

BEAC

Banque des Etats de
l'Afrique Centrale



BEAC Working Paper

- BWP N° 01/25 -

Évaluation du taux d'intérêt naturel dans la CEMAC

Evrard Ulrich MOUNKALA

Docteur en sciences économiques

Direction des Etudes, de la Recherche, des Statistiques
et des Relations Internationales

Mounkala@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 do not necessarily represent the views of the Bank of Central Africa States.

**LA DIRECTION DES ETUDES, DE LA RECHERCHE, DES STATISTIQUES ET DES RELATIONS
INTERNATIONALES**

Évaluation du taux d'intérêt naturel dans la CEMAC

Evrard Ulrich MOUNKALA, Ph.D

3 mars 2025

Résumé

Dans ce papier, nous traitons du problème de la détermination d'une mesure du taux d'intérêt neutre dans la CEMAC à l'effet de fournir à l'autorité monétaire une mesure de l'orientation *ex post* de la politique monétaire de la BEAC, en s'appuyant sur le modèle proposé par Lewis & Vazquez-Grande (2018). Ainsi, à l'aide des données de la CEMAC sur la période 1991Q1-2024Q4, les résultats obtenus fournissent un taux d'intérêt neutre médian déterminé fondamentalement par des facteurs hors-croissance potentielle du PIB, qui comme pour les petites économies ouvertes, s'inscrit sur une tendance globalement décroissante, moins pentue toutefois pour la CEMAC. L'orientation de la politique monétaire de la BEAC qui en découle met particulièrement en évidence un caractère restrictif depuis 2019Q3 qui est cohérent avec ses objectifs de consolidation de ses réserves de change et de mitigation de l'inflation apparue en 2021 à la suite de la crise de la covid-19.-

Abstract

In this paper, we address the problem of determining a measure of the neutral interest rate in the CEMAC in order to provide the monetary authority with an indicator of the the BEAC's *ex post* monetary policy stance, based on the model proposed by Lewis & Vazquez-Grande (2018). Using CEMAC data over the period 1991Q1-2024Q4, our results provide a median NIR that is fundamentally determined by factors other than potential GDP growth, and which, as for small open economies, follows an overall downward trend, albeit less steeply for the CEMAC. The BEAC's resulting monetary policy stance has been particularly restrictive since 2019Q3, in line with its objectives of consolidating its foreign exchange reserves and mitigating inflation that emerged in 2021 after the covid-19 crisis.-

Classification JEL : E31, E43, E52.

1 Introduction

Dans la Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC), les médias, dans leurs reprises des communiqués de presse de chaque session du Comité de Politique Monétaire (CPM) font fréquemment référence à l'orientation restrictive ou expansionniste ou encore neutre de la politique monétaire décidée au cours desdites sessions. Si une telle appréciation est essentielle aussi bien pour les autorités monétaires que pour les observateurs comme le souligne De Doncker & al. (2003), que ce soit d'un point de vue général que d'un point de vue spécifique à une zone monétaire, l'exercice d'une évaluation de l'orientation de la politique monétaire est rendu difficile par la complexité doublée du caractère changeant de l'environnement dans lequel opère celle-ci. Le caractère indirect de l'action de la politique monétaire dont les délais d'impact sur les sphères réelle et financière et sur les prix sont relativement longs, et la grande distance qui existe entre les instruments et les objectifs de cette politique, au nombre desquels la stabilité des prix et la stabilisation de l'économie sont également d'autres facteurs contribuant à cette difficulté.

A l'effet de lever un tant soit peu cette difficulté, De Doncker & al. présente une série d'indicateurs de mesure¹ dont (*i*) la déviation de la masse monétaire par rapport à sa trajectoire tendancielle, (*ii*) les indices des conditions monétaires, (*iii*) les règles de politique monétaire voire les fonctions de réaction des banques centrales issues de problèmes d'optimisation de fonctions de perte de l'autorité monétaire par rapport à ses objectifs, (*iv*) les anticipations d'inflation à moyen et long termes (5 ou 10 ans) qui pourraient découler de la mesure du point mort de l'inflation² ou des enquêtes auprès des professionnels de la finance, et (*v*) le taux d'intérêt réel à court terme, dont la détermination est rendue ardue du fait de la multiplicité des mesures de prix utilisables comme déflateur du taux nominal et de l'incertitude caractérisant chacune d'elles.

S'agissant particulièrement du taux d'intérêt réel à court terme, il serait intéressant pour la CEMAC dans la mesure où, pour décrire l'orientation de la politique monétaire,

1. Pour une revue exhaustive des indicateurs mentionnés et de leurs spécificités respectives en termes de construction, d'avantages, d'inconvénients, d'interprétation et de limites, la lecture du papier est recommandée.

2. Le point mort de l'inflation est déduit de l'écart entre les taux de rendement des obligations nominales à 10 ans et des taux de rendement des obligations indexées de même durée émise par l'Etat.

relève De Doncker & al. (2003), il est tout à fait naturel de partir des instruments utilisés par la banque centrale. A ce propos, depuis la troisième génération de réformes de sa politique monétaire en 2018, la BEAC utilise désormais des instruments de politique monétaire synthétisés par le taux d'intérêt des appels d'offres - TIAO, son principal taux directeur. Par extension, l'évolution des taux d'intérêt à très court terme du marché monétaire de la CEMAC peut être pour l'essentiel considérée comme le reflet de l'action de la Banque Centrale.

Le choix du taux d'intérêt réel à court terme étant pertinent pour l'analyse, c'est davantage son écart par rapport à son niveau *naturel* qui est l'indicateur de référence dans l'appréciation de l'orientation de la politique monétaire (Mésonnier, 2005). Dès lors, tout l'enjeu de l'exercice consiste à rechercher une mesure fiable pour calculer le niveau naturel du taux d'intérêt réel. D'un point de vue historique, il peut être remarqué que le concept de taux d'intérêt *naturel* a été vulgarisé dans Wicksell (1936), une traduction de son ouvrage initial édité en 1898, par R.F. Kahn, lorsqu'il écrivit :

Il existe un certain taux d'intérêt sur les prêts qui est neutre par rapport aux prix des marchandises et qui ne tend ni à les augmenter ni à les diminuer. Ce taux est nécessairement le même que celui qui serait déterminé par l'offre et la demande si l'argent n'était pas utilisé et si tous les prêts étaient effectués sous la forme de biens d'équipement réels.

Il est intéressant de noter que dans la conception wicksellienne, le taux d'intérêt *naturel* ou taux d'intérêt *neutre* est indépendant de la monnaie, donc de la politique monétaire.

Par la suite, d'autres définitions du taux d'intérêt naturel ont été proposées dans la littérature économique. Selon Bomfim (1997), le taux d'intérêt naturel est le taux d'intérêt réel de court terme qui est compatible avec l'output convergeant vers son niveau potentiel, c'est-à-dire le niveau de l'output compatible avec une inflation stable. De ce point de vue relève Laubach & Williams (2001), le taux d'intérêt naturel représente le taux réel à moyen terme qui servirait d'« ancre » pour la conduite de la politique monétaire et correspondrait à l'ordonnée à l'origine dans les règles de type Taylor.

Woodford (2003), dans l'appareillage Néo-keynésien des modèles DSGE³ par exemple, définit le taux d'intérêt neutre comme le taux d'intérêt d'équilibre qui prévaudrait en l'absence de rigidités nominales, c'est-à-dire quand les prix (et les salaires) sont complètement

3. *Dynamic Stochastic General Equilibrium models.*

flexibles. L'absence de rigidités des prix fait que ce concept de taux d'intérêt naturel ôte toute pertinence à la politique monétaire. Cette définition met également en exergue l'indépendance du taux d'intérêt neutre de la politique monétaire comme indiqué précédemment par Wicksell (1936). Pour Holston & al. (2017), le concept de taux d'intérêt naturel estimé dans les modèles DSGE est défini comme le taux d'intérêt réel qui atteint la stabilité des prix période après période, et qui est de ce fait considéré comme une combinaison linéaire stationnaire des chocs transitoires sur la technologie et les préférences des agents économiques. Plus récemment enfin, Brubakk & al. (2018) définit le taux d'intérêt naturel comme le niveau du taux d'intérêt réel cohérent avec l'output à son niveau potentiel et le taux d'inflation à son niveau cible, après que toutes les perturbations cycliques se soient dissipées, normalement entre 5 et 10 ans. Il précise par ailleurs que leur définition du taux d'intérêt naturel est aussi équivalente avec le taux d'intérêt réel qui équilibre le marché des capitaux à moyen et long terme.

Une fois le concept de taux d'intérêt naturel ou taux d'intérêt neutre ou encore taux d'intérêt réel d'équilibre défini, l'appréciation ex post de l'orientation de la politique monétaire se fait, comme souligné plus haut, à partir de la mesure de l'écart entre le taux d'intérêt réel à court terme et le taux d'intérêt naturel. Ainsi, l'orientation de la politique monétaire est dite *expansionniste* (resp. *restrictive*) si cet écart est positif (resp. négatif) ou en d'autres termes, si le taux d'intérêt réel à court terme est au-dessus (resp. au-dessous) du taux d'intérêt naturel. Elle est dite *neutre* en cas d'écart nul, c'est-à-dire d'égalité des deux taux d'intérêt.

L'opérationnalisation de cette démarche pour évaluer l'orientation de la politique monétaire est rendue difficile par le caractère inobservable du taux d'intérêt naturel, dont la détermination nécessite alors de recourir à un mix d'hypothèses identifiantes et de techniques quantitatives d'extraction de signal. Dès lors, l'objectif de cette réflexion sur l'économie de la CEMAC est de déterminer une mesure du taux d'intérêt naturel devant permettre dorénavant à l'autorité monétaire et aux médias d'évaluer empiriquement l'orientation de la politique monétaire décidée par la BEAC à l'issue des sessions de son Comité de Politique Monétaire.

La suite de ce papier passe succinctement en revue quelques travaux de même nature réalisés dans d'autres banques centrales (1) afin d'en dégager une spécification d'un modèle théorique implémentable sur l'économie de la CEMAC (2), et pour lequel la stra-

tégie d'estimation empirique sur les données économiques pertinentes sera présentée (3). La quatrième section sera consacrée à la présentation et la discussion des résultats de l'évaluation ex post de l'orientation de la politique monétaire de la BEAC sur la période d'analyse. La dernière section conclut cette étude.

2 Revue succincte de la littérature

La détermination empirique du taux d'intérêt naturel ou d'équilibre ou neutre fait l'objet d'une littérature abondante parmi les banques centrales qui, afin d'accroître et de renforcer la crédibilité de leur engagement d'atteindre leur(s) objectif(s) final(s), communiquent abondamment sur la conduite et surtout l'orientation de leurs politiques monétaires respectives. Pour ce faire, il leur est impératif de disposer d'au moins une mesure du taux d'intérêt naturel. C'est en relation avec cette nécessité que depuis la contribution séminale de Laubach & Williams (2003), plusieurs auteurs ont procédé à des mesures du taux d'intérêt neutre des banques centrales dans le monde⁴ avec différentes approches méthodologiques.

D'une manière générale, les approches mobilisées dans les différents travaux théoriques et empiriques sur l'estimation du taux d'intérêt neutre peuvent être rangées en trois principales catégories, ainsi que l'a noté Fuentes & Gredig (2007), à savoir, (i) les approches adossées à la théorie économique pure, (ii) les approches extrayant le taux d'intérêt naturel implicitement dans le prix des actifs financiers, et (iii) les approches s'appuyant sur des modèles d'économétrie des séries temporelles.

S'agissant premièrement des approches adossées à la théorie économique pure, deux sous-catégories se dégagent, avec d'une part les approches semi-structurelles, et d'autre part les modèles *DSGE*. En ce qui concerne les approches semi-structurelles, elles remontent à la contribution pionnière de Laubach & Williams (2001), qui a été régulière-

4. Sans être exhaustif, il peut être cité notamment Laubach & Williams (2003) sur le Canada, les Etats-Unis et l'Europe; Mésonnier (2005) sur la Banque Centrale Européenne; Fuentes & Gredig (2007) sur la Banque du Chili; Lubik & Matthes (2015), revisité dans Lubik & Matthes (2023), sur la *Federal Reserve* américaine; Brubakk & al. (2018) sur la Banque de Norvège; Wynne & Zhang (2018) sur l'économie globale; Lee & al. (2020) sur les Banques du Japon et de Corée du Sud; Céspedes & Coria (2021) sur la Banque de Bolivie; Dahlberg (2023) et Buncic (2024) sur la Sveridge Riksbank; et Maka (2023) sur la Banque du Brésil.

ment revisitée dans Laubach & Williams (2003), Laubach & Williams (2016) et Holston & al. (2017), pour en affiner le cadre théorique de modélisation du taux d'intérêt naturel comme un processus temporellement variable puis, plus récemment dans Holston & al. (2023), pour y intégrer l'incidence de la pandémie de la Covid-19⁵ sur la conduite de la politique monétaire par les banques centrales. Les approches relevant de cette sous-catégorie combinent la référence à un petit modèle semi-structurel simple de l'économie avec un filtre statistique, en l'occurrence le filtre de Kalman, pour en extraire la mesure du taux d'intérêt neutre défini comme le taux d'intérêt réel orienté vers la stabilité des prix à moyen terme, tout en permettant la prise en compte de ses fluctuations lentes, note Mésonnier (2005). A quelques variantes et hypothèses spécifiques supplémentaires apportées au cadre séminal de Laubach & Williams (2001), plusieurs travaux à sa suite peuvent être classés dans cette sous-catégorie, dont Pescatori & Turunen (2016) qui utilise des priors assez resserrés des paramètres de certaines composantes inobservées et apportent quelques aménagements tels qu'une estimation de l'output gap hors du modèle, l'introduction de taux d'intérêt fictifs pour faciliter la prise en compte de la borne inférieure à zéro et des données sur l'épargne et l'incertitude économique devant sous-tendre la composante hors-croissance du taux d'intérêt naturel; Johannsen & Mertens (2018) qui introduit une volatilité stochastique et une limite inférieure effective aux taux d'intérêt aussi bien dans les équations des variables observées que dans celles des composantes inobservables, tout en maintenant l'hypothèse de marche aléatoire gouvernant la dynamique du taux de croissance potentiel de l'output; et Kiley (2020) qui retire la dépendance de r^* du taux de croissance potentiel pour en identifier la composante résiduelle, à savoir les autres déterminants hors-croissance réelle. Il convient de souligner que nombre de travaux empiriques régulièrement réalisés dans les banques centrales se rangent dans cette sous-catégorie.

Dans la sous-catégorie des modèles *DSGE*, il peut être cité Woodford (2003), Giammarioli & Valla (2004), Barsky & al. (2014) et Okazaki & Sudo (2018), qui s'appuyant sur le modèle néo-keynésien, intègrent directement la détermination du taux d'intérêt neutre en démontrant qu'il y est lié aux fondamentaux économiques tels que les chocs

5. Benigno & al. (2024) a également mené une réflexion dans cette optique pour voir comment les modifications incidentes de la Covid-19 sur l'équilibre épargne-investissement conjuguées avec un environnement plus inflationniste, qui a suscité une forte réaction de la politique monétaire, peuvent avoir été des facteurs d'augmentation du taux d'intérêt naturel (r^*) et de ses perceptions.

de productivité ou les changements dans les préférences des consommateurs ; Gali (2008) qui part du modèle de croissance néoclassique pour illustrer l’ancrage théorique du modèle semi-structurel proposé dans Laubach & Williams (2003) ; mais aussi Canzoneri & al. (2015) qui examine deux modèles *DSGE* dont un modèle standard et un autre dans lequel les obligations d’État fournissent des liquidités pour l’analyse des mouvements soutenus du taux d’intérêt naturel induits par les chocs budgétaires ; Lewis & Vazquez-Grande (2018) avec la prise en compte de chocs transitoires ; Andrade & al. (2019) dans un cadre d’optimalité du ciblage d’inflation ; Neri & Gerali (2019) dans un *DSGE* de taille médiane présentant un riche assortiment de chocs cohérents avec les explications avancées dans la littérature pour sous-tendre la tendance séculaire à la baisse des taux d’intérêt ; et Lopez-Salido & al. (2020) avec le rôle des anticipations d’inflation.

Dans la deuxième catégorie des travaux qui extraient le taux d’intérêt naturel de façon implicite dans les prix des actifs financiers, il peut être mentionné Hordahl & Tristani (2014), qui développe un modèle de structure des taux utilisant des informations sur l’ensemble des échéances des obligations afin d’en déduire la trajectoire des taux d’intérêt futurs attendus et la prime à terme qui compense le risque de détention d’obligations à long terme ; Krustev (2019), qui étend le modèle de Laubach & Williams (2003) en y introduisant un rôle explicite pour le cycle financier dans l’estimation conjointe des taux d’intérêt naturels, du chômage et de la production, ainsi que du taux de croissance durable de l’économie américaine ; et Ajevskis (2020) qui estime le taux d’intérêt naturel à l’aide d’un modèle de structure à terme d’un taux d’intérêt fictif conjugué avec des informations sur les rendements nominaux dans la Zone euro. Enfin, le travail de Del Negro & al. (2017) est à cheval sur cette deuxième catégorie et la sous-catégorie précédente des modèles *DSGE*.

La troisième catégorie enfin regroupe les approches qui utilisent l’économétrie des séries temporelles pour en extraire le taux d’intérêt naturel. Dans cette catégorie l’on peut retenir Lubik & Matthes (2015), qui utilise la modélisation vectorielle autorégressive avec des paramètres temporellement variables (*TVP-VARs*⁶) sur un système à trois endogènes dont le taux d’inflation, le taux de chômage et le taux d’intérêt nominal. De ce fait, en recourant à une estimation bayésienne des paramètres temporellement variables du modèle,

6. Cette technique de modélisation a été introduite en macroéconomie par Cogley & Sargent (2001) et Primiceri (2005) pour permettre l’exploration de davantage de relations non-linéaires dans le modèle.

le taux d'intérêt neutre est alors extrait à partir de restrictions identifiantes sur l'impact nul à long-terme des grandeurs nominales sur les grandeurs réelles. La spécification du modèle espace-état de Holston & al. (2017), estimé avec un filtre de Kalman, relève aussi de cette catégorie. A leur suite, plusieurs travaux ont utilisé l'une ou l'autre voire ces deux approches pour mesurer le taux d'intérêt naturel dans différentes économies, au nombre desquels (i) Brubakk & al. (2018) sur l'économie norvégienne, avec les deux approches et pour variables endogènes le taux de croissance réelle, le taux d'inflation et le taux d'intérêt réel - correspondant au taux directeur de la Banque de Norvège à 3 mois minoré du taux d'inflation ; (ii) Wang (2019) qui emploie le modèle TVP-VAR-SV avec prise en compte d'une volatilité stochastique pour mesurer r^* sur l'économie chinoise ; (iii) Fu & Wang (2020) qui étend le modèle TVP-VAR-SV à la prise en compte des changements de régimes de politique monétaire de la Banque Nationale Populaire de Chine ; (iv) Dahlberg (2023) qui reprend Brubakk & al. (2018) sur l'économie suédoise ; (v) Lubik & Matthes (2023) qui actualise son modèle de 2018 pour tenir compte de la volatilité induite par le choc de la COVID-19 ; et Armelius & al. (2024) qui procède à une estimation bayésienne d'un modèle factoriel dynamique, lié à des indicateurs économiques clés pour une meilleure identification des fluctuations du cycle des affaires, pour mesurer r^* dans les pays scandinaves (Danemark, Norvège et Suède).

En définitive, à la revue des approches regroupées dans ces trois catégories, il y a lieu de remarquer qu'aucune d'elles est supérieure à toutes les autres, chacune fournissant une mesure du taux d'intérêt neutre qui permet d'apprécier ex post l'orientation de la politique monétaire. Par conséquent, discriminer parmi elles pour retenir celle implémentable sur l'économie de la CEMAC doit prendre en considération la simplicité de la méthode, la disponibilité des données et la pertinence économique des résultats. A propos de la simplicité de la méthode, les approches *DSGE* sont plutôt complexes pour la caractérisation des comportements des agents économiques et de leurs interactions respectives, gourmandes en données aussi bien micro que macroéconomiques, supposent l'existence d'un état stationnaire ou régulier et impliquent une multitude de paramètres structurels, entre autres. A ce titre, elles ne sauraient être envisagées dans le cas de la CEMAC. En revanche, les approches semi-structurels et celles adossées aux méthodes d'économétrie des séries temporelles, dont la simplicité est comparativement établie, cochent également les cases en ce qui concerne la disponibilité des données nécessaires à leur estimation et

la pertinence économique des résultats des mesures de r^* qui en découleraient. Dans ce papier, le choix est fait de retenir une approche semi-structurale tandis que l'approche VAR-TVP est réservée pour un futur papier.

3 Cadre théorique et stratégie d'estimation

Dans la sous-catégorie des modèles semi-structuraux pour la mesure et l'extraction du taux d'intérêt naturel, le modèle de Laubach & Williams (2003) s'est imposé comme cadre théorique de référence. Découlant du cadre néo-keynésien, avec comme principales caractéristiques dans sa forme réduite, une courbe IS intertemporelle et une courbe de Phillips, il décrit les dynamiques sous-tendant l'output gap, l'inflation et le taux d'intérêt neutre. Parmi les adaptations et aménagements qui y ont été apportés, la spécification de Lewis & Vazquez-Grande (2018) nous semble la plus simple et la moins gourmande en données pour pouvoir être implémentée sur l'économie de la CEMAC. Elle se présente comme suit :

$$\tilde{y}_t = a_1 \tilde{y}_{t-1} + a_2 \tilde{y}_{t-2} + \frac{a_r}{2} (\tilde{r}_{t-1} - \tilde{r}_{t-2}) + \sigma_1 \varepsilon_{1,t} \quad (1)$$

$$\pi_t = b_1 \pi_{t-1} + (1 - b_1) \sum_{i=2}^4 \frac{\pi_{t-i}}{3} + b_y \tilde{y}_{t-1} + \sigma_2 \varepsilon_{2,t} \quad (2)$$

$$r_t^* = g_t + z_t \quad (3)$$

$$z_t = \mu_z (1 - \rho_z) + \rho_z z_{t-1} + \sigma_3 \varepsilon_{3,t} \quad (4)$$

$$y_t^* = y_{t-1}^* + g_{t-1} + \sigma_4 \varepsilon_{4,t} \quad (5)$$

$$g_t = \mu_g (1 - \rho_g) + \rho_g g_{t-1} + \sigma_5 \varepsilon_{5,t} \quad (6)$$

où y est le logarithme du PIB réel, y^* est le logarithme du PIB potentiel et $\tilde{y} \equiv y - y^*$ est l'output gap ; $\tilde{r} \equiv r - r^*$ où r est le taux d'intérêt réel de court terme, avec r^* le taux d'intérêt naturel et \tilde{r} l'écart de taux d'intérêt ; g est le taux de croissance du PIB potentiel et z désigne les autres déterminants persistants hors-croissance réelle du taux d'intérêt naturel qui ne sont pas explicitement identifiés, comme l'a remarqué Laubach & Williams (2016) ; et les $\varepsilon_{i,t}$, $i = 1, 2, \dots, 5$, sont des termes d'erreurs aléatoires indépendants et identiquement distribués suivant une loi $\mathcal{N}(0, 1)$.

En termes de signification, (1) est l'expression de la courbe IS intertemporelle dans laquelle a_r est un paramètre négatif ; (2) est une courbe de Phillips ; (3) est l'équation de définition du taux d'intérêt neutre déterminé par le taux de croissance du PIB potentiel,

g_t , et les autres variables non explicitement définies, z_t ; les équations (4) à (6) décrivent les processus dynamiques des variables inobservables z_t , y_t^* et g_t respectivement. Dans les autres déterminants possibles du taux d'intérêt neutre désignés par z_t , Del Negro & al. (2019) et Hamilton & al. (2016) notamment y regroupent, entre autres, les changements démographiques, la politique budgétaire et les retombées de l'économie mondiale sur la situation domestique.

Cette spécification de Lewis & Vazquez-Grande coïncide avec le modèle de Laubach & Williams (2003) si l'on retient les restrictions suivantes : $\rho_z = \rho_g = 1$; $\mu_z = \mu_g = 0$ et $u_{i,t} \equiv \varepsilon_{i,t}$, pour $i = 1, \dots, 6$ où les $u_{i,t}$ sont des processus d'erreurs aléatoires indépendants, de moyenne zéro et de variance σ_i^2 .

En suivant Hamilton (1994) après quelques manipulations algébriques, le modèle (1)-(6) peut être réécrit sous la forme espace-état suivante :

$$s_t = As_{t-1} + Bu_t + C\omega_t \quad (7)$$

$$x_t = Ds_t + Fu_t + G\omega_t \quad (8)$$

où $s_t \equiv [y_t^*, y_{t-1}^*, y_{t-2}^*, g_{t-1}, g_{t-2}, z_{t-1}, z_{t-2}]'$ est le vecteur des états; $x_t \equiv [y_t, \pi_t]'$ est le vecteur des espaces; $u_t \equiv [1, y_{t-1}, y_{t-2}, r_{t-1}, r_{t-2}, \pi_{t-1}, \sum_{i=2}^4 \frac{\pi_{t-i}}{3}]'$ est le vecteur des variables exogènes; et $\omega_t = [\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t}, \varepsilon_{3,t}, \varepsilon_{4,t}, \varepsilon_{5,t}]'$ est le vecteur des chocs aléatoires. Les matrices des paramètres A, B, C, D, F , et G sont explicitement fournies à l'annexe A.

En termes de stratégie d'estimation, à la différence de la procédure en trois étapes proposée par Laubach & Williams (2016) pour corriger le problème du biais d'empilement inhérent à l'approche bayésienne, Lewis & Vazquez-Grande (2018), à partir des modifications apportées à l'expression générique du terme d'erreur aléatoire, propose une procédure d'estimation bayésienne complète, avec l'utilisation du filtre de Kalman, de tous les paramètres du modèle, s'affranchissant ainsi du « *pile-up problem* » ou problème du biais d'empilement. Pour ce faire, les auteurs retiennent des distributions a priori très générales des paramètres du modèle telles que reprises dans le tableau 1.

Dans le cas de l'économie de la CEMAC particulièrement, deux spécifications distinctes du modèle de Lewis & Vazquez-Grande (2018) seront estimées, dont un modèle de base qui s'inscrit dans la direction de Laubach & Williams (2016) avec $\rho_g = \rho_z = 1$, puis un autre dit alternatif dans lequel ρ_g est contraint égal à 1, donc avec incidemment μ_g non-identifié, tandis que ρ_z est librement estimé comme dans (4) qui décrirait alors la

dynamique de z_t comme gouvernée par un processus autorégressif, avec $0 < \rho_z \leq 1$.

TABLE 1 – Distributions théoriques des priors des paramètres du modèle

Désignation	Domaine	Densité	Moyenne	Ecart-type
a_1	\mathbb{R}	Normale	0	2
a_2	\mathbb{R}	Normale	0	2
a_r	\mathbb{R}^-	Normale	0	2
b_1	$[0, 1]$	Uniforme ^(a)	0	1
b_y	\mathbb{R}^+	Normale	0	2
ρ_g	\mathbb{R}^+	Normale	1	2
μ_g	\mathbb{R}	Normale	0	2
ρ_z	\mathbb{R}^+	Normale	1	2
μ_z	\mathbb{R}	Normale	0	2
σ_1	$[0, 5]$	Uniforme	0	5
σ_2	$[0, 5]$	Uniforme	0	5
σ_3	$[0, 5]$	Uniforme	0	5
σ_4	$[0, 5]$	Uniforme	0	5
σ_5	$[0, 5]$	Uniforme	0	5

(a) Le deuxième paramètre de la loi uniforme correspond à la borne supérieure de l'intervalle de définition des valeurs possibles du paramètre. Les domaines pour les paramètres a_r , b_y , ρ_g et ρ_z sont les distributions tronquées des densités a priori correspondantes.

Enfin, pour que le modèle semi-structurel fasse sens en termes d'interprétation économique des résultats, comme l'a fait Lewis & Vazquez-Grande (2018) en s'inspirant de Laubach & Williams (2003), quelques restrictions identifiantes sont imposées sur certains paramètres structurels.

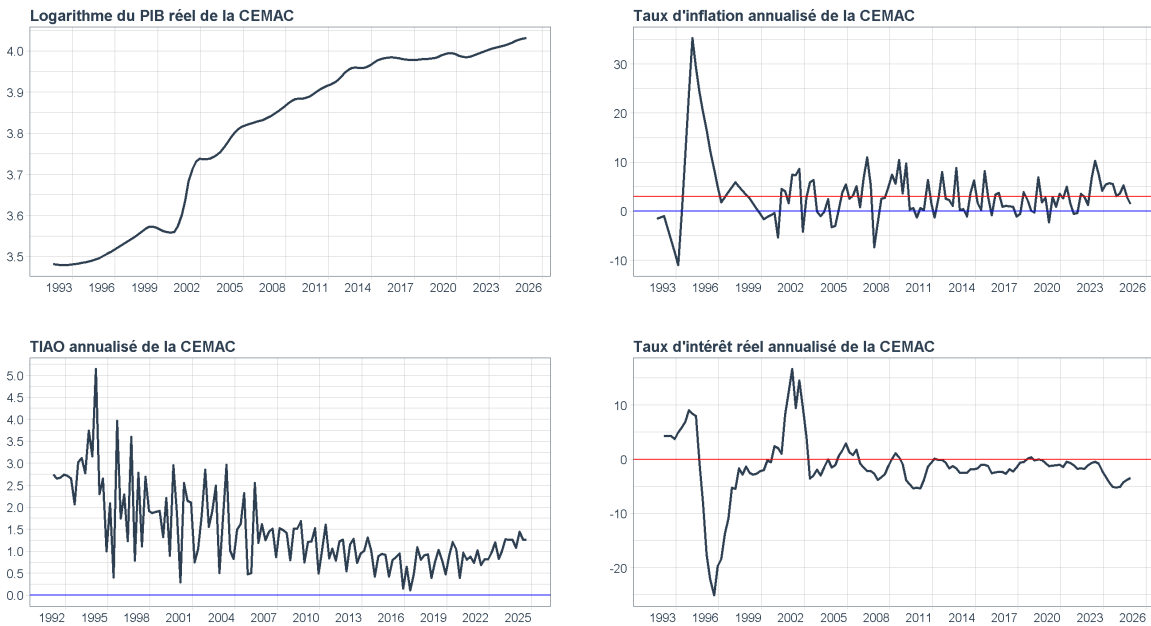
Dans l'équation (1) de la courbe IS intertemporelle, il est imposé la négativité du coefficient du taux d'intérêt réel retardé, avec une contrainte plus forte encore d'être plus faible, $a_r < -0.0025$. Dans l'équation (2) correspondant à la courbe de Phillips, pour que les coefficients des valeurs retardées de l'inflation se somment à l'unité, il est imposé que b_1 soit compris entre 0 et 1. De même, étant donné que l'effet attendu de l'output gap retardé sur l'inflation est positif et assez faible, il est imposé la restriction $b_y > 0.025$. Pour finir, dans l'équation (3) de définition du taux d'intérêt neutre, en vue

d’obtenir une auto-covariance positive entre ses composantes g_t et z_t dans l’éventualité d’une stationnarité, il est imposé que les paramètres ρ_z et ρ_g doivent être positifs.

4 Les données

Pour les besoins de l’évaluation empirique du modèle semi-structuré proposé par Lewis & Vazquez-Grande (2018) sur l’économie de la CEMAC, les séries trimestrielles observées sont construites à partir des données du PIB réel, du taux d’inflation et du taux d’intérêt des appels d’offres, et sur la période s’étendant du troisième trimestre 1991 au quatrième trimestre 2024, elles sont représentées sur la figure 1.

FIGURE 1 – Évolution des variables observées sur la période 1991Q1-2024Q4 dans la CEMAC



La variable représentant l’output trimestriel est le logarithme du PIB réel trimestrialisé (y_t) avec la librairie *RJDemetra* proposée par Quartier-la Tente & al. (2024). Le taux d’inflation trimestriel annualisé, noté π_t , est construit à partir des taux d’inflation trimestriels, $\{\pi_{t-1,t}\}_{t \geq 1}$, au moyen de la formule $\pi_t \equiv \left[(1 + \pi_{t-1,t})^4 - 1 \right] \times 100$. Le taux d’intérêt des appels d’offres (TIAO) annualisé est construit à partir de la série observée du TIAO pondéré par le nombre de jours de chaque trimestre durant lesquels il est resté constant (n_t), rapporté au nombre de jours total de l’année (N_t), soit 365 pour les années classiques et 366 pour les années bissextiles, tel que : $i_t^{Ann} \equiv i_t \times \frac{n_t}{N_t}$. Enfin, le taux

d'intérêt réel (r_t) est obtenu par l'écart du TIAO annualisé avec le taux d'inflation en moyenne annuelle observé suivant une périodicité trimestrielle, dans la CEMAC.

Une caractéristique particulièrement notable sur la dynamique de ces séries est leur fortes variations pendant la décennie 1990-1999, en lien avec les perturbations fortes induites par la dévaluation nominale de 50% du franc CFA vis-à-vis du franc français en janvier 1994, après la crise de la dette de la fin de la décennie précédente. A partir du milieu des années 2000, toutes les séries de la CEMAC ci-dessus représentées affichent une évolution peu erratique, signe d'une certaine stabilité économique dans la région.

5 Résultats et discussion

La table 2 ci-dessous présente les valeurs estimées a posteriori⁷ des paramètres des modèles de base et alternatif après 60000 itérations à chaque fois, avec pour chacun d'eux les intervalles de confiance à 90% autour de la moyenne. Ainsi, si l'intervalle de confiance ne recouvre pas la valeur 0, alors nous pouvons être relativement confiant que le paramètre correspondant serait significativement différent de 0. C'est ce qui est bien le cas pour tous les paramètres estimés des deux modèles comme illustré dans la table 2.

A titre de rappel, le modèle de base considère que les dynamiques des déterminants g_t et z_t du taux d'intérêt neutre sont toutes deux des marches aléatoires avec dérive respectivement, soit $\rho_g = 1$ et $\rho_z = 1$, tandis que pour le modèle alternatif, qui maintient le processus de marche aléatoire avec dérive pour g_t , retient plutôt un processus autorégressif pour la dynamique de z_t , soit $\rho_g = 1$ et $0 < \rho_z \leq 1$. Ainsi, la comparaison des résultats d'estimation a posteriori de ces deux spécifications met particulièrement en évidence deux singularités. Premièrement, dans la courbe de Phillips estimée, l'effet empirique moyen de l'output gap retardé sur l'inflation (\hat{b}_y) est de l'ordre de 2.887 dans un intervalle de confiance à 90% entre 2.573 et 3.194, pour le modèle de base, contre 0.218 entre 0.065 et 0.435, pour le modèle alternatif. A l'évidence ces deux intervalles ne se recouvrent pas, et au sens de l'interprétation économique les résultats obtenus dans l'estimation du modèle de base paraissent peu vraisemblables au regard de ceux obtenus sur la CEMAC dans Daba & al. (2016), Keungne Kouotang & al. (2016) et Mvondo

7. Les autres caractéristiques comme la médiane, le mode et l'écart-type a posteriori de chacun des paramètres estimés sont reprises à l'annexe B.

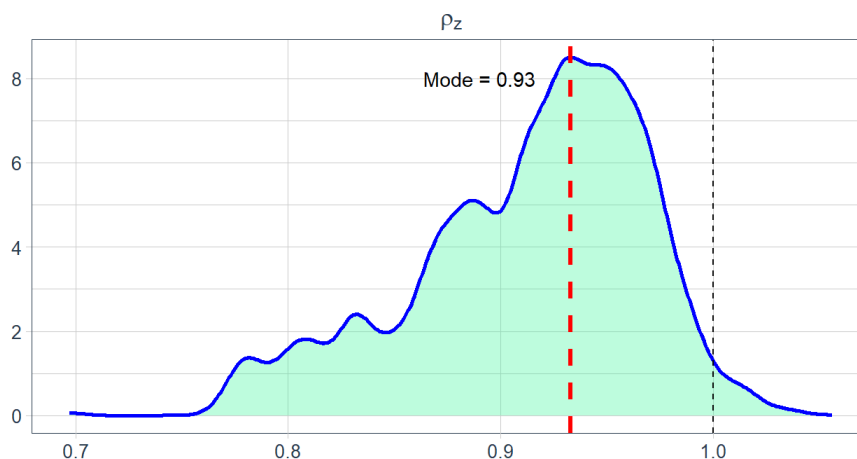
(2018), entre autres. Deuxièmement, l'estimation a posteriori du facteur autorégressif ρ_z sous le modèle alternatif montre que l'hypothèse nulle d'un processus générateur de type marche aléatoire pour la dynamique des autres déterminants non clairement explicités (z_t) du taux d'intérêt neutre dans la CEMAC peut être rejetée au seuil de confiance de 90%. En effet, $\hat{\rho}_z = 0.913$ en moyenne, dans l'intervalle de confiance correspondant entre 0.830 et 0.971, résultat qui permet également de conclure que les simulations faites ne suffisent pas pour rejeter l'hypothèse nulle $\rho_z < 1$.

TABLE 2 – Résultats de l'estimation a posteriori des paramètres

Paramètre	Modèle de base		Modèle Alternatif	
	Moyenne	Intervalle à 90%	Moyenne	Intervalle à 90%
<i>Courbe IS</i>				
a_1	0.418	[0.248, 0.563]	1.620	[1.549, 1.685]
a_2	0.289	[0.167, 0.438]	-0.791	[-0.842, -0.730]
a_r	-0.005	[-0.008, -0.003]	-0.041	[-0.048, -0.035]
$a_1 + a_2$	0.707	[0.599, 0.809]	0.829	[0.777, 0.871]
<i>Courbe de Phillips</i>				
b_1	0.539	[0.484, 0.599]	0.539	[0.478, 0.584]
b_y	2.887	[2.573, 3.194]	0.218	[0.065, 0.435]
<i>Variances</i>				
s_1	0.017	[0.004, 0.034]	0.072	[0.045, 0.098]
s_2	4.971	[4.939, 4.997]	4.973	[4.943, 4.996]
s_3	1.455	[0.264, 3.004]	4.750	[4.463, 4.975]
s_4	0.073	[0.062, 0.086]	0.042	[0.025, 0.060]
s_5	0.310	[0.285, 0.340]	0.067	[0.031, 0.105]
λ_g	4.318	[3.661, 4.883]	1.804	[0.638, 3.275]
λ_z	0.738	[0.067, 1.838]	2.950	[1.855, 4.341]
<i>Paramètre du terme autorégressif de z_t</i>				
ρ_z	-	-	0.913	[0.830, 0.971]
<i>Log vraisemblance</i>				
$\log \mathcal{L}$	-532.32	-	-438.99	-

Au plan visuel, la densité de probabilité a posteriori est reprise sur la figure 2. L'implication de ce résultat indique de ce fait que les chocs qui gouvernent la dynamique des autres déterminants non clairement explicités du taux d'intérêt neutre auraient plutôt un effet assez persistant dans le temps, s'amenuisant après une très longue période, mais pas permanent comme cela aurait été le cas en présence d'une marche aléatoire. Cependant, ainsi que l'a relevé Lewis & Vazquez-Grande (2018), la valeur estimée de ρ_z est moins précise après 60000 réplifications, la distribution a posteriori étant très étalée à gauche, un constat partagé sur l'économie américaine par Laubach & Williams (2003) et leurs papiers subséquents. Ce résultat comme les leurs illustre que l'estimation de ρ_z demeure un défi d'autant plus que ses caractéristiques dépendent fortement de la distribution a priori retenue.

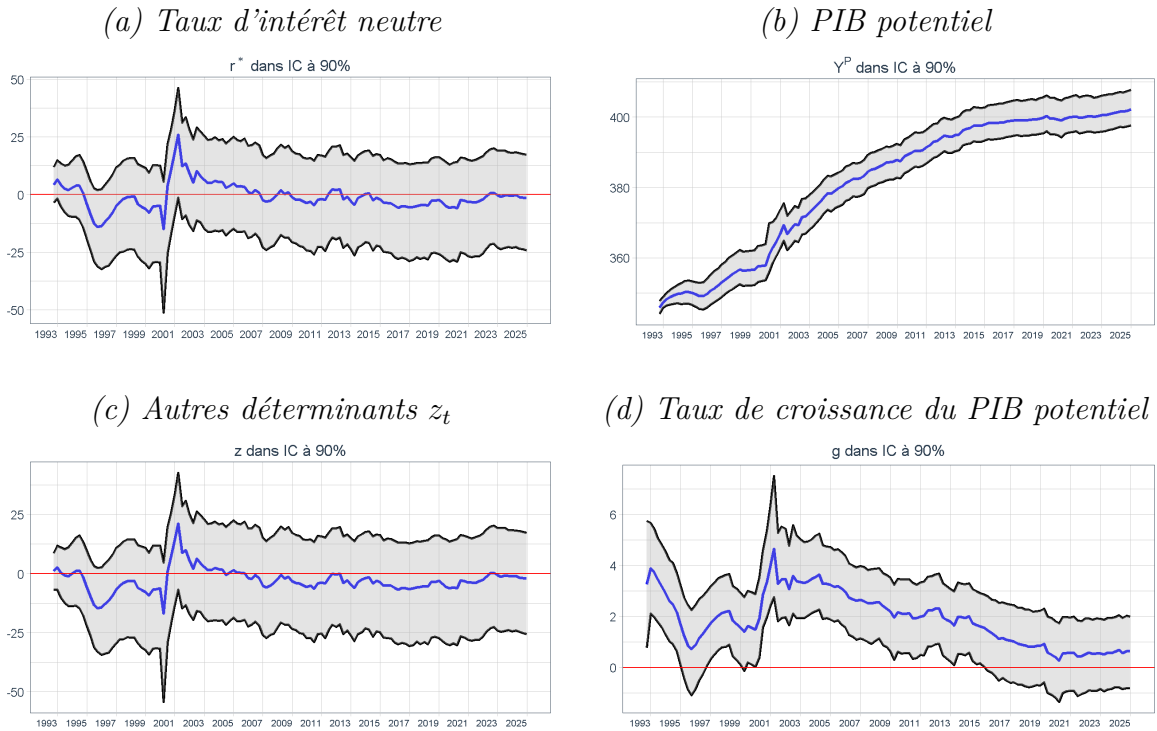
FIGURE 2 – Densité a posteriori de ρ_z



Au regard de tout ce qui précède, la comparaison des résultats délivrés par les deux spécifications explorées dans cette étude met en évidence la vraisemblance, en termes d'interprétation économique dans la CEMAC, les résultats du modèle alternatif qui considère la résorption des effets des chocs sur les déterminants hors croissance potentielle du taux d'intérêt neutre. En conséquence, les résultats présentés dans la suite de cette réflexion sont ceux issus de l'estimation du modèle alternatif⁸.

8. Les résultats correspondants du modèle de base sont repris à l'annexe C, et ne font l'objet d'aucun commentaire eu égard à l'hypothèse, peu vraisemblable empiriquement, de la présence d'une racine unitaire dans le processus dynamique des autres déterminants structurels hors-croissance potentielle du taux d'intérêt neutre.

FIGURE 3 – Évolution des variables inobservées extraites empiriquement, sur la période 1991Q1-2024Q4, dans un intervalle de confiance à 90%



— **Le taux d'intérêt neutre r_t^* et ses composantes z_t et g_t**

Sur la figure 3 (a), l'on peut remarquer, à partir du deuxième trimestre 2001, un profil d'évolution du taux d'intérêt naturel médian de la CEMAC cohérent avec l'observation faite, dans les petites économies ouvertes de l'impact négatif des facteurs étrangers, par Holston & al. (2017) et Zhang & al. (2021), entre autres. En effet, dans les petites économies ouvertes, la trajectoire du taux d'intérêt naturel depuis le début des années 2000 est fortement décroissante, bien que celle de la CEMAC le soit également, mais moins pentue comparativement. Si dans le reste du monde, la baisse tendancielle des taux d'intérêt naturel est en relation étroite avec la réponse des banques centrales pour contenir les effets négatifs sur l'économie des chocs exogènes forts comme la pandémie de la Covid-19 et les tensions géopolitiques mondiales notamment, dans la CEMAC en revanche, la faible pente descendante du taux d'intérêt naturel médian est à mettre surtout en rapport avec un contexte économique émaillé par (i) le desserrement de la politique monétaire par la BEAC de 2014 à 2019 pour aider ses États membres à faire face aux effets de second tour de la crise des *subprimes* de 2008 sur les cours du pétrole qui, à leur tour, ont plongé dès fin 2013 ceux-ci dans un creusement sensible de leurs déficits budgétaires, et (ii) des

relèvements successifs du taux d'intérêt des appels d'offres par la BEAC pour contrer la chute de ses réserves de change à la suite de sa politique monétaire précédente de soutien à ses États membres à partir de mars 2018, puis dès septembre 2021 pour limiter l'impact anticipé sur le niveau général des prix du mouvement généralisé de fermeture des frontières entre les nations à l'effet d'endiguer la propagation du virus de la Covid-19, mais aussi de la guerre entre la Russie et l'Ukraine ainsi que des tensions géopolitiques liées à la guerre au Moyen-Orient.

Un enseignement supplémentaire qui ressort de l'examen de la figure 3 (a) est l'épaisseur de l'intervalle de confiance à 90% autour du taux d'intérêt naturel médian. Sans surprise pour ce type d'estimation, la largeur assez grande de cette bande a pour implication claire que moins d'importance doit être relativement accordée à l'estimation ponctuelle de r^* en tout point particulier du temps.

Une autre particularité sur la figure (3) est le profil temporel quasi-coïncidant de l'évolution médiane de z_t -fig. 3(c)- avec celle du taux d'intérêt naturel médian. Cette occurrence traduit la prépondérance des autres déterminants hors-croissance réelle⁹ du taux d'intérêt neutre sur le taux de croissance du PIB potentiel, ce que confirme l'historique des contributions respectives de ces déterminants comme rapporté par la figure 4 (c), avec une contribution négligeable comparativement de g_t , modélisé comme un processus de marche aléatoire avec une dérive indéterminée. A ce stade, il y a lieu de remarquer que même si nous ne savons pas clairement ce qui détermine intrinsèquement la dynamique de z_t , il n'est pas saugrenu d'envisager, étant donné que la CEMAC est une petite économie ouverte, que les évolutions à l'étranger comme les fortes variations des cours des matières premières, des taux de change et d'intérêt, les primes de risques sur les marchés financiers internationaux aient une influence forte sur la trajectoire du taux d'intérêt naturel de la CEMAC.

— Résultats de l'évaluation *ex post* de l'orientation de la politique monétaire de la BEAC

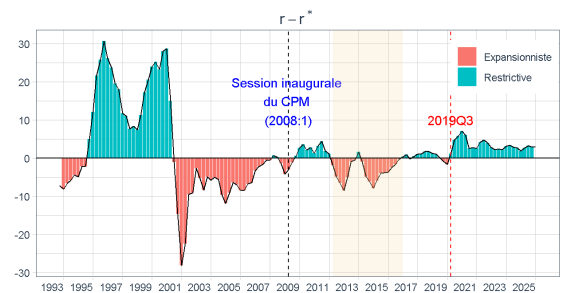
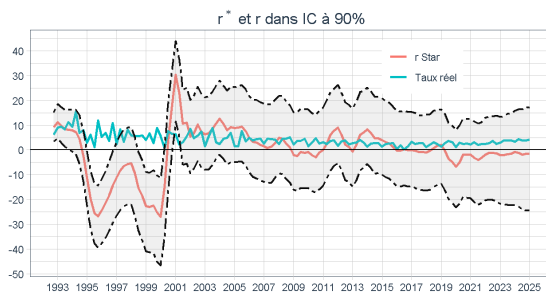
Comme rappelé en introduction, l'orientation *ex post* de la politique monétaire à évaluer dans ce papier est faite au regard du positionnement du taux d'intérêt réel de la

9. Pour rappel, ces déterminants hors-croissance réelle peuvent inclure plusieurs facteurs dont les changements démographiques, les changements dans la politique budgétaire, la productivité des facteurs, les retombées des développements conjoncturelles et structurelles à l'étranger. . . .

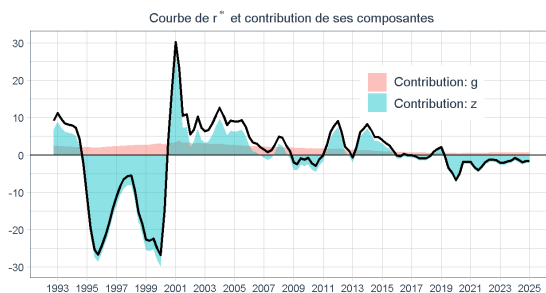
banque centrale (r_t) par rapport au taux d'intérêt neutre (r_t^*), ou plus simplement par le signe de l'écart des taux d'intérêt réels ou gap¹⁰ d'intérêt réel ($r_t - r_t^*$), selon qu'il est positif, au quel cas l'orientation est restrictive, ou négatif, traduisant une orientation expansionniste, ou encore nul, pour décrire une orientation neutre de la politique monétaire.

FIGURE 4 – Évolution *ex post* de quelques indicateurs clés

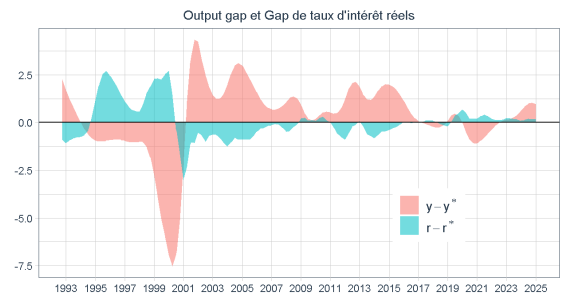
(a) Taux d'intérêt neutre et taux d'intérêt réel (b) Orientation de la politique monétaire



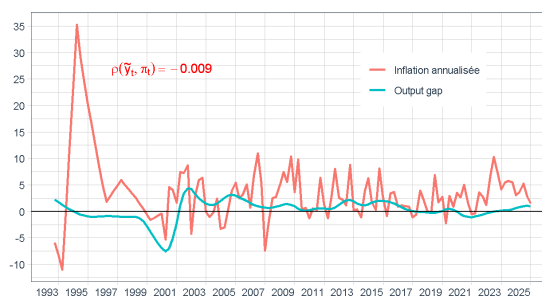
(c) Contributions à r_t^* de g_t et z_t



(d) Output gap et gap des taux d'intérêt réels



(e) Output gap et inflation



Sur la figure 4 (a) l'on peut observer l'évolution sur la période d'analyse du positionnement du taux d'intérêt réel de la BEAC par rapport au taux d'intérêt neutre. Cependant, il est plus intéressant d'examiner la figure 4 (b) pour une évaluation directe de l'orientation *ex post* de la politique monétaire en fonction du signe et de l'amplitude

10. Un gap d'intérêt réel positif indique que les taux d'intérêt sont trop bas, tandis qu'un gap d'intérêt réel négatif indique que les taux d'intérêt sont trop élevés.

de l'écart des taux d'intérêt réels. Sur celui-ci en effet, l'on peut noter qu'avant 2007 et la mise en place du Comité de Politique Monétaire (CPM) de la BEAC, l'écart des taux réels avait des amplitudes fortes, d'abord positive entre Janvier 1994 et décembre 1999, période pendant laquelle le taux d'inflation de la CEMAC était très élevé particulièrement à cause de la dévaluation du franc CFA en janvier 1994 et de la persistance de son effet sur le niveau général des prix, puis négative de janvier 2000 à décembre 2007, période pendant laquelle le taux d'intérêt réel est particulièrement devenu positif avec une inflation annuelle maîtrisée au-dessous de 3% et un taux d'intérêt nominal au-dessus de 5%. Antérieurement à 2008, l'orientation *ex post* de la politique monétaire ne saurait être pertinente à la lumière de l'évolution de l'écart des taux réels car, sur cette période, le taux d'intérêt des appels d'offres (TIAO) n'était pas utilisé comme instrument principal de politique monétaire, mais exclusivement pour la fixation du prix du refinancement des banques à la Banque Centrale, qui utilisait plutôt un agrégat quantitatif comme instrument de politique monétaire pour l'objectif final de stabilité monétaire, à savoir l'objectif de refinancement. Ce dernier était déterminé à l'échelle de la CEMAC comme le taux de croissance annuelle projeté un horizon plus loin de la masse monétaire M2 et majoré de 20%, mais aussi au niveau de chaque pays sur la base des recettes budgétaires fongibles d'origine nationale de l'année antérieure. Ainsi, il arrivait fréquemment que les deux indicateurs fournissaient des messages contradictoires tels que l'augmentation simultanée de l'objectif de refinancement et du taux d'intérêt des appels d'offres.

A partir de 2008 et de la session inaugurale du CPM, l'amplitude de l'écart des taux d'intérêt réels a fortement diminué, le CPM veillant désormais à éviter les messages contradictoires que véhiculeraient les variations de même sens de ces deux instruments. De 2008 à 2012, la BEAC a mené une politique monétaire restrictive dans la contexte de la crise financière internationale de 2008 et son impact sur les économies nationales. Cependant, à partir de 2013, avec les effets de second tour de la crise financière internationale qui a abouti en 2014 à une chute sensible des cours des matières premières dont le pétrole, les Etats membres de la CEMAC se sont retrouvés confrontés à une chute dramatique des réserves de change et des difficultés de financement. Pour y faire face, la BEAC a alors augmenté les objectifs de financement à des niveaux incompatibles avec les règles de calcul tant au niveau national qu'au niveau sous-régional. Cette orientation expansionniste de la politique monétaire de la BEAC entre le premier trimestre 2012 et

le quatrième trimestre 2016 s’est traduite par une mise en péril de la stabilité extérieure de la monnaie, avec des réserves de change représentant moins d’un mois d’importations de biens et services et de service de la dette de la CEMAC en 2016, toutes choses qui ont conduit les six Chefs d’Etat de la Communauté à fixer, en accord avec le Fonds monétaire international et le partenaire français, une matrice de 21 mesures de redressement économique et financier sous-régional, pour éviter un ajustement drastique de la parité de la monnaie commune avec l’euro. A la faveur de ces mesures, la BEAC a repris avec une orientation restrictive assez timide de sa politique monétaire.

Dès le troisième trimestre 2019, après l’abandon en juin 2018 des agrégats quantitatifs comme instruments de politique monétaire en faveur des taux d’intérêt, la politique monétaire de la BEAC est demeurée restrictive à l’effet de juguler l’impact inflationniste de la Covid-19 dès 2020 et de poursuivre la consolidation de la stabilité externe de la monnaie par le renforcement des réserves de change. Le maintien de cette orientation restrictive jusqu’à fin décembre 2024 est par ailleurs justifié par la persistance d’un taux d’inflation annuelle au-dessus de 3% depuis 2021 et d’une diminution progressive des réserves de change observée en 2024 avec un ratio en mois d’importations de biens et services revenu d’un plus-haut de 4.9 au 31 décembre 2023 à 4.4 au 31 décembre 2024.

— **Résultats de l’évaluation ex post des évolutions comparées de l’output gap et du gap des taux d’intérêt**

La relation temporelle entre le gap de taux d’intérêt réel et l’output gap est importante en économie monétaire particulièrement pour une banque centrale, à l’effet de spécifier et d’apprécier *ex ante* sa fonction de réaction de politique monétaire. Il est en effet théoriquement attendu une relation positive entre l’output gap et le gap d’intérêt réel de telle sorte que lorsque l’économie est en surchauffe (output gap en hausse), les taux d’intérêt nominaux devraient être relevés conséquemment afin de ralentir ou de freiner la croissance économique et prévenir l’inflation, et inversement, lorsque l’économie est en sous-utilisation des capacités de production (output gap en baisse), les taux d’intérêt nominaux devraient être abaissés afin de stimuler la croissance économique tout en s’accommodant d’une certaine inflation. Sur la figure 4-(d) cependant, les évolutions de ces deux gaps sont de sens opposés sur la période d’analyse¹¹, traduisant une politique

11. Armelius & al. (2024) a obtenu des résultats similaires sur le Danemark, la Norvège et la Suède de 1990Q1 à 2022Q4.

monétaire plutôt procyclique, sauf à partir du premier trimestre de 2021, période durant laquelle l’output gap est devenu positif et de fortes pressions inflationnistes se sont faites jour. A l’effet de juguler ces dernières, la BEAC a poursuivi sa politique monétaire restrictive engagée depuis le troisième trimestre 2019 initialement pour inverser la diminution de ses réserves de change. Il convient par ailleurs de relever que même en examinant des covariances décalées jusqu’à quatre trimestres, entre ces deux indicateurs, la relation resterait négative sur la majeure partie de la période d’analyse, indiquant une propension procyclique de la politique monétaire de la BEAC.

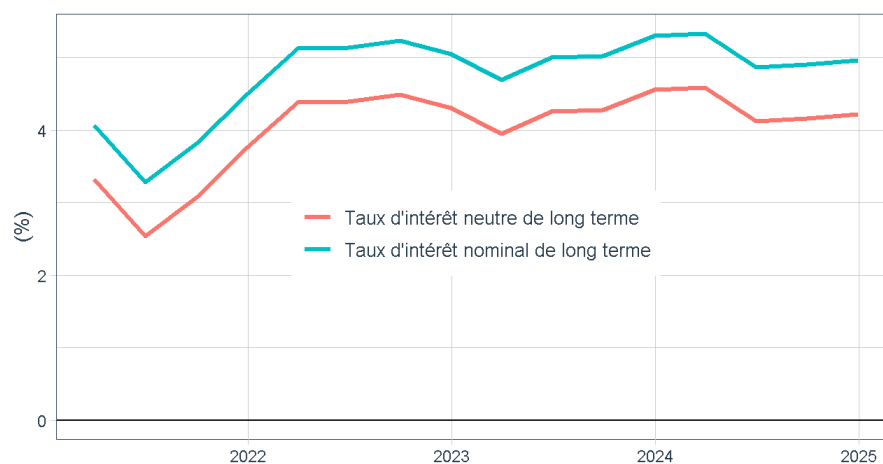
— **Résultats de l’évaluation ex post des évolutions comparées de l’output gap et de l’inflation**

Théoriquement, la relation de Phillips, reprise dans l’équation (2) du modèle semi-structurel, modélise l’inflation comme une fonction positive de l’écart de production. La version hybride de cette relation, à la fois rétrospective et prospective suivant la dynamique de l’inflation avec ses valeurs retardées et anticipée, a été dérivée théoriquement dans Gali & Gertler (1999), avec l’output gap comme *proxy* du *markup* ou comportement de marge des producteurs. La série inobservée de l’output gap extraite des résultats d’estimation du modèle examiné dans ce papier est représentée conjointement avec celle observée de l’inflation trimestrielle annualisée sur la figure 4 (e). L’on peut y voir que le coefficient de corrélation instantanée entre le taux d’inflation et l’output gap, $\rho(\pi_t, \tilde{y}_t)$, de l’ordre de -0.009, est non significativement non nul. En revanche, l’équation (2) estimé rapporte une valeur moyenne de $\hat{b}_y = 0.218$ pour l’effet de l’output gap retardé d’un trimestre sur l’inflation contemporaine. Ces deux résultats corroborent l’incidence théorique avec un certain délai attendue des facteurs de demande matérialisés par l’output gap sur l’inflation dans l’économie de la CEMAC. Une implication supplémentaire de ce résultat est le rejet de l’hypothèse d’une neutralité de la politique monétaire de la BEAC sur l’activité et les prix puisque la courbe de Phillips hybride estimée dans ce modèle est loin d’être plate, toutes choses qui sous-tendraient le point de vue selon lequel la BEAC posséderait une connaissance et une meilleure compréhension des forces réelles qui déterminent la production globale dans sa zone d’émission et est donc en mesure de mener une politique monétaire appropriée pour l’atteinte de l’objectif final au plan interne de stabilité des prix.

— Taux d'intérêt neutre nominal de long terme

Le taux d'intérêt nominal annualisé de long terme ressort en moyenne autour de 4.72% sur la période 2021Q1-2024Q4. Cette valeur est déduite du taux d'intérêt réel de long terme augmenté de l'inflation trimestrielle annualisée. Les deux courbes correspondantes sont représentées sur la figure 5. A la lumière de ces résultats sur la période d'analyse, la valeur moyenne de référence pour le taux d'intérêt nominal à long terme est 4.77%. Ainsi, le taux d'intérêt des appels d'offres défini par le Comité de Politique Monétaire pourrait avoir pour ancre cette valeur de référence.

FIGURE 5 – Taux d'intérêt de long terme nominal et réel annualisés extraits du modèle semi-structurels de 2021 à 2024



6 Conclusion

Dans ce papier, nous estimons le taux d'intérêt naturel dans la CEMAC, sur la période 1991q3-2024q4 et en extrayant également ses composantes structurelles. Ceci est réalisé à l'aide de la spécification semi-structurelle proposée par Lewis & Vazquez-Grande (2018), dont tous les paramètres sont directement estimés, en considérant des priors très généraux, par une méthode bayésienne en une seule étape en lieu et place de la procédure à trois étapes fournie par Laubach & Williams (2016). De ce fait, selon que l'on considère ou non que le processus générateur des données du taux de croissance du PIB potentiel est une marche aléatoire avec dérive (modèle de base) ou plutôt un processus autorégressif stationnaire (modèle alternatif), deux modèles candidats sont explorés. Sur la période d'analyse, les résultats obtenus rapportent que l'hypothèse de la présence d'une marche

aléatoire avec dérive dans le processus générateur des données des déterminants hors-croissance potentielle du taux d'intérêt neutre ne serait pas vraisemblable au sens des observations faites, au contraire de celle plutôt de la caractérisation de leur dynamique par un processus autorégressif stationnaire.

Dans la même direction, en termes de résultats des extractions faites des variables inobservables sur la même période d'analyse, nos résultats indiquent que le taux d'intérêt naturel dans la CEMAC est sur une tendance décroissante depuis 2001 jusqu'à 2019, puis s'est stabilisé depuis lors jusqu'en décembre 2024. Il en ressort également que depuis le premier trimestre 2017, à l'effet d'enrayer la chute drastique des réserves de change de la CEMAC, revenues d'une couverture de 3.9 mois d'importations de biens et services au 31 décembre 2015 à 2.2 mois au 31 décembre 2016, la BEAC a opté pour une orientation restrictive de sa politique monétaire, exception faite des deux premiers trimestres de 2019, année d'apparition de la pandémie de la Covid-19. Si pour l'année 2017, le resserrement de la politique monétaire par la BEAC visait l'inversion de la trajectoire fortement baissière de ses réserves de change consécutive à la chute des cours du pétrole brut en 2014, le maintien de l'orientation restrictive de la politique monétaire après 2020 est plutôt justifié par la nécessité aussi bien de préserver la stabilité extérieure de la monnaie que de contenir et d'annihiler la résurgence des tensions inflationnistes apparue en 2022 incidemment aux contre-coups de la pandémie de la Covid-19 sur les échanges commerciaux et financiers internationaux.

En termes de portée économique pour la CEMAC, les résultats empiriques du modèle semi-structurel alternatif, qui sied le mieux aux évolutions empiriques enregistrées dans la CEMAC, permettent de relever que le taux d'intérêt neutre y est principalement déterminé par d'autres facteurs structurels, non explicitement discriminés ici, au nombre desquels, comme mentionnés dans la littérature théorique, les changements démographiques, les changements dans les politiques budgétaires nationales, la productivité des facteurs, les variations fortes des cours des matières premières, des taux d'intérêt et de change sur les marchés internationaux ainsi que celles de la composition des partenaires commerciaux des économies de la CEMAC au cours du temps.

A l'issue de cette réflexion, il y a néanmoins lieu de souligner que nos résultats empiriques, comme ceux obtenus dans des études similaires d'extraction des composantes inobservables passées en revue dans ce papier, demeurent tributaires des hypothèses faites

dans la modélisation des distributions a priori des paramètres du modèle semi-structurel. Dès lors, et à l'effet d'examiner la sensibilité de ces résultats l'économie de la CEMAC à la méthodologie mobilisée, une investigation future sera de mener le même travail d'extraction du taux d'intérêt neutre sur la même période avec les résultats que délivreraient un modèle vectoriel autorégressif structurel à paramètres temporellement variables et volatilité stochastique, TVP-VAR-SV, comme celui utilisé dans Wang & Kwan (2021), entre autres. -

Références

- Ajevskis, V. (2020). The Natural Rate of Interest : Information Derived From a Shadow Rate Model. *Applied Economics* 52(47), 5129–5138.
- Andrade, P., J. Gali, H. Le Bihan, & J. Matheron (2019). The Optimal Inflation Target and the Natural Rate of Interest. *Brookings Papers on Economic Activity*, 173–230.
- Armelius, H., M. Solberger, E. Spanberg, & P. Osterholm (2024). The Evolution of the Natural Rate of Interest : Evidence from the Scandinavian Countries. *Empirical Economics* 66, 1633–1659.
- Barsky, R., A. Justianino, & L. Melosi (2014). The Natural Rate of Interest and Its Usefulness for Monetary Policy. *The American Economic Review* 104(5), 37–43.
- Benigno, G., B. Hofmann, G. Nuño Barrau, & D. Sandri (2024). Quo vadis, r^* ? The Natural Rate of Interest After the Pandemic. *BIS Quarterly Review*, 17–30.
- Bomfim, A. N. (1997). The Equilibrium Fed Funds Rate and the Indicator Properties of Term Structure Spreads. *Economic Inquiry* 35(4), 830–846.
- Brubakk, L., J. Ellingsen, & O. Robstad (2018). Estimates of the Neutral Rate of Interest in Norway. *Staff Memo n° 7*.
- Buncic, D. (2024). On a Standard Method for Measuring the Natural Rate of Interest.
- Canzoneri, M., R. Cumby, & B. Diba (2015). Monetary Policy and the Natural Rate of Interest. *Journal of Money, Credit and Banking* 47(2/3), 383–413.

- Céspedes, P. E. & D. Z. Coria (2021). The Natural Rate of Interest : A Benchmark for the Stance of Monetary Policy in Bolivia. *Centro de Estudios Monetarios Latino Americanos*.
- Cogley, T. & T. J. Sargent (2001). Evolving Post-World War II U.S. Inflation Dynamics. *NBER Macroeconomics Annual 2001 16*, 331–388.
- Daba, N., L. S. Keungne Kouotang, & E. U. H. Mounkala (2016). Estimation de l'écart de production et inflation dans la CEMAC. *BEAC Working Paper BWP-07/16*.
- Dahlberg, M. (2023). *What Happened to R-Star? Estimating the Natural Rate of Interest in Sweden in Unconventional Times*. Ph. D. thesis, UMEA university.
- De Doncker, H., M. Hradisky, & Q. Wibaut (2003). Quelques outils d'évaluation de l'orientation de la politique monétaire. *Revue Economique de la Banque Nationale de Belgique 3*.
- Del Negro, M., D. Giannone, M. Giannoni, & A. Tambalotti (2017). Safety, Liquidity, and the Natural Rate of Interest. *Brookings Papers on Economic Activity 48(1)*, 235–316.
- Del Negro, M., M. Giannoni, D. Giannone, & A. Tambalotti (2019). Global Trends in Interest Rates. *Journal of International Economics 118(C)*, 248–262.
- Fu, B. & B. Wang (2020). The Transition of China's Monetary Policy Regime : Before and After the Four Trillion RMB Stimulus. *Econometric Modelling 89*, 273–303.
- Fuentes, R. & F. Gredig (2007). Estimating the Chilean Natural Rate of Interest. *Working Papers Central Bank of Chile 448*.
- Gali, J. (2008). *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle : An Introduction to the New Keynesian Framework*. Princeton University Press. New Jersey.
- Gali, J. & M. Gertler (1999). Inflation Dynamics : A Structural Econometric Analysis. *Journal of Monetary Economics 44(2)*, 195–222.
- Giammarioli, N. & N. Valla (2004). The Natural Real Interest Rate and Monetary Policy : A Review. *Journal of Policy Modelling 26(5)*, 641–660.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis* (Princeton ed.). NJ : Princeton University Press.
- Hamilton, J. D., E. S. Harris, J. Hatzius, & K. D. West (2016). Equilibrium Real Funds Rate : Past, Present, and Future. *IMF Economic Review 64(4)*, 660–707.

- Holston, K., T. Laubach, & J. C. Williams (2017). Measuring the Natural Rate of Interest : International Trends and Determinants. *Journal of International Economics* 108, s59–S75.
- Holston, K., T. Laubach, & J. C. Williams (2023). Measuring the Natural Rate of Interest After COVID-19. *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports* (1063).
- Hordahl, P. & O. Tristani (2014). Inflation Risk Premia in the Euro Area and the United States. *International Journal of Central Banking* 10(3), 1–47.
- Johannsen, B. K. & E. Mertens (2018). A Time Series Model of Interest Rates with the Effective Lower Bond. *BIS Working Papers 715, Bank of International Settlements*.
- Keungne Kouotang, L. S., E. U. H. Mounkala, & A. Mukam Maoumbé (2016). Optimalité de la politique monétaire de la BEAC depuis 2001. *BEAC Working Paper BWP-03/16*.
- Kiley, M. T. (2020). What Can the Data Tell Us About the Equilibrium Real Interest Rate? *International Journal of Central Banking* 16(3), 181–209.
- Krustev, G. (2019). The Natural Rate of Interest and the Financial Cycle. *Journal of Economic Behavior & Organization Volume 162* 162, 193–210.
- Laubach, T. & J. C. Williams (2001). Measuring the Natural Rate of Interest. *Board of Governors of the Federal Reserve System*.
- Laubach, T. & J. C. Williams (2003). Measuring the Natural Rate of Interest. *The Review of Economics and Statistics* 85(4), 1063–1070.
- Laubach, T. & J. C. Williams (2016). Measuring the Natural Rate of Interest Redux. *Business Economics* 51(2), 57–67.
- Lee, D. J., J.-H. Hahm, H. Park, & K. Y. Park (2020). Measuring the Natural Rate of Interest with Financial Gaps : The Cases of Japan and South Korea. *Japan and the World Economy* 54, 101009.
- Lewis, K. F. & F. Vazquez-Grande (2018). Measuring the Natural Rate of Interest : A Note on Transitory Shocks. *Journal of Applied Econometrics* 34(3), 425–436.
- Lopez-Salido, D., G. Sanz-Maldonado, C. Schippits, & M. Wei (2020). Measuring the Natural Rate of Interest : The Role of Inflation Expectations. *FEDS Notes*.
- Lubik, T. & C. Matthes (2015). Calculating the Natural Rate of Interest : A Comparison of Two Alternative Approaches. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Brief* (EB15-10).

- Lubik, T. & C. Matthes (2023). The Stars our Destination : An Update on Our r^* Measure. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Brief, No 23-32*.
- Maka, A. (2023). Measuring the Natural Rate of Interest in Brazil. *Discussion Paper n° 274*.
- Mésonnier, J.-S. (2005). L'orientation de la politique monétaire à l'aune du taux d'intérêt naturel : Une application à la zone euro. *Bulletin de la Banque de France n° 136*.
- Mvondo, E. T. (2018). La relation entre l'écart de production et l'inflation à la lumière de deux indicateurs concurrents dans la CEMAC. *BEAC Working Paper BWP-10/18*.
- Neri, S. & A. Gerali (2019). Natural Rates Accross the Atlantic. *Journal of Macroeconomics 62*.
- Okazaki, Y. & N. Sudo (2018). Natural Rate of Interest in Japan - Measuring Its Size and Identifying Drivers Based on a DSGE Model. *Bank of Japan Working Paper Series 18-E-6*.
- Pescatori, A. & J. Turunen (2016). Lower for Longer : Neutral Rate in the U.S. *IMF Economic Review 64*(4), 708–731.
- Primiceri, G. E. (2005). Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy. *Review of Economic Studies 72*(3), 821–852.
- Quartier-la Tente, A., A. Michalek, J. Palate, & R. Baeyens (2024). *RJDemetra : Interface to 'JDemetra+' Seasonal Adjustment Software*. R package version 0.2.7.
- Wang, B. (2019). Measuring the Natural Rate of Interest of China : A Time Varying Perspective. *Economic Letter (176)*, 117–120.
- Wang, B. & K. K. Kwan (2021). Measuring the Natural Rates of Interest of OECD and BRICS Economies : A Time Varying Perspective. *Journal of International Money and Finance (112)*, 1–13.
- Wicksell, K. (1936). *Interest and Prices* (London : Macmillan ed.). (Translation of 1898 Edition by R.F. Kahn).
- Woodford, M. (2003). *Interest and Prices : Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton : Princeton University Press.
- Wynne, M. A. & R. Zhang (2018). Measuring The World Natural Rate Of Interest. *Economic Inquiry 56*(1), 530–544.

Zhang, R., E. Martínez-García, M. A. Wynne, & V. Grossman (2021). Ties that bind : Estimating the natural rate of interest for small open economies. *Journal of International Money and Finance* 113, 102315.

ANNEXE

Annexe A

Expressions des matrices A, B, C, D, F et G des paramètres du modèle (1)-(6) réécrit sous la forme espace-état (7)-(8), après quelques manipulations algébriques.

$$s_t = As_{t-1} + Bu_t + C\omega_t$$

$$x_t = Ds_t + Fu_t + G\omega_t$$

$$\text{où } s_t \equiv [y_t^*, y_{t-1}^*, y_{t-2}^*, g_{t-1}, g_{t-2}, z_{t-1}, z_{t-2}]'$$

$$; x_t \equiv [y_t, \pi_t]'$$

$$u_t \equiv \left[1, y_{t-1}, y_{t-2}, r_{t-1}, r_{t-2}, \pi_{t-1}, \sum_{i=2}^4 \frac{\pi_{t-i}}{3} \right]'$$

$$\omega_t = [\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t}, \varepsilon_{3,t}, \varepsilon_{4,t}, \varepsilon_{5,t}]'$$

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \rho_g & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \rho_g & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \rho_z & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \quad B = \begin{bmatrix} \mu_g(1-\rho_g) & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \mu_g(1-\rho_g) & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \mu_z(1-\rho_z) & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$C = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & \sigma_4 & \sigma_5 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_5 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_3 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad D = \begin{bmatrix} 1 & -a_1 & -a_2 & -2a_r & -2a_r & -\frac{a_r}{2} & -\frac{a_r}{2} \\ 0 & -b_y & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$F = \begin{bmatrix} 0 & a_1 & a_2 & \frac{a_r}{2} & \frac{a_r}{2} & 0 & 0 \\ 0 & b_y & 0 & 0 & 0 & b_1 & 1-b_1 \end{bmatrix} \quad G = \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_2 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Annexe B

TABLE 3 – Résultats de l'estimation des paramètres du modèle

	Moyenne		Médiane		Mode		Ecart-type	
	Base	Alter.	Base	Alter.	Base	Alter.	Base	Alter.
a_1	0.418	1.620	0.417	1.634	0.407	1.661	0.124	0.055
a_2	0.289	-0.791	0.275	-0.797	0.237	-0.820	0.112	0.049
a_r	-0.005	-0.041	-0.004	-0.040	-0.003	-0.039	0.003	0.005
b_1	0.539	0.539	0.537	0.545	0.535	0.550	0.044	0.043
b_y	2.887	0.218	2.913	0.179	2.929	0.157	0.245	0.129
s_1	0.017	0.072	0.015	0.071	0.006	0.072	0.012	0.020
s_2	4.971	4.973	4.978	4.976	4.994	4.994	0.026	0.020
s_3	1.455	4.750	1.228	4.801	0.746	4.954	1.067	0.211
s_4	0.073	0.042	0.071	0.041	0.066	0.036	0.010	0.013
s_5	0.310	0.067	0.309	0.065	0.316	0.063	0.021	0.027
aX	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.030	-0.030	0.000	0.000
ρ_g	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.000	0.000
ρ_z	1.000	0.913	1.000	0.925	1.000	0.933	0.000	0.055
μ_g	-	-	-	-	-	-	-	-
μ_z	-	0.000	-	0.000	-0.030	-0.030	0.000	0.000
λ_g	4.318	1.804	4.393	1.516	-	-	0.471	0.988
λ_z	0.738	2.950	0.404	2.747	-	-	0.946	0.931
$a_1 + a_2$	0.707	0.829	0.724	0.833	0.644	0.841	0.087	0.035
$Log\mathcal{L}$	-532.322	-438.991	-532.178	-484.059	-526.492	-479.877	2.300	2.351

Annexe C

FIGURE 6 – Évolution des variables inobservées extraites empiriquement à l'aide du modèle de base, sur la période 1991Q1-2024Q4, dans un intervalle de confiance à 90%

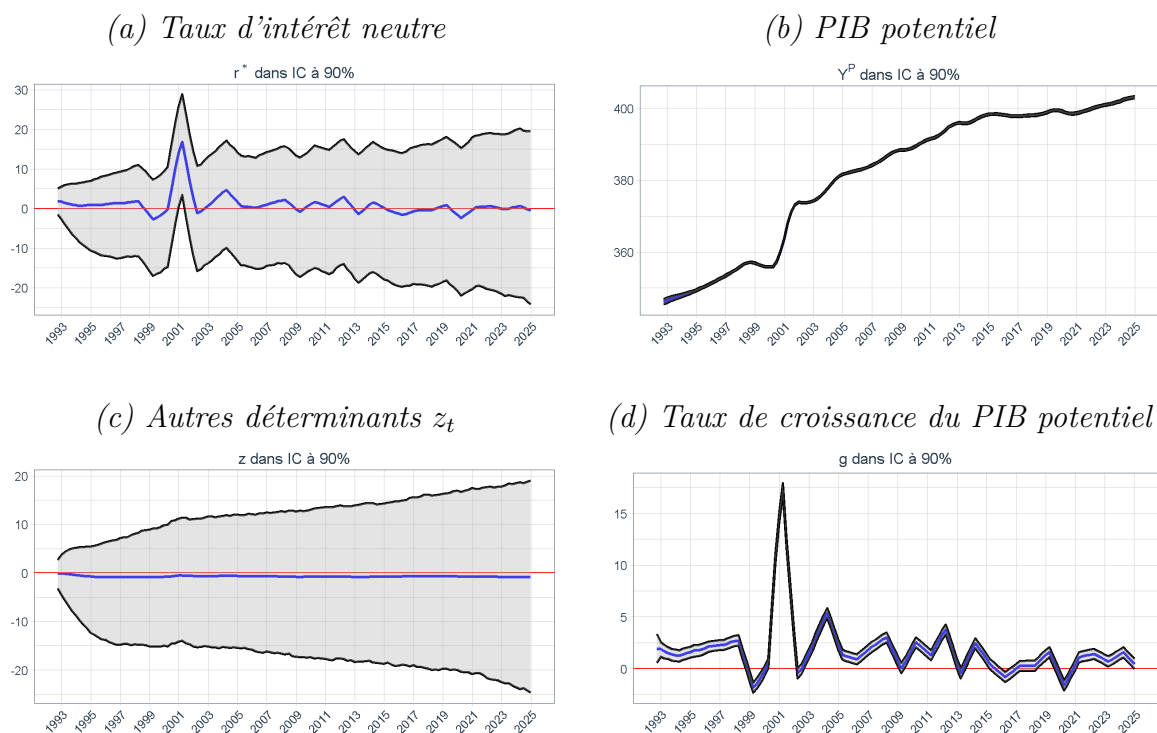
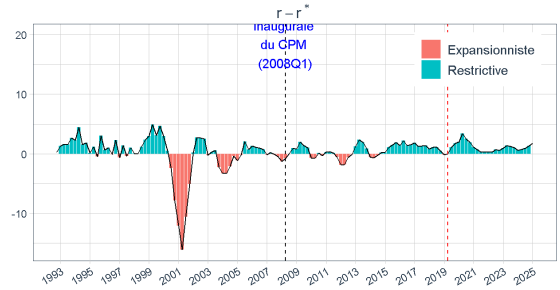
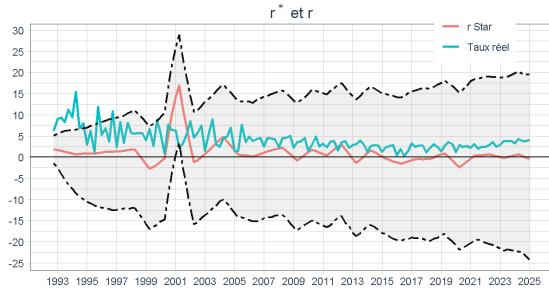
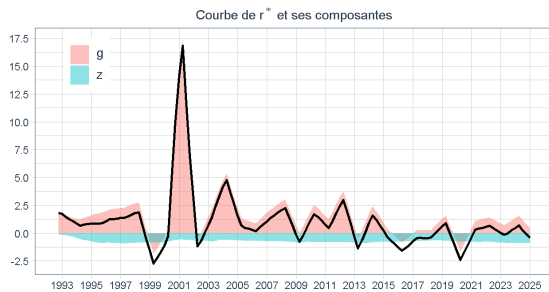


FIGURE 7 – Évolution *ex post* de quelques indicateurs clés issus de l'estimation du modèle de base

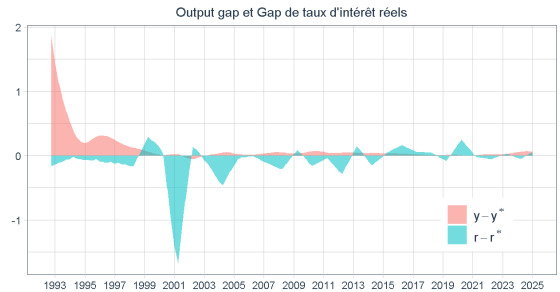
(a) Taux d'intérêt neutre et taux d'intérêt réel (b) Orientation de la politique monétaire



(c) Contributions à r_t^* de g_t et z_t



(d) Output gap et gap des taux d'intérêt



(e) Output gap et inflation

