. Ainsi, à la suite d'une innovation d'un écart-type sur le TIAO, l'on doit s'attendre à une contraction de l'écart de l'inflation à sa cible de la moitié du niveau constaté ;
- La persistance de l'inflation s'élève à 51% de sa dynamique. Comme résultante, l'écart de production ne contribue qu'à 1% à la dynamique de l'inflation ;
- Le TIAO, principal instrument de politique monétaire de la BEAC comporte beaucoup d'inertie, soit 99%. Ainsi, par identification à une règle de Taylor, l'ajustement optimal et donc le pouvoir contracyclique se situerait à 1%.

Conclusion

En vue de contribuer à l'ancrage des anticipations et en définitive à la crédibilité de la politique monétaire dans la CEMAC, ce papier s'est proposé de déterminer un horizon optimal de la cible d'inflation. Le VAR en panel qui a été estimé sur données des six économies de la zone a montré que le temps nécessaire pour que la politique monétaire ramène l'inflation observée au niveau de sa cible est de 2 ans. Cette dernière contribuerait à 48% à la dynamique de l'inflation, son inertie s'élevant à 51%.

Références

- [1] ANDERSON T. W., C. HSIAO (1981) : "Estimation of Dynamic Models with Error Components", *Journal of American Statistical Association*, 76, pp. 598-606.
- [2] ARELLANO M., S. BOND (1991) : "Some Tests of Specification for Panel Data : Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*.
- [3] BASANT-ROI M., R. MENDES (2006) : "Should Central Banks Adjust Their Target Horizons in Response to Housing-Price Bubbles?", *document de travail*, Banque du Canada.
- [4] BATINI N., E. NELSON (2000) : "Optimal horizons for inflation targeting", *Working Papers*, Bank of England.
- [5] BATINI, N., A. G. HALDANE (1999) : "Forward-looking rules for monetary policy", in Taylor, J B (ed), *Monetary Policy Rules*, *University of Chicago Press*, pages 157-92.
- [6] BIKAI J. L., G. A. KENKOUO (2015) : "Analyse et évaluation des canaux de transmission de la politique monétaire dans la CEMAC : une approche SVAR et SPVAR", *BEAC Working Paper 02/15*.
- [7] CANOVA F., M. CICARELLI (2006) : "Estimating Multi-Country VAR Models", *Working Paper Series*, n° 603, European Central Bank.
- [8] CANOVA F., M. CICARELLI (2013) : "Panel Vector Autoregressive Models : A Survey", *Working Paper Series*, European Central Bank.
- [9] CAYEN J.-P., CORBETT A., P. PERRIER (2006) : "An Optimized Monetary Policy Rule for TOTEM", *Document de Travail*, Banque du Canada.
- [10] CICCARELLI M., ORTEGA E., M. T. VALDERRAMA (2012) : "Heterogeneity and Cross-Country Spillovers in Macroeconomic-Financial Linkage", *Paper in Progress*, European Central Bank.
- [11] CITU F., J. TWADDLE (2003) : "The Output Gap and its Role in Monetary Policy Decision-making", *Reserve Bank of New Zealand Bulletin*, vol. 66, n°1.
- [12] COLETTI D., SELODY J., C. WILKINS (2006) : "Une nouvelle analyse de l'horizon de la cible d'inflation", *Revue de la Banque du Canada*.
- [13] DECKER R. (2012) : "A Note on the Helmer Transformation", *Mimeo*.
- [14] DECKER R. (2012) : "pvar2.ado - package for estimating panel VAR (panel vector auto-regressions)", *A Modified Version of Inessa and Zicchino .ado file*.
- [15] ENGLE R. F., HENDRY D. F., J. F. RICHARD (1983) : "Exogeneity", *Econometrica*, 51, 277-304.
- [16] GOURIÉROUX C., A. MONFORD (1995) : *Séries temporelles et modèles dynamiques*, Economica.

- [17] GRANGER C. W. J. (1969) : "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, 36, 424-438.
- [18] HOLZ-EAKIN D., NEWEY W., H. ROZEN (1988) : "Estimating Vector Auto Regressions with Panel Data", *Econometrica*, 56, 1371-95.
- [19] INESSA L., L. ZICCHINO (2006) : "Financial Development and Dynamic Investment Behavior : Evidence from Panel Vector", *The Quaterly Review of Economics and Finance*.
- [20] KOULET-VICKOT M. (2002) : "Analyse d'une relation cointégrante de demande de monnaie de la CEMAC", BEAC, *Note d'Etudes et de REcherche*, n°2.
- [21] LARDIC S., V. MIGNON (2002) : *Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières*, Economica.
- [22] MCCALLUM B., T. E. NELSON (1999) : "Nominal income targeting in an open-economy optimising model", *Journal of Monetary Economics*, vol 43(3), pages 553-78.
- [23] MIALOU A. (2009) : "Existe-t-il une demande de monnaie de type monétariste dans les pays de la zone CEMAC?", *BEAC Note d'Etudes et de Recherche*, n°1.
- [24] MISHKIN F. (2000) : "Réflexions sur la poursuite des cibles en matière d'inflation", *Fonds Monétaire International*.
- [25] MOUNKALA U. E. (2015) : "Estimation d'une fonction de demande de monnaie dans la CEMAC", *BEAC Working Paper*, n°01/15.
- [26] MVONDO E. T. (2015) : "De la pertinence d'une cible d'inflation dans la CEMAC", *BEAC Working Paper*, n°05/15.
- [27] PEDRONI P. (2013) : "Structural Panel VARs", *Econometrics*, 2, 180-206.
- [28] SAXEGAARD M. (2006) : "Excess Liquidity and Effectiveness of Monetary Policy : Evidence from Sub-saharan Africa", *Working Paper*, n° 115, IMF, pp 1-52.

Annexes

Annexe 1 : De l'équivalence entre transformation d'Helmer sur données à niveau et sur données en écart à la moyenne

La transformation d'Helmer est une similitude permettant de passer d'un système de coordonnées à un autre, en minimisant l'écart quadratique moyen entre les positions des points connus dans le système cible et leurs transformées depuis le système source. Elle nécessite donc de disposer d'un nombre suffisant de points connus dans les deux systèmes. Cette transformation peut s'analyser comme la succession de trois transformations : une rotation, une translation, et une homothétie (dont le rapport peut s'interpréter comme une variation d'échelle).

Par opposition aux transformations affines, une transformation d'Helmert conserve les propriétés géométriques d'un nuage de points. Une notion qui est classiquement démontrée par le fait que la transformée du barycentre d'un nuage de point est le barycentre des points transformés. C'est ce qui justifie son utilisation en vue d'éliminer les effets fixes dans la procédure d'estimation du VAR en panel.

Le calcul des composantes de la rotation se fait en recherchant les angles qui minimisent dans le système cible la somme des carrés des distances entre les points connus et leurs homologues issus de la transformation ; de ce fait, elle peut être vu comme un cas particulier de la méthode des moindres carrés.

Pour son application en données de panel, l'on considère un échantillon de variables x_{it} où (i) représente les individus et (t) le temps, avec $t \in \{1, 2, \dots, T\}$. L'on définit en outre la moyenne sur temps par individu telle que : $\bar{x}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it}$. La transformation d'Helmer

de variable x_{it} est fournie par : $x_{it}^H = \sqrt{\frac{T-t}{T-t-1}} \left(x_{it} - \frac{1}{T-t} \sum_{n=t+1}^T x_{in} \right)$

Si par contre l'on retranche à la variable x_{it} sa moyenne comme le conseille Inessa (2001) avant application de la transformation d'Helmer, la nouvelle valeur obtenue est : $\tilde{x}_{it} = x_{it} - \bar{x}_i$. Decker (2012) applique à cette nouvelle variable la transformation ci-dessus et obtient :

$$\begin{aligned}
x_{it}^H &= \sqrt{\frac{T-t}{T-t-1}} \left(\tilde{x}_{it} - \frac{1}{T-t} \sum_{n=t+1}^T \tilde{x}_{in} \right) \\
&= \sqrt{\frac{T-t}{T-t-1}} \left(x_{it} - \bar{x}_i - \frac{1}{T-t} \sum_{n=t+1}^T (x_{in} - \bar{x}_i) \right) \\
&= \sqrt{\frac{T-t}{T-t-1}} \left(x_{it} - \bar{x}_i - \frac{1}{T-t} \sum_{n=t+1}^T x_{in} + \frac{1}{T-t} \sum_{n=t+1}^T \bar{x}_i \right) \\
&= \sqrt{\frac{T-t}{T-t-1}} \left(x_{it} - \bar{x}_i - \frac{1}{T-t} \sum_{n=t+1}^T x_{in} + \frac{1}{T-t} (T-t) \bar{x}_i \right) \\
&= \sqrt{\frac{T-t}{T-t-1}} \left(x_{it} - \frac{1}{T-t} \sum_{n=t+1}^T x_{in} \right) \\
x_{it}^H &\Rightarrow \tilde{x}_{it}^H
\end{aligned}$$

Annexe 2 : Résultats de l'estimation de la forme réduite du modèle par les GMM

Variables du modèle : TIAO – ECARTINF – ECARTPROD				
Périodes : 1986 – 2012				
Nombre de pays : 6				
Nombre d'observations : 150				
Nombre de retards : 01				
EQ1: dep.var : h_tiao		b_GMM	se_GMM	t_GMM
	L.h_tiao	0,98355827	0,04388251	22.413445
	L.h_ecartinf	0,0108578	0,00847216	1.2815858
	L.h_ecartprod	0,00021511	0,00096422	0,22308762
EQ2: dep.var : h_ecartinf		B_GMM	se_GMM	t_GMM
	L.h_tiao	0,14776353	0,38891465	0,3799382
	L.h_ecartinf	0,19791908	0,07411792	2,6703271
	L.h_ecartprod	0,00397093	0,00578262	0,68670043
EQ2: dep.var : h_ecartinf		B_GMM	se_GMM	t_GMM
	L.h_tiao	-4,8842463	3,598208	-1,3574108
	L.h_ecartinf	-2,1786861	1,1903039	-1,8303612
	L.h_ecartprod	0,03376511	0,29666833	0,11381435

Système exactement identifié

Matrice symétrique (uu):

$$\begin{pmatrix} 0,85 & 0 & 0 \\ -5,18 & 65,35 & 0 \\ 5,97 & -4,97 & 6341,55 \end{pmatrix}$$

Matrice des corrélations des résidus :

	u ₁	u ₂	u ₃
u ₁	1,000		
u ₂	-0,6989 (0,0000)	1,000	
u ₃	0,0817 (0,3203)	0,0069 (0,9332)	1,000

Annexe 3 : Les fonctions de réponses impulsionnelles du modèle

