



**HAL**  
open science

# Rigidités nominales, noyau d'inflation et croissance dans la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale

Evrard Ulrich Herménégilde Mounkala

► **To cite this version:**

Evrard Ulrich Herménégilde Mounkala. Rigidités nominales, noyau d'inflation et croissance dans la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale. Economies et finances. Université d'Orléans (UO), 2021. Français. NNT: . tel-03320400v1

**HAL Id: tel-03320400**

**<https://univ-orleans.hal.science/tel-03320400v1>**

Submitted on 15 Aug 2021 (v1), last revised 23 Jun 2022 (v2)

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

**ECOLE DOCTORALE DES SCIENCES DE L'HOMME ET DE LA  
SOCIETE**

**Laboratoire d'Economie d'Orléans**

**THÈSE** présentée par :

**Evrard Ulrich Herménégilde MOUNKALA**

soutenue le : **16 juin 2021**

pour obtenir le grade de : **Docteur de l'Université d'Orléans**

Discipline : **Sciences Economiques**

**Rigidités nominales, noyau d'inflation et croissance dans la  
Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique  
Centrale**

**THÈSE dirigée par :**

**Monsieur Patrick VILLIEU**

Professeur, Université d'Orléans

**RAPPORTEURS :**

**Monsieur Alexandru MINEA**

Professeur, Université de Clermont-Auvergne

**Monsieur Jean-Christophe POUTINEAU**

Professeur, Université de Rennes 1

---

**JURY**

**PRESIDENT :**

**Monsieur Gregory LEVIEUGE**

Professeur, Université d'Orléans

**EXAMINATEURS :**

**Monsieur Gilles DUFRENOT**

Professeur, Université d'Aix-Marseille

**Monsieur Gervasio SEMEDO**

Maître de Conférences HDR, Université de Tours



Rigidités nominales, noyau d'inflation et croissance  
dans la Communauté Économique et Monétaire des  
États de l'Afrique Centrale

Evrard Ulrich H. MOUNKALA

16 juin 2021

**L'Université d'Orléans n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les thèses ; elles doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.**

# Remerciements

Mes plus vifs remerciements vont au Professeur Patrick VILLIEU pour m'avoir fait confiance et accepté d'encadrer mon travail. Je le remercie également pour sa bienveillante patience durant ces deux dernières années.

Je veux aussi remercier le Professeur Albert ONDO OSSA de l'Université Omar Bongo de Libreville au Gabon qui, en 2017, convaincu de mon potentiel pour la recherche en économie appliquée, m'a vivement encouragé d'entreprendre un travail approfondi sur le noyau d'inflation dans la Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale. Qu'il trouve ici l'expression de ma profonde gratitude. Mes remerciements vont aussi à l'endroit des membres du jury pour avoir accepté, malgré leurs occupations multiples, de juger ce travail.

Je suis redevable à Monsieur Blaise Eugène NSOM, mon ancien Directeur à la Direction des Études et de la Stabilité Financière à la BEAC, et mes collègues de cette dernière Institution, Georges, Thierry, Nélida, Christian, Arlette, Dorel, Justin et Guy-Albert, avec lesquels nos discussions sur la politique monétaire de la BEAC et les économies de la CEMAC ont été fort enrichissantes dans la conduite de ce travail.

Enfin, je remercie mes parents, mes frères et sœurs pour leur soutien multiforme tout au long de mes longues années d'études, sans évidemment oublier Flavie-Coralie, Fleur-Irina, Loïs-Jérémie, Sarah-Anne et Maiah-Carmel, qui partageant mon quotidien, ont consenti d'énormes sacrifices pour me donner de leur temps afin de me permettre de mener cette longue entreprise de recherche.

# Dédicaces

**A Flavie-Coralie, ma complice, ma partenaire et  
mon soutien de tous les instants.**

# Table des matières

<b>Remerciements</b>	<b>ii</b>
<b>Dédicaces</b>	<b>iii</b>
<b>Table des matières</b>	<b>vi</b>
<b>Liste des abréviations et des sigles</b>	<b>viii</b>
<b>Liste des figures</b>	<b>xii</b>
<b>Liste des tableaux</b>	<b>xiv</b>
<b>Introduction générale</b>	<b>1</b>
<b>1 Établissement de l'existence de rigidités nominales dans la Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale</b>	<b>16</b>
1.1 Contexte et justification . . . . .	16
1.1.1 Définitions de quelques notions clés . . . . .	22
1.1.2 Quelques faits stylisés en liaison avec les rigidités nominales dans l'UMAC . . . . .	25
1.1.3 Problématique abordée . . . . .	28
1.2 Revue de la littérature . . . . .	30
1.2.1 Les tests directs de l'existence des rigidités nominales . . . . .	31
1.2.2 Les tests indirects de l'existence des rigidités nominales . . . . .	33
1.2.3 Bilan de la littérature et choix d'une orientation méthodologique pour la CEMAC . . . . .	35
1.3 Cadre méthodologique d'évaluation de la présence de rigidités nominales .	37

1.3.1	Démarche méthodologique pour la mesure du degré de persistance et de stabilité d'une chronique . . . . .	37
1.3.2	Méthodologie du test indirect de l'existence de coûts de menu . . . . .	39
1.4	Implémentation de la méthodologie et résultats empiriques . . . . .	44
1.4.1	Estimation de la mémoire caractéristique du taux d'inflation mensuelle de la CEMAC . . . . .	45
1.4.2	Implémentation du test des coûts de menu dans la CEMAC . . . . .	49
1.5	Bilan et conclusion . . . . .	60
<b>2</b>	<b>Détermination d'un noyau d'inflation dans la CEMAC</b>	<b>65</b>
2.1	Contexte et justification . . . . .	65
2.1.1	Inflation sous-jacente : définition . . . . .	68
2.1.2	Quelques faits stylisés . . . . .	73
2.1.3	Intérêt de l'inflation-sous jacente pour la politique monétaire et problématique abordée . . . . .	77
2.2	Revue de la littérature sur les mesures d'inflation sous-jacente . . . . .	80
2.2.1	Mesures théoriques du noyau d'inflation . . . . .	81
2.2.2	Revue des éléments de controverse sur les mesures de l'inflation sous-jacente à la lumière de travaux empiriques . . . . .	88
2.2.3	Éléments de consensus autour des mesures de l'inflation sous-jacente	92
2.2.4	Bilan de la littérature et choix d'une approche théorique pour la CEMAC . . . . .	94
2.3	Approche méthodologique pour la mesure de l'inflation sous-jacente dans la CEMAC . . . . .	96
2.3.1	Généralités sur les modèles structurels SVAR et SVEC . . . . .	96
2.3.2	Démarche méthodologique de mesure de l'inflation sous-jacente dans un modèle multivarié . . . . .	103
2.4	Résultats empiriques de la mesure pour la CEMAC . . . . .	108
2.4.1	Données utilisées et analyses univariées . . . . .	108
2.4.2	Résultats d'estimation du modèle VEC pour l'économie de la CEMAC	120
2.4.3	Extraction des tendances communes et mesure de l'inflation sous-jacente . . . . .	122
2.5	Discussion sur les propriétés de la mesure de l'inflation sous-jacente proposée	127
2.5.1	Mesure de l'inflation sous-jacente dans la CEMAC par l'approche SVAR . . . . .	129
2.5.2	Calcul et évaluation des propriétés de la mesure de l'inflation sous-jacente dans la CEMAC . . . . .	130

2.5.3 Niveau de référence du noyau d'inflation pour la stabilité des prix dans la CEMAC . . . . .	138
Conclusion . . . . .	140
<b>3 Analyse de la relation entre l'inflation et la croissance économique dans la CEMAC</b>	<b>146</b>
3.1 Contexte et justification . . . . .	146
3.1.1 Faits stylisés en rapport avec le lien inflation-croissance dans la CEMAC . . . . .	150
3.1.2 Problématique abordée . . . . .	158
3.2 Revue de la littérature sur la relation inflation-croissance . . . . .	159
3.2.1 La relation inflation-croissance dans la théorie économique . . . . .	160
3.2.2 Revue des évaluations empiriques de la relation inflation-croissance	169
3.3 Présentation du modèle PSTR . . . . .	179
3.3.1 Description de l'écriture du modèle PSTR . . . . .	179
3.3.2 Estimation des paramètres du modèle PSTR . . . . .	183
3.3.3 Évaluation du modèle PSTR estimé . . . . .	184
3.4 Implémentation du modèle PSTR pour l'analyse de la relation inflation- croissance dans la CEMAC . . . . .	187
3.4.1 Présentation du modèle théorique envisagé . . . . .	187
3.4.2 Données et résultats de l'estimation du modèle . . . . .	189
Conclusion . . . . .	209
<b>Conclusion générale</b>	<b>213</b>
<b>Bibliographie</b>	<b>222</b>
<b>Annexe</b>	<b>247</b>
<b>A Éléments annexes du chapitre 1 : caractérisation des rigidités nominales dans les modèles théoriques</b>	<b>xvii</b>
<b>B Éléments annexes du chapitre 2</b>	<b>xxii</b>
<b>C Éléments annexes du chapitre 3</b>	<b>xxix</b>



# Liste des abréviations et des sigles

<i>ADF</i>	<i>Augmented Dickey Fuller</i>
AFRISTAT	Observatoire Statistique d'Afrique Subsaharienne
<i>AIC</i>	<i>Akaike Information Criterion</i>
<i>ARFIMA</i>	<i>Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average</i>
<i>ARIMA</i>	<i>Autoregressive Integrated Moving Average</i>
<i>ARMA</i>	<i>Autoregressive Moving Average</i>
<i>ASEAN-5</i>	<i>Association of Southeast Asian Nations</i> <i>(Indonesia, Malaysia, the Philippines, Singapore, and Thailand)</i>
BCE	Banque Centrale Européenne
BCEAO	Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest
BEAC	Banque des Etats de l'Afrique Centrale
<i>BNZ</i>	<i>Bank of New Zealand</i>
<i>BoE</i>	<i>Bank of England</i>
<i>BoJ</i>	<i>Bank of Japan</i>
<i>BSVAR</i>	<i>Bayesian Structural Vector Autoregression</i>
CEMAC	Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale
<i>CIA</i>	<i>Cash-in-advance</i>
CPM	Comité de Politique Monétaire
<i>DSGE</i>	<i>Dynamic Stochastic General Equilibrium</i>
F CFA	Franc de la Coopération Financière en Afrique Centrale
<i>Fed</i>	<i>Federal Reserve Bank</i>
<i>FEVD</i>	<i>Forecast Error Variance Decomposition</i>
FF	Franc Français

<i>FPE</i>	<i>Forecast Prediction Error</i>
<i>G3</i>	<i>Group of Three (USA, UE, Japan)</i>
<i>HQ</i>	<i>Hannan-Quinn Criterion</i>
IHPC	Indice Harmonisé des Prix à la Consommation
INSEED	Institut National de la Statistique, des Etudes Economiques et Démographiques
IPC	Indice des Prix à la Consommation
KPSS	Kwiatkowski - Phillips - Schmidt - Shin
MEGIS	Modèle d'Equilibre Général Intertemporel Stochastique
<i>NBP</i>	<i>Narodowy Bank Polski</i>
<i>NKPC</i>	<i>New Keynesian Phillips Curve</i>
OCDE	Organisation de Coopération et Développement Économiques
PGD	Processus Générateur de Données
PIB	Produit Intérieur Brut
PP	Phillips - Perron
<i>PSTR</i>	<i>Panel Smooth Transition Regression</i>
<i>RBC</i>	<i>Real Business Cycle</i>
<i>RBNZ</i>	<i>Reserve Bank of New Zealand</i>
R&D	Recherche et Développement
<i>SADC</i>	<i>South African Development Community</i>
<i>SC</i>	<i>Schwarz Criterion</i>
<i>SVAR</i>	<i>Structural Vector Autoregression</i>
<i>SVEC</i>	<i>Structural Vector Error-Correction</i>
TIAO	Taux d'Intérêt des Appels d'Offres
UEAC	Union Économique de l'Afrique Centrale
UEMOA	Union Économique et Monétaire Ouest-Africaine
UMAC	Union Monétaire de l'Afrique Centrale
<i>VAR</i>	<i>Vector Autoregression</i>
<i>VEC</i>	<i>Vector Error-Correction</i>
<i>VMA</i>	<i>Vectorial Moving Average</i>
ZA	Zivot - Andrews

# Table des figures

1	Taux d'inflation en moyenne annuelle de la CEMAC (2002 :01 - 2019 :04) . . . . .	7
2	Évolution du revenu par tête dans les pays de la CEMAC (1986-2019) . . . . .	8
3	Dispersion des taux d'inflation annuelle de quelques pays Africains au Sud du Sahara	10
1.1	Triangle des incompatibilités de Mundell . . . . .	17
1.2	Autocor. $\rho_{\tau\pi}(k)$ . . . . .	27
1.3	Autocor. $\rho_{\pi\mu}(k)$ . . . . .	27
1.4	Distributions théoriques symétriques des prix relatifs et zones d'inaction . . . . .	41
1.5	Distributions théoriques asymétriques des prix relatifs et zones d'inaction . . . . .	41
1.6	Profil temporel et distribution du taux d'inflation mensuelle de la CEMAC . . . . .	46
1.7	Fonction réponse-impulsionnelle du taux d'inflation mensuelle de la CEMAC . . . . .	49
1.8	Longueur de la queue gauche de la distribution des taux d'inflation relatifs de la CEMAC (janvier 2012 à décembre 2019) . . . . .	50
1.9	Longueur de la queue droite de la distribution des taux d'inflation relatifs de la CEMAC (janvier 2012 à décembre 2019) . . . . .	50
1.10	Épaisseur des queues gauche et droite de la distribution des taux d'inflation relatifs de la CEMAC (janvier 2012 à décembre 2019) . . . . .	51
1.11	Moyenne pondérée et médiane de la distribution des taux d'inflation relatifs de la CEMAC (janvier 2012 à décembre 2019) . . . . .	53
1.12	Écart-type et intervalle inter-quartile de la distribution des taux d'inflation relatifs de la CEMAC (janvier 2012 à décembre 2019) . . . . .	54
1.13	Mesures du degré d'asymétrie de la distribution des taux d'inflation relatifs de la CEMAC (janvier 2012 à décembre 2019) . . . . .	55
1.14	Quelques caractéristiques univariées et bivariées des mesures d'intérêt pour les tests indirects de l'existence des rigidités nominales dans la CEMAC (janvier 2012 à décembre 2019) . . . . .	56
2.1	Représentation de la dynamique du taux d'inflation de la CEMAC . . . . .	74

2.2	Matrice de corrélations des variables d'intérêt dans la CEMAC . . . . .	75
2.3	Moyenne des taux d'inflation annuelle dans les pays de la CEMAC entre 1990 et 2020 . . . . .	76
2.4	Représentation graphique des séries d'intérêt pour la CEMAC . . . . .	109
2.5	Trajectoires empiriques de long terme et d'ajustement de court terme . . . . .	113
2.6	Trajectoires empiriques de long terme et d'ajustement de court terme . . . . .	117
2.7	Aperçu visuel des relations entre les résidus d'estimation du VECM . . . . .	121
2.8	Évolution historique des deux composantes communes aux endogènes du modèle SVEC évalué pour la CEMAC . . . . .	123
2.9	Évolution historique de la composante transitoire du modèle SVEC évalué pour la CEMAC . . . . .	123
2.10	Évolution de la composante tendancielle de M2 évaluée pour la CEMAC . . . . .	124
2.11	Évolution de la composante tendancielle du PIB réel évaluée pour la CEMAC . . . . .	125
2.12	Évolution de la composante tendancielle du niveau général des prix évaluée pour la CEMAC . . . . .	125
2.13	Évolution trimestrielle des taux d'inflation sous-jacente et observée de la CEMAC, évalués en moyenne annuelle . . . . .	126
2.14	Profil temporels des chocs structurels ayant affecté l'économie de la CEMAC entre septembre 1987 et décembre 2018 . . . . .	131
2.15	Réponses impulsionnelles des endogènes aux chocs structurels . . . . .	132
2.16	Réponses impulsionnelles cumulées des endogènes aux chocs structurels . . . . .	133
2.17	Dynamiques des taux d'inflation observé et sous-jacent dans la CEMAC, mesurés en glissement annuel . . . . .	134
2.18	Décomposition de la variance totale de l'erreur de prévision de l'inflation . . . . .	135
2.19	Évolutions de l'inflation sous-jacente et du TIAO dans la CEMAC . . . . .	137
2.20	Évolutions de l'inflation de court terme et du taux de croissance de l'output dans la CEMAC . . . . .	137
3.1	Dispersion des taux d'inflation par État membre de la CEMAC . . . . .	152
3.2	Évolution des taux d'inflation en moyenne annuelle par État membre de la CEMAC	152
3.3	Évolution des taux de croissance réelle en glissement trimestriel annualisé dans les Etats membres de la CEMAC . . . . .	153
3.4	Dispersion des taux de croissance réelle par Etat membre de la CEMAC . . . . .	154
3.5	Nuage de points de l'inflation et la croissance dans la CEMAC . . . . .	155
3.6	Nuage de points de l'inflation et de la croissance dans les pays de la CEMAC . . . . .	156
3.7	Dispersion de la volatilité de l'inflation et du taux de croissance de long terme dans la CEMAC . . . . .	157
3.8	Relation inflation-croissance dans le modèle OG-DG . . . . .	162
3.9	Distribution de probabilité du taux d'inflation en moyenne annuelle de la CEMAC entre 1988 :2 et 2020 :4 . . . . .	188

3.10	Matrice de corrélation des variables d'intérêt de la CEMAC sur la période juin 1988 - décembre 2020 . . . . .	191
3.11	Évolution des taux de croissance et des dépenses publiques dans la CEMAC . . .	192
3.12	Taux de croissance réelle et des cours du pétrole dans la CEMAC . . . . .	193
3.13	Taux de croissance réelle et des termes de l'échange dans la CEMAC . . . . .	194
3.14	Taux de croissance réelle et d'investissement dans la CEMAC . . . . .	195
3.15	Taux de croissance réelle et accroissement de la masse monétaire dans la CEMAC	196
3.16	Taux de croissance réelle et taux directeur de la Banque Centrale dans la CEMAC	197
3.17	Fonction de transition estimée entre les régimes d'inflation haute et basse dans la CEMAC . . . . .	200
3.18	Profil de réponse du taux de croissance réelle aux variations de l'inflation dans la CEMAC . . . . .	203
3.19	Profils 3D de la réponse du taux de croissance de la CEMAC à l'inflation et son effet inertiel . . . . .	205

# Liste des tableaux

1.1	Indices et sous-indices des prix à la consommation des ménages dans la CEMAC	45
1.2	Résultats des tests de racine unitaire ADF, PP et ZA, et de stationnarité KPSS, du taux d'inflation mensuelle de la CEMAC	46
1.3	Degré d'intégration fractionnaire estimé du PGD du taux d'inflation mensuelle dans la CEMAC	47
1.4	Résultats d'estimation du modèle ARFIMA(p,d,q) du taux d'inflation mensuelle de la CEMAC (février 2012 - décembre 2019)	48
1.5	Résultats des tests de racine unitaire ADF, PP et ZA, et de stationnarité KPSS, des taux d'inflation relatifs mensuels de la CEMAC	57
1.6	Résultats de l'estimation du degré d'intégration fractionnaire des séries de mesures d'asymétrie de la distribution des prix relatifs dans la CEMAC	58
1.7	Résultats des tests de cointégration fractionnaire du taux d'inflation agrégé avec chaque mesure d'asymétrie des taux d'inflation relatifs de la CEMAC	59
1.8	Valeur estimée de la pente de la relation entre les différentes mesures d'asymétrie des taux d'inflation relatifs et le taux d'inflation agrégé dans la CEMAC	59
2.1	Résultats des tests de racine unitaire sur les variables d'intérêt	110
2.2	Résultats du test de la trace de Johansen pour le système $(M, P, Y, Oil)'$	111
2.3	Résultats du test de cointégration avec changements structurels pour le système $(M, P, Y, Oil)'$	112
2.4	Résultats du test d'exogénéité faible du prix du pétrole dans la CEMAC	115
2.5	Résultats du test de la trace de Johansen pour le système $(M, Y, P)'$	116
2.6	Résultats du test de l'hypothèse $H_0 : \beta = (a, -a, b)'$	118
2.7	Résultats du test de l'hypothèse $H_0 : \beta = (a, b)'$	119
2.8	Résultats du test de l'hypothèse $H_0 : \beta = (a, -a, 0)'$	119
2.9	Résultats d'estimation du modèle VECM pour la CEMAC	120
2.10	Résumés statistiques des taux d'inflation en moyenne annuelle (en %) dans la CEMAC	127

2.11	Résumés statistiques des taux d'inflation en variation trimestrielle (en %) dans la CEMAC . . . . .	138
3.1	Résumé statistique des taux d'inflation moyens annuels dans la CEMAC . . . . .	151
3.2	Résumé statistique des taux de croissance économique dans la CEMAC . . . . .	154
3.3	Résultats d'estimation de la régression linéaire du taux de croissance tendancielle sur la volatilité de l'inflation dans la CEMAC . . . . .	157
3.4	Seuils d'inflation estimés avec un modèle PSTR par Eggoh & Khan (2014) . . . . .	176
3.5	Résumés statistiques des variables d'intérêt de la CEMAC . . . . .	190
3.6	Résultats des tests de racine unitaire dans les données . . . . .	198
3.7	Tests de spécification du modèle PSTR et sélection du nombre de régimes . . . . .	199
3.8	Résultats d'estimation du modèle PSTR à deux régimes . . . . .	201
3.9	Résultats des tests d'évaluation du modèle PSTR . . . . .	202
B.1	Résultats d'estimation du modèle VAR structurel et de la décomposition de Blanchard & Quah (1989) . . . . .	xxiv
B.2	Résultats d'estimation du modèle VAR structurel et de la décomposition de Blanchard & Quah (1989) (suite) . . . . .	xxv

# Introduction générale

Pouvant être définie comme un phénomène de hausse cumulative et auto-entretenu du niveau général des prix dans une économie, l'inflation disait Milton Friedman (1970) *est toujours et partout un phénomène monétaire en ce sens qu'elle est et qu'elle ne peut être générée que par une augmentation de la quantité de monnaie plus rapide que celle de la production*. Par conséquent pour lui, l'abaissement du taux d'intérêt pour relancer l'investissement et partant, la croissance, n'est pas une action suffisante dans la mesure où elle s'accompagne automatiquement d'une augmentation de l'inflation. De ce fait, qualifiant cette dernière de phénomène dangereux pour le fonctionnement de l'économie, il recommande la lutte contre l'inflation à travers la réduction de la masse monétaire, avec l'augmentation des taux d'intérêt comme action devant être mise en œuvre prioritairement.

Cette préconisation a été notamment suivie avec succès aux Etats-Unis à partir de 1979 par Paul Volcker, alors Président de la *Federal Reserve*, qui est parvenu à ramener le taux d'inflation de 13.5% en 1981 à 3.2% en 1983. La réussite de cette politique a eu un retentissement mondial à telle enseigne qu'à la fin des années 80 début 90, la plupart des pays développés, dont le Canada, le Royaume-Uni, la Nouvelle-Zélande, l'Allemagne et la France, alors en proie à des taux d'inflation à deux chiffres ont assigné à leurs banques centrales respectives un objectif de stabilité des prix au nombre de leur(s) objectif(s) final(s) de politique monétaire. C'est en écho à ce choix des États-Unis d'Amérique que des normes d'inflation basse autour de 2% ont été retenues comme indicateurs de stabilité des prix dans ces autres pays.

A leur tour, les banques centrales des pays en développement leur ont emboîté le pas, par mimétisme peut être, en retenant également le contrôle du niveau général des prix ou de l'inflation au nombre de leur(s) objectif(s) final(s) de politique monétaire. De ce nombre est la Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC) dans la CEMAC, qui à l'instar de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) dans l'Union Économique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA) au début des années 2000, a adopté dans la même veine la stabilité des prix comme objectif final au plan interne de sa politique monétaire. Ainsi, alors que pour la BCEAO la norme

de stabilité des prix consiste en un taux d'inflation annuel de 2% dans un corridor de  $\pm 1\%$ , pour la BEAC la norme retenue précise que le taux d'inflation à moyen terme ne doit pas dépasser 3%<sup>1</sup>.

De la lecture rétrospective faite depuis lors jusqu'à la crise financière et économique de 2008-2011, il est indéniable de reconnaître qu'avec l'adoption d'un objectif d'inflation basse comme norme de stabilité des prix, les performances enregistrées par les différentes banques centrales des pays aussi bien développés (Fed, BoE, BCE, BoJ, BNZ, Banque du Canada...) qu'en développement (BCEAO et BEAC entre autres) se sont effectivement traduites par une inflation basse, voire négative dans le cas de la BoJ au début des années 1990, concomitamment à une croissance stable et non inflationniste depuis les années 1990. Cette période a été désignée sous l'appellation la "*Grande modération*", en février 2004 par Ben Shalom Bernanke, alors Président de la Fed. Une telle évolution avec une croissance stable et non inflationniste fait écho à Blinder (1994)<sup>2</sup> lorsqu'il soutient clairement que « Toute théorie sur la façon dont la monnaie affecte l'économie réelle doit faire face au casse-tête suivant : les fonctions de demande et d'offre dérivées - précisément ou de façon heuristique - à partir de principes microfondés ont la monnaie,  $M$ , comme un argument rapporté à  $P$ , le niveau général des prix. Ainsi, si la politique monétaire a des effets réels, il doit y avoir une certaine raison pour laquelle les variations de  $M$  ne sont pas automatiquement suivies équiproportionnellement par des variations de  $P$ . C'est la raison pour laquelle une certaine dose de *viscosité des prix* est essentielle virtuellement à toute narration sur le fonctionnement de la politique monétaire. »

Avec la Nouvelle Synthèse en Macroéconomie en effet, il est désormais reconnu que si à long terme l'argument précédent de Milton Friedman sur l'origine essentiellement monétaire de l'inflation ne peut pas être rejeté, à court terme en revanche les variations du stock nominal de monnaie ont un potentiel pour influencer l'évolution des variables réelles, en raison justement de la viscosité qui caractériserait la dynamique des prix. Dès lors, n'en déplaise à Friedman (op.cit.), il est apparu tout à fait légitime de s'interroger sur l'existence des origines autres que monétaires de l'inflation. En réaction à celle-ci, plusieurs auteurs ont apporté des éléments de réponse à cette interrogation, lesquelles réponses sont assez bien résumées dans la position fort à propos de Sapir (2012) qui, soulignant la persistance depuis la fin des années 1990 des doutes sur la nature purement monétaire de l'inflation, conclut que la présence d'une détermination non-monétaire de cette dernière est habituellement associée à l'existence des rigidités nominales. Il y a néanmoins lieu de relever que cette incidence n'est ni exclusive ni systématique. A ce propos en effet, au

---

1. A titre indicatif, la norme de stabilité des prix de la Banque Centrale Européenne (BCE), qui émet la monnaie sur laquelle sont arrimées les monnaies émises par la BCEAO et la BEAC suivant une parité fixe, est un taux d'inflation n'excédant pas 2%. La proximité des normes de stabilité des prix dans l'UEMOA et la CEMAC d'avec la référence pour la Zone Euro soulève évidemment la pertinence de ces faibles taux d'inflation surtout pour des pays pauvres ou plutôt en développement.

2. Chapter in NBER Book Series Studies in Business Cycles, Conference held on January 21-24, 1993 (Mankiw, 1994, pp. 117-154).

nombre des théories non monétaires de l'inflation l'on peut par exemple mentionner la théorie budgétaire du niveau général des prix avec Leeper (1991), Sims (1994), Woodford (1994, 1995, 1998a,b, 2001), Buiter (1998, 1999), Christiano & Fitzgerald (2000) et McCallum (2001) entre autres, et le rôle de la dette publique, théories qui vont au-delà des rigidités nominales.

Plus en détail, en se référant à Sims (1994) et Woodford (1995, 2001) notamment, Wickens (2010) indique que d'après la théorie budgétaire du niveau général des prix, la contrainte budgétaire intertemporelle du gouvernement sera satisfaite automatiquement pour une certaine valeur du niveau des prix courant et que ce dernier s'ajuste instantanément à cette fin, avant de renchérir que cette relation est vérifiée même en l'absence de monnaie dans l'économie. Suivant cette théorie donc, le niveau général des prix est non pas déterminé par la politique monétaire mais plutôt par la politique budgétaire. Aux fins d'illustration, considérons avec Villieu (2004) qui rappelle que tandis que dans l'approche monétaire le niveau général des prix est déterminé par une offre de monnaie ( $M$ ) exogène, dans l'approche budgétaire en revanche et en accord avec Woodford (1995), il est déterminé en plus de la quantité de monnaie ( $M$ ) par l'ensemble des titres nominaux ( $B$ ) dans l'économie. Sur cette base, en supposant que la richesse ( $W$ ) des ménages est constituée de la monnaie ( $M$ ) demandée pour des motifs keynésiens, soit  $M^d = \alpha y - \beta i$ , et de titres publics ( $B$ ), l'on a  $w \equiv \frac{W}{P} = \frac{M + B}{P}$ . Dès lors, en considérant de plus la quantité de monnaie comme endogène, il vient que le niveau général des prix ( $P$ ) peut être déterminé par la quantité exogène de dette publique nominale ( $B$ ), tel que :  $P = \frac{B}{w - \alpha y + \beta i}$ , d'où le rôle de la dette publique. Villieu relève cependant la pertinence de cette détermination "budgétaire" du niveau des prix dans le cas où les agrégats de monnaie seraient difficiles à identifier et à isoler de la quasi-monnaie<sup>3</sup>.

Avant de poursuivre les développements sur les origines monétaires de l'inflation, il convient de noter toutefois que cette littérature sur les origines exclusivement budgétaires du niveau des prix a fait l'objet d'intenses débats parmi les économistes. Creel & Sterdyniak (2000) ont de ce fait procédé à un bilan critique de la théorie budgétaire du niveau des prix. Sans nullement vouloir abonder dans ce débat, il peut être relevé que ceux-ci en pointent "plusieurs particularités curieuses", selon leurs propres mots, dont (i) son caractère purement théorique couplé au fait qu'elle n'ait aucune application pratique, et (ii) le fait qu'elle ne part d'aucun sous-bassement empirique observé et n'a aucun retentissement dans le débat public de politique économique. Dans la même direction, après avoir rappelé que cette théorie suppose à la base explicitement ou implicitement que le niveau des prix est parfaitement flexible et qu'il peut en conséquence s'ajuster instantanément, Wickens (2010) souligne le caractère inapproprié de cette hypothèse et partant, l'inadéquation de cette théorie étant donnée l'acceptation par les économistes de l'existence d'une viscosité des prix à court terme selon la Nouvelle Synthèse. Pourtant, malgré

---

3. Ce n'est pas effectivement le cas pour les économies en développement avec des marchés financiers embryonnaires ou sous-développés, dans lesquels l'intermédiation bancaire représente l'essentiel du système financier.

ces insuffisances, Woodford (1998b) a fait une tentative de modélisation de la théorie budgétaire du niveau des prix dans un cadre supposant effectivement une viscosité des prix et a proclamé que son modèle génère de l'inflation sans effet de seigneuriage, et encore moins de changement de politique monétaire face à la hausse de la dette publique. La critique de ces résultats faite par Creel & Sterdyniak en pointe deux limites majeures avec d'une part l'hypothèse peu pertinente de passivité de la politique monétaire malgré la hausse de l'inflation, et d'autre part le fait que même si le modèle est à prix visqueux, il n'en est pas pour autant un modèle à inflation visqueuse, puisque le taux d'inflation qui y dépend de l'inflation anticipée n'est pas prédéterminé. Au total, Wickens (2010) conclut que la théorie budgétaire du niveau des prix ne semble pas satisfaisante comme théorie de fixation des prix à court terme.

En conclusion de cet aperçu d'un pan des théories non monétaires de l'inflation et afin de revenir à l'intérêt exprimé pour les rigidités nominales dans cette réflexion, deux remarques finales de Villieu (2004) peuvent être mobilisées a fortiori. Premièrement, il importe d'après lui, sur un plan davantage théorique, de distinguer la question de la détermination de l'inflation de celle de la détermination du niveau des prix. Deuxièmement, il semble plus naturel d'exprimer directement l'équilibre en fonction de l'inflation, dans la mesure où les politiques monétaires ciblent généralement l'inflation et non le niveau des prix, mais aussi parce que l'effet de richesse réelle dans les fonctions de consommation empiriques repose sur l'inflation tout comme l'effet du taux d'intérêt réel sur l'investissement. C'est fondamentalement en raison des rigidités à court terme que la politique monétaire peut avoir des effets importants sur l'économie réelle (Wickens, 2010).

A propos justement des rigidités, Bénassy (2008) relève que les modèles avec rigidités nominales étudient effectivement des situations dans lesquelles les prix nominaux eux-mêmes (non pas les prix relatifs) sont visqueux. Akerlof & al. (1996), cités par Sapir (2012), pointent de leur côté la rareté des ajustements des salaires nominaux à la baisse comme une source d'existence d'une persistance dans l'inflation, laquelle rigidité à la baisse est la conséquence de la présence d'asymétries d'information engendrées sur les marchés par le processus de concurrence, soit des compléments de rigidités réelles. D'ailleurs, des travaux antérieurs sur les sources des rigidités nominales et leur incidence sur la persistance de l'inflation ont porté premièrement sur les contrats prix-salaires. Au nombre de ceux-ci il peut être cités Gray (1976), Fischer (1977), Phelps & Taylor (1977), Taylor (1979, 1980a) et Calvo (1983). Ces travaux, remarque Bénassy (2008), supposent qu'il existe un système de contrats salariaux qui expirent temporellement de façon déterministe ou de façon stochastique, d'où leur appellation de "rigidités nominales temporellement dépendantes". Dans la même veine, d'autres auteurs ont identifié des rigidités nominales dites "contingentes (*state dependent*)" fondées sur les coûts liés aux changements des prix. Deux spécifications favorites de ce type de rigidités nominales sont fréquemment rencontrées dans la littérature, précise Bénassy, à savoir « les coûts quadratiques de changement des prix » (Rotemberg, 1982a,b) d'une part, et les « coûts fixes de changement des prix » encore appelés « coûts de menu » (Barro, 1972) d'autre part.

Au total, avec l'hypothèse fondamentale de la présence des rigidités nominales dans une économie, il a émergé dans la littérature des notions telles que *noyau d'inflation*, *core inflation*<sup>4</sup> ou *inflation sous-jacente*, *inflation structurelle*, *inflation naturelle* et *inflation tendancielle*, notions qui la plupart du temps sont invoquées pour justifier la différence qui existerait entre l'inflation observée et sa composante monétaire. Aoki (2001) indique que cette différence soulève alors la question de la détermination de la politique monétaire qui serait la plus efficace face à des changements de prix induits par des facteurs non essentiellement monétaires.

Avant d'aborder principalement les implications économiques de cette dernière question, il y a lieu de clarifier sommairement la notion de noyau d'inflation, l'une des plus importantes de cette étude. A cet effet, l'on peut considérer deux définitions distinctes qui en sont fournies par Sapir (2012). Dans la première, il assimile le noyau d'inflation à une composante structurelle de l'inflation, et la définition qu'il propose se décline comme suit : « *On peut considérer comme "structurel" le taux d'inflation qu'une économie connaîtrait toutes choses étant égales par ailleurs si la politique monétaire était neutre.* » Dans la seconde, il associe cette notion à la composante naturelle du taux d'inflation, et définit le noyau d'inflation en conséquence tel que : « *On peut considérer comme naturel le taux d'inflation qui permet d'obtenir le taux de croissance le plus élevé possible pour une structure économique donnée.* »

A la lecture de ces deux définitions de Sapir, il peut être envisagé de considérer le noyau d'inflation comme la composante structurelle de l'inflation qui est difficilement réductible par les politiques monétaires. Son observation empirique associée à une forte sensibilité de la croissance aux politiques non-inflationnistes est le reflet de l'existence d'une détermination non monétaire de l'inflation. La conséquence immédiate de ce noyau est l'induction d'une contrainte particulière pour la politique monétaire des banques centrales dont l'objectif d'inflation ne peut être inférieur au taux d'inflation structurelle. Ainsi, la remise en cause de la thèse sur la nature exclusivement monétaire de l'inflation d'une part, et partant de celle du principe qui lui est connexe de préférence de l'inflation la plus basse comme meilleure pour la croissance d'autre part, pose un deuxième problème à la politique monétaire à savoir la détermination du niveau désirable d'inflation en référence à la croissance de l'output.

De tout ce qui précède, trois maillons essentiels de la discussion peuvent déjà être soulignés comme étant au cœur du débat sur les origines non essentiellement monétaires de l'inflation et leurs implications pour la définition et la conduite de la politique monétaire. Il s'agit précisément de :

- l'existence des rigidités nominales, qui à court terme fonderait la pertinence de la portée des mesures de politique monétaire sur la croissance réelle notamment, mais expliqueraient également la présence d'un certain degré de persistance ou d'inertie dans la dynamique de l'inflation globale au cours du temps ;

---

4. Voir Wynne (1999).

- la pertinence de toute approche de détermination d'un noyau d'inflation en fonction duquel pourrait (ou mieux devrait) être exprimée une valeur de référence pour l'analyse à terme de l'inflation ; et
- la détermination du niveau maximal d'inflation au-delà duquel tout accroissement supplémentaire du niveau général des prix deviendrait préjudiciable à la création de richesse réelle dans l'économie, étant entendu que l'inflation est un fléau contre lequel il faudrait lutter ainsi que l'avait recommandé Milton Friedman.

Au stade actuel de la littérature, il y a lieu de souligner que si dans nombre de pays développés ces trois maillons essentiels ont déjà abondamment été explorés et ont débouché sur des conclusions d'ores et déjà prises en compte dans la conduite de la politique monétaire par leurs banques centrales respectives, dans la Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC), des investigations empiriques sont encore nécessaires pour en clarifier précisément les résultats. Une question évidente qui se poserait c'est de comprendre en quoi cette Communauté serait-elle intéressante ou originale à cette fin.

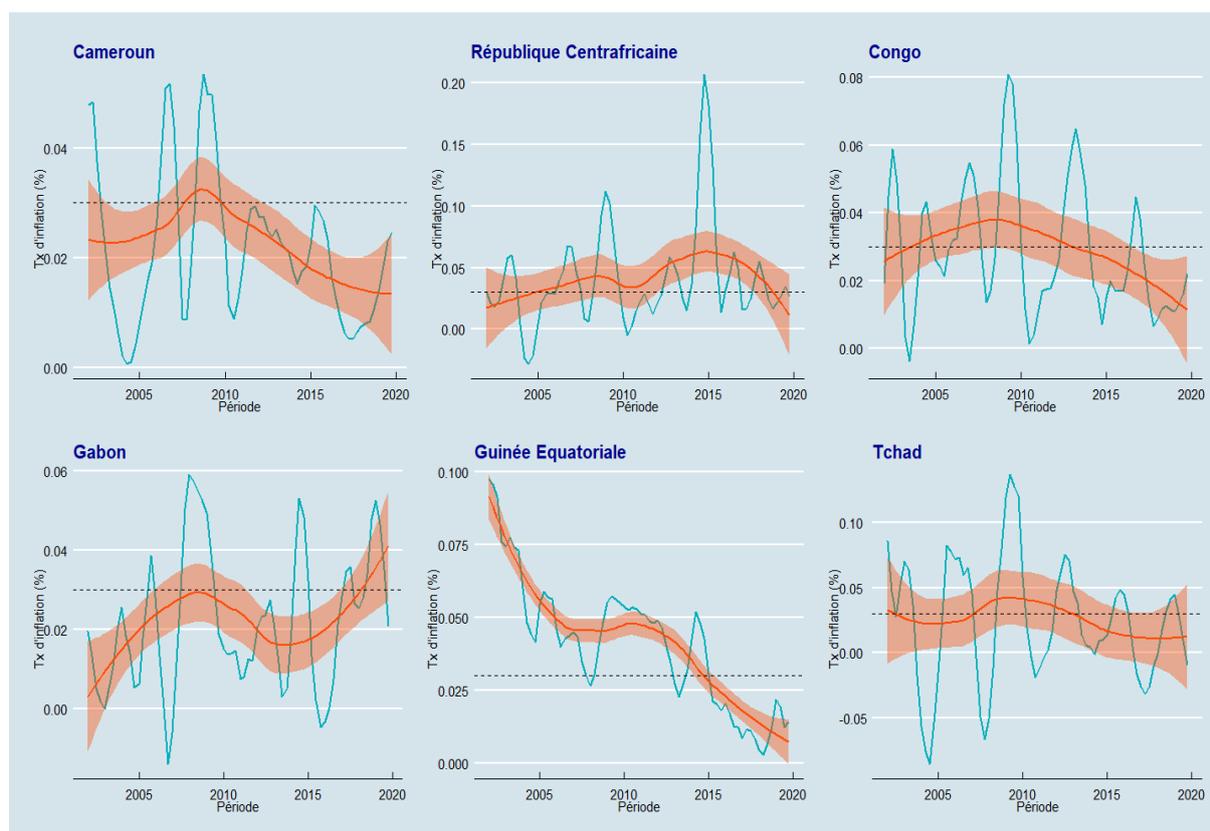
## Présentation sommaire du cadre géospatial d'intérêt

L'originalité de cet espace économique tient davantage à ses caractéristiques intrinsèques. En effet, la CEMAC regroupe deux Unions de six Etats membres, le Cameroun, la République Centrafricaine, le Congo, le Gabon, la Guinée Équatoriale et le Tchad. Il s'agit de l'Union Économique des Etats de l'Afrique Centrale (UEAC) et de l'Union Monétaire de l'Afrique Centrale (UMAC). Dans la CEMAC, l'intégration monétaire a précédé l'intégration économique, une trajectoire aux antipodes de celle préconisée par la théorie de l'intégration économique. Les six pays regroupés dans cette intégration monétaire sont très faiblement intégrés économiquement. Ils dépendent fortement des importations hors de la Communauté et ont des structures économiques assez hétérogènes entre eux. Leurs autorités mènent des politiques budgétaires sans coordination ex ante au niveau communautaire, alors qu'ils ont une politique monétaire et une politique de change communes, élaborées et mises en œuvre par la Banque Centrale commune, dénommée Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC). Cette dernière y jouit du privilège exclusif d'émettre et de gérer la monnaie ayant cours légal et pouvoir libératoire dans toute l'Union monétaire. La monnaie émise, appelée Franc de la Coopération Financière en Afrique Centrale (F CFA), est arrimée à l'euro par une parité fixe depuis le 1<sup>er</sup> janvier 1999.

De ce fait, le processus d'émission du F CFA est étroitement lié à l'élaboration et à la conduite d'une politique monétaire et d'une politique de change tenant compte de cette contrainte institutionnelle. Pour la satisfaire, la BEAC a pour objectif final de politique monétaire la stabilité monétaire. Elle consiste en un objectif externe de couverture suffisante d'au moins 20% des engagements à vue de la Banque Centrale par les avoirs extérieurs de la Communauté à chaque instant, et la centralisation de 50% des réserves de change de la Banque Centrale dans un compte ouvert dans les livres du Trésor public français, dénommé "Compte d'Opérations". Au plan in-

terne, l'objectif final de la politique monétaire de la BEAC consiste en la recherche de la stabilité des prix. Bien que les statuts de la BEAC ne précisent pas explicitement la norme de stabilité des prix, il est retenu un objectif opérationnel d'un taux d'inflation annuelle ne dépassant pas 3%. Comme l'on peut s'en apercevoir, si pour le volet externe de l'objectif final de la politique monétaire sa quantification porte sur le bilan de la Banque Centrale, pour le volet interne en revanche son évaluation dépend des performances en matière d'évolution du niveau général des prix enregistrées par ses États membres.

FIGURE 1 – Taux d'inflation en moyenne annuelle de la CEMAC (2002 :01 - 2019 :04)



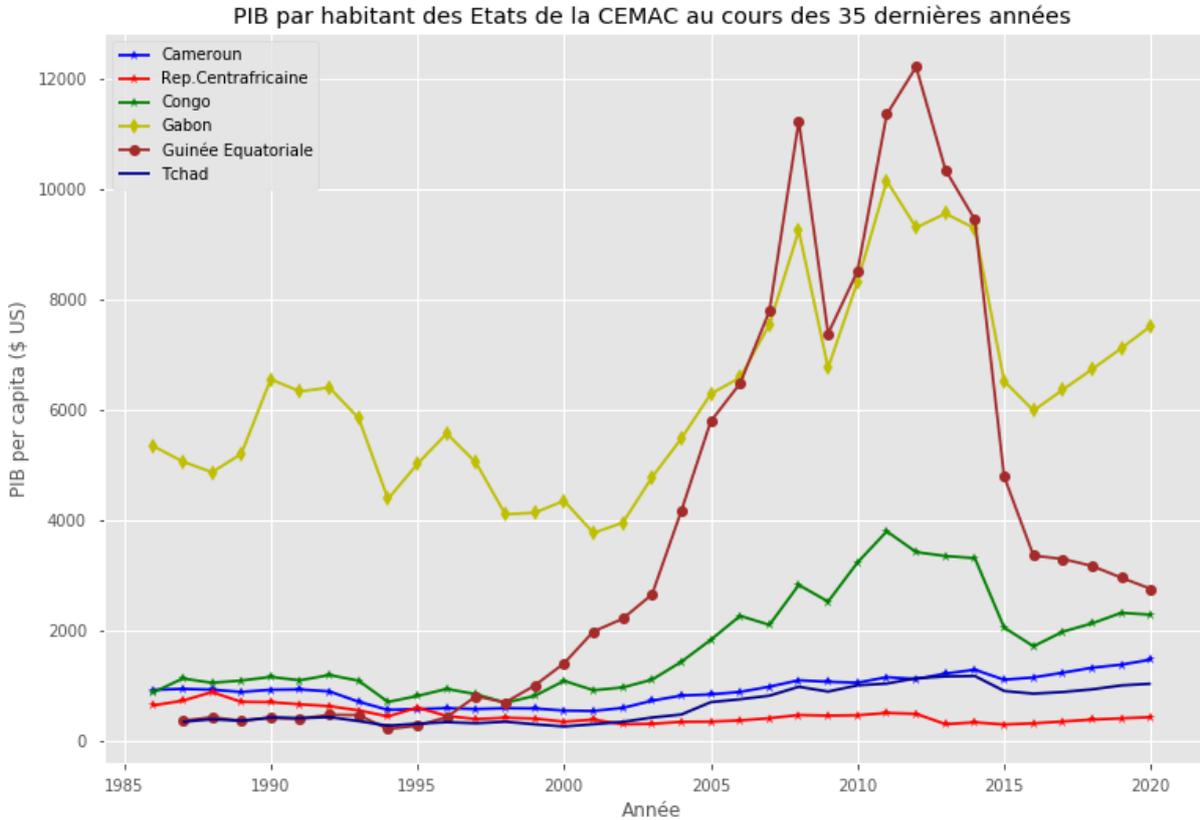
A propos justement des performances en matière d'inflation, force est de constater des différences temporellement persistantes entre les taux d'inflation annuelle affichés par les États membres de la CEMAC depuis le premier trimestre 2002 jusqu'au quatrième trimestre 2019, tels que rapportés sur la figure 1.

A titre de comparaison, Conrad & Karanasos (2005) ont fait un diagnostic similaire pour les pays de la Zone Euro, une situation qui remet nécessairement en cause l'hypothèse d'une origine exclusivement monétaire de l'inflation dans chacune de ces deux Zones. Toujours dans le cas de la Zone Euro, pour Trichet (2003), les écarts d'inflation observés entre les pays d'une union monétaire sont le reflet des degrés d'hétérogénéité de leurs structures économiques et de leurs capacités d'absorption des chocs asymétriques, toutes choses qui peuvent être expliquées par un processus de rattrapage. Ce processus, qui se réfère aux différences de revenus par tête d'habitant

et de productivité du travail entre les pays, peut effectivement être mobilisé aux fins d'explication dans le cas de la CEMAC au cours des 35 dernières années comme illustré sur la figure 2. Dans cette situation d'absence de convergence des PIB par tête, la théorie économique enseigne que des écarts structurels d'inflation peuvent subsister entre les pays (Flayols, 2011). Exprimée autrement, dans les pays sous-développés en rattrapage de croissance, il y a soit inflation, soit correction des écarts par appréciation du taux de change nominal, c'est l'*effet Balassa-Samuelson*. Pour les économies de la CEMAC qui sont en union monétaire, où le taux de change nominal est évidemment fixe et à ce titre ne peut pas être utilisé comme instrument de stabilisation, il ne peut donc pas s'apprécier, d'où l'explication d'une inflation qui serait d'origine non monétaire dans la CEMAC, et dont le complémentaire dans l'inflation globale correspondrait alors au noyau d'inflation.

Une conséquence évidente de cette situation est la difficulté, mais surtout la nécessité pour l'autorité de politique monétaire dans l'UMAC notamment de déterminer un noyau d'inflation dans sa zone d'influence afin de bien définir un niveau sous-régional de stabilité des prix, niveau qui serait cohérent avec le sens de ses impulsions. Cette tâche devrait de ce pas découler d'un diagnostic permettant de discriminer clairement les origines monétaires des origines non essentiellement monétaires de l'inflation dans la CEMAC.

FIGURE 2 – Évolution du revenu par tête dans les pays de la CEMAC (1986-2019)



## Problématique et objectifs de la thèse

Comme nous l'indiquions précédemment, la présence de rigidités nominales, et des rigidités réelles qui leur sont connexes<sup>5</sup> ainsi que nous le verrons dans la suite avec Kempf (1992b), dans une économie est un maillon essentiel pour la définition d'une politique monétaire dont l'objectif final de stabilité des prix pourrait, voire devrait être exprimé en fonction d'un noyau d'inflation. La présence de celles-ci pourrait également justifier la définition d'un objectif subsidiaire réel sur l'output et le chômage éventuellement à court terme. Bien entendu, cette existence est consubstantielle à la présence de certains facteurs clés identifiés dans la Nouvelle Synthèse comme caractéristiques de la Nouvelle Macroéconomie Keynésienne. Ceux-ci, soulignés notamment par Dixon (2007), sont entre autres la nécessité de l'abandon des hypothèses de concurrence pure et parfaite et des agents *price takers* pour les remplacer par celles de concurrence imparfaite et des agents *price makers* (faiseurs de prix), hypothèses qui justement permettent de comprendre la présence des dites rigidités nominales. C'est dans cette ligne directrice qu'une littérature abondante a été consacrée à l'établissement rigoureux des rigidités nominales à partir des approches avec des microfondements théoriques, et surtout en réponse aux approches Classique et Néoclassique qui considéraient comme ad hoc l'existence de ces rigidités. Sur cette base, de nombreuses contributions théoriques mais aussi empiriques ont tenté de fournir des explications voire de répliquer la persistance observée dans la dynamique de l'inflation dans les pays développés et dans les pays émergents. Ben-Aïssa & Musy (2005) et Kozicki & Tinsley (2010) donnent un aperçu synoptique des résultats obtenus dans ces économies. Dans les pays en développement en revanche, très peu d'études ont été menées pour y établir l'irréfutabilité de l'existence des rigidités nominales tant d'un point de vue théorique (effectivement on ne réinvente pas la roue, quand bien même les conditions seraient différentes) qu'empirique, la plupart des travaux sur l'inflation supposant implicitement cette existence sans même y faire référence la plupart du temps, laissant à penser qu'une telle investigation serait surfaite.

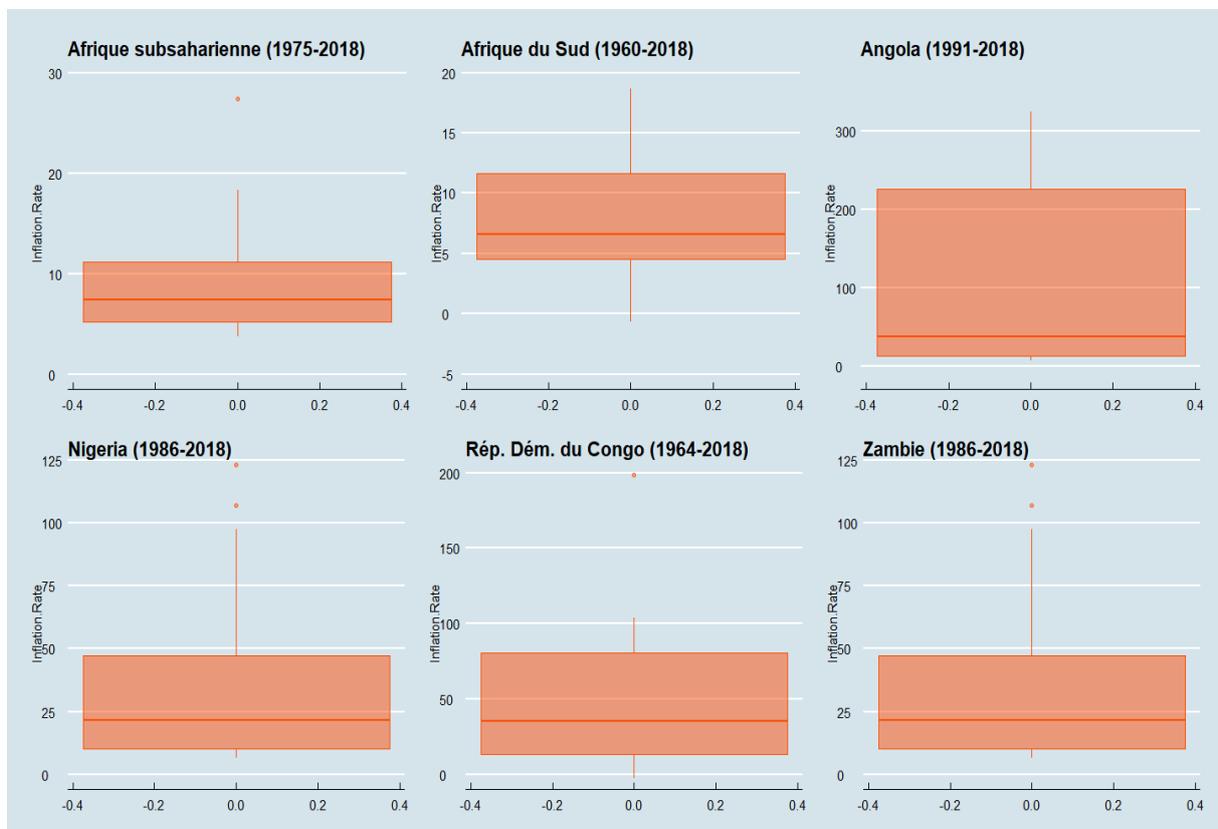
Pourtant ce vide dans la littérature empirique, surtout dans les pays en développement, doit sans doute beaucoup aux performances d'inflation enregistrées dans ce groupe de pays. En effet, pour ne citer que les pays en développement d'Afrique subsaharienne, nombres d'entre eux ont connu des épisodes longs d'hyperinflation et une volatilité quasi-chronique de leurs taux d'inflation respectifs, toutes choses qui ont certainement ôté toute pertinence aux travaux qui y auraient envisagé l'étude des processus d'engendrement des rigidités nominales. C'est notamment le cas des pays comme le Nigeria, la République Démocratique du Congo, l'Angola et la Zambie, dont les dispersions des performances en matière d'inflation sont reprises sur les *boxplots* représentées sur le graphique 3.

---

5. Les travaux néo-keynésiens montrent pour la plupart en effet que c'est la combinaison des deux types de rigidités (nominales et réelles) qui est importante pour produire des effets sur les variables macroéconomiques à terme.

Il ressort de l'examen de ces dispersions empiriques que si pour l'Afrique Subsaharienne depuis 1975 les taux d'inflation<sup>6</sup> ont globalement été maîtrisés en-dessous de 11%, avec une variabilité relativement faible depuis 1960, quasiment dans les mêmes proportions que la plus grande économie du continent (l'Afrique du Sud), laquelle a une variabilité légèrement plus forte certes, pour ces autres pays cités supra la situation a été plus erratique. En effet, si la République Démocratique du Congo a connu le plus haut pic d'inflation annuelle à 23773.1% entre 1964 et 2018, suivie de l'Angola avec 4145.1% en 1996, la Zambie et le Nigeria ne sont pas en reste avec environ 183% d'inflation annuelle en 1991. Pour ces quatre pays, la variabilité est très forte pour l'Angola, mais tous ont globalement un taux d'inflation annuelle médian de moins de 30% sur leurs périodes d'observation respectives telles que reprises sur la figure 3. Ces pays ont historiquement moins bien performé que les pays de la Zone Franc où les Etats membres de l'UEMOA et ceux de la CEMAC ont enregistré des taux d'inflation de moins de 4% en moyenne annuelle au cours des 40 dernières années. Un des facteurs souvent avancé pour expliquer cette différence de performances entre ces Etats est le régime de change, les pays de ces deux Unions étant en régime de change fixe avec arrimage strict à l'Euro, tandis que tous les autres sont en change flexible. Le cas de l'Afrique du Sud nuance quelque peu la portée globale de ce facteur explicatif.

FIGURE 3 – Dispersion des taux d'inflation annuelle de quelques pays Africains au Sud du Sahara



6. Ces données sont issues de la base de données de la Banque mondiale “Macrotrends Data”, à l’adresse <https://www.macrotrends.net/countries/ranking/inflation-rate-cpi>, consultée le 6 avril 2020 à 13 :24 TU.

Malgré cette situation, les pays de la CEMAC en particulier, à l'instar des autres sus mentionnés, n'ont pas pour autant étudié les processus d'engendrement des rigidités nominales dans leurs économies sinon pour le moins évalué empiriquement l'irréfutabilité de leur présence de sorte à fonder les objectifs finals de la politique monétaire de leurs banques centrales respectives. Dès lors, avec la fronde d'une large majorité de la société civile dans cette Communauté contre les mécanismes de la Zone Franc, la question de la révision de ces objectifs sera très vite mise aux préoccupations du moment.

Surtout, nous pensons que la mise en évidence de l'existence des rigidités nominales dans ces pays, aux fins de bien comprendre la composition et la dynamique à terme de l'inflation de sorte à en déduire un noyau d'inflation, d'une part, et fonder l'objectif de la politique monétaire en termes d'accompagnement de l'économie réelle à court terme, d'autre part, est d'autant plus d'actualité que lors de leur sommet du 25 octobre 2018 à N'Djamena, où les Chefs d'État de la CEMAC ont instruit le Gouverneur de la Banque Centrale de leur soumettre une proposition de réforme des accords de coopération monétaire avec la France. La réalité telle qu'elle se présente aujourd'hui exige de s'appesantir profondément sur les choix possibles des objectifs finals de la politique monétaire de la BEAC, en lien avec les implications de la présence éventuelle des rigidités nominales dans la CEMAC, les Etats exprimant une certaine aversion à aller vers une flexibilité du régime de change dans l'Union.

Il est bien entendu que d'autres réformes institutionnelles seront indispensables au niveau même des statuts de la Banque Centrale, mais aussi de l'articulation de la politique monétaire commune avec les politiques budgétaires des Etats membres. Par exemple la mise en place d'un cadre de coordination ex ante de ces politiques, en remplacement du cadre de la surveillance multilatérale, qui n'est autre qu'une évaluation ex post de l'interaction de ces politiques sans semblant de coordination véritable en termes d'atteinte d'objectifs clairement explicités, tant en matière de croissance que d'inflation dans les Etats membres. Cela sera d'autant nécessaire que la situation avec coordination s'est avérée supérieure à celle sans coordination dans la littérature économique<sup>7</sup>, sans perdre de vue que cette coordination devra être encadrée pour limiter les phénomènes de resquillage.

D'où la nécessité de mettre en évidence des processus d'engendrement des rigidités nominales à l'œuvre dans les économies de la CEMAC, le cadre géospatial de l'étude. En effet, ne pas mener une telle investigation serait de nature à nuire plus tard à la nécessaire coordination des politiques budgétaires nationales avec la politique monétaire commune, puisque les objectifs et les actions respectifs des acteurs, particulièrement de la Banque Centrale n'auront pas été clairement évalués et empiriquement établis. Les résultats d'une telle étude permettront ainsi de

---

7. Voir entre autres références sur cette problématique Canzoneri & Gray (1985), Sterdyniak & Villa (1993), Capoen & al. (1994), Beetsma & Bovenberg (1998), Debrun & Wyplosz (1999) et Laskar (2001, 2003).

fournir des réponses préliminaires aux autorités monétaires des Etats membres de la CEMAC dans leur réflexion sur la réforme monétaire en cours comme relevé précédemment. En ce sens, cette thèse contribue à un débat d'actualité dans cette Communauté.

Au total, dans cette étude, nous avançons la thèse suivante : *« du fait de l'existence de rigidités nominales et réelles dans sa zone d'émission, l'objectif final au plan interne de la politique monétaire de la BEAC peut être exprimé et quantifié en référence à une mesure empirique du noyau d'inflation, alors qu'à court terme, la BEAC peut légitimement se fixer une norme de progression désirable du niveau général des prix dans une préoccupation affirmée d'accompagnement de ses Etats membres vers le taux de croissance réelle le plus élevé, compatible avec son objectif final de stabilité monétaire »*.

Plus spécifiquement, cette thèse vise trois objectifs complémentaires. Notre premier objectif consiste à établir empiriquement l'irréfutabilité de l'existence, dans la CEMAC, de rigidités nominales, celles-ci étant fondamentales selon la Nouvelle Synthèse pour justifier la pertinence, à court terme, des politiques de demande en général et de la politique monétaire en particulier. Pour ce faire, nous explorons la littérature sur les développements des processus théoriques d'engendrement des rigidités nominales, afin d'identifier ceux qui pourraient s'appliquer à l'économie de la CEMAC. Cette approche s'accommoderait de l'unicité de la politique monétaire de la BEAC qui est commune aux six économies de ses Etats membres. En effet, procéder à une analyse de ces rigidités par pays s'avèrera de peu d'intérêt pour cet objectif dans la mesure où la prise en compte des spécificités individuelles de chacune de ces économies aux structures fortement hétérogènes rendrait inextricables les développements théoriques vers la formulation d'une politique monétaire commune.

En se plaçant dans un cadre empreint de rigidités nominales effectives, une condition nécessaire à la justification de toute viscosité des prix et de toute persistance dans la dynamique de l'inflation, le deuxième objectif de la thèse est d'établir ensuite l'existence d'un noyau d'inflation dans la CEMAC sur lequel les impulsions de politique monétaire de la BEAC agiraient uniquement aux fins de la stabilité des prix à moyen terme. Les autres déterminants de l'inflation, hors de ce noyau, ne sauraient être influencés directement par les actions de la Banque Centrale. Dès lors, il sera question de proposer une mesure empirique du noyau d'inflation dans la CEMAC qui pourrait aider en fin de compte à l'expression de la valeur de référence pour l'objectif final interne de stabilité des prix à moyen terme de la BEAC.

Le troisième objectif enfin porte sur la détermination empirique du potentiel effectif de la politique monétaire de la BEAC d'impacter à court terme la croissance réelle la plus forte possible. A cet effet, l'analyse portera sur l'étude de la relation empirique inflation-croissance dans ce cadre géospatial pour identifier le seuil à partir duquel tout accroissement supplémentaire du niveau général des prix devient préjudiciable à la création de richesse réelle. L'objectif affiché en filigrane est de fournir à la politique monétaire de la BEAC, dans sa zone d'influence, un seuil de tolérance

de l'inflation courante ou "inflation désirable" pour la croissance de l'output, aussi longtemps que l'atteinte de son objectif final de stabilité monétaire n'est pas mise en péril.

Au final, la question posée dans cette thèse est donc de savoir si en présence de rigidités nominales dans la CEMAC l'objectif final de stabilité des prix de la BEAC peut être exprimé en termes de noyau d'inflation d'une part, et s'il y est possible de déterminer une norme d'inflation au-dessous de laquelle les impulsions de politique monétaire permettraient d'atteindre le taux de croissance réelle le plus élevé à court terme d'autre part.

## Méthodologie et structure de la thèse

Afin de répondre à cette problématique, la thèse s'articule autour de trois chapitres. Chacun d'eux traite d'un axe caractéristique de l'opinion que nous soutenons, en partant successivement de l'existence des rigidités nominales, en passant par la mesure du noyau d'inflation pour l'expression de l'objectif final de stabilité des prix, et pour finir par la recherche du taux d'inflation désirable au-dessus duquel la dynamique haussière du niveau général des prix obérerait la croissance de l'output dans la CEMAC, toutes choses qui pourraient contribuer à la réflexion sur les réformes monétaires en cours dans la CEMAC.

Plus en détail, le premier chapitre de cette thèse vise à établir empiriquement l'irréfutabilité de l'existence des rigidités nominales dans la CEMAC, une condition sine qua non à la pertinence de toute politique moderne du côté de la demande, ainsi que le soutient la Nouvelle Synthèse. Pour ce faire, la démarche adoptée dans ce chapitre procède en deux étapes. Il s'agit dans un premier temps, à travers une revue de la littérature, d'examiner comment la question de l'établissement empirique de la présence de rigidités nominales a été abordée et traitée dans d'autres environnements économiques. Sans entrer dans davantage de détails dans l'examen des sources théoriques d'engendrement des rigidités nominales et les règles théoriques d'ajustement dynamique du niveau général des prix qui en sont dérivées aux moyens de microfondements solides, cette première étape recouvre un pan important de la littérature empirique qui oppose d'un côté les tests directs de la présence desdites rigidités, tests qui mobilisent des données microéconomiques, et de l'autre des tests indirects, essentiellement adossés à des données macroéconomiques. Pour ces deux types de tests, l'idée de base est d'inférer à partir des mesures de la durée pendant laquelle les prix individuels demeurent inchangés ou de la fréquence de changement des prix individuels la durée de fixité du niveau général des prix. La littérature ne mettant en évidence aucun consensus quant à la supériorité de l'une des approches sur l'autre, mais s'accordant néanmoins sur le fait que la disponibilité des données devrait être prise en compte pour l'implémentation de ces types de tests au plan empirique, la deuxième étape aborde le choix méthodologique pour la CEMAC en explorant d'une part, la présence d'une composante inertielle dans la dynamique du niveau général des prix, laquelle si elle existe est une caractéristique d'une certaine viscosité ou lenteur dans le processus d'ajustement des prix aux fluctuations de l'économie réelle. D'autre part, eu

égard au contexte de la CEMAC où les données granulaires sur les prix relatifs sont disponibles à haute fréquence, la suite de l'analyse empirique s'emploie à tester l'hypothèse de la présence de coûts de menus, l'une des plus aisées à étudier au plan macroéconomique. En adoptant cette façon de procéder, la démarche envisager dans ce chapitre se veut hypothético-déductive de telle sorte que s'il peut être constaté empiriquement que l'évolution du niveau général des prix fait preuve d'une certaine persistance ou que l'hypothèse de l'absence de coûts de menu est rejetée dans le cadre géospatial sous revue, alors la présence de rigidités nominales dans la CEMAC sera établie. Par ailleurs, ce chapitre est volontairement englobant dans la mesure où il nous semble important de clarifier certaines origines et certains contours de l'existence des rigidités nominales si l'on souhaite mieux démontrer le fondement de la pertinence, dans la CEMAC, des recherches ultérieures d'un noyau d'inflation. En effet, la mise en évidence de ces éléments permettra d'appuyer l'intérêt de l'expression de la norme de la stabilité des prix à moyen terme, objectif final de la politique monétaire de la BEAC, en fonction d'une mesure du noyau d'inflation. De plus, et dans la même veine, les mécanismes à l'œuvre dans les origines des rigidités nominales pourraient servir à identifier le potentiel éventuel des impulsions de politique monétaire pour impacter sensiblement l'output à court terme, un résultat qui pourrait constituer un candidat sérieux en termes d'assignation d'un objectif réel subsidiaire à la politique monétaire de la BEAC.

En se fondant sur les résultats de l'existence des rigidités nominales dans la CEMAC, dont une première implication est la pertinence de la décomposition de l'inflation entre ses origines monétaires et d'autres non essentiellement monétaires, l'objectif poursuivi dans le deuxième chapitre de cette thèse selon une approche positive est de proposer une mesure de l'inflation sous-jacente dans cet espace. Certes, dans notre entendement dans cette thèse, le noyau d'inflation désigne la composante de l'inflation sur laquelle les impulsions de politique monétaire ont réellement prise, c'est-à-dire l'inflation d'origine exclusivement monétaire. La littérature économique ne fournit aucun consensus sur l'identification et la mesure de ce noyau, car il n'existe aucune manière incontestable d'extraction du signal dans une chronique, et le noyau d'inflation en tant que composante de l'inflation globale est un signal qui doit en être extrait. Toutefois, dans la panoplie des outils rencontrés dans cette littérature qui peuvent être classés en trois grandes catégories, à savoir les approches subjectives (qui regroupent des techniques purement statistiques, sans recours à une théorie économique sous-jacente), les approches par des estimateurs à influence limitée et les approches d'extraction adossées à un modèle économique ou économétrique, un premier critère de discrimination réside dans l'usage visé du signal extrait. En ce qui nous concerne, il s'agit de proposer une mesure du noyau d'inflation qui pourrait servir de référence pour l'objectif final de stabilité des prix de la Banque Centrale. Par conséquent, les techniques d'extraction par les approches de la troisième catégorie retiennent notre attention ici, d'autant plus qu'en optant pour un modèle économique, fut-il ad hoc, elles présentent l'avantage de la lisibilité et de la traçabilité au cours du temps du mécanisme de diffusion des effets des impulsions de politique monétaire, toutes choses qui rendent assez aisée la décomposition des origines monétaires de l'inflation d'avec les autres. Dans cette démarche, les résultats que nous obtenons sont conformes

à ceux rencontrés dans la littérature pour des économies comparables. Sur cette base alors, et sachant que l'autorité monétaire n'est pas concernée par toutes les variations à risques du niveau général des prix mais uniquement par celles pour lesquelles ses instruments disposent d'un potentiel d'impact avéré, nous proposons une mesure du noyau d'inflation qui pourrait aider la BEAC à mieux exprimer une valeur de référence pour son objectif de stabilité des prix à moyen terme.

Enfin, le troisième chapitre de cette thèse se concentre sur la question du potentiel de la politique monétaire de la BEAC pour impacter la sphère réelle, en particulier la croissance de l'output dans la CEMAC. Pour répondre à cette question, la démarche empirique adoptée dans ce chapitre, davantage normative, part de l'étude de la relation entre l'inflation et la croissance économique dans cette Communauté pour rechercher une inflation désirable pour la croissance. A propos de la forme de ladite relation, la littérature économique débouche sur le consensus de l'existence d'une forme non linéaire en "cloche renversée", avec un seuil d'inflation au-dessus duquel toute progression supplémentaire du niveau général des prix induirait obligatoirement une régression en termes de points de croissance de l'output. A la différence du cadre géospatial des deux chapitres précédents qui traitent de la CEMAC comme une entité économique indivis, l'évaluation de la relation empirique entre l'inflation et la croissance est opérée à partir des données individuelles des six pays, regroupés dans un panel dynamique pour tenir compte le plus possible des hétérogénéités des sentiers de croissance entre eux. C'est d'ailleurs dans cette direction que sont orientées pour différents groupes de pays aux économies comparables, la plupart des études empiriques rencontrées dans la littérature. Dans la même veine que ces dernières, nos résultats sont cohérents avec ceux obtenus dans cette littérature pour les économies des pays en développement, s'agissant du seuil d'inflation recherchée.

Au total, les résultats délivrés dans les trois chapitres de cette thèse pourraient être considérés comme un matériau utile autant que possible aux autorités de la CEMAC dans l'approfondissement de la réflexion en cours au titre des réformes monétaires profondes qui y sont engagées depuis l'entrée en crise de cette Communauté, à la suite de la chute brutale des cours du pétrole brut en 2016. Celle-ci a une fois encore mis à nu la vulnérabilité aux chocs exogènes des économies de cette région aux économies très faiblement diversifiées, dans un espace où la BEAC est perçue comme le socle de l'intégration économique de la sous-région. Une délimitation claire des responsabilités dans cet édifice pour la Banque Centrale à travers ses objectifs quantifiés et aux horizons bien explicités aiderait à n'attendre de la BEAC que ce qu'elle serait en mesure de fournir, et ouvrirait davantage la voie à l'émergence d'autres institutions communautaires spécialisées, dédiées aux missions clairement définies et temporellement quantifiées, pour la prise en charge des questions non essentiellement monétaires par exemple et celles de la coordination ex ante des politiques budgétaires nationales avec la politique monétaire commune.-

# Établissement de l'existence de rigidités nominales dans la Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale

« En principe, les coûts fixes des changements des prix peuvent être observés et mesurés. Dans la pratique, ces coûts peuvent prendre des formes multiples et disparates dans différentes entreprises, et nous n'avons aucune donnée pour en mesurer l'amplitude. Aussi, la théorie ne peut être testée au mieux qu'indirectement. »

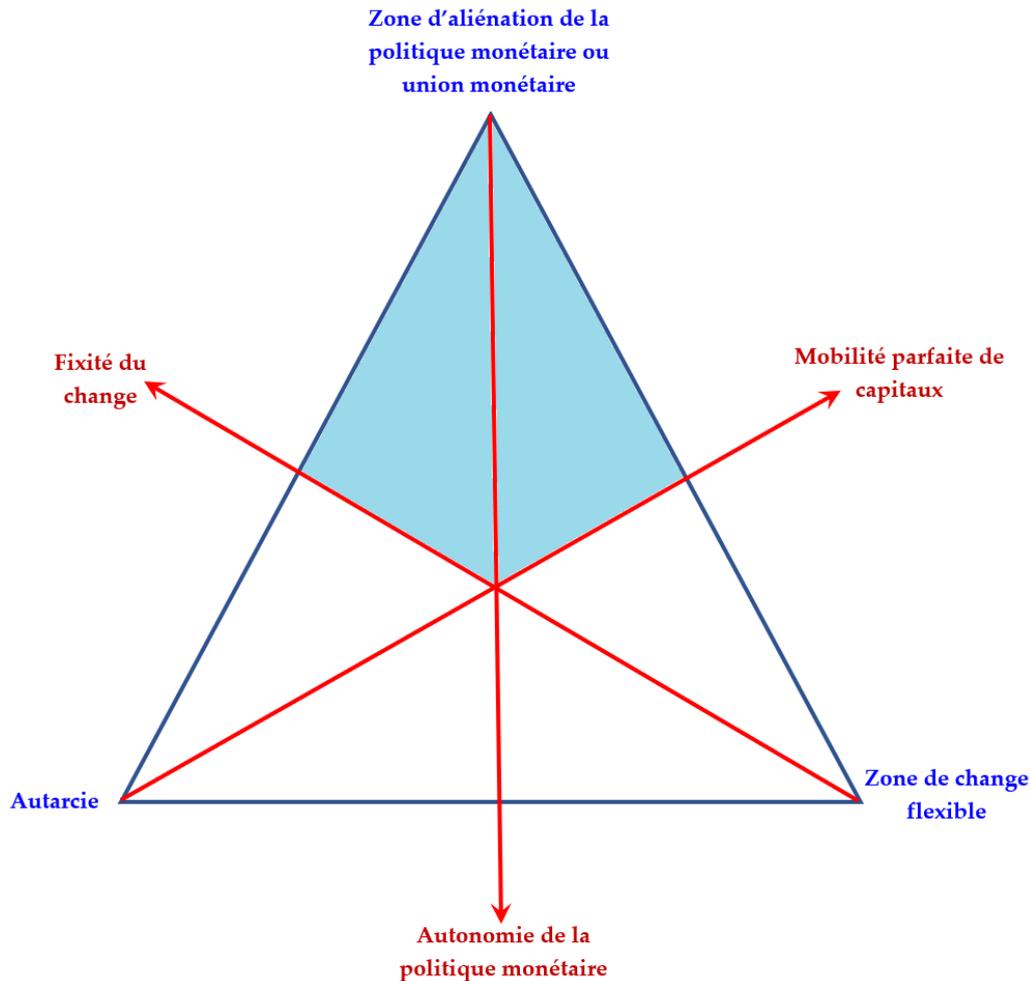
[Alan Blinder](#) (1982), p.90.

## 1.1 Contexte et justification

En économie monétaire, le “triangle des incompatibilités de Mundell” établit la perte de toute autonomie à la politique monétaire pour une union monétaire en régime de fixité de change et parfaite mobilité des capitaux. Ainsi, le manque d'autonomie de la politique monétaire de la BEAC, banque centrale de l'Union Monétaire de l'Afrique Centrale (UMAC), petite économie ouverte qui a un ancrage nominal avec parité fixe de sa monnaie à l'euro ( $\text{€ } 1 = \text{XAF } 655.957$ ), a souvent été justifié sur cette base. Cependant, au corps défendant de la BEAC, la mise en application dans sa zone d'émission d'une réglementation des changes assez coercitive qui encadre les mouvements de capitaux constitue quelque peu une entrave à la mobilité parfaite des capitaux, qui de facto n'est pas parfaite. Cela permet à la BEAC de disposer d'un certain degré de liberté pour définir et conduire une politique monétaire “relativement” autonome au moins à court et à moyen termes. A long terme en revanche, cette autonomie est aliénée, comme relevé dans Padoa-Schioppa (1987) qui soutient qu'en présence de mobilité des capitaux, le taux d'intérêt d'une zone

en change fixe avec ancrage nominal ne peut pas durablement s'éloigner de celui de sa zone d'ancrage. Somme toute, au regard du triangle des incompatibilités de Mundell, l'UMAC se retrouverait certainement en un point de l'aire ombrée de la figure 1.1.

FIGURE 1.1 – Triangle des incompatibilités de Mundell



Dans ce contexte, la BEAC, qui mène une politique monétaire ayant un objectif final dual, retient au plan interne la stabilité des prix et au plan externe une couverture d'au moins 20% à chaque instant de ses engagements à vue (à court terme) par ses disponibilités extérieures. De plus, en leur Article 1<sup>er</sup>, ses Statuts stipulent qu'elle apporte son soutien aux politiques économiques élaborées dans ses États membres, notamment celles visant la croissance économique. Ces choix statutaires s'inscrivent dans l'ère du temps conformément aux conclusions de la Nouvelle Synthèse qui reconnaissent entre autres la stabilité des prix à moyen terme et le potentiel de la politique monétaire sur l'output à court terme. Compte tenu de l'importance de cet argument, un regard rétrospectif circonspect qui permettra de comprendre un tant soit peu comment la théorie économique y est arrivée ne saurait être surfait.

A ce propos, sans vouloir remonter à des temps immémoriaux, l'on pourrait démarrer avec Dixon (2007) à l'année 1936 et noter qu'avant celle-ci, le courant classique qui dominait la théorie macroéconomique retenait la concurrence pure et parfaite des marchés d'une part et la parfaite flexibilité des salaires et des prix d'autre part pour ôter aux politiques de demande tout potentiel sur l'output. En 1936 justement, prenant le contrepied de ce courant, John Maynard Keynes a été à la base d'une révolution qui, décrivant le comportement de l'économie hors de l'équilibre walrassien et avec les prix et les salaires rigides, est parvenu à fournir une explication plausible au chômage de masse et de longue durée qui caractérisait les grandes économies d'alors. Pourtant, entre les années 1950 et 1970, les économistes Néoclassiques<sup>1</sup> ont œuvré à la remise en cause des arguments keynésiens lorsqu'ils soutenaient fondamentalement qu'à long terme, tous les prix étant parfaitement flexibles, l'équilibre concurrentiel sera atteint tandis qu'à court terme, plutôt que de leur reconnaître toute fixité intrinsèque, les prix et les salaires doivent être considérés comme donnés. Dans les années 1970 évidemment, avec la prise en compte des anticipations, qu'elles aient été adaptatives ou rationnelles, mais considérées ad hoc et données à court terme, les Néoclassiques ont continué de soutenir l'idée de la parfaite flexibilité des salaires et des prix, attribuant alors toute déviation de l'équilibre walrassien à l'incomplétude de l'information. Dixon mentionne comme justification mobilisée par ces derniers, l'impossibilité pour les agents d'accéder à toute l'information disponible au moment de prendre leur décision quand bien même ils agiraient de façon rationnelle. Au début des années 1980, l'approche Néoclassique a enregistré une avancée majeure avec le programme de recherche RBC (*Real Business Cycle*) à la suite de Kydland & Prescott (1982). Ces auteurs ont mis en avant l'idée radicale que les comportements des salaires et des prix nominaux n'étaient nullement pertinents pour la compréhension de la dynamique macroéconomique et que ce sont plutôt les chocs réels, par exemple les chocs de productivité et les chocs technologiques, qui sont essentiels pour cela. Face à cette fronde, la Nouvelle Économie Keynésienne s'est employée à prendre en compte dans ses analyses les anticipations rationnelles et à fournir une base rigoureuse pour expliquer pourquoi les salaires et les prix ne sont pas toujours à leur niveau équilibrant les marchés. Ainsi, en reprenant le cadre d'analyse de la Synthèse Néoclassique adossé aux modèles RBC, ils<sup>2</sup> ont introduit des rigidités nominales en fournissant des microfondements au processus de fixation endogène des prix et des salaires dans des environnements de concurrence imparfaite et même

---

1. Parmi ces économistes l'on peut citer entre autres Carl Menger, Stanley Jevons, Alfred Marshall, Arthur Cecil Pigou, Paul Samuelson, Kenneth Arrow, Gérard Debreu, Robert Lucas Jr, Milton Friedman, Finn E. Kydland, Edward Prescott. . .

2. Au nombre des Néokeynésiens l'on peut citer entre autres John B. Taylor, Guillermo Calvo, Jeffrey Fuhrer, George Moore, Julio Rotemberg, Stanley Fischer, Mark Gertler, Giorgi Galí, Gregory N. Mankiw, Ricardo Reis. . .

d'information imparfaite. Au milieu des années 1990 a alors émergé la Nouvelle Synthèse qui soutient l'idée qu'à long terme, la monnaie est neutre sur les grandeurs réelles, mais à court terme, en raison de certaines rigidités nominales résultant du comportement de fixation des prix par les entreprises et des salaires par les syndicats, l'impact de la monnaie sur l'output n'est pas neutre. C'est aujourd'hui cette approche qui est dominante dans les modèles DSGE (*dynamic stochastic general equilibrium* ou équilibre général intertemporel stochastique) utilisés notamment dans les banques centrales américaines et européennes. Ces modèles dynamiques des prix et des salaires établissent la neutralité de la monnaie à l'état stationnaire et sa non-neutralité hors de l'état stationnaire.

Dixon (2007) résume alors comme suit l'approche sous-jacente de la Nouvelle Synthèse :

*"New Keynesian economics was to incorporate the rational expectations framework.... That revolution consisted in one idea : in order to understand nominal rigidity, you needed to abandon the approach of perfect competition with price-taking agents, and replace it with an approach where there are wage and price-setting agents."*

Ce rappel historique permet d'illustrer la position de la BEAC à l'instar des banques centrales modernes et justifier la définition de son objectif final de politique monétaire. Pourtant remarque Perea (1998), bien que la littérature contemporaine sur l'impact de la politique monétaire utilise divers modèles de la dynamique de l'inflation qui se distinguent les uns des autres par la forme de la rigidité des prix postulée, les différentes hypothèses de rigidité n'ont pas toutes les mêmes implications en termes de réaction de l'inflation et de l'output suite à une impulsion de politique monétaire. Citant quelques travaux de Bennett McCallum de 1977 à 1980 notamment, Kempf (1992a) souligne que la rigidité des prix n'implique pas nécessairement la non-neutralité de la monnaie. Il mobilise pour cela Nickerson (1985) à propos du rapport entre la rigidité nominale et la politique monétaire efficace, qui établit la neutralité d'une politique monétaire systématique dans le cas où le prix effectif correspond au prix d'équilibre potentiel à un bruit blanc près. Sans contredire ce résultat, Laffargue & Malgrange (1995) précisent que les rigidités nominales sont essentielles pour obtenir des effets multiplicateurs de nature keynésienne tels que les résultats déjà présents dans les modèles à prix fixes. D'ailleurs, Sapir (2012) abonde dans cette direction lorsqu'il pointe la présence d'une détermination non-monnaire de l'inflation comme habituellement associée à l'existence des rigidités nominales. Enfin, concernant la rigidité dans l'ajustement des prix, Nakamura & Steinsson (2013) concluent qu'elle est une explication de premier plan dans l'impact important des chocs de demande sur l'output, en particulier des effets de la politique monétaire sur le produit. Une illustration théorique de cette explication est fournie dans l'encadré 1.

### Encadré 1

#### **Illustration de la non-neutralité de la monnaie en présence de rigidités nominales**

*une version simplifiée du modèle de Nakamura & Steinsson (2013)*

L'hypothèse de base du modèle de Nakamura & Steinsson (2013) considère que l'opportunité pour chaque entreprise d'ajuster son prix apparait de manière aléatoire avec une probabilité d'occurrence  $1 - \alpha$ ,  $0 \leq \alpha \leq 1$ , comme avec Calvo (1983). Cela signifie que la probabilité qu'une entreprise change son prix à une période donnée est indépendante des chocs qui affectent l'économie d'une part, et de la durée écoulée par rapport au dernier ajustement des prix d'autre part. Cette situation se traduit par la règle d'ajustement dynamique suivante pour le niveau général des prix ( $p_t$ ) :

$$p_t = (1 - \alpha) p_{it}^* + \alpha p_{t-1} \quad (1.1)$$

En d'autres termes, le niveau général des prix dans l'économie ( $p_t$ ) est une moyenne pondérée de sa valeur précédente ( $p_{t-1}$ ) et du prix chargé par les entreprises qui ajustent leur prix à la période courante<sup>a</sup> ( $p_{it}^*$ ). Les autres hypothèses faites sont comme suit :

- les entreprises utilisent une technologie de production à productivité constante avec le travail comme seul facteur, ce qui implique que leurs coûts marginaux ( $mc_t$ ) sont proportionnels aux salaires nominaux ( $\omega_t$ ) :

$$mc_t = \omega_t \quad (1.2)$$

- les entreprises actualisent les valeurs futures avec le facteur d'escompte constant  $\beta$ ,  $0 < \beta < 1$ , et sont confrontées à une demande ( $y_{it}$ ) iso-élastique du produit  $i$ , telle que :

$$y_{it} - y_t = -\theta (p_{it} - p_t) \quad (1.3)$$

avec  $y_t$  l'output réel dans l'économie et  $p_{it}$  le prix à la date  $t$  du produit  $i$ .

Toutes ces conditions réunies permettent d'établir que l'entreprise fixera un prix optimal  $p_{it}^*$  qui est la moyenne actualisée des coûts marginaux espérés dans le futur lorsque les prix resteraient fixés :

$$p_{it}^* = (1 - \alpha\beta) \sum_{j=0}^{\infty} (\alpha\beta)^j \mathbb{E}_t mc_{t+j} \quad (1.4)$$

Soit  $m_t$  le logarithme du PIB nominal,

$$m_t = p_t + y_t \quad (1.5)$$

Nakamura & Steinsson supposent que l'autorité monétaire fait varier son offre de monnaie ou son taux d'intérêt nominal au moyen d'une marche aléatoire avec dérive telle que :

$$m_t = \mu + m_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.6)$$

---

<sup>a</sup>. Nakamura & Steinsson (2013) notent que Woodford (2009) a montré que cette règle à la Calvo fournit une bonne approximation du comportement d'ajustement des prix par les entreprises confrontées à des coûts inhérents à l'obtention de l'information.

Ils supposent également que les fonctions d'utilité des consommateurs sont de type  $\log C_t - L_t$ , où  $C_t$  désigne la consommation et  $L_t$  le travail. Cela implique que l'offre de travail est verticale et donnée par :

$$\omega_t - p_t = c_t \quad (1.7)$$

Dès lors, en combinant les équations  $mc_t = \omega_t$ ,  $m_t = p_t + y_t$  et  $c_t = y_t$ , il vient :

$$mc_t = m_t \quad (1.8)$$

Et en considérant donné le processus générateur de données de  $m_t$  dans (1.6), il vient :

$$\mathbb{E}_t mc_{t+j} = m_t, \quad \forall j$$

D'où :

$$p_{it}^* = m_t \quad (1.9)$$

Par conséquent, la règle (1.1) de fixation des prix dans l'économie s'écrit :

$$p_t = (1 - \alpha) m_t + \alpha p_{t-1} \quad (1.10)$$

En résumé, l'économie est décrite par le modèle suivant :

$$\begin{aligned} m_t &= p_t + y_t \\ m_t &= \mu + m_{t-1} + \varepsilon_t \\ p_t &= (1 - \alpha) m_t + \alpha p_{t-1} \end{aligned}$$

Sur cette base alors, la mise en évidence de l'impact de la politique monétaire sur l'inflation et sur l'output est faite au moyen d'une analyse impulsion-réponse. Il s'agit d'examiner les fonctions  $\frac{\partial p_{t+s}}{\partial \varepsilon_t}$  et  $\frac{\partial y_{t+s}}{\partial \varepsilon_t}$ ,  $\forall s \geq 0$ .

Remarquons que comme  $y_{t+s} = m_{t+s} - p_{t+s}$ ,  $\forall t + s$ , alors :

$$\frac{\partial y_{t+s}}{\partial \varepsilon_t} = \frac{\partial m_{t+s}}{\partial \varepsilon_t} - \frac{\partial p_{t+s}}{\partial \varepsilon_t}, \quad \forall t, s \geq 0$$

De plus :

$$\begin{aligned} \frac{\partial m_{t+s}}{\partial \varepsilon_t} &= \frac{\partial}{\partial \varepsilon_t} \left( m_0 + \mu_s + \sum_{i=0}^s \varepsilon_{t+i} \right) = 1, \quad \forall s \geq 0 \\ p_{t+s} &= (1 - \alpha) m_{t+s} + \alpha p_{t+s-1} \\ \frac{\partial p_{t+s}}{\partial \varepsilon_t} &= (1 - \alpha) \frac{\partial m_{t+s}}{\partial \varepsilon_t} + \alpha \frac{\partial p_{t+s-1}}{\partial \varepsilon_t} = (1 - \alpha) + \alpha \frac{\partial p_{t+s-1}}{\partial \varepsilon_t} \end{aligned}$$

En itérant de proche en proche avec  $s$ , il vient :

$$\begin{aligned} \frac{\partial p_{t+s}}{\partial \varepsilon_t} &= (1 - \alpha) (1 + \alpha + \alpha^2 + \dots + \alpha^{s-1}) \frac{\partial p_t}{\partial \varepsilon_t} \\ &= (1 - \alpha) \left( \frac{1 - \alpha^s}{1 - \alpha} \right) \end{aligned}$$

$$\frac{\partial p_{t+s}}{\partial \varepsilon_t} = 1 - \alpha^s, \forall s \geq 0$$

En définitive, il vient alors par substitution que :

$$\frac{\partial y_{t+s}}{\partial \varepsilon_t} = 1 - (1 - \alpha^s) \implies \frac{\partial y_{t+s}}{\partial \varepsilon_t} = \alpha^s, \forall s \geq 0 \quad (1.11)$$

Il apparaît ainsi que la réponse de l’output à une impulsion unitaire de politique monétaire à une date  $t$  donnée est égale, à cette date, à la proportion  $\alpha$  des entreprises qui n’ont pas l’opportunité de changer leurs prix quand celle-ci s’est présentée, d’où la non-neutralité de la monnaie sur l’output en présence de rigidités nominales.

---

Source : Nakamura & Steinsson (2013) et nos manipulations algébriques.

Le rappel succinct d’un pan de l’histoire de la pensée économique exposé précédemment met en lumière le rôle fondamental de l’existence des rigidités nominales dans la justification du choix de l’objectif final de stabilité des prix pour la politique monétaire, mais aussi pour son potentiel d’impact sur l’output à court terme, selon le consensus qui a émergé de la Nouvelle Synthèse. Pour Ben-Aïssa & Musy (2005) en effet la non-neutralité de la monnaie est expliquée par l’existence de rigidités qui empêchent les entreprises d’ajuster continuellement leurs prix en fonction des conditions économiques.

Les développements précédents pourraient suffire à mettre en exergue l’importance de la présence de rigidités nominales dans une économie aux fins d’y sous-tendre l’ancrage des objectifs poursuivis par toute politique économique du côté de la demande.

La suite de cette partie introductive passe en revue quelques définitions de notions clés relatives aux prix et salaires, telles que la “rigidité”, la “viscosité” ou “inertie”, la “persistance”, la “flexibilité imparfaite” notamment (i), puis examine quelques faits stylisés qui pourraient éventuellement augurer de l’existence, dans la CEMAC, des rigidités nominales (ii), pour enfin poser, dans le cadre géospatial de l’UMAC et dans le champ de la politique monétaire, le problème traité dans ce chapitre (iii).

### 1.1.1 Définitions de quelques notions clés

Cette sous-section vise à clarifier certaines notions fondamentales qui seront abordées tout au long de cette étude telles qu’elles ont été définies dans la littérature économique, de sorte à en faciliter la compréhension et le lien avec la problématique qui sera ensuite exposée.

L'une des principales notions mobilisée dans ce chapitre et qui polarise les différents développements à venir est la notion de "rigidité nominale". Kempf (1992a), reconnaissant qu'elle est délicate à définir, se livre tout de même à cet exercice en partant d'une définition de la rigidité au sens formel, en passant par une définition opérationnelle de la rigidité "réelle", pour y parvenir enfin.

#### 1.1.1.1 Définition formelle de la rigidité (Kempf, 1992a)

*« La rigidité d'une variable  $X$  dans un environnement  $E$  se définit comme l'incapacité pour  $X$  de refléter correctement les variations de  $E$ . La relation parfaite, sans rigidité, entre  $X$  et  $E$  devrait être  $f(X, E)$ , mais pour diverses raisons, "causes de rigidité", qu'il conviendrait alors de rechercher, elle est de la forme  $f_{\mathcal{R}}(X, E)$ . »*

D'un point de vue opérationnelle, il y a rigidité des prix quand à la suite d'une modification des conditions externes la trajectoire des prix diffère fondamentalement de leur trajectoire d'équilibre de long terme ou d'état stationnaire.

#### 1.1.1.2 Définition opérationnelle de la notion de rigidité réelle (Kempf, 1992a)

*« Il y aura rigidité réelle quand les prix réels répondent imparfaitement (à la limite, pas du tout) aux variations réelles de leur environnement (offre et demande). La structure des prix (ou encore le rapport des prix) est donc imparfaitement sensible aux variations réelles : parce que les salaires réels sont fixes, ou que les prix sont fixés par un taux de marge, les chocs de productivité ont des effets quantitatifs et non des effets par les prix. »*

Romer (2008) indique que les rigidités réelles désignent des forces qui altèrent la réactivité des entreprises maximisatrices de profit en changeant les quantités de la production globale pour répondre aux variations de la demande globale. Ce sont donc des rigidités sur les prix relatifs de la production.

#### 1.1.1.3 Définitions de la notion de rigidité nominale

Selon Jean-Paul Pollin<sup>3</sup>, *« les rigidités nominales sont des forces qui ralentissent l'ajustement dans le temps de la valeur des prix et des salaires exprimés en unités monétaires. »*

---

3. Fiche 3, disponible à l'adresse web [http://www.ac-orleans-tours.fr/centreco/ecomonet/fiche\\_3.htm](http://www.ac-orleans-tours.fr/centreco/ecomonet/fiche_3.htm), consultée le 7 mars 2017 à 00 :24.

Pour Kempf (1992a) enfin :

*« Il y aura rigidité nominale quand les prix nominaux répondent imparfaitement (à la limite, pas du tout) aux variations réelles et nominales de leur environnement : ce sont alors les niveaux des prix qui s'ajustent imparfaitement à des variations de l'économie. »*

Ainsi, d'après Kempf, puis Portier (1994) après lui, les deux définitions ci-dessus des notions de rigidités réelle et nominale sont liées et ne s'excluent pas nécessairement. La notion de rigidité nominale, qui se rapporte aux prix monétaires (par exemple les salaires monétaires fluctuent peu), englobe celle de rigidité réelle, qui porte sur les prix relatifs (par exemple le salaire réel est trop élevé). En effet, sa définition, en plus de pointer les variations nominales de l'environnement, met également l'accent sur ses variations réelles. Ce à quoi Kempf conclut qu'en raison justement des rapports de prix imparfaits n'assurant pas l'équilibre des marchés, la rigidité nominale est susceptible d'induire des effets réels, d'où tout son intérêt pour toute politique de demande.

Sans verser dans une vision dogmatique de la notion de rigidité nominale, il convient de noter que cette précision est en droite ligne de la plupart des travaux néo-keynésiens qui montrent, sans opposer rigidité nominale et rigidité réelle pour autant, que c'est la combinaison des types de rigidités qui est importante pour produire des effets réels. Par conséquent, et afin de lever toute ambiguïté dans la suite de ce travail, nous utiliserons le terme rigidité nominale, sans autre mention aucune pour désigner cette combinaison, en raison du caractère englobant de la définition de la notion de rigidité nominale de Kempf. Au cas où il serait nécessaire de mettre précisément en relief la nature exclusive des variations réelles de l'environnement économique sous revue, il sera alors clairement mentionné la référence à la notion de rigidité réelle comme définie de façon opérationnelle ci-avant.

Dans un contexte dynamique, la rigidité mène aux notions d'inertie ou viscosité et de persistance.

#### **1.1.1.4 Définitions des notions d'inertie ou viscosité des prix et de persistance**

Fuhrer (2009) définit la notion d'inertie en référence à une analogie avec la Physique selon laquelle l'*inertie* est la résistance d'un corps à changer sa direction et son rythme de progression dynamique en l'absence de l'action de toute force extérieure. En d'autres termes, *“il y a inertie quand un corps au repos demeurera dans cet état aussi longtemps que n'interviendra une pression exercée par une force extérieure pour l'en écarter.”* D'un point de vue opérationnelle, Kempf (1992a) précise qu'*“il y a inertie ou viscosité des*

*prix quand, à la suite d'une modification des conditions externes, les prix ne sautent pas immédiatement sur leur trajectoire d'équilibre, mais au contraire mettent du temps (lequel peut être illimité) à rejoindre cette trajectoire par un processus d'ajustement graduel".*

S'agissant de la notion de "persistance" qui en économie s'assimilerait à ce qu'est l'inertie en Physique, Fuhrer (2009) en fournit la définition suivante :

*« Une variable économique est dite persistante si, toutes choses égales par ailleurs, elle montre une tendance à demeurer dans son état de départ, en l'absence de pression qu'exerceraient sur elles d'autres variables économiques pour l'en écarter. »*

Dans le cas particulier de l'inflation, il précise que cette dernière est dite persistante si le taux de variation du niveau général des prix tend à rester constant en l'absence de choc exogène qui l'écarterait de son niveau courant. Kempf (1992a) remarque néanmoins que la persistance n'est pas un synonyme de la rigidité.

#### **1.1.1.5 Définition de l'imparfaite flexibilité des prix**

Selon Haubrich & King (1990), *« les prix sont imparfaitement flexibles lorsqu'ils répondent moins que proportionnellement à des variations de la quantité de monnaie et amènent une relation positive entre la quantité de monnaie perçue par les agents et la production ou l'effort. »*

Ces précisions de notions utiles apportées, la sous-section suivante présente quelques faits stylisés qui augureraient ou non de l'existence de rigidités nominales dans le cadre géo-spatial sous analyse, à savoir la zone d'influence de la BEAC.

#### **1.1.2 Quelques faits stylisés en liaison avec les rigidités nominales dans l'UMAC**

En travaillant sur certaines données des Etats-Unis, du Royaume-Uni et de la Zone euro, Wickens (2010) résume en six points les faits stylisés autour des changements des prix et des salaires, dont cinq repris ici sont :

1. les rigidités des prix et des salaires sont temporaires, donc disparaissent au bout d'un certain temps ;
2. les prix et les salaires varient en moyenne deux ou trois fois par an ;
3. plus l'inflation est importante, plus les changements des prix et des salaires sont fréquents ;
4. les variations des salaires et des prix ne sont pas synchronisées ;

5. les modifications des prix, et dans une moindre mesure celles des salaires, ont lieu à des fréquences différentes dans les diverses branches de l'industrie. Il semble que les modifications des prix des biens négociables soient plus fréquentes que celles des biens non échangeables.

Pour leur part, Ghosal & Loungani (1995), qui corroborent le résultat théorique de Blanchard & Fischer (1989), ont trouvé que l'élasticité de l'accroissement du salaire nominal dans l'industrie manufacturière à l'inflation anticipée est comprise entre 0.6 et 0.8, contre 0.1 et 0.2 pour l'inflation non anticipée.

Dans la zone d'émission de la BEAC force est de constater hélas que l'évaluation de ces faits stylisés se heurte à un manque chronique de statistiques d'entreprises sur les prix et les salaires notamment. Sur le marché du travail par exemple, il est difficile voire impossible d'obtenir des contrats de travail avec indexation des salaires nominaux à l'inflation pour les emplois du secteur public, principal employeur dans les États membres.

Néanmoins, à la lumière de quelques réalités qui caractérisent certains comportements des acteurs de la vie économique, la présence de rigidités nominales pourrait y être présumée. Parmi ces réalités notamment sur les marchés des biens et du travail par exemple, l'on peut en invoquer quelques unes comme ci-après :

- Sur le marché de biens :

- la présence dans chaque État membre des monopoles dans les transports ferroviaires, dans la production et la fourniture de l'énergie électrique et l'adduction d'eau potable, d'une part, et l'existence d'oligopoles dans les télécommunications, d'autre part, fausse les règles de la concurrence pure et parfaite, ainsi que le soulignent les conclusions de la Nouvelle Synthèse ;

- la présence des caisses de stabilisation des prix des produits pétroliers à la pompe, qui limitent drastiquement la transmission des variations des cours du pétrole brut sur les marchés internationaux aux prix pratiqués par les sociétés de commercialisation des produits pétroliers, engendre une déconnexion d'avec le prix d'équilibre entre l'offre et la demande locales de ces produits. A titre d'exemple, alors que les cours du pétrole ont fortement chuté depuis fin 2012, les prix des carburants à la pompe n'ont pas été revus à la baisse dans les pays de la CEMAC ;

- l'existence de prix administrés du mètre-cube ( $m^3$ ) d'eau et du kilowattheure ( $Kwh$ ) d'électricité dans tous les Etats membres, indépendamment de l'offre et de la demande locales de ces produits. En effet, la pratique des délestages d'électricité par exemple dans

plusieurs villes de la CEMAC traduit l'insuffisance de l'offre face à une demande plus importante sans pour autant que cette déconnexion se traduise par un ajustement explicite des prix du kilowattheure.

**- Sur le marché du travail :**

- les revalorisations du point indiciaire en réponse au renchérissement du coût de la vie sont très rares et n'interviennent la plupart du temps que pendant, voire après, des périodes électorales ou à la suite de grèves et autres menaces de cessation d'activité par les fonctionnaires. Les revendications salariales des agents de l'État dans plusieurs pays ces quatre dernières années, soit depuis fin 2016, notamment au Gabon, au Tchad et au Congo, traduiraient des mécontentements en réaction à une certaine rigidité à la hausse des salaires nominaux ;

- la faible concurrence sur le marché de l'emploi caractérisé par un chômage endémique des jeunes et où les salaires nominaux ne correspondent aucunement à l'équilibre entre l'offre et la demande locales d'emplois.

Au total, en dépit du manque de données microéconomiques dans la CEMAC et en plus des réalités précédemment exhibées, deux faits stylisés peuvent néanmoins être mobilisés pour examiner l'existence potentielle de rigidités nominales au plan macroéconomique, en accord notamment avec Portier (1994) et Mankiw (2001). Pour Portier, l'évolution contrastée des prix et de la production constitue un indice de la présence de rigidités nominales. Ainsi, les corrélations entre les prix et les quantités sont cohérentes avec cette hypothèse en sorte que la corrélation instantanée est faible tandis que les corrélations entre le produit courant et les prix passés sont négatives, accréditant de la sorte le caractère temporaire de la rigidité. D'après Mankiw, la persistance de l'inflation se matérialise par le caractère graduel et retardé de sa réponse à un choc monétaire.

FIGURE 1.2 – Autocor. $\rho_{\tau\pi}(k)$

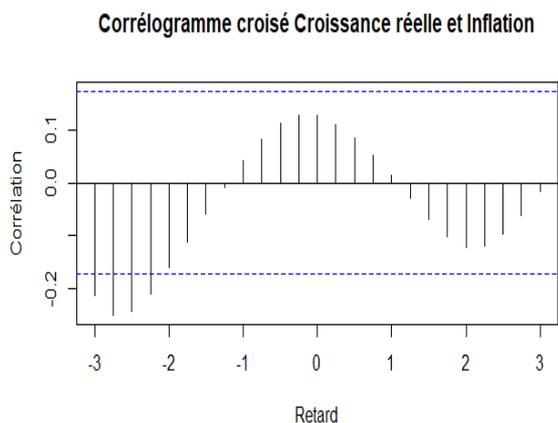
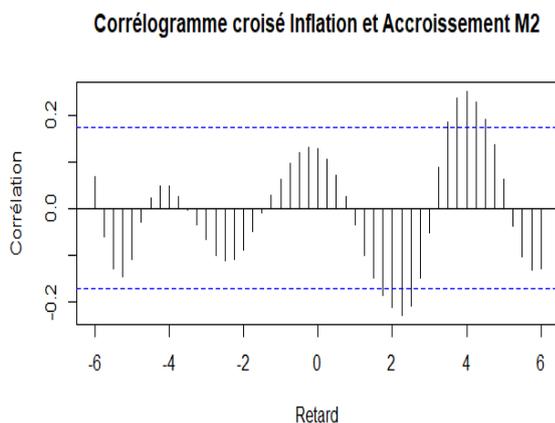


FIGURE 1.3 – Autocor. $\rho_{\pi\mu}(k)$



Sur la base des séries trimestrielles de l'agrégat de monnaie M2, du niveau général des prix et du PIB réel de la CEMAC sur la période 1987 :1-2019 :8, les taux de croissance et d'inflation ont été calculés et les corrélogrammes croisés<sup>4</sup> construits pour apprécier empiriquement la validité des faits stylisés invoqués par Portier et Mankiw respectivement, s'agissant de cette zone. La figure 1.2 montre, ainsi que le stipule Portier, une corrélation instantanée non significativement non nulle entre le taux de croissance réelle du PIB ( $\tau_t$ ) et le taux d'inflation ( $\pi_t$ ), et des corrélations négatives sensibles entre le taux de croissance contemporain et les valeurs passées du taux d'inflation aux retards  $k = -2$  et  $k = -3$ . De même, en relation avec la contribution de Mankiw, la figure 1.3 illustre graphiquement le caractère graduel et retardé de la réponse du taux d'inflation à un choc monétaire, réponse qui devient significative à partir de  $k = 2$  retards. En somme, la validité des deux faits stylisés dans la CEMAC fournirait d'une part un indice de la présence éventuelle dans notre cadre géospatial des rigidités nominales, et d'autre part une indication sur une certaine persistance possible de l'inflation dans la CEMAC.

Dès lors, quel est le problème qui se pose dans le champ d'investigation de la politique monétaire de la BEAC dans sa zone d'influence ?

### 1.1.3 Problématique abordée

Dans le champ d'investigation de l'économie monétaire, la question des rigidités nominales est étroitement liée à la problématique de la neutralité ou non de la politique monétaire sur la sphère réelle. En relation en effet avec l'existence des rigidités nominales qui sont valides exactement à court terme, la politique monétaire aurait, comme établi à titre d'illustration dans le modèle de Nakamura & Steinsson (2013) repris dans l'encadré 1, un impact sur les agrégats réels, dont l'output et le chômage.

A ce propos d'ailleurs, Landais (2008) précise que l'absence de flexibilité des prix à court terme a pour implication des ajustements quantitatifs notamment de l'emploi et du revenu réel, ce qui a pour conséquence une utilité avérée de la politique monétaire comme contre-choc. La présence des rigidités nominales engendre alors le problème de l'efficacité de la politique monétaire, laquelle peut être appréciée en référence à l'objectif d'inflation et/ou à la lumière de sa contribution aux performances en matière de croissance économique.

---

4. La fonction de corrélation croisée au retard  $k$  pour les séries temporelles  $x_t$  et  $y_t$  est définie par :

$$\rho_{xy}(k) = \frac{R_{xy}(k)}{\sqrt{R_{xx}(0)R_{yy}(0)}}, \quad k \in \{-Q, -Q+1, \dots, -1, 0, 1, \dots, Q-1, Q\}, \quad Q \text{ donné}$$

avec  $R_{xy}(k) = \mathbb{E}(x_t y_{t+k})$ , la fonction de covariance au retard  $k$ , qui est non symétrique en fonction de  $k$ ,  $R_{xy}(k) \neq R_{xy}(-k)$ , et  $R_{xy}(k) \neq R_{yx}(k)$ . Pour davantage de détails, voir Hamilton (1994).

Les théoriciens de la Nouvelle Synthèse ne sont pas en reste de ces préoccupations. Ceux-ci considèrent les rigidités nominales comme l'une des clés de voûte de leur lecture de la *Théorie générale de l'emploi et de la monnaie*. Dans ce cadre d'analyse, le consensus désormais établi se développe autour de deux idées essentielles à savoir :

- les décisions des entreprises et des ménages sont rationnelles ;
- l'ajustement des prix et des salaires n'est pas suffisamment rapide pour apurer les marchés.

Par conséquent, la principale implication de ces deux idées est qu'il y a une place pour une politique monétaire active.

En ce qui concerne notre cadre géospatial d'analyse, en l'occurrence l'économie de la CEMAC d'une part, et à la lumière de tout ce qui précède d'autre part, la mise en évidence d'éléments factuels et de phénomènes économiques établissant empiriquement, et de façon convaincante, l'irréfutabilité de l'existence dans cet espace des rigidités nominales contribuerait à y consacrer le potentiel théorique des impulsions de politique monétaire pour influencer sur la dynamique de l'output. Cela ferait écho à Ben-Aïssa & Musy (2005) qui soulignent que la non-neutralité de la monnaie est effectivement expliquée par l'existence de rigidités nominales qui empêchent les entreprises d'ajuster continuellement leurs prix en fonction des conditions économiques.

Fort de tout ce qui précède, la problématique à traiter dans cet essai se décline comme suit : « **l'existence de rigidités nominales dans la CEMAC peut-elle être établie empiriquement ?** »

Pour répondre à cette interrogation qui vise à proposer une démarche méthodologique devant permettre de prouver empiriquement l'irréfutabilité de la présence de rigidités nominales dans la CEMAC, la suite de ce chapitre présente dans une première section une revue de la littérature pour examiner la façon dont la question posée a été abordée dans d'autres environnements. En se fondant sur l'état contemporain de cette littérature, un cadre méthodologique d'évaluation de l'hypothèse d'absence de rigidités nominales dans la CEMAC est exposé dans la deuxième section. L'implémentation empirique de la méthodologie retenue sur les données économiques de la CEMAC est l'objet de la troisième section. Enfin, l'évaluation de la portée des résultats obtenus dans la CEMAC, en comparaison de ceux rencontrés dans la littérature, est réalisée dans la quatrième section, avant le bilan et la conclusion de ce chapitre qui interviennent dans la dernière section.

## 1.2 Revue de la littérature

La problématique de l'existence des rigidités nominales se rapporte à l'étude des mécanismes théoriques de la formation des prix et des salaires (Kempf, 1992b). Historiquement, la première référence aux rigidités nominales est Hume (1752) lorsqu'il attribuait, indiquent Blanchard & Fischer (1989), l'impact du stock nominal de monnaie sur l'activité économique à la lenteur des ajustements des prix. Keynes (1936) est cependant l'auteur le plus fréquemment cité comme celui qui a popularisé l'intérêt pour la prise en compte de ces rigidités dans l'analyse macroéconomique pour justifier, à une époque où la pensée Classique était le cadre analytique dominant, que les chocs de demande peuvent être à l'origine d'importantes fluctuations macroéconomiques (Portier, 1994).

Dans les développements théoriques contemporains, l'étude des mécanismes de formation des prix et des salaires est menée dans un cadre cohérent avec les arguments au cœur de la Nouvelle Synthèse sur les sources d'engendrement des rigidités nominales, dont les hypothèses de rationalité individuelle, d'asymétrie de l'information et d'imperfection de la concurrence, relève Le Cacheux (1997). C'est dans ce même cadre que Landais (2008) pointe diverses théories qui mobilisent ces hypothèses pour dériver les mécanismes théoriques à la base des processus d'ajustement dynamique du niveau général des prix, au nombre desquelles la théorie des contrats, la théorie du salaire d'efficience, la théorie des coûts d'étiquetage et la théorie du défaut de coordination. Les processus d'ajustement ainsi dérivés sont résumés à travers des règles qui décrivent la dynamique du niveau général des prix en fournissant de plus le degré de rigidité de ces derniers dans l'économie. L'annexe A.2 donne un aperçu synoptique des principales règles rencontrées dans la littérature, en lien avec les considérations théoriques mobilisées pour leur dérivation.

Aujourd'hui, à partir des synthèses des résultats théoriques recensés dans la littérature, réalisées notamment par Blanchard & Fischer (1989), Kempf (1992a,b), Andersen (1994) et Gautier (2009), il peut être soutenu que les discussions sur les sources d'engendrement des rigidités nominales ont débouché sur le consensus de l'irréfutabilité théorique de leurs microfondements.

Dès lors, le problème de l'établissement de l'existence des rigidités nominales concerne davantage la sphère empirique, notamment les discussions sur les méthodes utilisées à cette fin. Ainsi, pour tenter d'infirmer ou de confirmer, dans un environnement économique donné, l'hypothèse de l'existence de lenteur dans l'ajustement dynamique du niveau général des prix en réaction aux fluctuations macroéconomiques, diverses propositions d'évaluation tant sur données microéconomiques que macroéconomiques ont été implémentées.

Quoique multiples, ces propositions peuvent être rangées en deux grandes catégories de tests qui s’opposent dans leurs hypothèses et leurs démarches, avec les tests directs d’un côté et les tests indirects de l’autre.

La suite de cette section présente successivement ces deux types de tests et leurs caractéristiques distinctives.

### **1.2.1 Les tests directs de l’existence des rigidités nominales**

Dans sa synthèse de différents travaux portant sur des modèles microéconomiques de fixation des prix et sur leur évaluation empirique, Gautier (2009) rappelle deux explications qui justifient la rigidité des prix au niveau microéconomique et sur lesquelles reposent les tests directs de la présence de rigidités nominales dans une économie. La première explication considère un modèle qui suppose que les prix dépendent du temps et définit la durée comme le temps pendant lequel le prix est resté constant. En d’autres termes, à chaque période une proportion exogène d’entreprises peuplant l’économie peut ajuster ses prix. C’est le cas notamment des propositions théoriques avec l’hypothèse des prix prédéterminés pour une durée fixe (Taylor, 1980a) ou pour une durée aléatoire (Calvo, 1983). Les tests empiriques menés suivant cette explication s’emploient à mesurer d’abord la durée individuelle de fixité pour l’ensemble des prix, de laquelle est ensuite inféré, au plan macroéconomique, le délai de réaction du processus d’ajustement du niveau général des prix aux fluctuations réelles. Cette approche de détermination des rigidités des prix en partant de données microéconomiques est dite “directe”. Pour la deuxième explication, le modèle théorique de base suppose que les prix sont dépendants de l’état de la nature, c’est-à-dire que les entreprises sont confrontées à un coût fixe d’ajustement au moment de changer leurs prix à chaque période. Les travaux théoriques de Rotemberg (1982a) avec des prix fixes et coûts de changement associés, et de Barro (1972) et Hansen (1999) avec les coûts d’étiquetage ou coûts de menu procèdent de cette direction d’évaluation dont l’approche est dite “indirecte”. Suivant cette dernière, le degré de rigidité des prix est mesuré à la lumière de l’évaluation de la fréquence de changement des prix individuels dont l’agrégation par la suite permet de déduire la durée de fixité des prix au niveau macroéconomique. Gautier (2009) présente dans les tableaux 1.1a, 1.1b, 1.2a et 1.2b, aux pages 330 à 333, une synthèse d’un grand nombre de résultats issus de la mise en œuvre des tests directs de mesure de la durée et la fréquence de changement des prix. Nombres d’études mentionnées dans cette contribution exploitent à cette fin des millions de relevés des prix à la consommation et à la production, ainsi que des données d’enquêtes sur le comportement de fixation des prix dans plusieurs pays auprès des supermarchés, des drugstores. . . .

Il faut reconnaître ici que les tests directs de l'existence de rigidités nominales partent exclusivement de données microéconomiques dont l'exploitation des durées et des fréquences d'observation de statistiques individuelles permet le calcul des indicateurs au plan macroéconomique. Cette démarche pose néanmoins quelques problèmes méthodologiques dont des difficultés d'agrégation des statistiques individuelles (Baharad & Eden, 2004; Baudry & al., 2005). Par exemple, comment déduire une fréquence agrégée à partir de fréquences individuelles? Ces difficultés sont d'autant exacerbées, comme le souligne Gautier (2009) lui-même, que les résultats rencontrés dans ce pan de la littérature dissimulent une grande hétérogénéité sectorielle en termes de durées de fixité des prix, et ce d'autant plus que plusieurs évaluations passées en revue sont assez partielles car ne concernant que des produits ou des secteurs très spécifiques.

Une conséquence de cet état de fait réside dans la difficulté d'appréciation des implications de ces résultats en termes de prédiction théorique. Pour Nakamura & Steinsson (2013), de simples statistiques comme les fréquences des changements de prix peuvent effectivement conduire à une appréciation erronée de la flexibilité du niveau des prix agrégés, notamment dans un environnement caractérisé par des ventes temporaires, une forte rotation et une hétérogénéité transversale des produits, et en proie à de larges mouvements idiosyncrasiques des prix. Avec un autre son de cloche au chapitre des limites et difficultés d'implémentation des tests directs de la présence des rigidités nominales, Levy & al. (1997) soulignent la complexité du processus de changement des prix qui requiert plusieurs étapes et d'importantes ressources financières, humaines et matérielles, afin d'assurer efficacement la collecte des données microéconomiques nécessaires à sa description et sa caractérisation. Dans la même veine, Bonnet (1999), qui s'interroge sur la possibilité de mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux, fait remarquer que bien qu'elles soient a priori les plus naturelles à implémenter, les études sur données individuelles sont difficiles, et la panoplie des tests réalisés dans cette direction ne délivrent pas de résultats tranchés.

Au total, les limites des tests directs dans l'appréciation de l'existence des rigidités nominales à travers la durée de fixité des prix et la fréquence de changement de ceux-ci telles qu'invoquées précédemment font écho à la citation introductive de Blinder (1982) au début de ce chapitre. Elle rapporte en effet que même si les coûts fixes des changements des prix peuvent être observés et mesurés, dans la pratique cependant, du fait de la multitude et de la variété de formes que peuvent prendre ces coûts dans diverses entreprises, aucune donnée n'est disponible pour en mesurer l'amplitude. Ce à quoi Blinder conclut que la théorie ne peut par conséquent être testée au mieux qu'indirectement.

### 1.2.2 Les tests indirects de l'existence des rigidités nominales

A la différence des tests directs qui reposent sur l'utilisation de données microéconomiques en général, les tests indirects de la présence de rigidités nominales mobilisent davantage des données macroéconomiques. Cette direction de tests est en accord avec Bonnet (1999) qui note que même si elles utilisent une information a priori moins directe, les études sur données macroéconomiques mettent en œuvre des procédures d'estimation et de tests certes moins simples que les études sur données microéconomiques, mais sont plutôt performantes pour corriger les limites de celles-ci. Dans les études sur données macroéconomiques donc, l'hypothèse de rigidité des prix la plus testée dans ce cadre est celle de la dépendance au temps. Les tests indirects postulent une idée ingénieuse et séduisante selon laquelle "si les résultats empiriques ne suffisent pas à rejeter la validité d'un résultat théoriquement établi, alors les hypothèses sous-jacentes de cette théorie ne peuvent pas non plus être rejetées".

Ainsi, en dérivant un processus d'inflation agrégée adossé à des modèles microfondés, les tentatives de réplique de la persistance dans la dynamique de l'inflation à partir de l'estimation des équations de Phillips de forme réduite depuis Fischer (1977) s'inscrivent dans cette catégorie de tests. Même si Kempf (1992b) soutient que persistance n'est pas synonyme de rigidité, Fuhrer (2005) relève malgré tout que le point de vue désormais conventionnel de la dynamique de l'inflation retient que la *New Keynesian Phillips Curve (NKPC)* capte la plus grande partie de la persistance<sup>5</sup> dans l'inflation. Pour Bonnet & al. (1999) cette démarche constitue également un test intéressant de la robustesse du lien entre l'inflation et ses moments avec ses autres déterminants les plus importants. Il n'est de ce fait pas surprenant de constater que c'est l'une des directions de mise en évidence des rigidités nominales la plus explorée dans la littérature, en témoignent le nombre élevé de travaux portant sur la dérivation et l'estimation des NKPC repris à l'annexe A.2. Woodford (2003) qualifie d'ailleurs ces modèles de "modèles d'optimisation avec rigidités nominales".

Une revue des résultats empiriques des tests dans cette direction est fournie dans Gautier (2009) mais aussi Kozicki & Tinsley (2010). Ces derniers, évaluent dans le cas des économies canadienne et américaine, différentes spécifications des équations de Phillips de forme réduite. Ils constatent alors que les modèles structurels, qui reposent sur l'existence de contrats échelonnés d'une part, et ceux adossés aux hypothèses d'existence de frictions dans le processus d'ajustement dynamique des prix d'autre part, performant relativement

---

5. Roache (2014) caractérise la persistance comme la tendance qu'ont les chocs sur les prix d'écartier durablement le taux d'inflation hors de son état stationnaire ou de sa cible.

bien dans la caractérisation de la persistance forte ou faible de l'inflation comparés aux modèles hybrides mêlant agents formulant des anticipations rationnelles et adaptatives. C'est justement en relation avec les résultats délivrés par ces tests que les banques centrales ont choisi selon Wieland & al. (2016) d'utiliser des versions plus ou moins sophistiquées de modèles néo-keynésiens de deuxième et troisième générations<sup>6</sup> pour le calibrage et la conduite de leurs politiques monétaires, dont Smets & Wouters (2003) est la version la plus répandue.

D'autres démarches de tests indirects de l'existence de rigidités nominales rapportées par Kempf (1992b) sont principalement :

- (i)- l'évaluation par l'incidence budgétaire sur les fluctuations macroéconomiques, avec Poterba & al. (1986), dont le principe de test vise à montrer que si les salaires ou les prix sont rigides à court terme, comme ils le sont dans les modèles keynésiens, alors déplacer une taxe d'un côté ou de l'autre du marché peut avoir des effets réels. En d'autres termes, les modifications fiscales fourniraient des tests potentiels pour la présence de rigidités nominales ;
- (ii)- l'étude de l'évolution des grandeurs réelles avec Sumner & Silver (1989) pour établir que si les prix et/ou les salaires font preuve de viscosité, c'est-à-dire ne s'ajustent que graduellement aux variations exogènes, alors les prix relatifs en subiront le contrecoup ;
- (iii)- le test de corrélation négative qui caractériserait la relation entre la composante non anticipée du salaire réel et le niveau de l'emploi qui, selon Card (1990), serait un indicateur pour apprécier la portée de l'hypothèse de la présence de rigidités contractuelles du salaire ;
- (iv)- les tests de la neutralité de la politique monétaire anticipée qui, avec Barro (1977, 1978), considèrent que si l'hypothèse de non neutralité ne peut pas être rejetée, cela signifierait alors la présence de rigidités réelles et/ou nominales dans l'économie.

Une autre approche très intéressante au plan macroéconomique dans cette catégorie de tests indirects de la présence de rigidités nominales consiste en l'évaluation de l'existence de coûts de menu. En effet, la présence de ce type de coûts d'ajustement justifierait la conclusion qu'il est optimal pour les entreprises de différer les changements de leurs prix si les hausses constatées sont plutôt modérées et ne remettent pas sensiblement en

---

6. Ce sont notamment les modèles qui considèrent à la fois les rigidités prix-salaires, les anticipations rationnelles et les comportements *backward* et *forward looking* dans la prise en compte de l'information disponible.

cause la profitabilité de la poursuite de l'activité sinon. Ball & Mankiw (1995) proposent une prédiction testable de l'existence de ce type de rigidités nominales qui retient que lorsque l'économie peut être confrontée à des chocs d'offre asymétriques, il existe alors une corrélation positive entre la série de l'inflation agrégée et la chronique de l'asymétrie de la distribution des taux d'inflation des prix relatifs. Levy & al. (1997) renchérissent à ce propos que même de petites variations des coûts de menu peuvent suffire à générer une rigidité nominale consistante et de fortes variations du cycle réel. Gautier (2009), qui synthétise également nombre de travaux dans cette direction sur les économies de l'Union Européenne, souligne d'ailleurs que l'hypothèse de l'existence de coûts de menu n'y a pas été rejetée.

### 1.2.3 Bilan de la littérature et choix d'une orientation méthodologique pour la CEMAC

Dans la panoplie de méthodes statistiques permettant de tester la présence de rigidités nominales dans une économie, il a été noté sur la base de la littérature que faute de données microéconomiques sur les entreprises et leurs comportements en matière de fixation des prix, la théorie ne peut être testée qu'indirectement. Cependant, parmi les approches et méthodologies développées pour tester indirectement la présence desdites rigidités, aucune approche ne semble l'emporter sur les autres, même si les approches par l'estimation de courbes de Phillips de forme réduite et par la recherche de coûts de menu sont les plus usitées. S'il peut être soutenu, sur la base des synthèses de résultats théoriques, mais aussi empiriques de Blanchard & Fischer (1989), Kempf (1992a,b), Andersen (1994) et Gautier (2009), que la discussion sur les fondements des rigidités nominales a connu son épilogue, il demeure, relèvent Gadea & Mayoral (2005), qu'aucun consensus n'a jusque-là émergé sur la question de l'évaluation du degré de persistance de l'inflation qui du reste est encore l'objet d'intenses débats parmi les économistes aux côtés de celle sur la stabilité de l'inflation au cours du temps. Ils proposent pour leur part la modélisation ARFIMA (*AutoRegressive Fractionally Integrated Moving Average*) afin d'adresser, dans un cadre unifié, ces deux questions -persistance et stabilité de l'inflation-, qu'ils appliquent aux économies de l'OCDE. Cette modélisation a pour avantage majeur de ne nécessiter que la seule série de l'inflation pour trancher ces interrogations, à la différence des approches complexes de types modèles macroéconomiques à microfondements et modèles structurels à l'instar de celui développé par Dossche & Everaert (2005) pour les États-Unis et la Zone euro.

En référence à tout ce qui précède, l'objectif pour la CEMAC étant d'y tester exclusivement l'irréfutabilité de la présence de rigidités nominales, le choix de l'une des approches

rencontrées dans la littérature où n'émerge aucun consensus doit découler de la prise en compte des contingences liées à la disponibilité des données, à sa simplicité et son adéquation aux réalités économiques dans cet espace monétaire.

Pour rappel, la CEMAC, qui est à cheval sur l'Équateur, s'étend sur 3.020.353  $km^2$ , de la frontière Sud de la Libye avec le Tchad au Nord, à la rive droite du Fleuve Congo au Sud, et de la frontière ougandaise avec la République Centrafricaine à l'Est, à l'Océan Atlantique dans le Golfe de Guinée à l'Ouest, et est entre autres caractérisée par :

- six pays aux économies assez hétérogènes entre elles, avec des marchés étroits et très faiblement intégrés les uns les autres dans une Zone très dépendante des importations extra communautaires ;
- une unicité de la politique monétaire définie et conduite par la BEAC dans toute l'Union Monétaire ;
- une absence chronique d'enquêtes statistiques auprès des entreprises (excepté au Cameroun où un deuxième recensement général des entreprises -RGE 2- a été réalisé en 2016) aussi bien sur leurs productions respectives que sur leurs comportements de fixation des prix, et une absence de répertoires formels d'entreprises ;
- un manque notoire de données microéconomiques issues de relevés des prix à la production auprès des entreprises.

Au regard de cette description sommaire des caractéristiques de la CEMAC, et en accord avec Levy & al. (1997) et Gautier (2009), il paraît impossible d'y implémenter les tests directs de la présence des rigidités nominales. En ce qui concerne les tests indirects, il faut souligner qu'en tenant compte des données macroéconomiques disponibles sur l'ensemble de la Sous-région, les approches par la spécification et l'estimation de courbes de Phillips de forme réduite serait une entreprise hasardeuse eu égard aux exigences du cadre théorique sous-tendant la dérivation de ce type de règles qui repose sur des hypothèses vraisemblables sur les comportements des entreprises (formulation des anticipations, contrats de salaires, nature de l'information et de la concurrence...) et des coûts auxquels elles sont confrontées sur les marchés du travail, des biens et sur les marchés financiers.

De plus, l'unicité de la politique monétaire dont l'objectif final n'est pas établi par pays mais pour la Communauté dans son ensemble ajoute une difficulté supplémentaire face à laquelle il serait inopportun de mener une analyse transversale partant des analyses pays pour dériver des comportements agrégés au niveau global.

En revanche, les propositions de la modélisation *ARFIMA* de Gadea & Mayoral (2005) et de test de coûts d'étiquetage de Ball & Mankiw (1995) semblent convenir à la prise en compte des réalités de cet environnement pour lequel les données nécessaires à leur

implémentation sont disponibles. Il s'agit plus exactement des séries du taux d'inflation agrégé de la CEMAC pour la première, et des indices des prix relatifs pour la seconde, mesurés par les 12 fonctions de consommation de l'indice des prix à la consommation des ménages au niveau d'agrégation de la CEMAC.

En définitive et en cohérence avec l'unicité de la politique monétaire et faute de consensus méthodologique, il est retenu comme orientation pour tester empiriquement l'existence de rigidités nominales dans la CEMAC deux démarches, à savoir (i) l'analyse des propriétés statistiques de la série du taux d'inflation pour en évaluer le degré de persistance et de stabilité temporelle au moyen d'une modélisation *ARFIMA*, et (ii) le test macroéconomique de la présence de coûts de menu.

## 1.3 Cadre méthodologique d'évaluation de la présence de rigidités nominales

Afin de caractériser l'existence de rigidités nominales dans la CEMAC d'un point de vue macroéconomique, la revue de la littérature a débouché sur le choix des tests indirects pour rechercher une persistance et une stabilité éventuelle dans la série du taux d'inflation d'une part, et la présence de coûts de menu d'autre part. Les méthodologies devant permettre la réalisation de ces deux tests sont présentées successivement dans la suite de cette section.

### 1.3.1 Démarche méthodologique pour la mesure du degré de persistance et de stabilité d'une chronique

En économétrie des séries temporelles, l'une des propriétés statistiques souvent invoquée pour caractériser le degré de persistance d'une série est la présence d'une racine unitaire dans son processus générateur de données (Campbell & Mankiw, 1987; Cochrane, 1988; Perron, 1989; Christiano & Eichenbaum, 1990). Or, Kempf (2000) remarque que la mise en évidence d'une racine unitaire n'est pas suffisante pour caractériser la présence de rigidités nominales, les tests utilisés pour la détection d'une racine unitaire éventuelle manquant de suffisamment de puissance pour discriminer entre racine unitaire et quasi-racine unitaire<sup>7</sup>, du fait par exemple de *breaks* structurels de type changements dans la moyenne et/ou dans la tendance de la série. Face à ces changements, plusieurs séries macroéconomiques qui exhibent une dépendance à une mémoire longue sont la plupart du temps classées comme intégrées d'ordre un  $-I(1)-$ , c'est-à-dire affectées d'une racine unitaire, alors qu'elles ne sont pas non plus intégrées d'ordre zéro  $-I(0)-$ , mais plutôt d'un ordre d'intégration

---

7. Voir Perron (1992) ou McCallum (1993) pour davantage de précisions.

fractionnaire  $d$ , tel que  $-1 \leq d \leq 1$ .

La principale implication de cette méprise est la nécessité de recourir à la modélisation *ARFIMA* comme l'ont fait notamment Gadea & Mayoral (2005) pour les pays de l'OCDE. Ce type de modélisation est somme toute approprié pour caractériser le processus générateur de données de ce genre de chroniques avec la prise en compte du concept d'intégration fractionnaire.

### 1.3.1.1 Présentation générique du modèle ARFIMA

L'utilisation des modèles d'intégration fractionnaire à la caractérisation du processus générateur de données pour une série temporelle a été introduite indépendamment par Granger & Joyeux (1980) et Hosking (1981), relèvent Beveridge & Oickle (1993). Depuis lors, le concept d'intégration fractionnaire est souvent mobilisé comme définissant une série temporelle à mémoire longue. Il est modélisé à partir des modèles ARFIMA, qui peuvent être perçus comme une généralisation<sup>8</sup> des modèles ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average models*).

D'un point de vue technique, soit une série temporelle  $\{X_t\}_{t \geq 0}$  de moyenne  $\mu$ , qui suit un processus fractionnairement intégré d'ordre  $d$ ,  $d \in \mathbb{R}$ , noté  $X_t \sim ARFIMA(p, d, q)$ . Alors, le modèle<sup>9</sup> correspondant à la dynamique de ce processus s'écrit tel que :

$$\left(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i L^i\right) (1 - d)^d (X_t - \mu) = \left(1 + \sum_{j=0}^q \theta_j L^j\right) \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim BB(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (1.12)$$

avec  $(1 - L)^d = \nabla^d$ , l'opérateur de différenciation, tel que :

$$(1 - L)^d = \sum_{k=0}^{\infty} \binom{d}{k} (-L)^k = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(d+1)}{\Gamma(k+1)\Gamma(d+1-k)} (-L)^k$$

où  $\Gamma(\cdot)$  est la fonction Gamma, c'est-à-dire la généralisation de l'opérateur factoriel. Le paramètre  $d$  est supposé prendre n'importe quelle valeur sur la droite réelle. Dans cette représentation, les paramètres entiers naturels,  $p$  et  $q$  de la partie *ARMA*( $p, q$ ), permettent de caractériser le comportement de court terme de la série  $X_t$ , tandis que le comportement de long terme est pris en compte par le biais du paramètre d'intégration fractionnaire  $d$ ,  $-1 \leq d \leq 1$ . Il y a lieu de noter que si  $d$  est entier ( $d \in \mathbb{N}$ ), alors on retrouve le modèle *ARIMA*( $p, d, q$ ).

8. Pour une présentation exhaustive voir par exemple Lardic & Mignon (1999).

9. Pour l'estimation des paramètres de ce modèle, deux types d'approches sont principalement distinguées à savoir l'approche par le maximum de vraisemblance (Sowell, 1992) et les approches semi-paramétriques (Baum & Room, 2001). Les contributions de Lardic & al. (1996) et Lardic & Mignon (1999), entre autres, peuvent être examinées pour davantage d'éclairages sur ces méthodes qui ne sont pas explicitement développées ici.

Le processus stochastique  $X_t$  est stationnaire et inversible si toutes les racines des polynômes caractéristiques  $\phi(z)$  et  $\theta(z)$  sont à l'extérieur du cercle unité, i.e.  $|z| > 1$ , respectivement, et  $|d| < 0.5$ , avec  $\phi(z) = 1 - \phi_1 z - \phi_2 z^2 - \dots - \phi_p z^p$  et  $\theta(z) = 1 + \theta_1 z + \theta_2 z^2 + \dots + \theta_q z^q$ . Il est non stationnaire pour  $d \geq 0.5$ , car alors il possède une variance infinie (Granger & Joyeux, 1980).

### 1.3.1.2 Caractérisation du type de dépendance temporelle

La caractérisation du type de mémoire qui affecte la dynamique d'une variable décrite par un processus  $ARFIMA(p, d, q)$ , empruntée à Baum (2013)<sup>10</sup>, est décrite en fonction de la valeur du paramètre d'intégration fractionnaire  $d$ , dans l'intervalle  $] -1, 1[$ , telle que :

- Si  $d \in [0, 0.5[$ , Hosking (1981) a démontré que la fonction d'autocorrélation simple  $\rho(k) = \mathbb{E}(X_t, X_{t-k}) / \sigma_X^2$  est proportionnelle à  $k^{2d-1}$  quand  $k \rightarrow \infty$ . Par conséquent, les autocorrélations du processus  $ARFIMA(p, d, q)$  décroissent de façon hyperbolique vers zéro quand  $k \rightarrow \infty$ , à l'inverse de la décroissance géométrique rapide pour un processus stationnaire  $ARMA(p, q)$ . Si de plus  $d \neq 0$ , alors  $\sum_{k=-n}^n |\rho(k)|$  diverge quand  $n \rightarrow \infty$ , et le processus ARFIMA est dit à "mémoire longue" ou "à dépendance positive longue" ;
- Si  $d \in ] -0.5, 0[$ , la série  $\sum_{j=-n}^n |\rho(j)|$  diverge quand  $n \rightarrow \infty$ , et le processus ARFIMA est dit à "mémoire intermédiaire" ou "anti-persistant" ou encore à "dépendance négative longue", i.e. des phases de hausse ont tendance à être suivies par des phases de baisse ;
- si  $d = 0$ , le processus est dit à "mémoire courte" et l'on retrouve un processus  $ARMA(p, q)$  ;
- Si  $d \in [0.5, 1[$ , le processus ARFIMA est inversible en moyenne, même si sa covariance n'est pas stationnaire, et il n'y a pas d'impact à long terme d'un choc sur ses valeurs futures.

### 1.3.2 Méthodologie du test indirect de l'existence de coûts de menu

La présentation de la démarche méthodologique devant permettre de tester empiriquement la présence éventuelle de coûts de menu dans une économie, telle que proposée initialement par Ball & Mankiw (1995), est déclinée en deux parties avec les fondements théoriques d'une part et la démarche d'évaluation proprement dite d'autre part.

---

10. Christopher F. Baum, "ARFIMA (long memory) models," *EC 327 : Financial Econometrics*, Boston College, Spring 2013, disponible à l'adresse <https://fmwww.bc.edu/ec-c/s2013/327/EC327.S2013.nn5.slides.pdf>, consultée le 03 février 2020 à 12 :52 TU.

### 1.3.2.1 Fondements théoriques du test indirect de la présence de coûts de menu

Comme relevé précédemment, la proposition de test indirect au niveau macroéconomique de la présence de coûts de menu dans une économie a été l'œuvre de Ball & Mankiw (1995). La théorie des coûts de menu telle qu'ils l'ont avancée suppose l'existence d'une relation positive entre l'inflation agrégée et l'écart-type de la distribution des prix relatifs. En effet, notent Nakamura & Steinsson (2013), quand les prix sont rigides et que le processus d'ajustement des prix parmi les entreprises n'est pas synchronisé, la hausse du niveau général des prix causera une dispersion des prix relatifs d'une grande majorité de biens identiques. A cette hausse, la réaction des consommateurs rationnels consistera à augmenter leur demande relative des produits ayant les prix relatifs bas à chaque instant. Par conséquent, si les coûts de production de ces biens sont croissants en fonction de l'output au niveau de production à la date de la hausse du niveau général des prix, alors la dispersion des prix pour des produits identiques mènera de façon efficiente les produits aux prix relatifs bas à continuer à être demandés jusqu'au point où le coût marginal de production est supérieur au prix des produits les plus coûteux. Pour Ball & Mankiw (1995) donc, en présence de coûts de menu, les entreprises n'ajusteront leurs prix que si les bénéfices attendus d'un ajustement contrebalancent sensiblement ces coûts.

Plus généralement, ainsi que le rapportent Bonnet & al. (1999), Aucremanne & al. (2003) et Chaudhuri & al. (2013), Ball & Mankiw (1995) retiennent une association positive entre l'inflation agrégée et le coefficient d'asymétrie (*skewness*) de la distribution des prix relatifs. C'est sur cette base que la relation positive entre l'inflation et la dispersion voire l'asymétrie (*skewness*) a été interprétée comme un symptôme de la présence de rigidités nominales de la forme de celles rencontrées dans le modèle de coûts de menu. La relation entre la forme symétrique ou asymétrique de la distribution des prix relatifs et l'inflation ainsi que ses implications quant à l'hypothèse d'existence de coûts de menu dans l'économie ont abondamment été discutées dans Aucremanne & al. (2003), dont un exposé sommaire est fait dans l'encadré 2. Les développements apportés par Bryan & Cecchetti (1996) sur les conséquences du desserrement de quelques hypothèses du cadre proposé par Ball & Mankiw (1995) et leur incidence sur l'interprétation de cette relation sont également résumés dans cet encadré. En tenant donc compte des contributions de Ball & Mankiw (1995) et du complément apporté par Bryan & Cecchetti (1996), comme présentés dans l'encadré 2, tout en soulignant que dans la réalité la distribution des prix relatifs présenterait des queues plus épaisses que celles de la loi Normale, Aucremanne & al. (2003) ont construit une approche méthodologique pour implémenter le test de l'existence de coûts de menu au plan macroéconomique.

## Encadré 2

### Distribution des prix relatifs et inflation agrégée : Implications pour le non rejet de l'hypothèse d'existence de rigidités nominales de type coûts de menu

extraits de Aucremanne & al. (2003)

L'illustration de la version testable de la théorie des coûts de menu de Ball & Mankiw (1995) et la nuance apportée par Bryan & Cecchetti (1999a), telle que faite par Aucremanne & al. (2003), partent des caractéristiques de tendance centrale, de dispersion, d'asymétrie et de masse de queues de la loi Normale standard (donc symétrique), pour laquelle : (i) la médiane est égale à la moyenne, (ii) en l'absence de données aberrantes, l'intervalle inter-quartile tend à être plus large que l'écart-type ( $IQR \simeq 1.35 \times \sigma$ ), et (iii) le coefficient d'asymétrie est nul. Pour une distribution asymétrique (avec une queue plus longue) à droite (resp. gauche), la *skewness* est positive (resp. négative).

D'après le modèle de coûts de menu, si la distribution des prix relatifs est symétrique, en l'absence d'une tendance dans l'inflation, les changements des prix relatifs n'auront aucune incidence sur l'inflation agrégée, car alors les hausses de prix seront exactement compensées par les baisses de prix de façon équivalente (Fig.1.4-a). Avec l'introduction d'une inflation tendancielle dans le modèle de coûts de menu en revanche, la zone d'inaction de l'inflation, pour refléter l'impact de la hausse des prix relatifs, se déplace de façon endogène vers la gauche (Fig.1.4-b). En d'autres termes, un ajustement à la hausse du niveau général des prix est plus vraisemblable dans ce cas qu'un ajustement à la baisse. Ball & Mankiw (1994) et Andersen (2000) précisent que l'intensité de ce déplacement dépend de l'inflation tendancielle.

FIGURE 1.4 – Distributions théoriques symétriques des prix relatifs et zones d'inaction

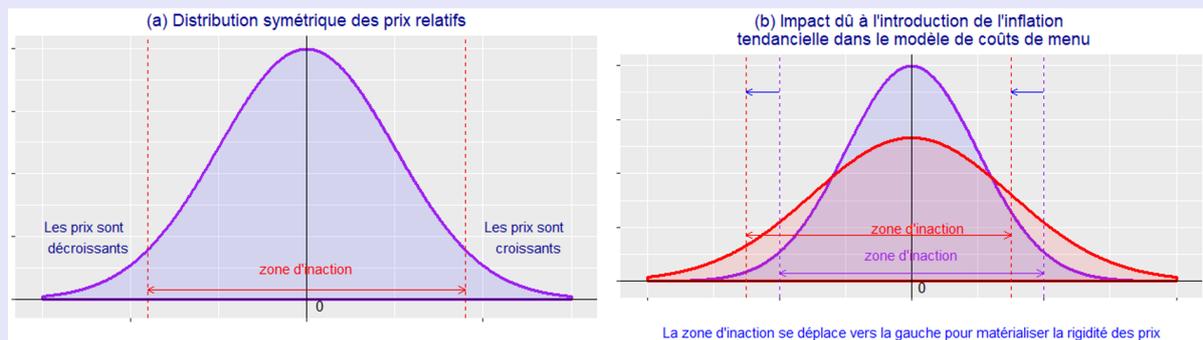
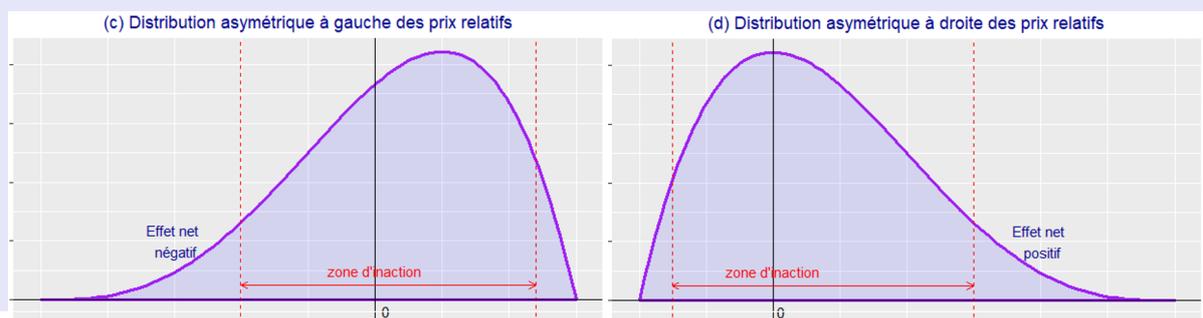


FIGURE 1.5 – Distributions théoriques asymétriques des prix relatifs et zones d'inaction



Si par contre la distribution des prix relatifs est asymétrique à droite, alors l'inflation agrégée aura tendance à croître car seulement un petit nombre d'entreprises augmentent sensiblement ses prix tandis que pour le plus grand nombre d'entreprises le prix désiré baisse trop faiblement pour être économiquement viable (Fig.5-d). *Mutatis mutandis* dans le cas asymétrique à gauche, indiquent Chaudhuri & al. (2013) -Fig.5-c-.

Bryan & Cecchetti (1996) remettent en cause l'hypothèse du modèle de coûts de menu de Ball & Mankiw (1995) relative à l'existence d'un continuum d'entreprises qui peupleraient l'économie, car dans la réalité celui-ci est par essence fini. Ils soulignent également que quand bien même la distribution *ex ante* des chocs sur les prix relatifs serait symétrique, la distribution *ex post*, qui pourrait résulter d'un tirage aléatoire d'un nombre fini de points de la distribution *ex ante* sera en général asymétrique. Dans ces conditions alors la corrélation positive entre la *skewness* et l'inflation agrégée n'est pas exclusivement l'indication de la présence de coûts de menu.

Ils indiquent enfin, comme le relèvent Bonnet & al. (1999) et Aucremanne & al. (2003), que dès lors qu'on retient l'existence d'un nombre fini d'entreprises peuplant l'économie et que l'on suppose que la distribution *ex ante* des chocs sur les prix relatifs a plutôt des queues plus épaisses que la loi Normale, alors la corrélation empirique positive de l'inflation agrégée et la *skewness* peut s'interpréter comme l'ont conclu Ball & Mankiw (1995).

### 1.3.2.2 Démarche méthodologique de test d'Aucremanne & al. (2003)

Dans leur démarche méthodologique pour tester l'hypothèse de l'existence de coûts de menu dans l'économie belge, Aucremanne & al. (2003) procèdent en quatre étapes, avec (i) la détection des données aberrantes, (ii) la construction des séries de mesures robustes pour évaluer la forme en termes de longueur et d'épaisseur des queues de la distribution des prix relatifs, (iii) la construction des séries de mesures robustes d'asymétrie de la distribution des prix relatifs, et (iv) l'examen de la corrélation entre la série de l'inflation agrégée avec chacune des mesures d'asymétrie pour apprécier la satisfaction ou non de la conclusion de Ball & Mankiw (1995) et Bryan & Cecchetti (1996) sur l'irréfutabilité de l'existence des rigidités nominales de type coûts de menu dans l'économie sous revue.

#### i/- Détection des données atypiques

Pour réaliser cette première étape, les données aberrantes sont détectées au moyen de trois règles adossées à des mesures robustes de tendance centrale et de dispersion. Soit  $\{\pi_{it}\}_{1 \leq i \leq n, 1 \leq t \leq T}$ , la chronique des taux d'inflation associés aux prix relatifs, et  $\omega_i$ , le poids de indice de prix relatif  $P_i$ , dans l'ensemble. Pour chaque règle  $\mathcal{R}_j$ ,  $j \in \{p, bp, abp\}$ , "une observation  $\hat{\pi}_{it}$  est dite aberrante si elle est à l'extérieur de l'intervalle de référence". Les règles sont formellement définies comme suit, en désignant par  $Q_\alpha$ , le fractile d'ordre  $\alpha$  de la distribution des prix relatifs,  $P[\pi_{it} \leq Q_\alpha] = \alpha$ ,  $0 \leq \alpha \leq 1$  :

— la règle du fractile :

$$\mathcal{R}_p \equiv \mathcal{F} \{ \hat{\pi}_{it} \notin [Q_{p,t}, Q_{1-p,t}], 0 < p < 1 \}$$

— la règle de la boîte à moustaches de Tukey (1977) :

$$\mathcal{R}_{bp} \equiv \mathcal{F} \{ \hat{\pi}_{it} \notin [Q_{0.50,t} - 1.5(Q_{0.75,t} - Q_{0.25,t}), Q_{0.50,t} + 1.5(Q_{0.75,t} - Q_{0.25,t})] \}$$

— la règle de la boîte à moustaches bivariée ou bagplot de Rousseeuw & al. (1999) :

$$\mathcal{R}_{bag} \equiv \mathcal{F} \{ \hat{\pi}_{it} \notin [Q_{0.50,t} - 3(Q_{0.50,t} - Q_{0.25,t}), Q_{0.50,t} + 3(Q_{0.75,t} - Q_{0.50,t})] \}$$

## ii/- Mesures robustes de longueur et poids des queues de distribution

Sur la base des données aberrantes  $\hat{\pi}_{it}$  détectées au moyen de chacune des règles précédentes, en lieu et place du coefficient d'aplatissement ou *kurtosis*, Aucremanne & al. (2003) construisent les mesures robustes de longueur<sup>11</sup> et de poids des queues gauche (G) et droite (D), à chaque date, de la distribution des prix relatifs, afin de les comparer aux caractéristiques correspondantes de la loi Normale standard. Ces mesures sont définies telles que :

— *Longueur de la queue K à la date t :*

$$LQ_t^K = \sum_{i=1}^n \frac{\omega_i}{Q_{0.75,t} - Q_{0.25,t}} \mathbf{1}_i^K(\hat{\pi}_{it}), \quad K = \{D, G\}$$

avec  $\mathbf{1}_i^D(\hat{\pi}_{it}) = \hat{\pi}_{it} - Q_{0.50,t}$  pour la queue de droite, et  $\mathbf{1}_i^G(\hat{\pi}_{it}) = Q_{0.50,t} - \hat{\pi}_{it}$  pour la queue de gauche ;

— *Poids de la queue K à la date t :*

$$MQ_t^K = \sum_{i=1}^n \omega_i \delta_i^K(\hat{\pi}_{it}), \quad K = \{D, G\}$$

où  $\delta_i^K(\hat{\pi}_{it})$  est la masse de Dirac valant 1 si  $\hat{\pi}_{it}$  est une donnée aberrante détectée à droite (resp. gauche) pour  $K = D$  (resp.  $G$ ) et 0 sinon.

## iii/- Mesures robustes de l'asymétrie de la distribution

Pour pallier les limites de la *skewness* classique qui est sensible aux données aberrantes, Aucremanne & al. (2003) proposent les deux mesures robustes de l'asymétrie de la distribution des prix relatifs afin de construire les séries temporelles correspondantes :

$$dskew_t(p) = (Q_{1-p,t} - Q_{0.50,t}) - (Q_{0.50,t} - Q_{p,t}), \quad 0 \leq p \leq 1$$

---

11. La longueur d'une queue de distribution est basée sur les différences entre les données aberrantes et la donnée médiane, alors que le poids d'une queue de distribution est le nombre de points aberrants en proportion du total.

$$meme_t = \sum_{i=1}^n \omega_i (\pi_{it} - Q_{0.50,t})$$

Chacune de ces mesures permet de caractériser le degré d'asymétrie de la distribution des taux d'inflation relatifs pour fournir une présomption sur la forme de la zone d'inaction correspondante. La mesure  $meme_t$  n'est autre que la différence entre la moyenne empirique des taux d'inflation relatifs et leur valeur médiane, calculée à chaque date  $t$ ,  $1 \leq t \leq T$ .

#### **iv/- Évaluation de la corrélation entre la série du taux d'inflation agrégée et les mesures robustes de l'asymétrie des taux d'inflation relatifs**

A cette dernière étape, la corrélation entre la série du taux d'inflation agrégée et les séries des mesures robustes d'asymétrie de la distribution des prix relatifs est évaluée au moyen de modèles de régression des séries temporelles, de sorte que le non-rejet de l'hypothèse nulle de la non négativité de ladite corrélation suffirait pour établir l'irréfutabilité de l'existence dans l'économie sous revue des rigidités nominales de type coûts de menu. Il y a lieu de relever sur ce dernier point que Bonnet & al. (1999), étendant le modèle de Ball & Mankiw (1995), en construisent une version simplifiée<sup>12</sup> dont les simulations réalisées sur le lien entre l'inflation et le degré d'asymétrie des prix relatifs rapportent que le coefficient de corrélation entre ces deux séries décroît assez rapidement dès que l'inflation d'origine purement macroéconomique dépasse 5%. Cette approche méthodologique a été appliquée par Aucremanne & al. sur les changements de l'indice des prix à la consommation en Belgique dans la période juin 1976-septembre 2000. Chaudhuri & al. (2013) l'ont également implémentée dans le cas des données sectorielles du Royaume Uni de janvier 1997 à février 2008, avec la particularité de l'utilisation d'un modèle de régression à seuil et changement de régimes pour l'étude de la quatrième étape, afin de tenir compte de la forme en "U" renversé asymétrique décrite par la relation inflation-*skewness*.

## **1.4 Implémentation de la méthodologie et résultats empiriques**

Les données nécessaires à l'implémentation des deux approches de tests indirects de l'existence de rigidités nominales dans la CEMAC, à travers la modélisation ARFIMA puis la méthodologie par les coûts de menu de Mankiw (1985) et Bryan & Cecchetti (1996) sont l'indice mensuel des prix à la consommation des ménages et ses 12 fonctions de consommation, sur la période janvier 2012 - décembre 2019. Alors que l'indice général des prix

---

12. Il s'agit d'un test de l'existence d'un biais à distance finie dans la corrélation entre inflation agrégée et *skewness* qui apparaîtrait en l'absence de coûts de menu, biais qui affecterait sensiblement les résultats obtenus en cas de rejet de la présence des coûts de menu.

sert au calcul du taux d'inflation mensuelle, les indices des fonctions de consommation sont utilisés pour le calcul des taux d'inflation des prix relatifs. Le tableau 1.1 présente les indices des prix retenus et leurs poids respectifs dans l'indice global tels que construits mensuellement par la BEAC à partir des indices des fonctions correspondantes élaborés dans chaque État membre de la CEMAC par l'Institut National ou la Direction Générale de la Statistique, suivant la méthodologie harmonisée et rénovée de l'Observatoire Statistique d'Afrique Subsaharienne (AFRISTAT).

L'année de base 100 utilisée par la BEAC est 2011, et les pondérations sont calculées par agrégation des poids de chaque fonction de consommation dans le panier de la ménagère de chacun des six États membres. Afin d'évaluer le degré de rigidité éventuelle, les taux d'inflation sont calculés comme la différence première des logarithmes des indices mensuels des prix sur la période d'analyse, période retenue uniquement en raison de la disponibilité des données comparables qui remontent à l'harmonisation de la méthodologie de calcul dans la CEMAC.

TABLE 1.1 – Indices et sous-indices des prix à la consommation des ménages dans la CEMAC

Numéro	Poste de consommation	Pondération (%)
1	Produits alimentaires et boissons non alcoolisées	38.09
2	Boissons alcoolisées et tabac	2.54
3	Articles d'habillement et chaussures	8.41
4	Logement, eau, gaz, électricité et autres combustibles	14.69
5	Meubles, articles de ménage et entretien courant de la maison	4.68
6	Santé	3.98
7	Transports	9.71
8	Communications	3.63
9	Loisirs et culture	2.83
10	Enseignement	2.38
11	Restaurants et hôtels	5.23
12	Biens et services divers	3.85
	Indice global	100

Source : BEAC Services Centraux

### 1.4.1 Estimation de la mémoire caractéristique du taux d'inflation mensuelle de la CEMAC

Dans la mesure où l'objectif de cette investigation empirique est d'évaluer le degré de rigidité nominale dans la CEMAC, la fréquence d'observation retenue pour l'analyse est une périodicité mensuelle. La figure 1.6 présente l'allure du taux de croissance mensuelle du niveau général des prix dans la CEMAC et sa distribution de probabilité sur la période février 2002-décembre 2019.

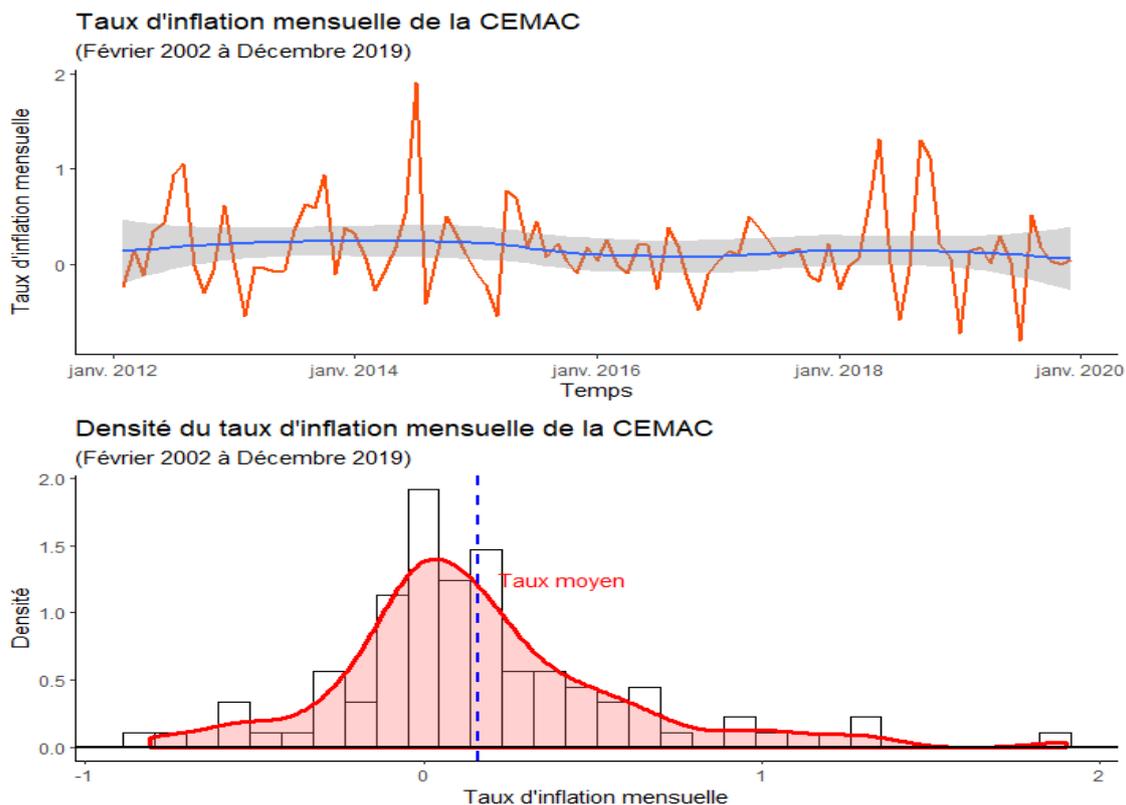
TABLE 1.2 – Résultats des tests de racine unitaire ADF, PP et ZA, et de stationnarité KPSS, du taux d’inflation mensuelle de la CEMAC

	ADF	PP	Z-A	KPSS
Type du modèle utilisé	“None”	“Constant”	“ordonnée”	“mu avec 3 retards”
Break : <i>mars 2018</i>				
Statistique de test	-6.4913	-7.694	-7.9702	0.0992
Valeurs critiques				
1%	-2.60	-3.500	-5.34	0.739
5%	-1.95	-2.892	-4.80	0.463
10%	-1.61	-2.583	-4.58	0.347

Source : Nos estimations sous R avec la librairie “urca” de Pfaff (2008).

Les résultats des tests de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté (ADF), de Phillips-Perron (PP) et de Zivot-Andrews (Z-A) avec changement structurel endogène dans l’ordonnée à l’origine conduisent au rejet, au seuil de 1%, de la présence d’une racine unitaire dans la série du taux d’inflation mensuelle de la CEMAC sur la période sous revue. Le test de Kwiatkovsky-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) mène au non-rejet de l’hypothèse nulle de stationnarité de cette série.

FIGURE 1.6 – Profil temporel et distribution du taux d’inflation mensuelle de la CEMAC



En somme, les résultats de la table 1.2 permettent d'exclure le degré d'intégration unitaire dans le processus générateur des données du taux d'inflation mensuelle de la CEMAC. Une question immédiate qui découle de cette conclusion est de savoir si ce processus générateur des données est alors intégré d'ordre zéro  $I(0)$ . Pour répondre à cette interrogation, le degré d'intégration fractionnaire  $d$ ,  $-1 < d < 1$ , a été estimé au moyen des méthodes de Geweke & Porter-Hudak (1983) et Reisen (1994), dont les résultats sont repris dans la table 1.3.

TABLE 1.3 – Degré d'intégration fractionnaire estimé du PGD du taux d'inflation mensuelle dans la CEMAC

	Méthode de GPH	Méthode de Reisen
$\hat{d}$	-0.361	-0.389
écart-type asymptotic	0.317	0.144
écart-type estimé	0.214	0.065

Source : Nos travaux sur R avec la librairie "fracdiff" de Maechler (2020)

Les résultats d'estimation du degré d'intégration du processus générateur des données du taux d'inflation mensuelle de la CEMAC entre février 2012 et décembre 2019, tels que repris dans la table 1.3, montrent que celui-ci est fractionnaire, valant  $-0.361$  avec la méthode de Geweke & Porter-Hudak (1983), et  $-0.389$  suivant celle de Reisen (1994). Dans les deux cas, le degré d'intégration fractionnaire estimé est compris entre  $-0.5$  et zéro, ce qui signifie que **le taux d'inflation mensuelle dans la CEMAC est à mémoire intermédiaire ou anti-persistant ou encore à dépendance négative longue**. Bien que Lardic & Mignon (1999) soulignent le caractère a priori peu probable du phénomène d'anti-persistence en économie, sa mise en évidence dans notre analyse signifie qu'il y a une dépendance intermédiaire dans la série, en d'autres termes, les chocs exogènes sur le taux d'inflation mensuelle dans la CEMAC ont des conséquences durables, mais non permanentes. Ces résultats indiquent que la dynamique du niveau général des prix dans la CEMAC est caractérisée par une certaine viscosité. Exprimé autrement, les prix ne sont pas parfaitement flexibles à court terme dans cette Communauté où de plus la dynamique est stable au cours du temps. Juste pour pousser un peu plus les résultats empiriques, il peut être relevé que le processus générateur des données du taux d'inflation mensuelle de la CEMAC peut, dans ces conditions, être modélisé au moyen d'une spécification  $ARFIMA(p, d, q)$ , dont les résultats d'estimation au moyen de la méthode du maximum de vraisemblance de Sowell (1992) sont présentés dans la table 1.4.

TABLE 1.4 – Résultats d’estimation du modèle ARFIMA(p,d,q) du taux d’inflation mensuelle de la CEMAC (février 2012 - décembre 2019)

Call :

```
fracdiff(x = Pi, nar = 1, nma = 1, drange = c(-0.5, 0))
```

---

Coefficients :

Estimate		
d	ar	ma
-0.3879	0.2050	-0.3879

---

sigma[eps] = 0.4035  
[d.tol = 0.0001, M = 100, h = 5.266e-07]  
Log likelihood : -48.98 ==> AIC = 105.9538 [4 deg.freedom]

---

Correlation matrix

	d	ar1	ma1
d	-3.8995e-15	-8.5647e-09	-3.5927e-09
ar1	-8.5647e-09	3.4252e-03	6.8538e-03
ma1	-3.5927e-09	6.8538e-03	1.3715e-02

Source : Nos travaux sur R avec la librairie “fracdiff” de Maechler (2020)

La spécification correspondante du processus  $ARFIMA(1, -0.388, 1)$  qui décrit le PGD de l’inflation mensuelle,  $\{\pi_t\}_{t \geq 0}$ , s’écrit :

$$(1 - L)^{-0.388} (1 - 0.205L) \pi_t = (1 - 0.388L) \varepsilon_t, \quad \forall t \quad (1.13)$$

Comme  $-\frac{1}{2} < d = -0.388 < \frac{1}{2}$ , le processus  $ARFIMA(1, -0.388, 1)$  est inversible et stationnaire.

Par conséquent, il peut être mis sous forme moyenne mobile infinie tel que :

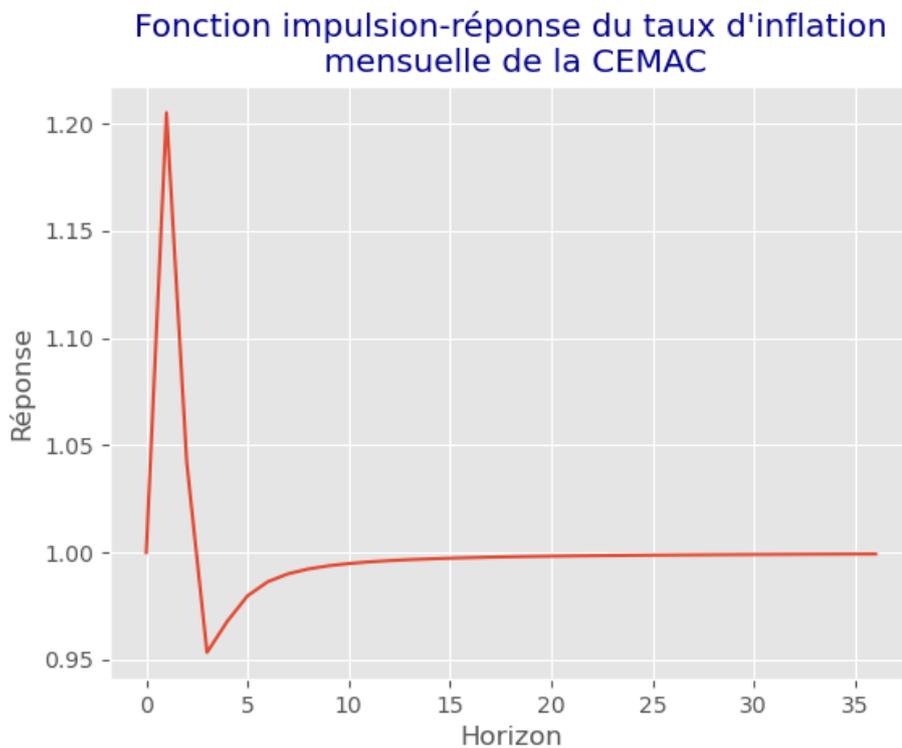
$$\pi_t = \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(1.388)(-1)^k}{\Gamma(k+1)\Gamma(1.388-k)} (\varepsilon_{t-k-j} - 0.388\varepsilon_{t-k-j-1}), \quad \forall t \quad (1.14)$$

Cette dernière expression permet de construire les fonctions impulsions-réponses (IRF) et du multiplicateur dynamique cumulé (CIRF) du taux d’inflation mensuelle de la CEMAC, en réaction à des chocs exogènes non anticipés.

L’expression algébrique du multiplicateur dynamique à la date  $s \geq 0$ , est de ce fait :

$$\frac{\partial \pi_{t+s}}{\partial \varepsilon_t} = \Gamma(1.388) \sum_{j=0}^s \frac{(0.205)^j}{(-1)^{j-s}} \left[ \frac{1}{\Gamma(s-j+1)\Gamma(1.388-s+j)} - \frac{0.388}{\Gamma(s-j)\Gamma(2.388-s+j)} \right] \quad (1.15)$$

FIGURE 1.7 – Fonction réponse-impulsionnelle du taux d'inflation mensuelle de la CEMAC



Sur la figure 1.7 représentant le profil temporel de la réponse du taux d'inflation mensuelle de la CEMAC à un choc exogène unitaire, l'on note la stabilité de celui-ci, avec une tendance à revenir à son niveau initial au bout de 10 mois après en avoir été écarté.

### 1.4.2 Implémentation du test des coûts de menu dans la CEMAC

La mise en œuvre de la méthodologie d'Aucremanne & al. (2003) est effectuée de façon séquentielle en quatre étapes, comme recommandé suivant leur méthodologie, avec :

- (i)- la détection des valeurs aberrantes à chaque période sur la matrice des taux d'inflation associés aux prix relatifs<sup>13</sup> (les 12 fonctions de consommation de l'indice général des prix) au moyen des règles correspondantes de mesure de la longueur de chaque queue de distribution ;
- (ii)- l'évaluation des poids des queues correspondants aux différentes mesures pour comparer celles-ci aux poids des queues d'une loi Normale standard et juger du caractère symétrique ou non de la distribution des prix relatifs ;
- (iii)- la construction des séries associées aux mesures robustes de tendance centrale, de dispersion et d'asymétrie des prix relatifs ; et
- (iv)- l'évaluation de la relation entre chacune des séries construites et l'inflation agrégée au cours du temps, pour en tester le sens et le degré de significativité.

---

13. Pour simplifier cette appellation, nous utiliserons dans la suite l'expression "taux d'inflation relatifs".

### 1.4.2.1 Détection des données aberrantes des taux d'inflation relatifs

Les *outliers* ou données aberrantes de la distribution des taux d'inflation relatifs sont détectés en application des règles de calcul de la longueur des queues gauche et droite associées aux règles de la boîte à moustaches ( $\mathcal{R}_{bp}$ ) et de la *bagplot* ( $\mathcal{R}_{bag}$ ), dont les nuages de points et la courbe de lissage “*lowess*” sont représentés respectivement sur les figures 1.8 et 1.9.

FIGURE 1.8 – Longueur de la queue gauche de la distribution des taux d'inflation relatifs de la CEMAC (janvier 2012 à décembre 2019)

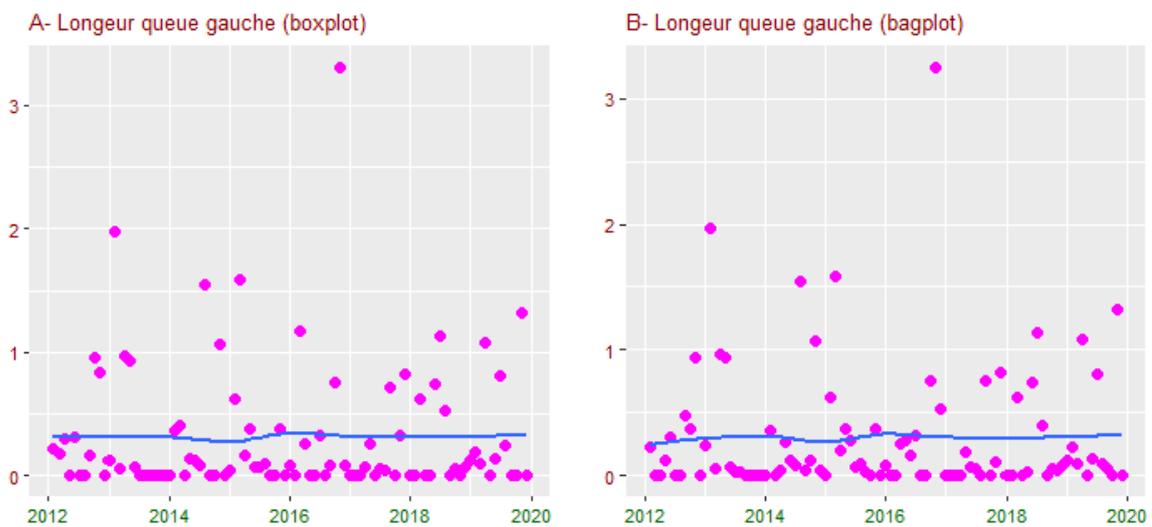
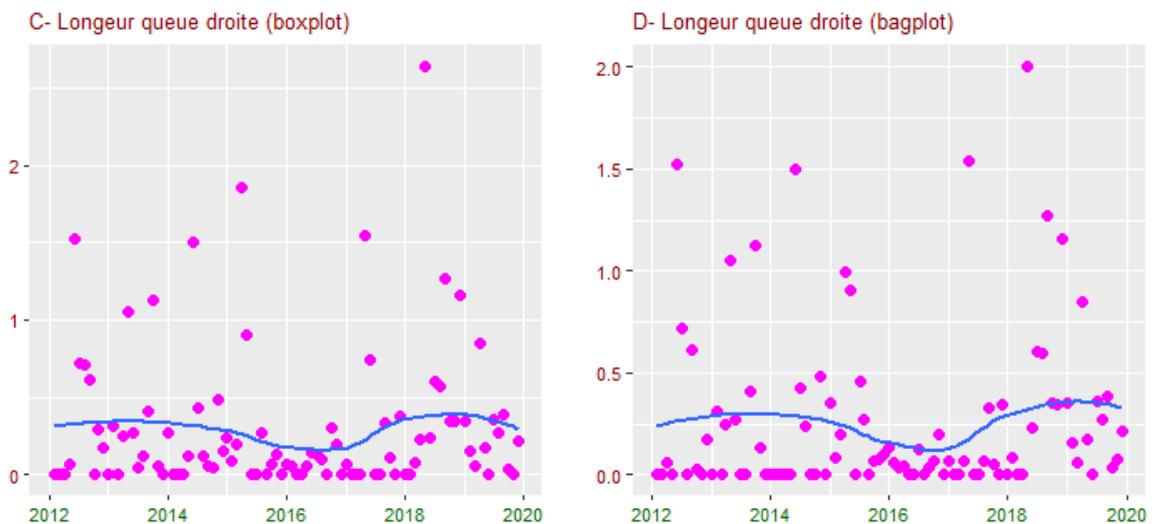


FIGURE 1.9 – Longueur de la queue droite de la distribution des taux d'inflation relatifs de la CEMAC (janvier 2012 à décembre 2019)

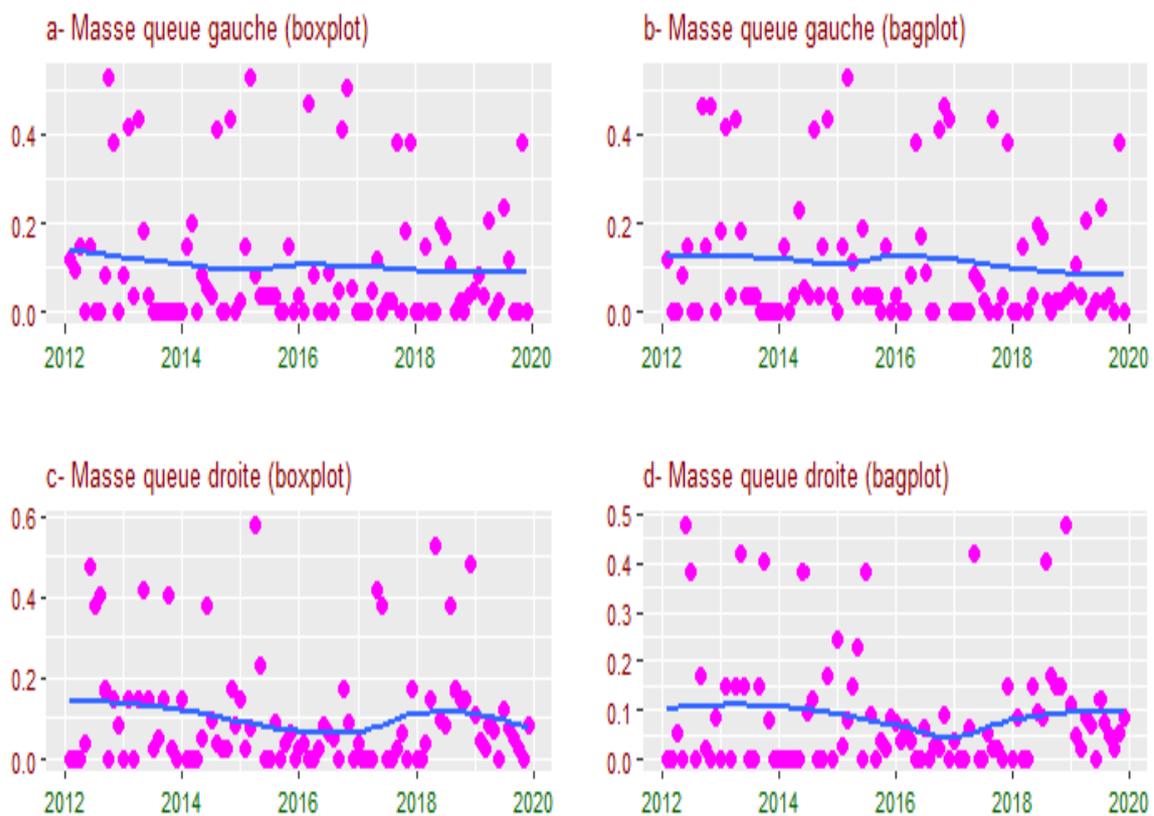


A l'examen des nuages de points des valeurs aberrantes détectées respectivement avec les règles de Tukey (1977) et Rousseeuw & al. (1999) pour les queues de gauche et de droite de la distribution des taux d'inflation relatifs, il apparaît qu'elles n'ont pas la même longueur et surtout pas le même profil temporel. Ce constat fournit une première indication de ce que, sur la période février 2012 - décembre 2019, la distribution des taux d'inflation relatifs dans la CEMAC ne serait pas symétrique.

#### 1.4.2.2 Évaluation de l'épaisseur des queues de la distribution des taux d'inflation relatifs

Pour les *outliers* déterminés dans chaque queue de distribution à l'aide de la règle de détection utilisée, leur poids total est calculé à chaque date de la période d'observation. Les résultats obtenus sont représentés sous forme de nuages de points avec l'approximation de l'allure globale de chaque nuage par une courbe *lowess*, comme indiqué sur la figure 1.10.

FIGURE 1.10 – Épaisseur des queues gauche et droite de la distribution des taux d'inflation relatifs de la CEMAC (janvier 2012 à décembre 2019)



En s'inspirant de l'interprétation des nuages de points des masses de queues de distribution des prix relatifs telle que réalisée dans le cas de l'économie de la Belgique par Aucremanne & al. (2003), il peut être noté dans le cas de l'économie de la CEMAC que les mesures de masse des queues de distribution des taux d'inflation relatifs mettent en évidence une proportion assez élevée de valeurs aberrantes, et que ces poids sont volatiles dans le temps. Il s'agit-là d'une indication sur la nécessité d'examiner des mesures robustes de tendance centrale, de dispersion et d'asymétrie de la distribution des taux d'inflation relatifs, qui au demeurant, présente des poids plus importants que ceux des queues d'une loi Normale standard estimés de façon égalitaire pour les queues gauche et droite autour de 2.15% chacune.

Plus en détail, sur la figure 1.10(a), la courbe de lissage de la masse des valeurs atypiques de la queue de distribution de gauche, détectées avec la règle de Tukey, est située autour de 15% au début de la période d'observation, puis décroît progressivement pour se fixer à près de 9.5% en fin de période. Le même constat est fait avec le poids des *outliers* détectés avec la règle de Rousseeuw & al. pour la queue de distribution de gauche (1.10-b). En revanche, pour la queue correspondante à la même règle de détection des *outliers* à droite, l'allure de la courbe de lissage a un profil plutôt décroissant, revenant de 15% en début de période à environ 5% à mi-mai 2016, avant de croître pour retourner autour de 15% en fin de période. Ainsi, comme relevé précédemment, ces poids supérieurs à ceux des queues correspondantes de la loi Normale, mais aussi différenciés entre eux pour une même distribution des taux d'inflation relatifs illustrent, dans la CEMAC, un résultat mis en exergue par Aucremanne & al. (2003) selon lequel les données de l'inflation ont une queue épaisse par nature. Ce constat fonderait selon eux<sup>14</sup> la nécessité d'une approche stochastique pour la détermination de l'inflation sous-jacente dans pareil environnement.

Un autre résultat intéressant pointé par Aucremanne & al. concerne l'élément normatif qui indique que si les prix sont effectivement rigides à la baisse ou, exprimé autrement, si les prix ne peuvent pas décroître en termes nominaux pour des raisons purement exogènes, alors le poids de la queue de gauche sera réduit en fin de période. C'est justement le phénomène qui est observé dans le cas du poids de la queue de distribution des taux d'inflation relatifs de la CEMAC en fin de période d'observation.

En somme, il peut être avancé à partir des observations faites sur la période février 2012 - décembre 2019 dans la CEMAC l'irréfutabilité de l'hypothèse de rigidité des prix nominaux à la baisse.

---

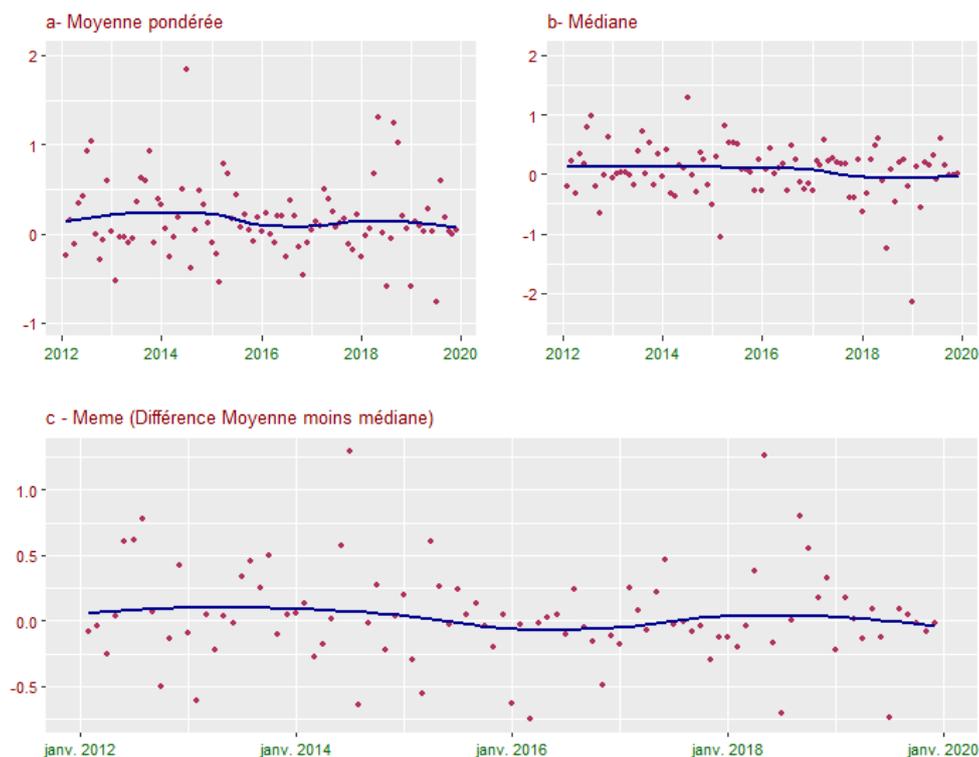
14. Voir Aucremanne & al., 2003, p.88, note de bas de page 8.

S'agissant enfin du poids de la queue droite de la distribution des taux d'inflation relatifs, elle tend à avoir plus de valeurs élevées que la queue gauche peu importe la règle utilisée, ce qui est une indication de l'existence d'une asymétrie chronique à droite de l'inflation dans l'économie, relèvent Aucremanne & al. (2003). Aussi, en examinant les nuages de points (c) et (d) de la figure 1.10, il apparaît que la décroissance progressive de la masse de la queue amorcée en début de période jusqu'à la mi-période, suivie du relèvement graduel de la courbe *lowess* sur la deuxième moitié de cette période, fournit une indication supplémentaire en faveur de l'asymétrie à droite de l'inflation dans la CEMAC.

### 1.4.2.3 Construction des mesures robustes de tendance centrale, de dispersion et d'asymétrie des taux d'inflation relatifs dans la CEMAC

Les mesures classiques de tendance centrale et de dispersion sont la moyenne pondérée et l'écart-type respectivement dont les versions robustes sont la médiane et l'intervalle interquartile respectivement. Les séries construites de chacune de ces mesures sont représentées par les nuages de points et les courbes de lissage "*lowess*" correspondantes sur la figure 1.11. Sans surprise, les moyennes pondérées sont plus sensibles aux valeurs aberrantes de la distribution des taux d'inflation relatifs que leurs médianes respectives au cours du temps.

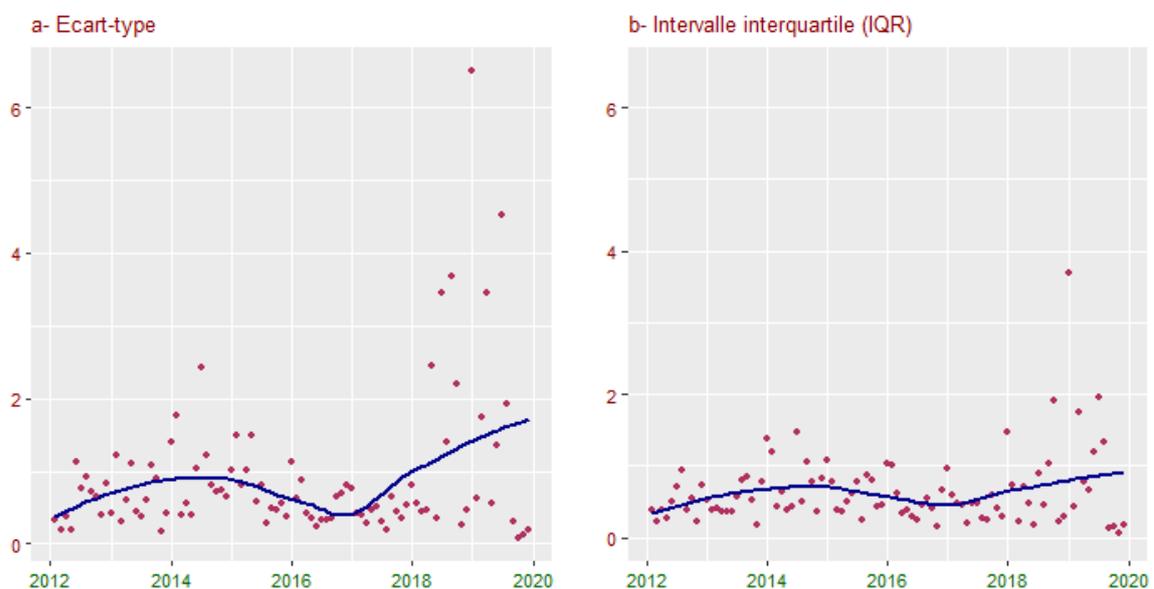
FIGURE 1.11 – Moyenne pondérée et médiane de la distribution des taux d'inflation relatifs de la CEMAC (janvier 2012 à décembre 2019)



Sur la figure 1.11, il apparaît que la moyenne tend à être plus élevée que la médiane sur la majeure partie de la période d’observation, la courbe *lowess* correspondante du nuage de points de la mesure *meme* (différence moyenne - médiane) reste sensiblement au-dessus de l’axe des abscisses sauf entre juillet 2015 et août 2017, puis à partir de novembre 2019. Cela tendrait à confirmer que la distribution des taux d’inflation relatifs dans la CEMAC est davantage asymétrique à droite, comme observé avec les résultats précédents des poids de ses queues droite et gauche. En ce qui concerne les mesures classique et robuste de dispersion, les nuages de points des résultats obtenus de leurs calculs sont représentés sur la figure 1.12. Comme cela va sans dire, l’écart-type, plus sensible aux chocs sur les prix relatifs, a une variabilité plus importante au cours du temps autour de sa tendance lissée que l’intervalle inter-quartile.

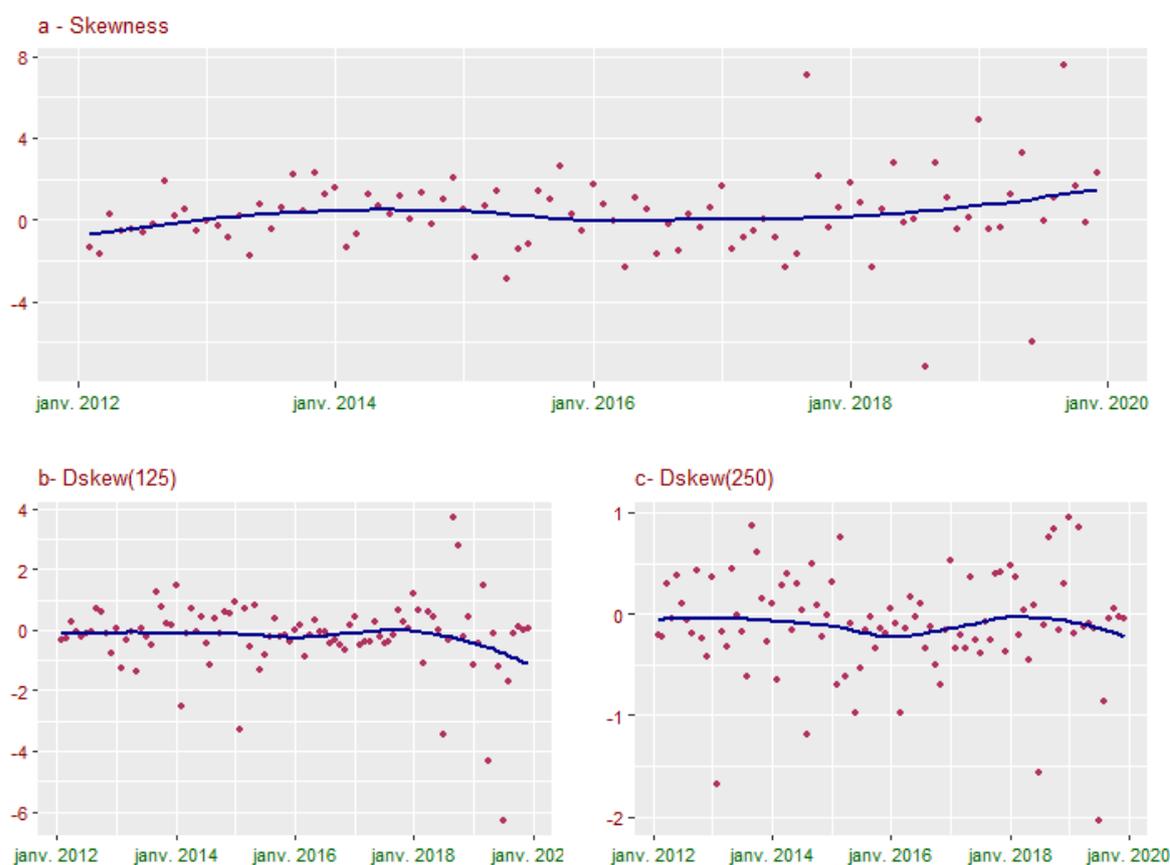
S’agissant des mesures d’asymétrie, la version classique est la *skewness* tandis que la version robuste est la *dskew(p)*, construite par Aucremanne & al. (2003) pour les seuils 125 et 250. Pour une distribution symétrique, ces mesures sont toutes égales à zéro.

FIGURE 1.12 – Écart-type et intervalle inter-quartile de la distribution des taux d’inflation relatifs de la CEMAC (janvier 2012 à décembre 2019)



Les nuages de points représentés sur la figure 1.13 fournissent des enseignements sur les profils temporels respectifs de ces mesures sur la période d’observation. La répartition du nuage de points autour de la courbe lissée du coefficient d’asymétrie au cours du temps est davantage positive que négative, confirmant le caractère asymétrique à droite de la distribution des taux d’inflation relatifs au cours du temps dans la CEMAC. De plus, les versions robustes de l’asymétrie sont moins sensibles aux fluctuations d’échantillonnage et sont plus proches de zéro comparativement, une des propriétés attendues de ces mesures.

FIGURE 1.13 – Mesures du degré d’asymétrie de la distribution des taux d’inflation relatifs de la CEMAC (janvier 2012 à décembre 2019)



Enfin, pour tester l’hypothèse de l’existence de coûts de menu, et afin d’être en mesure de ne pouvoir infirmer l’hypothèse de la présence de rigidités nominales dans la CEMAC, la relation entre les séries temporelles des mesures classique et robustes d’asymétrie de la distribution des taux d’inflation relatifs et le taux d’inflation global ou agrégé est examinée dans la sous-section suivante.

#### 1.4.2.4 Résultats de l’étude de la relation entre les changements des prix relatifs et l’inflation agrégée dans la CEMAC

A présent qu’il a été empiriquement constaté le caractère asymétrique à droite de la distribution des taux d’inflation relatifs dans la CEMAC sur la période février 2012 - décembre 2019 à l’aide des mesures classique (Skew) et robustes d’asymétrie (Dskew125 et Dskew250), il est temps d’examiner le sens de la relation entre le taux d’inflation agrégé et chaque mesure d’asymétrie, afin de réaliser le test de Ball & Mankiw (1995). Il convient de rappeler que le modèle proposé par ces deux auteurs, et à leur suite par Bryan & Cecchetti (1996), interprète la positivité de la relation entre ces deux variables comme l’indication de l’irréfutabilité de la présence dans l’économie de rigidités nominales de type

coûts de menu. Ainsi, un taux d'inflation agrégé élevé est un facteur d'accentuation de l'asymétrie de la distribution des taux d'inflation relatifs.

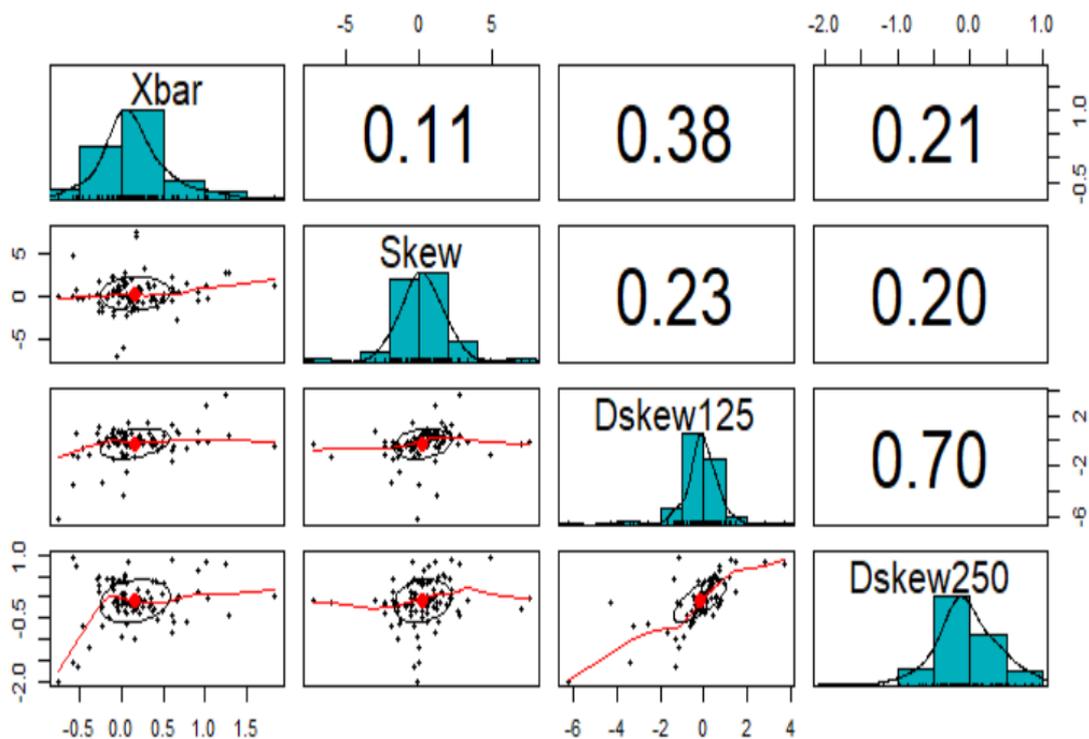
Par ailleurs, dans l'éventualité d'une relation plutôt négative entre le taux d'inflation agrégé et la *skewness*, Aucremanne & al. (2003) soulignent que ce serait là en revanche une indication de la présence de rigidités nominales des prix à la baisse, et de forme exogène, comme prédites par le modèle de Tobin (1972). En d'autres termes, un taux d'inflation global élevé induirait moins d'asymétrie de la distribution correspondante des taux d'inflation relatifs.

En désignant par  $\pi_t$  le taux d'inflation agrégé et par  $\aleph_t$  la mesure d'asymétrie de la distribution des taux d'inflation relatifs, l'objectif du test est d'étudier le sens de la relation :

$$\aleph_t = \alpha + \beta \pi_t, \forall t \quad (1.16)$$

Pour rappel, dans la section 1.4.1 sur l'analyse des propriétés du taux d'inflation agrégé, il a été obtenu que celui-ci est intégré d'ordre fractionnaire  $d = -0.388$ . Aussi, pour l'étude du sens de la relation (1.16), cette information ne peut pas être ignorée.

FIGURE 1.14 – Quelques caractéristiques univariées et bivariées des mesures d'intérêt pour les tests indirects de l'existence des rigidités nominales dans la CEMAC (janvier 2012 à décembre 2019)



La figure 1.14 donne respectivement, pour les séries du taux d'inflation agrégé et des taux d'inflation relatifs, l'histogramme des fréquences et la distribution empirique de probabilité correspondante sur la diagonale principale, puis les ellipses de corrélation linéaire des séries deux à deux sous la diagonale principale, et enfin la valeur estimée de la corrélation linéaire entre les séries au-dessus de la diagonale principale. Une première indication que l'on peut repérer sur cette figure est le signe positif de la corrélation de la moyenne ( $Xbar$ ) et chacune des mesures d'asymétrie (classique,  $Skew$ , 0.11, et robustes,  $Dskew125$  et  $Dskew250$ , 0.38 et 0.21 respectivement).

Les résultats des tests de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté (ADF), de Phillips-Perron et de Zivot-Andrews (ZA) réalisés sur les séries des mesures d'asymétrie indiquent que les observations faites suffisent pour rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire, même au seuil de 1%. Cette conclusion est d'ailleurs corroborée par les résultats du test KPSS, tous repris dans la table 1.5. Comme dans le cas du taux d'inflation agrégé examiné à la sous-section 1.4.1, ces résultats interrogent effectivement sur le degré d'intégration fractionnaire de ces mesures d'asymétrie.

TABLE 1.5 – Résultats des tests de racine unitaire ADF, PP et ZA, et de stationnarité KPSS, des taux d'inflation relatifs mensuels de la CEMAC

Statistique de test	<b>ADF</b>	<b>PP</b>	<b>Z-A</b>	<b>KPSS</b>
<i>Skew</i>	-7.822	-83.576	-10.320 (2019 :8)	0.179
<i>Dskew125</i>	-6.797	-84.925	-10.005 (2019 :3)	0.124
<i>Dskew250</i>	-6.316	-94.272	-9.936 (2019 :6)	0.005
Valeurs critiques				
1%	-2.60	-3.500	-5.34	0.739
5%	-1.95	-2.892	-4.80	0.463
10%	-1.61	-2.583	-4.58	0.347

Source : Nos estimations sous R avec la librairie "urca" de Pfaff (2008).

Afin de trancher la question sur le degré fractionnaire d'intégration éventuelle des mesures d'asymétrie des prix relatifs dans la CEMAC sur la période sous revue, des tests consacrés ont été implémentés et les résultats obtenus sont repris dans la table 1.6. Il en ressort sans surprise que toutes les mesures d'asymétrie des taux d'inflation relatifs de la CEMAC sont intégrées d'ordre fractionnaire selon les méthodes de Geweke & Porter-Hudak et Reisen. Suivant ces résultats, les séries d'asymétrie classique et robustes des taux d'inflation relatifs dans la CEMAC sont anti-persistantes ou à mémoire intermédiaire ou encore à dépendance négative longue, comme pour le taux d'inflation agrégé.

TABLE 1.6 – Résultats de l’estimation du degré d’intégration fractionnaire des séries de mesures d’asymétrie de la distribution des prix relatifs dans la CEMAC

	Méthode de GPH	Méthode de Reisen
<i>Skew</i>	-0.265	-0.206
<i>Dskew125</i>	-0.332	-0.214
<i>Dskew250</i>	-0.412	-0.341

Source : Nos travaux sur R avec la librairie “fracdiff”

Compte tenu des résultats précédents sur le degré d’intégration fractionnaire des variables intervenant dans la spécification de la relation entre le taux d’inflation agrégé et une mesure d’asymétrie de la distribution des taux d’inflation relatifs, un test de cointégration fractionnaire de ces deux séries est réalisé avant toute estimation du modèle de régression (1.16).

S’agissant de la cointégration fractionnaire, il faut noter avec Lardic & al. (1996) que celle-ci, introduite par Granger (1986), stipule que deux variables  $x$  et  $y$  sont fractionnairement cointégrées si les résidus de la relation entre elles suivent un processus *ARFIMA*. C’est sur cette base notamment que Wang & al. (2015) ont proposé une procédure sémi-paramétrique de test de cointégration fractionnaire s’appuyant sur les résidus d’estimation d’un modèle bivarié. Ils démontrent suivant certaines conditions de régularité que sous l’hypothèse nulle d’absence de cointégration fractionnaire des séries, leur statistique de test est asymptotiquement distribuée suivant une loi Normale standard. Plus explicitement, pour le modèle :

$$y_t = \beta x_t + \nu_t, \quad \forall t,$$

les hypothèses du test de cointégration fractionnaire s’écrivent :

$$H_0 : x_t \text{ et } y_t \text{ ne sont pas cointégrées, i.e. } \nu_t \sim I(1)$$

$$H_1 : x_t \text{ et } y_t \text{ sont cointégrées, i.e. } \nu_t \sim I(d), \quad |d| < 1$$

Pour l’implémentation du test de cointégration fractionnaire du taux d’inflation agrégé avec chaque mesure d’asymétrie de la distribution des taux d’inflation relatifs dans la CEMAC, la librairie “*LongMemoryTS*” proposée sur R par Leschinski (2019) a été utilisée. Les résultats obtenus sont présentés dans la table 1.7. A la lumière de ces résultats, l’hypothèse nulle d’absence de cointégration fractionnaire entre le taux d’inflation agrégé et les mesures d’asymétrie *Skewness* classique et *Dskew250* robuste est rejetée, tandis qu’elle ne peut pas l’être pour la mesure *Dskew125*. Cette dernière n’est donc pas fractionnairement cointégrée avec le taux d’inflation agrégé dans la CEMAC.

TABLE 1.7 – Résultats des tests de cointégration fractionnaire du taux d’inflation agrégé avec chaque mesure d’asymétrie des taux d’inflation relatifs de la CEMAC

$\bar{\pi}_t$ avec :	Stat. de test ( $F$ )	Val. critique par seuil	Décision de rejet de $H_0$
$Skew_t$	3.036	1% : 2.576	Oui
$Dskew125_t$	1.191	5% : 1.960	<b>Non</b>
$Dskew250_t$	2.476	10% : 2.576	Oui

Source : Nos travaux sur R avec la fonction “FCI\_WWC15” de la librairie *LongMemoryTS*

Ainsi, le vecteur cointégrant de la relation de cointégration fractionnaire est estimé à l’aide d’une part de la méthode sémi-paramétrique à bande étroite proposée par Robinson (1994), et d’autre part au moyen de l’estimateur des moindres carrés pleinement modifiés à bande étroite<sup>15</sup> développé par Nielsen & Frederiksen (2011). En revanche, pour la relation sans cointégration fractionnaire, qui du reste est stationnaire, l’estimateur des MCO est simplement utilisé. Les résultats d’estimation obtenus pour le coefficient  $\hat{\beta}$  sont présentés dans la table 1.8.

TABLE 1.8 – Valeur estimée de la pente de la relation entre les différentes mesures d’asymétrie des taux d’inflation relatifs et le taux d’inflation agrégé dans la CEMAC

Modèle estimé : $\aleph_t = \hat{\beta} \pi_t + \hat{\nu}_t$			
	FDLS	FMNBLS	OLS
$Skew_t$	<b>0.0379</b>	<b>0.1339</b>	0.6567
$Dskew125_t$	--	--	<b>0.8096</b>
$Dskew250_t$	<b>-0.4042</b>	<b>-0.5342</b>	0.1457

Source : Nos résultats d’estimation sur R.

En référence aux résultats d’estimation obtenus, la relation entre la mesure robuste d’asymétrie  $Dskew125$  et l’inflation agrégée indique que suite à un accroissement supplémentaire mensuel d’un point de pourcentage de l’inflation courante, l’asymétrie de la distribution des prix relatifs s’amplifie de 0.81 point de pourcentage. Cette relation qui est stationnaire et sans cointégration fractionnaire est positive, ce qui fait écho à la prédiction du modèle de Ball & Mankiw (1995) en faveur de l’irréfutabilité de l’existence de rigidités nominales de type coûts de menu dans la CEMAC. Ce constat est également corroboré par le signe positif de la pente du vecteur de cointégration fractionnaire qui, pour la relation stationnaire de long terme du coefficient d’asymétrie classique avec le taux d’inflation agrégé, vaut 0.038 avec la méthode *FDLS* et 0.134 avec la méthode *FMNBLS*.

15. *Fully Modified Narrow Band Least Squares (FMNLS) estimation of cointegrating vector.*

Les résultats en ce qui concerne la mesure robuste d'asymétrie  $Dskew250$  vont en revanche dans une direction opposée aux précédents. En effet, la pente de la relation de cointégration fractionnaire entre cette mesure et le taux d'inflation agrégé est négative aussi bien avec la méthode  $FDFS$  qu'avec la  $FMNBLS$ . Ainsi, une élévation d'un point de pourcentage du taux d'inflation agrégé abaisse, à long terme, l'asymétrie de la distribution des prix relatifs de 0.40 point de pourcentage selon la méthode  $FDFS$  (resp. 0.53 point de pourcentage suivant la méthode  $FMNBLS$ ). Exprimée autrement, la négativité de la relation stationnaire de long terme entre la mesure robuste d'asymétrie  $Dskew250$  et le taux d'inflation agrégé apporterait un fondement empirique à la prédiction du modèle de Tobin (1972) de l'existence de rigidités nominales des prix à la baisse, de forme exogène.

Au total, l'évidence empirique fondée sur les observations faites dans la CEMAC de la période février 2012 - décembre 2019 suffit pour rejeter l'hypothèse de l'absence de rigidités nominales exogènes à la baisse et endogènes à la hausse dans cette Communauté. Cette conclusion est ainsi mise en exergue par les deux méthodes de test indirect sur l'inflation agrégée qui est fractionnairement intégrée, et le sens d'une part positif, suivant deux mesures d'asymétrie (une classique et une robuste), de la relation entre la distribution des prix relatifs et l'inflation moyenne, et d'autre part négatif avec une seconde mesure robuste d'asymétrie de la même distribution avec le taux d'inflation agrégé. Enfin, quel que soit le sens de la relation estimée, la non significativité statistique de la constante du modèle de régression dans la CEMAC indique, comme l'ont souligné Aucremanne & al. (2003) dans le cas de la Belgique, que l'asymétrie de la distribution des prix relatifs tendrait à disparaître pour un taux d'inflation au voisinage de zéro. En d'autres termes, avec des taux d'inflation relatifs au voisinage de zéro, les rigidités nominales de type coûts de menu tendraient à disparaître, la distribution ex post des prix relatifs devenant alors symétrique.

## 1.5 Bilan et conclusion

L'objectif de ce chapitre était d'établir empiriquement l'irréfutabilité de l'existence des rigidités nominales dans la CEMAC, une condition nécessaire à tout fondement de la pertinence de la politique monétaire de la BEAC comme moyen, dans la CEMAC, de stabilisation dynamique du niveau général des prix à long terme, d'une part, et d'influence potentielle pour la croissance de l'output à court terme, d'autre part, en accord avec les conclusions de la Nouvelle Synthèse. En effet, dans cet espace économique qui est une petite économie ouverte sur le monde, *price taker* sur les marchés internationaux même pour ses exportations des produits de base, et ayant un régime de change fixe avec un

arrimage rigide à l'euro, il est fréquemment reproché à la BEAC de ne véritablement pas disposer d'une autonomie de sa politique monétaire. Celle-ci serait effectivement aliénée du fait de la mobilité des capitaux. Cependant, l'imparfaite mobilité des capitaux, comme conséquence de l'application stricte et assez coercitive de la réglementation des changes surtout pour les transferts sortants de cette Zone, confère à la BEAC une certaine autonomie, tout au moins à court et à moyen termes, pour définir et conduire une politique monétaire. D'où l'importance des investigations menées dans la quête poursuivie dans ce travail.

Il convient de noter qu'au regard de ses Statuts qui ne quantifient pas explicitement les valeurs de référence de son objectif final de stabilité monétaire, la problématique de l'établissement de la présence de rigidités nominales dans l'économie serait nouvelle pour la CEMAC. En revanche, elle a pourtant été abondamment explorée dans la littérature économique, où l'établissement de l'existence des rigidités nominales des prix (et aussi des salaires) est l'une des clefs de voûte de la Nouvelle Macroéconomie Keynésienne, notamment dans la mise en évidence du potentiel des impulsions de politique monétaire pour impacter l'accroissement de l'output. En suivant Kempf (1992a), il a été noté que les rigidités des prix sont matérialisées par la réponse incomplète des prix dans leur ajustement lent, ou inexistant, à des variations de l'économie. Plusieurs contributions tant théoriques qu'empiriques ont été apportées dans la littérature pour fournir des fondements ou explications micro et/ou macroéconomiques aux rigidités nominales, qui depuis lors ne sont plus une simple vue de l'esprit, mais une caractéristique indéniable des économies contemporaines, une fois leur existence établie.

Afin d'avoir un aperçu de la manière dont la question de l'établissement de la présence de rigidités nominales a été traitée dans la littérature, une revue de cette dernière a permis d'identifier les sources théoriques de leur engendrement et les utilisations qui ont en été faites pour la dérivation incidente des règles d'ajustement dynamique du niveau général des prix par les agents *price-makers*, c'est-à-dire les entreprises. Au plan empirique, cette revue a également conduit à la distinction des différentes approches statistiques développées et proposées pour tester la présence des rigidités nominales. S'agissant tout d'abord des sources théoriques d'engendrement des rigidités nominales, plusieurs contributions, qui jalonnent la littérature, ont délivré de façon rigoureuse les microfondements de leur présence en mobilisant diverses théories économiques dont la théorie des contrats, la théorie du salaire d'efficience, la théorie des coûts de menu, les complémentarités stratégiques, l'imperfection de la concurrence, l'asymétrie d'information, la forme des anticipations (rationnelle et/ou adaptative), les comportements des agents faiseurs de prix... La formulation d'hypothèses théoriques caractérisant les comportements microéconomiques des

agents et leurs interactions sur des marchés considérés en équilibre partiel notamment mène à la dérivation de règles dynamiques décrivant le processus d'ajustement du niveau général des prix dans l'économie, règles dans lesquelles le degré théorique de rigidité des prix est clairement explicité. Il est ressorti de cette littérature que sur la question de l'engendrement des rigidités nominales et leurs microfondements, les économistes sont parvenus au consensus de l'irréfutabilité de leur existence théorique. En ce qui concerne en revanche les tests empiriques pour parvenir à une conclusion similaire, même si la littérature distingue deux types de tests, avec d'un côté les tests directs et de l'autre les tests indirects, la question de la méthodologie appropriée pour ce faire reste un débat encore ouvert parmi les économistes. Alors que les tests directs reposent davantage sur l'utilisation de données microéconomiques pas toujours faciles à obtenir, les tests indirects pour leur part mobilisent davantage des données macroéconomiques. Dès lors, le choix de l'une ou l'autre catégorie de tests par l'analyste réside surtout dans la prise en compte des contingences liées à l'accès et à la disponibilité des données sur l'environnement sous revue.

D'une manière générale, en considérant le degré de rigidité comme la durée pendant laquelle aucun ajustement des prix n'intervient, les approches macroéconomiques s'attèlent à rechercher une certaine persistance dans l'évolution des prix, comme une caractéristique de la présence de rigidités nominales. C'est l'une des directions qui a été la plus explorée dans l'analyse économique avec notamment les nombreuses tentatives de réplification du degré de persistance théorique obtenu dans les modèles microfondés ayant abouti à la dérivation des équations de Phillips de forme réduite.

Notre objectif à l'issue de cette revue de la littérature étant cependant de choisir une démarche méthodologique rigoureuse devant nous permettre d'établir empiriquement l'irréfutabilité de l'existence éventuelle de rigidités nominales dans la CEMAC faute de consensus parmi les économistes, nous avons opté pour la modélisation *ARFIMA* d'une part, et le test indirect de la présence de rigidités nominales de type coûts de menu tels que proposés respectivement par Gadea & Mayoral (2005), pour la recherche de la persistance ou de la viscosité dans la série de l'inflation, et par Ball & Mankiw (1995), pour les coûts d'étiquetage. Ainsi, nos choix ont davantage eu pour fil conducteur la disponibilité des données dans la CEMAC et l'adéquation de ces deux approches techniques à cet environnement économique. En effet, la modélisation *ARFIMA* permet de rechercher dans le processus générateur de données de l'inflation mensuelle, la présence du type de mémoire à l'œuvre à partir du degré d'intégration de la série, lequel indique alors si elle est courte, intermédiaire ou longue, pour en inférer le caractère non persistant, anti-persistant ou persistant de la dynamique sous analyse. Quant à la proposition de test de Ball & Man-

kiw, elle postule, en fonction du signe de la relation entre la série du taux d'inflation et la série de l'asymétrie de la distribution des taux d'inflation relatifs, la présence de rigidités de type coûts induits par les changements récurrents des prix en réaction aux fluctuations de l'économie réelle.

Sur la base des données disponibles de l'indice des prix à la consommation des ménages et ses 12 fonctions comme prix relatifs dans la CEMAC, dans la période allant de janvier 2012 à décembre 2019, l'estimation du modèle ARFIMA avec les méthodes de Hudak-Porter et Reisen a permis de déterminer que le taux d'inflation agrégé, mesuré par la variation mensuelle de l'indice des prix à la consommation des ménages de la CEMAC, est stationnaire et fractionnairement intégré, avec un degré d'intégration autour de  $-0.389$ . Cette valeur indique que la dynamique des prix dans la CEMAC est anti-persistante ou à mémoire intermédiaire, c'est-à-dire à dépendance négative longue, un premier signe empirique de l'existence d'un certain degré de viscosité dans l'évolution des prix, dont des phases longues de hausse des prix tendent à être suivies de phases longues de baisse des prix et inversement.

A propos des résultats de la mise en application de la démarche méthodologique élaborée par Aucremanne & al. pour l'implémentation du test de l'hypothèse de l'existence de rigidités nominales de type coûts de menu, il a été établi empiriquement à partir des règles de détection des valeurs aberrantes sur les queues gauche et droite de la distribution des taux d'inflation relatifs et leurs masses respectives que cette distribution est asymétrique. Et sur la base des mesures robustes d'asymétrie correspondant aux seuils respectivement de 12.5 et 25% d'une part, et de la mesure classique d'asymétrie (*skewness*) de cette distribution d'autre part, les résultats ont rapporté que, comme pour le taux d'inflation agrégé, ces mesures robustes et classique sont aussi fractionnairement intégrées, avec des dynamiques à mémoire intermédiaire. De plus, l'estimation de la relation entre le taux d'inflation agrégé et chaque mesure d'asymétrie a permis d'observer que l'hypothèse d'absence de rigidités nominales dans la CEMAC est rejetée. Le taux d'inflation agrégé et la mesure robuste d'asymétrie à 12.5% sont positivement liés, de même qu'avec la mesure classique d'asymétrie avec laquelle ils sont de plus fractionnairement cointégrés, et leur relation de long terme est également positive. De ce fait, en référence à la proposition de Ball & Mankiw (1995), l'existence de rigidités nominales de type coûts de menu ne peut pas être rejetée dans l'économie de la CEMAC. Par ailleurs, la relation de long terme entre le taux d'inflation agrégé et la mesure robuste d'asymétrie à 25% est ressortie négative, ce qui en accord avec la conclusion de Tobin (1972), corrobore la présence de rigidités à la baisse de forme exogène des prix dans la CEMAC.

Plus généralement, les résultats obtenus dans la CEMAC s'inscrivent dans le même sens que ceux rapportés notamment par Gadea & Mayoral (2005) sur le degré d'intégration fractionnaire des taux d'inflation dans les pays de l'OCDE, lesquels ont mis en évidence une viscosité dans le processus d'ajustement des prix, et par Aucremanne & al. (2003) dans le cas de la Belgique, et Chaudhuri & al. (2013) dans le cas du Royaume Uni, sans oublier les différentes contributions recensées dans Gautier (2009) sur l'existence de rigidités nominales des prix dans ces économies.

Au total, la mise en évidence de l'irréfutabilité de l'existence des rigidités nominales des prix étant empiriquement établie dans l'économie de la CEMAC, les résultats obtenus ont effectivement des implications pour la pertinence des objectifs de politique monétaire de la BEAC, comme le précise la Nouvelle Synthèse, et partant pour sa portée sur la sphère réelle à court terme. En effet, les données des taux d'inflation relatifs ayant des queues plus épaisses que celles de la loi Normale standard, il est pertinent, comme l'ont relevé Aucremanne & al. (2003), de déterminer dans cette économie une mesure stochastique de l'inflation sous-jacente ou core inflation. Ainsi, l'objectif interne de stabilité des prix pourrait plutôt être quantifié et exprimé en référence à une mesure de l'inflation sous-jacente. De plus, du fait de la présence de ces rigidités des prix à court terme, il est aussi établi que la politique monétaire de la BEAC dispose d'un potentiel à cet horizon pour impacter la croissance dans sa zone d'émission conformément aux conclusions de la Nouvelle Synthèse. Par conséquent, en plus de son objectif interne de stabilité des prix, il ne serait pas superflu pour la BEAC d'avoir également un objectif interne de croissance réelle, surtout dans cette Communauté où les taux de croissance sont structurellement au-dessous de 4%, niveau peu à même d'impulser l'émergence économique de cette Sous-région, émergence tant vantée et souhaitée par les autorités politiques dans les Etats membres à compter de 2025 au plus tôt.-

# Détermination d'un noyau d'inflation dans la CEMAC

« From my perspective, the standard framework for thinking about inflation dynamics used by central bank economists and others prior to the financial crisis remains conceptually useful today. A simple description of this framework might go something like this : **Inflation is characterized by an underlying trend that has been essentially constant since the mid-1990s ; previously, this trend seemed to drift over time, influenced by actual past in inflation or other economic conditions.** Theory and evidence suggest that this trend is strongly influenced by inflation expectations that, in turn, depend on monetary policy. »

Janet Yellen (2016).

## 2.1 Contexte et justification

Dans l'Union Monétaire de l'Afrique Centrale, les Statuts<sup>1</sup> de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale précisent en leur article 1<sup>er</sup> que “ La Banque Centrale émet la monnaie de l'Union Monétaire et en garantit la stabilité. . . ” (alinéa 2), et “ La Banque Centrale a pour missions de : définir et conduire la politique monétaire de l'Union Monétaire. . . ” (alinéa 3). Au plan opérationnel, la garantie de la stabilité de la monnaie émise consiste en l'atteinte d'un objectif final, au plan interne, de stabilité des prix, pour la politique monétaire. Dès lors, la BEAC ne peut pas faire l'économie d'une analyse fine de la dynamique du niveau général des prix dans sa zone d'émission, en accord avec le point de vue de Janet Yellen exprimé ci-dessus. Cette analyse fine consisterait aussi en une identification

---

1. Statuts révisés à jour - juin 2017.

d'une composante tendancielle de l'inflation, composante qui dépendrait de la politique monétaire.

A ce propos, souligne Shahiduzzaman (2009), dans la quête pour la formulation d'une politique monétaire crédible en vue d'atteindre la stabilité des prix, la partie la plus difficile pour les banques centrales est de distinguer, dans les évolutions de l'inflation, les facteurs liés à la volatilité de court terme et les pressions sur la composante tendancielle de l'inflation. En effet renchérit-il, les sources de variabilité à court terme du niveau général des prix, qui sont multiples, peuvent affecter plusieurs composantes<sup>2</sup> de l'indice des prix à la consommation des ménages avec des impacts plutôt transitoires et réversibles. Cette précision fait échos à Bryan & Cecchetti (1993) qui soutiennent que les fluctuations transitoires dans le niveau général des prix causées par des événements non monétaires, tels que les chocs particuliers liés aux erreurs de mesure, ne se refléteraient pas dans les décisions des autorités de politique monétaire dans le sens où ces variations ne constituent pas l'inflation d'origine essentiellement monétaire. De même, Johnson (1999) relève que l'autorité de politique monétaire n'est pas concernée par toute fluctuation du niveau général des prix car, précise Jacquinot (2001), il pourrait exister à court terme des chocs qui, écartant l'inflation de son évolution tendancielle, brouilleraient drastiquement la lecture de l'indicateur des prix qui délivrerait alors un mauvais signal à l'autorité monétaire.

Bryan & Cecchetti (1993) en concluent que les mesures classiques de l'inflation adossées à la variation d'un indice agrégé du niveau général des prix perdent toute pertinence et toute crédibilité comme outils décisionnels de court ou de moyen termes en matière de politique monétaire. Dans une autre contribution, Bryan & Cecchetti (1994) remarquent qu'il est fondamental pour la banque centrale d'avoir une bonne estimation de l'inflation tendancielle comme input non seulement pour la conduite de la politique monétaire, mais aussi pour aiguiller une multitude de décisions privées.

D'une manière générale, comme le notent Garcia & al. (2005), le taux d'inflation totale n'est pas sous le contrôle complet de la banque centrale, et il est bien connu que les impulsions de politique monétaire affectent très lentement les pressions inflationnistes au cours du temps (*long outside lags*). De même, plusieurs évolutions économiques non contrôlées par l'autorité monétaire peuvent se révéler être des sources de variations transitoires du taux d'inflation. D'où l'importance soulignée une fois de plus pour les banques centrales

---

2. A titre d'exemple, Shahiduzzaman (2009) indique que ces composantes peuvent exhiber une forte volatilité en réponse à des chocs d'offre liés aux aléas de l'environnement commercial international, à des conditions climatiques, dont la sécheresse, les inondations, la mousson... , et à d'autres phénomènes transitoires.

de bien monitorer les facteurs à l'origine de l'évolution du niveau général des prix, en disposant notamment de mesure(s) empirique(s) de l'inflation tendancielle, la seule pertinente pour la conduite de la politique monétaire, de sorte à éviter à l'autorité monétaire la minimisation de signaux trompeurs perçus des trajectoires courante et projetée de l'inflation.

Cette mise au point sur la nécessité pour la banque centrale de bien décrypter les signaux dans l'évolution de l'inflation étant faite, il convient de noter avec Siviero & Veronese (2011) que dans les discussions aussi bien externes qu'internes des banques centrales d'une part, mais également dans le débat économique contemporain d'autre part, les indicateurs de l'inflation tendancielle, parfois appelés noyau d'inflation ou encore inflation fondamentale ou inflation sous-jacente (*core inflation*) voire inflation structurelle, figurent fréquemment en bonne place. Toutefois, si les économistes ne s'accordent pas sur l'équivalence de ces différentes notions, les fondements du noyau d'inflation, relève Schembri (2017), posent deux questions de fond, à savoir la détermination du niveau approprié de la cible d'inflation de la banque centrale (*i*) et l'identification d'une mesure du noyau d'inflation et son utilisation en matière de conduite de la politique monétaire (*ii*).

Avant d'aborder les éléments de controverse et de consensus entre les différentes notions pour désigner la composante de l'inflation pertinente pour la conduite de la politique monétaire, il y a lieu de préciser ce qui suit s'agissant particulièrement du niveau approprié de la cible d'inflation : après avoir souligné que plusieurs économistes ont proposé une cible plutôt élevée pour réduire l'incidence de la contrainte du *zero lower bound* de la politique monétaire, Ascari & Sbordone (2014) montrent que la conduite de la politique monétaire devrait davantage être analysée en prenant en compte, et de façon idoine, la tendance positive de l'inflation ciblée par les décideurs (par exemple 2% pour la plupart des banques centrales des pays développés). Par conséquent, en établissant une cible d'inflation, remarquent Donath & Dima (2003), l'autorité monétaire se doit de considérer la désutilité sociale induite par l'inflation, de telle sorte que son choix des différents indices d'inflation sous-jacente et leur définition satisfassent le plus adéquatement possible les objectifs de la politique monétaire. Pour la Banque du Canada<sup>3</sup> notamment, au regard de la cible d'inflation établie pour l'évolution de l'indice global des prix à la consommation, les mesures de l'inflation sous-jacente servent à orienter ses interventions, en fournissant un aperçu de la trajectoire que suivrait cet indice en l'absence de mesures correctrices de politique monétaire. C'est ainsi que Bernanke & al. (1999) soutiennent que la cible d'inflation devrait être définie en termes d'une certaine mesure de l'inflation sous-jacente.

---

3. Banque du Canada (2011), "Reconduction de la cible de maîtrise de l'inflation," *Document d'information*, Novembre.

La suite de cette section introductive clarifie dans un premier temps le sens des différentes déclinaisons de l'inflation telles que "inflation sous-jacente", "inflation tendancielle", "inflation fondamentale", "inflation structurelle" et "noyau d'inflation" (*i*), puis examine dans un deuxième temps quelques faits stylisés de la dynamique à terme du niveau général des prix en lien avec quelques variables économiques clés (*ii*), pour enfin poser, dans le champ d'investigation de la politique monétaire, la problématique abordée tout au long de cette étude dans la Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale (*iii*).

## **2.1.1 Le noyau d'inflation : inflation tendancielle ou inflation structurelle ou inflation sous-jacente ou inflation fondamentale ?**

### **2.1.1.1 Le concept d'inflation sous-jacente ou "core inflation"**

D'un point de vue purement statistique, la décomposition de Beveridge & Nelson (1981) démontre que toute chronique peut être décomposée en trois éléments, à savoir une composante permanente ou tendancielle, une composante cyclique et une composante résiduelle purement stochastique. Au plan économique cependant, en relation avec l'existence de rigidités nominales dans l'économie, les néo-keynésiens ont suffisamment démontré aussi bien théoriquement qu'empiriquement que la dynamique de l'inflation est caractérisée par une composante persistante dans le temps. Avant eux, Friedman (1963) précisait que la persistance de l'inflation est incorporée par les agents économiques dans leurs anticipations de la dynamique des prix, tout en ignorant la partie purement transitoire. Pour Friedman, ainsi que le cite Lassoued (2008), il y a dans la dynamique de l'inflation, qui au demeurant est toujours et partout un phénomène monétaire, selon lui, une composante régulière se manifestant par un taux de croissance économique plus ou moins constant et une composante intermittente procédant par à-coups. Blinder (1977) renchérit à ce propos que cette composante régulière de l'inflation est celle qui est anticipée sur l'horizon d'impact de la politique monétaire<sup>4</sup>. Sur cette base alors, tout en prenant appui sur les origines du taux d'inflation qui prévaut à long terme, c'est-à-dire quand la monnaie est neutre et qu'il n'y a pas de choc du côté de l'offre, origines que sont les anticipations à long terme des ménages et des entreprises, les accords contractuels qui sous-tendent les impulsions prix-salaires et le système fiscal, Eckstein (1981) appelle celui-ci le "taux sous-jacent de l'inflation" ou "*core inflation*", ainsi que le rapportent Donath & Dima (2003). Suivant cette définition, Lassoued (2008) précise alors que l'inflation sous-jacente se distingue de l'inflation imputable aux chocs d'offre transitoires et des variations cycliques issues de la demande agrégée.

---

4. Pour davantage de détails sur les délais d'impact de la politique monétaire voir Bernanke & Gertler (1995) ou Landais (2008), entre autres références.

Dans sa caractérisation de la *core inflation*, Eckstein (1981) reprend une décomposition de Beveridge & Nelson (1981) qui stipule que l'inflation totale observée peut se décomposer comme suit :

$$\underbrace{\pi_t}_{\text{inflation globale observée}} = \underbrace{\pi_t^{LT}}_{\text{inflation sous-jacente}} + \underbrace{g(x_{t-1}) + \nu_t}_{\text{inflation non sous-jacente}}$$

avec  $x_{t-1}$ , une mesure de la pression cyclique de l'excès de demande agrégée,  $\nu_t$ , une mesure des perturbations transitoires sur l'inflation, pouvant être décomposée en chocs d'offre ( $\nu_t^s$ ) et de demande ( $\nu_t^d$ ), telle que  $\nu_t = \nu_t^s + \nu_t^d$ , et  $g(\cdot)$ , une fonctionnelle.

En reprenant cette décomposition, Quah & Vahey (1995) intègrent plutôt la composante cyclique due à l'excès de demande agrégée dans leur définition de l'inflation sous-jacente, telle que :

$$\underbrace{\pi_t}_{\text{inflation globale observée}} = \underbrace{\pi_t^{LT} + g(x_{t-1})}_{\text{“core inflation” ou inflation sous-jacente}} + \underbrace{\nu_t}_{\text{non core inflation}}$$

Ce faisant, ils définissent alors l'inflation sous-jacente comme “la composante de l'inflation mesurée qui n'a pas d'impact à (moyen) long terme sur la production réelle, une notion de l'inflation qui est cohérente avec l'interprétation de la verticalité à long terme de la courbe de Phillips sur les co-mouvements entre inflation et output.” En se fondant sur cette même décomposition, Jacquinet (2001) définit l'inflation sous-jacente comme la composante de long terme de l'inflation observée supposée purement monétaire et en outre représentative des anticipations inflationnistes des agents économiques. Du point de vue des déterminants de l'inflation enfin, Wiesiolek & Kosior (2010) soulignent que le concept de l'inflation sous-jacente comme composante persistante de l'inflation observée est plutôt vague. Pour eux, la composante tendancielle sous-jacente de l'inflation est usuellement identifiée comme étant affectée par les pressions sur la demande agrégée par rapport à la capacité de production de l'économie, et la composante transitoire peut être perçue comme résultant des chocs d'offre. Dès lors il serait indiqué de se référer à l'inflation sous-jacente comme l'inflation généralisée.

### 2.1.1.2 Inflation sous-jacente appréhendée comme inflation généralisée

De l'avis de Bryan & Cecchetti (1994), mais aussi de Wynne (2008) après eux, l'inflation généralisée est parfois associée à l'expansion monétaire en ligne avec la croyance qu'à long terme l'inflation est exclusivement un phénomène monétaire. L'idée à la base de cette conception est évidemment l'hypothèse que les mouvements des prix relatifs n'auraient aucun impact à long terme sur le niveau général des prix ou le taux d'inflation global.

Pour Roger (1998a) cependant, il convient de distinguer deux concepts majeurs dans la définition de l'inflation sous-jacente. C'est ainsi qu'il précise que celle-ci serait d'une part, la composante persistante de l'inflation observée, à l'instar d'Eckstein (1981), et d'autre part, qu'elle pourrait être appréhendée comme une composante généralisée<sup>5</sup> de l'inflation observée. Morana (2004) soutient que cette distinction est importante dans la caractérisation de l'inflation sous-jacente en ce sens qu'il s'agit d'un bon concept sur le long terme et eu égard à sa nature de variable anticipée.

Pour définir l'inflation généralisée, Johnson (1999) pointe les changements des prix qui résulteraient des chocs d'offre et de demande sur les marchés ou dans une entreprise, des événements particuliers à l'instar des modifications des taxes indirectes, voire des variations soudaines des taux de change induites par des phénomènes monétaires, changements qui, selon elle, peuvent être alors systématiquement filtrés de sorte à obtenir une mesure de l'inflation davantage liée à la politique monétaire. Pour leur part enfin, Wiesiolek & Kosior (2010) retiennent, en se fondant sur une conception de l'inflation sous-jacente basée sur la décomposition de l'inflation observée en une composante représentant l'inflation généralisée et une autre non sous-jacente correspondant aux changements dans les prix relatifs des biens et services, que l'inflation sous-jacente peut donc être définie comme reflétant la part des changements des prix commune à tous les items des biens et services pris en compte dans la mesure du niveau général des prix.

### **2.1.1.3 Inflation sous-jacente appréhendée comme inflation tendancielle**

La littérature économique met en évidence tantôt une contradiction et tantôt une assimilation entre les concepts d'inflation tendancielle et d'inflation sous-jacente. Laflèche (1997) définit l'inflation tendancielle comme une mesure de l'inflation observée obtenue après exclusion des variations extrêmes des prix ou tout au moins après atténuation de leurs effets. De la sorte, cette mesure devrait ainsi refléter la tendance fondamentale des prix. Elle renchérit pour ce faire que "le taux d'inflation obtenu<sup>6</sup> devrait pouvoir tenir compte des variations de prix entraînées par les pressions de la demande globale, les chocs d'offre permanents et l'évolution des anticipations, mais faire abstraction des perturbations résultant des chocs d'offre temporaires."

---

5. Lassoued (2008) relève que cette conception trouve son fondement dans la définition de l'inflation proposée par Okun (1970) d'après laquelle, "l'inflation est un état de hausse généralisée des prix". Par conséquent souligne-t-il, elle se scinde en une composante fondamentale, associée aux anticipations et à l'expansion monétaire, et une composante liée aux prix relatifs due aux chocs d'offre.

6. En faisant référence à l'inflation tendancielle.

Au plan de la dissociation, et en référence aux définitions précédentes de l'inflation sous-jacente, il peut être noté selon l'OCDE (2005) que "l'inflation tendancielle exclut ou minimise les variations les plus instables des prix de façon à mettre en lumière les composantes sous-jacentes, les plus durables." Stock & Watson (2015) pour leur part évaluent les conditions à partir desquelles la mesure de l'inflation tendancielle pourrait être améliorée empiriquement, en utilisant des données sectorielles désagrégées de l'inflation globale pour construire des indices qui ressembleraient à l'inflation sous-jacente, avec cependant des retards et des pondérations temporellement variables des secteurs et dépendant aussi d'une volatilité des variables et d'une persistance dans les séries d'inflation sectorielles ainsi que des co-mouvements entre les secteurs. Ces perceptions opposeraient par conséquent les deux concepts, même si leur démarcation d'avec les définitions de l'inflation sous-jacente n'est pas clairement établie.

S'agissant en revanche de l'assimilation des notions "inflation sous-jacente" et "inflation tendancielle", Macklem (2001) dans le cas de la Banque du Canada et l'OCDE (2010), dans le cas de ses États membres font remarquer que la persistance observée dans l'inflation est principalement le résultat des variations dans sa composante tendancielle à long terme. Pour Laflèche (1997), Johnson (1999) et Cogley & Sbordone (2008) entre autres, ces dernières variations sont dues à des changements dans la politique monétaire. Dans la même veine, Fournier (2005) soutient que l'inflation sous-jacente est la "véritable" tendance de moyen terme de l'inflation observée. Dans une démarche similaire, Heather & Tierney (2012) indiquent que la *core inflation* correspond à la tendance fondamentale de l'inflation totale ne reflétant pas les changements des prix relatifs ou les chocs temporaires d'offre qui peuvent être éliminés rapidement. Pour Bernanke (2011), afin d'évaluer les tendances dans l'inflation, les économistes suivent plusieurs mesures alternatives dont un indicateur d'inflation sous-jacente défini comme une mesure excluant de l'indice des prix, ses composantes les plus volatiles, à savoir certains biens alimentaires et l'énergie, en faisant ainsi le meilleur prédicteur dans l'interprétation de l'orientation de l'inflation globale. Enfin, Gamber & Smith (2016) retiennent l'inflation sous-jacente comme le meilleur prédicteur de l'inflation future qui exploite l'information contenue dans les séries temporelles désagrégées des données de l'inflation.

#### **2.1.1.4 Inflation sous-jacente appréhendée comme inflation structurelle**

La notion de *noyau d'inflation* utilisée pour désigner la *core inflation* ou inflation sous-jacente ou encore inflation structurelle peut être perçue dans la définition de Sapir (2012). Pour lui en effet, le noyau d'inflation est la composante structurelle de l'inflation, lorsqu'il précise qu'« on peut considérer comme "structurel" le taux d'inflation qu'une économie

connaîtrait, toutes choses étant égales par ailleurs, si la politique monétaire était neutre ».

Avant Sapir, Kar (2009) précisait déjà que d'une manière générale, l'impact des chocs d'offre étant par nature transitoire à l'inverse de celui des chocs du côté de la demande, en particulier les chocs liés aux facteurs monétaires, qui est persistant à long terme, «le noyau d'inflation est défini comme la composante persistante ou permanente du taux d'inflation observé. De plus, comme l'inflation est considérée à long terme comme un phénomène monétaire, alors le noyau d'inflation peut être défini comme l'inflation monétaire».

Cette précision sur la neutralité de la politique monétaire en référence à la notion de noyau d'inflation rejoint les définitions précédentes de Quah & Vahey (1995), Jacquinet (2001) et Heather & Tierney (2012). Cela conduirait à admettre que pour décrire le noyau d'inflation ou inflation sous-jacente, l'inflation structurelle signifierait la même chose. Cette dernière déduction n'est cependant pas partagée par Donath & Dima (2003) qui relèvent que bien qu'ils soient connectés, les concepts d'inflation sous-jacente et d'inflation structurelle ne sont pas identiques. En effet, tout en reconnaissant que l'inflation sous-jacente est de nature monétaire dans sa conception, ils relèvent néanmoins la multitude de facteurs non monétaires qui exercent des pressions inflationnistes certaines et dont l'impact à long terme sur la persistance de l'inflation ne peut être ignoré dans un système économique néo-keynésien. Pour eux, « l'inflation structurelle est la composante de l'inflation qui est expurgée des chocs transitoires, et peut être décelée à long terme, en étant générée par des facteurs monétaires et non monétaires persistants. »

Dès lors, l'inflation structurelle est la composante de l'inflation totale en considérant conjointement les composantes de base du système économique et la nature de long terme de la politique monétaire. C'est ainsi qu'ils décomposent l'inflation structurelle en une composante *non monétaire*, déterminée par les facteurs non monétaires à long terme, et une composante *monétaire* (qui correspondrait à l'inflation sous-jacente) plutôt déterminée par les facteurs systémiques de l'offre de monnaie. Ainsi, le concept d'inflation structurelle, dans la mesure où il tient aussi compte des déterminants non essentiellement monétaires à long terme de l'inflation, serait plus large que le concept d'inflation sous-jacente.

Au total, si la distinction entre les concepts d'inflation sous-jacente et d'inflation structurelle telle que rapportée par Donath & Dima (2003) est claire, une mise au point récemment faite par la NBP (2018) permet néanmoins de réconcilier ces deux concepts aux fins d'analyse dans cette étude. En effet, selon la *Narodowy Bank Polski*, en dépit des définitions multiples de l'inflation sous-jacente qui jalonnent la littérature économique, il

est couramment supposé que l’inflation sous-jacente est la part de l’inflation observée qui est liée non pas seulement aux facteurs monétaires, mais aux anticipations et aux pressions sur la demande, et qui est indépendante des chocs d’offre. Dans les termes de Quah & Vahey (1995), cette dernière aussi appelée composante non fondamentale de l’inflation observée, dépend exclusivement des chocs d’offre et est très sensible aux fluctuations des prix relatifs dont-elle dépend.

Sur cette base en définitive, dans la suite de cette étude, les concepts d’inflation sous-jacente (*core inflation*), d’inflation tendancielle, d’inflation fondamentale et d’inflation structurelle seront indifféremment utilisés pour désigner le “noyau d’inflation”, c’est-à-dire la composante de l’inflation qui est indépendante des chocs d’offre.

### **2.1.2 Quelques faits stylisés sur la dynamique du niveau général des prix à long terme dans la CEMAC**

Pour fournir des éléments factuels à la présomption de la présence d’un noyau d’inflation dans notre cadre géospatial comme rapportée par nos résultats du chapitre 1, notamment ceux portant sur la distribution de probabilité des prix relatifs qui a des queues plus lourdes que celles de la loi normale standard, et qui sont différenciées entre elles, deux approches non concurrentes l’une de l’autre peuvent être mobilisées. D’une part, une approche purement statistique, et d’autre part, une approche éminemment économique.

#### **2.1.2.1 Présomption statistique de la présence d’une composante structurelle de l’inflation dans la CEMAC**

D’après le théorème de représentation de Beveridge & Nelson (1981), toute série temporelle peut être décomposée<sup>7</sup> en éléments tendanciel, cyclique et aléatoire (irrégulier) respectivement. Sur cette base et en suivant Eckstein (1981), si le choix du filtre statistique à utiliser pour cette entreprise reste une question ouverte, l’objectif recherché en ce qui concerne la CEMAC est d’y mettre en évidence quelques faits stylisés sur la dynamique caractéristique du niveau général des prix au cours des dernières décennies.

Le graphique repris à la figure 2.1 montre, sur la période de mars 1995 à décembre 2018, l’évolution du taux d’inflation trimestrielle (en glissement annuel) de la CEMAC (courbe discontinue), à laquelle est ajustée un trend régulier (trait rouge) issu d’un lissage par la méthode *loess*<sup>8</sup> sous **R**. Il ressort de cet aperçu graphique que tendanciellement, le taux d’inflation de la CEMAC est contenu au dessous de 3% sur toute la période d’analyse,

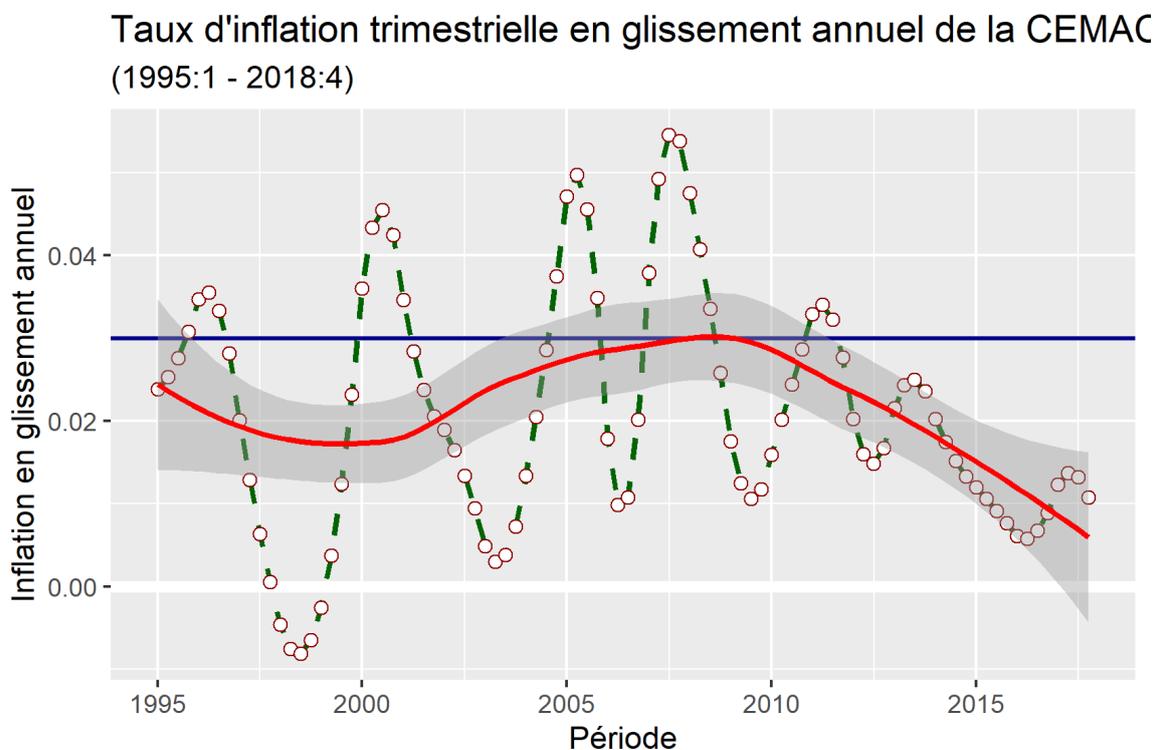
---

7. Pas de façon unique malheureusement.

8. Loess, acronyme anglais pour “Locally estimated scatterplot smoothing”.

indiquant ainsi une certaine stabilité monétaire eu égard à l'objectif final au plan interne de la politique monétaire de la BEAC, à savoir la stabilité des prix à moyen terme. Ce constat y laisse présager de l'existence d'une composante lourde de l'inflation.

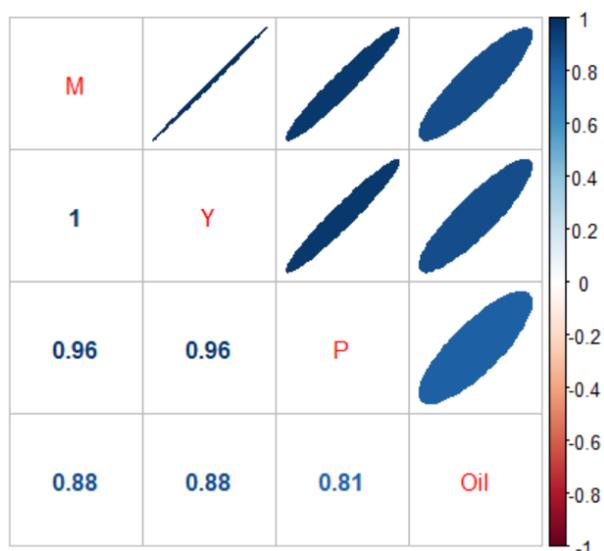
FIGURE 2.1 – Représentation de la dynamique du taux d'inflation de la CEMAC



Toujours au chapitre des faits stylisés dans la CEMAC, il est observé sur la même période des corrélations positives fortes d'au moins 0.8 entre l'évolution du niveau général des prix et celles de la masse monétaire (M2), du PIB réel et du cours mondial du pétrole, telles que rapportées sur la figure 2.2. Cette situation indiquerait qu'il serait possible que le niveau général des prix y soit sensible aux évolutions de la politique monétaire, de la conjoncture économique et des soubresauts de l'environnement international avec leur incidence sur les prix des carburants à la pompe, dont la CEMAC est importatrice nette.

Les relations rapportées par ces coefficients de corrélation linéaire élevés entre le niveau général des prix et ses déterminants potentiels ont les bons signes à la lumière de la théorie économique, avec notamment le modèle offre globale (OG) - demande globale (DG) - balance globale (BG), dans une analyse à court terme. De même, dans une vision essentiellement de long terme, la corrélation positive quasi-unitaire (0.96) du niveau général des prix avec l'agrégat de monnaie M2 dans cette zone y présagerait de la validité de la conclusion monétariste à propos des origines essentiellement monétaires de l'inflation à long terme. Ces observations qui découlent de considérations essentiellement descriptives nécessitent d'être confirmées ou infirmées par des investigations empiriques plus poussées.

FIGURE 2.2 – Matrice de corrélations des variables d'intérêt dans la CEMAC



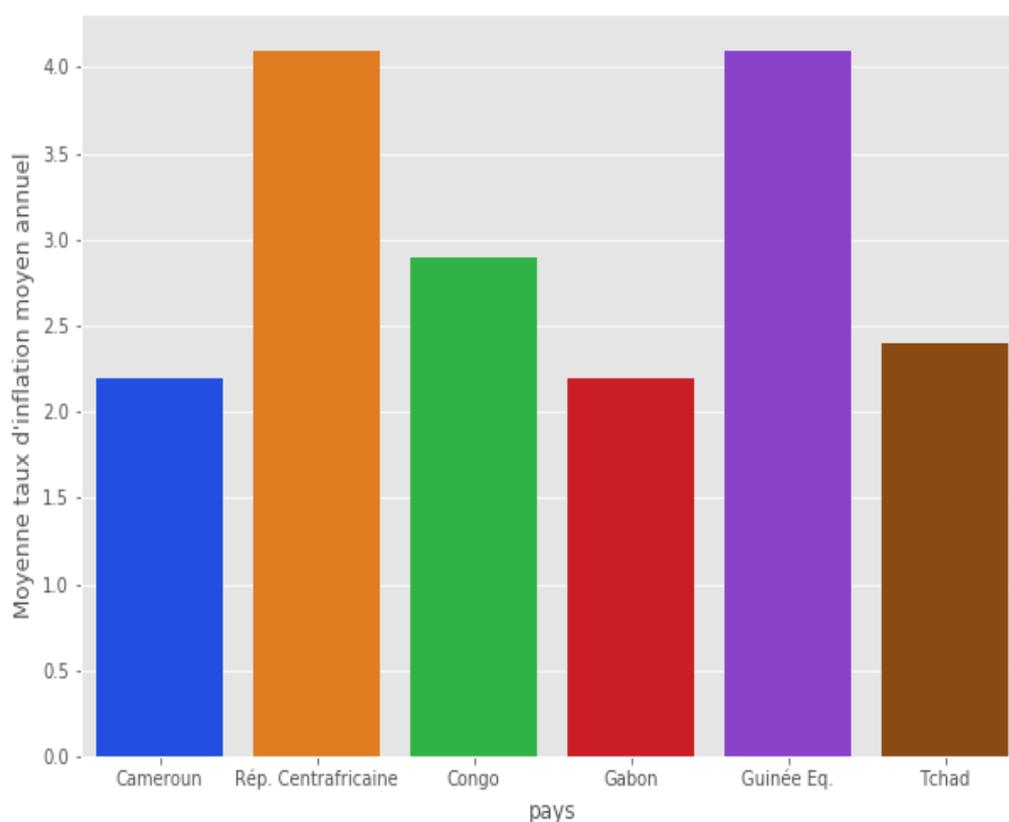
### 2.1.2.2 Présomption économique de l'existence d'un noyau d'inflation en zone CEMAC

Un premier trait caractéristique des économies de la CEMAC, pourtant en union monétaire, est la différence de leurs trajectoires respectives d'inflation. En prenant la moyenne des taux d'inflation en moyenne annuelle depuis 1990, l'on constate justement des différences entre pays ainsi que le montre le graphique 2.3. Quoique pas très importants globalement sur la période d'observation, soit de 1990 à 2020, les écarts des moyennes d'inflation entre les Etats membres de l'UMAC s'étagent entre 2.2% pour le Cameroun et le Gabon et 4.1% pour la République Centrafricaine et la Guinée Équatoriale, ce qui correspond en 30 ans à un écart maximal des moyennes des taux d'inflation en moyenne annuelle de 1.9%.

Pour expliquer une situation similaire entre les provinces chinoises, Guillaumont-Jeanneney & Ping (2002) utilisent l'effet "Balassa-Samuelson". En effet, pour l'Union Monétaire de l'Afrique Centrale, cette différence interpelle puisque la croissance de la masse monétaire ne peut pas durablement différer entre les pays, ainsi que le démontre le modèle de Mundell-Fleming, en union monétaire avec liberté interne des mouvements des capitaux et des marchandises. Dans ce cadre justement, une expansion du crédit plus rapide dans un pays que dans le reste de l'union entraîne un déficit de la balance des paiements de ce pays et par conséquent une réduction de sa masse monétaire. Il est donc théoriquement attendu une convergence des taux d'inflation vers un niveau identique entre les pays membres. Guillaumont-Jeanneney & Ping, citant notamment la Zone euro et les États-Unis, ont relevé que comme dans toutes les unions monétaires, la convergence des prix ne se réalise pas dans la réalité. Le cas de la CEMAC ne fait donc pas exception. Cette

divergence est expliquée par l'effet Balassa-Samuelson qui, dans le cas des pays à niveaux de développement différents et en rattrapage de croissance, est indiqué pour expliquer la non vérification de la parité de pouvoir d'achat entre les pays. Ainsi, dans une union monétaire où le taux de change nominal est fixe, l'appréciation du taux de change réel est le seul fait de l'inflation, cette dernière étant due aux variations des prix relatifs<sup>9</sup>. L'effet Balassa-Samuelson mettrait ainsi en évidence la présomption de la présence dans la CEMAC d'une composante non fondamentale de l'inflation observée. En conséquence, au regard de la décomposition proposée par Quah & Vahey (1995), nous pouvons en déduire la présomption de l'existence d'un noyau d'inflation dans la CEMAC, donné par le complémentaire dans l'inflation totale de cette composante non fondamentale.

FIGURE 2.3 – Moyenne des taux d'inflation annuelle dans les pays de la CEMAC entre 1990 et 2020



9. Une illustration de cette évolution en rapport avec l'effet Balassa-Samuelson est fournie à l'annexe B1.

## 2.1.3 Intérêt de l'inflation-sous jacente pour la politique monétaire et problématique abordée

### 2.1.3.1 Intérêt du noyau d'inflation pour la politique monétaire

En économie, il est désormais reconnu que l'évolution cumulative observée du niveau général des prix peut fluctuer à court terme du fait seulement des perturbations de nature aussi bien réelle que nominale, constat qui est parfois mobilisé pour sous-tendre le fondement des politiques de ciblage d'inflation. Cecchetti (1997) soutient en effet que les phénomènes transitoires ne devraient pas influencer l'action des décideurs de politique économique d'une part, et les variations de court terme dans l'inflation observée devraient être soigneusement analysées afin d'en extraire la tendance de long terme de l'inflation, communément appelée "inflation sous-jacente" ou "core inflation", d'autre part. Dans la même veine, Aucremanne & Wouters (1999) soulignent que l'inflation observée résulte d'une diversité de chocs exogènes qui affectent l'économie à travers l'offre, la demande, les coûts, les taux de change, les chocs monétaires. . . , et que par conséquent, la question fondamentale qui se pose est de savoir si la politique monétaire réagirait de la même façon sur l'inflation peu importe les causes sous-jacentes à ses évolutions. La réponse appropriée de la réaction de l'autorité monétaire dépendrait effectivement de sa capacité à décrypter les contributions des différents chocs à la dynamique de l'inflation, sans quoi l'on s'attendrait à ce qu'il soit mieux de soustraire de l'inflation observée, sa composante non maîtrisée, à travers le calcul de la "core inflation". Pour Aucremanne & Wouters, le point de départ de ce décryptage est que l'inflation sous-jacente devrait être appréciée en accord avec sa pertinence pour les autorités monétaires et serait de ce fait définie comme un concept d'information sur l'inflation qui est optimale pour les objectifs de la politique monétaire. Bordes (2007) remarque fort à propos qu'« il est impératif pour les autorités monétaires de savoir distinguer dans l'évolution d'un indice des prix, le "bruit" appelé à disparaître rapidement, du "signal" sur la tendance à moyen et long termes de l'inflation, qui est leur préoccupation première ».

Les contributions précédentes montrent l'intérêt pour la banque centrale de bien comprendre et mesurer l'inflation sous-jacente. Cet intérêt ne se dément pas avec le temps au regard des nombreuses contributions le vantant qui jalonnent la littérature. Pour renforcer cette perception, l'on peut par exemple citer Rich & Charles (2007) pour qui, en raison des délais d'impact relativement longs des impulsions de politique monétaire via leurs canaux et mécanismes de transmission, réagir à des chocs temporaires des prix pourrait résulter en une variabilité indésirable de l'output, tandis qu'échouer dans la détermination de la tendance à l'origine de la variation de l'inflation au début pourrait mener à

une augmentation soutenue dans l'inflation, et en fin de compte nécessiter une période plus longue de resserrement de la politique monétaire. Dès lors, étant donné que les mesures d'inflation sous-jacente fournissent une information sur la nature des changements des prix, elles sont utiles dans l'aide à la décision de politique monétaire. Ainsi, pour Wiesiolek & Kosior (2010), la notion d'inflation sous-jacente est l'un des concepts les plus importants pour la conduite de la politique monétaire, où elle trouve tout son intérêt dans la communication de la banque centrale sur l'accomplissement de sa mission de stabilité des prix, mais aussi aux fins d'analyse conjoncturelle, renchérit Lassoued (2008). Selon Crone & al. (2013), la tendance des décideurs de politique monétaire à mettre l'accent sur les mesures d'inflation sous-jacente, qu'ils perçoivent comme les meilleurs prédicteurs de l'inflation totale sur l'horizon pertinent de l'impact de la politique monétaire (4 à huit trimestres), est désormais établie.

Au total, il peut être retenu avec Clark & Doh (2011) que le concept d'inflation sous-jacente est largement compris et appréhendé aujourd'hui comme une mesure importante de la perception par le public de l'objectif d'inflation de la banque centrale, et aussi comme un outil indispensable pour la précision des prévisions de l'inflation, fondamentalement à long terme.

La dernière préoccupation sur la nécessité d'obtenir des prévisions plus précises de l'inflation soulève la question de la mesure à utiliser. A ce propos, Bryan & Cecchetti (1994) indiquaient déjà que les mesures de l'inflation sous-jacente représentent la composante de la dynamique des prix appelée à persister sur un horizon de plusieurs périodes à moyen terme.

Pour Wiesiolek & Kosior (2010), « l'utilité des mesures d'inflation sous-jacente pour la politique monétaire tient au fait qu'elles permettraient par principe de distinguer entre les dynamiques permanente et transitoire des prix, ou entre l'inflation généralisée et les mouvements des prix relatifs<sup>10</sup> ». Selon eux, la notion d'inflation sous-jacente étant l'un des concepts les plus importants pour la conduite de la politique monétaire, ses mesures seraient très utiles comme outils de communication pour la politique monétaire, même si elles ne sont pas directement appliquées comme spécification d'une cible d'inflation.

Dans cette direction, Hogan & al. (2001) relèvent que comme la stratégie de ciblage d'inflation implique *ex post* des autorités monétaires de rendre compte, eu égard à l'atteinte de leur cible adoptée d'inflation, il devrait être indiqué de définir cette cible en

---

10. Ces mouvements sont appelés à disparaître car captés dans la composante transitoire de la dynamique des prix qui ne nécessite pas une réponse de politique monétaire (Roger, 1998b; Mankikar & Paisley, 2004).

termes d'une mesure de l'inflation sur laquelle la banque centrale aurait suffisamment de contrôle *ex ante*. Plus généralement, en spécifiant des cibles d'inflation en termes d'inflation sous-jacente, les banques centrales seraient davantage en mesure d'ancrer solidement les anticipations d'inflation avec l'orientation à moyen terme de la politique monétaire. Et en définitive, l'inflation sous-jacente focaliserait alors l'attention du public sur les mouvements les plus persistants de l'inflation.

Exprimé autrement, l'argument précédent consisterait à souligner que dès lors qu'il est désormais reconnu comme non pertinent pour une banque centrale de réagir aux changements transitoires dans la dynamique des prix, alors retenir une norme de stabilité des prix qui ferait fi du noyau d'inflation est une démarche dénuée de tout fondement aussi bien théorique qu'opérationnel. C'est ainsi qu'en présence de rigidités des salaires nominaux par exemple, Bordes (2007) pointe l'importance que se doit de leur accorder la banque centrale dans l'indice des prix utilisé pour suivre l'inflation, en mettant davantage l'accent sur les variations des prix dans les composantes pour lesquelles la viscosité des prix est la plus forte.

### 2.1.3.2 Problématique

A la lumière de tous les développements précédents, il y a lieu de noter que dans le champ contemporain d'investigation de la politique monétaire de la BEAC, il se pose le problème de la détermination d'une référence empirique comme ancre des anticipations d'inflation des agents économiques dans sa zone d'émission<sup>11</sup>. Or une mesure de l'inflation sous-jacente ou du noyau d'inflation joue un tel rôle selon la littérature mobilisée précédemment. Par conséquent, pour l'objectif final au plan interne de stabilité des prix de la BEAC, cette valeur de référence, qui pourrait être exprimée en termes d'une mesure de l'inflation sous-jacente en Afrique Centrale, constituerait une norme de progression de l'inflation tendancielle à moyen terme, dans une démarche positive. La problématique alors traitée dans cette réflexion vise à fournir cette référence, en essayant de répondre à la question suivante : **“Quel niveau de la mesure de l'inflation sous-jacente la BEAC pourrait-elle retenir comme valeur de référence pour ancrer les anticipations d'inflation des agents économiques dans la CEMAC et aider à mieux apprécier la stabilité des prix à moyen terme ?”**

---

11. Pour rappel, cette dernière est entre autres un espace économique commun caractérisé par des économies nationales aux structures fortement hétérogènes (en termes de production, de politiques économiques, de climat, de relief, de populations...), et où les politiques économiques nationales sont en interactions concurrentes la plupart du temps entre elles d'une part, et avec la politique monétaire commune d'autre part.

A cette fin, la suite de cette étude passe en revue, dans une première section, les mesures théoriques et empiriques de l'inflation sous-jacente fréquemment rencontrées dans la littérature, avant de comparer les diverses approches concurrentes utilisées dans la dérivation desdites mesures, dans une deuxième section. Le bilan des investigations précédentes permettra de dégager une méthodologie jugée pertinente pour la mesure de l'inflation sous-jacente dans la CEMAC, laquelle fait l'objet de la troisième section. Cette méthodologie est implémentée et mise en œuvre sur des données macroéconomiques de la CEMAC sur la période 1987 :1-2018 :4, dans la quatrième section, pour dériver ladite mesure et déterminer la référence recherchée pour l'ancrage des anticipations d'inflation des agents économiques dans la CEMAC. La dernière section enfin conclut la réflexion menée dans cette étude, après en avoir tiré les principaux enseignements pour l'aide à la décision en matière de conduite de la politique monétaire pour la BEAC.

## 2.2 Revue de la littérature sur les mesures d'inflation sous-jacente

L'intérêt pour une banque centrale de disposer d'une ou de plusieurs mesure(s) du noyau d'inflation n'étant plus à établir, une littérature abondante a été consacrée à la proposition de techniques et approches de dérivation des indicateurs pour mesurer l'inflation sous-jacente. Bien entendu, plusieurs mesures parmi celles rencontrées peuvent s'avérer fragiles en fonction de changements sensibles dans la dynamique des prix, posant ainsi un véritable problème pour la conduite de la politique monétaire (Wiesiolek & Kosior, 2010).

Dans la littérature, il existe une pléthore de mesures de l'inflation sous-jacente, et des critères différents et variés sont utilisés pour évaluer leurs performances aux fins de refléter l'indicateur ancrant les anticipations d'inflation. D'une manière générale, la panoplie des mesures de l'inflation sous-jacente proposées dans la littérature est rangée en deux grandes catégories par Mankikar & Paisley (2004), à savoir la catégorie des approches statistiques et celle des approches adossées à un modèle économique structurel. Cette catégorisation trop englobante est davantage affinée avec une déclinaison en trois catégories par Aucremanne & Wouters (1999), Bagliano & al. (2003), Bagliano & Morana (2003) et Garcia & al. (2005). En regroupant leurs classifications respectives, l'on peut retenir que pour les mesures de l'inflation sous-jacente ces trois catégories sont : *(i)* les approches subjectives, *(ii)* les estimateurs à influence limitée et *(iii)* les approches adossées à un modèle économétrique/économique. Il apparaît suivant cette déclinaison que les deux premières catégories sont le détail de la première catégorie pointée par Mankikar & Paisley (2004), mais la frontière entre elles n'est pas étanche comme nous le verrons.

La suite de cette section passe d’abord en revue les principales mesures proposées dans chacune des trois catégories précédentes au plan théorique, avant d’examiner ensuite à grands traits les éléments de controverse puis les points de consensus autour de ces mesures concurrentes, et de dresser enfin un bilan de cette revue qui débouche sur le choix d’une approche méthodologique en rapport avec la problématique posée pour la politique monétaire de la BEAC.

## **2.2.1 Les mesures théoriques de l’inflation sous-jacente dans la littérature**

Cette sous-section revient plus en détail sur chacune des trois catégories de mesures de l’inflation sous-jacente répertoriées précédemment.

### **2.2.1.1 Les approches subjectives de mesure du noyau d’inflation**

Les mesures recensées dans cette catégorie adressent le problème des distorsions dans l’indice des prix à la consommation en repondérant l’impact de ses composantes sur l’inflation. Une telle repondération est fondée sur les distributions des prix de ses composantes, précisent Garcia & al. (2005). En clair, ces mesures essaient, à toutes les périodes, de retirer ou d’omettre des composantes de l’indice des prix à la consommation -IPC- celle(s) jugée(s) fortement volatile(s) en présence de chocs d’offre, pour révéler, à partir de la variation du niveau des prix déduit de l’indicateur résultant, la “vraie” tendance de l’inflation (composante tendancielle ou sous-jacente). Traditionnellement, relèvent Aucremanne & Wouters (1999), le bruit est retiré de manière *ad hoc* au moyen d’une technique de type lissage ou par la méthode d’exclusion, appelée “méthode des poids nuls”. Cette méthode donne un poids zéro aux composantes de l’IPC considérées comme les sources du bruit. C’est le cas notamment de l’exclusion des composantes « alimentation » et « énergie » avec Blinder (1982), Le Bihan & Sédillot (1999), Clark (2001), Macklem (2001), Bautista (2005) et Pedersen (2006). La mesure élaborée pour la Zone euro par Cristodaro & al. (2005) en “nettoyant” de la série de l’IPC ses variations à court terme, la volatilité des facteurs idiosyncrasiques et les erreurs de mesure, peut être rangée dans cette catégorie.

### **2.2.1.2 Les approches par les estimateurs à influence limitée**

Les approches regroupées dans cette deuxième catégorie reposent sur l’hypothèse que l’inflation, qui est un phénomène monétaire à long terme, devrait mesurer la hausse du niveau général des prix. Or dans les faits, cette hausse est mesurée à partir de l’IPC qui est une moyenne pondérée de sous-indices de prix des biens et services. En conséquence, l’évolution de cet indice mesure non seulement l’accroissement du niveau des prix mais

aussi les changements des prix relatifs résultant des développements sectoriels. C'est ainsi que Bryan & Pike (1991) proposent que soit ôté du signal de l'inflation, le bruit du prix relatif, d'où les estimateurs à influence limitée pour mesurer l'inflation sous-jacente. Ce sont notamment des méthodes d'exclusion par troncature statistique. Les mesures les plus connues dans cette classe, appliquées aux sous-indices de l'IPC, sont la moyenne tronquée (*trimmed mean*), la moyenne pondérée (*weighted mean*) (Bryan & Cecchetti, 1993, 1994) et la médiane pondérée<sup>12</sup> (*weighted median*) (Bryan & Pike, 1991; Ball & Mankiw, 1995; Roger, 1995; Bryan & al., 1997; Shiratsuka, 1997; Smith, 2004; Khan & al., 2015; Gamber & Smith, 2016; Gospodinov, 2016; Pincheira & al., 2016). Bagliano & al. (2003) soulignent qu'en présence de distributions asymétriques des variations des sous-indices des prix, la médiane est préférable à la moyenne pour l'extraction du signal.

Sous un angle pratique, il convient de relever que la moyenne tronquée est obtenue en éliminant un certain pourcentage des observations des deux queues de la distribution des sous-indices de l'IPC pour n'en retenir que la partie centrale. Bryan & Cecchetti (1993) et Bryan & al. (1997) ont recommandé l'utilisation d'une moyenne tronquée symétrique tandis que Jaramillo (1999) retient plutôt une moyenne tronquée asymétrique dans le cas d'une distribution asymétrique et leptokurtique<sup>13</sup> des changements des prix. Dans cette dernière configuration de la distribution asymétrique et leptokurtique des changements des prix, Roger (1997) a en revanche suggéré l'utilisation des déciles à la place des moyennes tronquées et/ou pondérées. Tout en relevant que la double pondération des sous-indices dans le calcul de la moyenne vise à réduire l'influence des composantes les plus volatiles en multipliant chacune d'elles par l'inverse de son écart-type, Hogan & al. (2001) suggèrent pour leur part une moyenne tronquée qui tiendrait compte de l'écart-type  $\sigma_i$  telles que les composantes  $i$ ,  $i = \{1, \dots, N\}$ , avec un taux d'inflation moyen supérieur à  $\pm 1.5\sigma_i$  sont exclues. C'est d'ailleurs cette technique qu'ils ont implémenté pour annuler l'effet des taxes indirectes dans leur mesure de l'inflation sous-jacente. Toujours dans cette même direction, Kar (2009) fait reposer le choix de l'un ou l'autre estimateur à influence limitée (moyenne ou médiane) sur le critère de Hogg (1967) basé sur des simulations Monte Carlo. Ainsi, quand le kurtosis (aplatissement) d'une distribution de probabilité varie entre 2 et 4, sa moyenne est un estimateur robuste de la moyenne de la population sous analyse. Par conséquent, la moyenne pondérée est indiquée, tandis que pour un kurtosis entre 4 et 5, il est recommandé une troncature de 25% de la moyenne, et une médiane ou un fractile est enfin appropriée pour un kurtosis supérieur à 5.5.

---

12. Ainsi que les autres quantiles pondérés (*weighted percentiles*).

13. Adjectif utilisé pour désigner une distribution de probabilité en cloche plus pointue que celle de la loi normale, par opposition à platykurtique, *i.e.* une cloche plus large que celle de la loi de Gauss.

### 2.2.1.3 Les approches de mesure du noyau d'inflation adossées à un modèle

Cette catégorie de méthodes de mesure de l'inflation sous-jacente regroupe les approches univariées et multivariées adossées à un modèle, qui peut être purement statistique (économétrique) ou fondé sur une théorie économique sous-jacente.

#### a- Mesures adossées à un modèle statistique

Cette sous-catégorie regroupe essentiellement des approches univariées qui s'appuient sur diverses techniques d'extraction du signal de la variation de l'indice global des prix à la consommation pour en déduire la tendance, laquelle est alors retenue comme une mesure de l'inflation sous-jacente. Au nombre des outils mobilisés à cette fin l'on peut citer les techniques de lissage exponentiel, les filtres moyennes mobiles, les filtres plus complexes et plus élaborés adossés à des modèles à composantes inobservables dont les filtres de Hodrick-Prescott, de Kalman, de Hamilton, de Cristiano-Fitzgerald, de Baxter-King... , et les estimateurs par ondelettes (Baqae, 2010).

Au nombre des approches sophistiquées, donc non triviales, rencontrées dans cette sous-catégorie l'on peut exposer succinctement les propositions de mesure réalisées respectivement par Baqae (2010), Arrazola & de Hevia (2002) et Cogley (2002).

S'agissant d'abord de Baqae (2010), il recourt à l'utilisation des ondelettes pour extraire la composante permanente de l'inflation observée et trouve que la mesure subséquente performe bien dans l'identification d'une trajectoire raisonnable de l'inflation tendancielle à moyen terme. Il justifie le recours aux ondelettes par leur habileté à isoler les phénomènes transitoires de court terme du signal tendanciel de long terme. Sa contribution est une extension de l'approche initiale de Cotter & Dowd (2006) dont-il corrige les insuffisances dans la transformation discrète des ondelettes (DWT<sup>14</sup>), à savoir leur forte sensibilité aux conditions initiales et au choix de la famille des ondelettes utilisée, par la mise en œuvre d'une transformation plus flexible non-orthogonale, connue sous le nom "*maximal overlap DWT*" (*MODWT*). Celle-ci a pour avantage particulier de s'étendre assez facilement du domaine des fréquences vers les séries temporelles.

En ce qui concerne ensuite Arrazola & de Hevia (2002), ils partent du fait bien connu que les mesures de l'inflation sont conditionnées par les variations des prix relatifs, pour construire une mesure de l'inflation sous-jacente fondée sur le taux d'inflation indépendant (IIR), de telle façon que ses variations soient contemporanément orthogonales aux changements des prix relatifs. Plus explicitement, en désignant par  $\pi_{jt} = \Delta \ln P_{jt}$ , la variation

---

14. *Discrete Wavelets Trend*.

du niveau des prix de la composante  $j$  à l'instant  $t$  de l'indice des prix à la consommation,  $P_{jt}$ , ils définissent le taux d'inflation indépendant (IIR) tel que :

$$\pi_t^* = \sum_{j=1}^n \alpha_j \pi_{jt} \quad \text{où} \quad \sum_{j=1}^n \alpha_j = 1, \quad \alpha_j \geq 0, \quad j = 1, 2, \dots, n, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.1)$$

avec  $COV[\Delta\pi_t^* (\Delta\pi_{jt} - \Delta\pi_{kt})] = 0, \quad \forall j \neq k, \quad j, k = 1, 2, \dots, n.$

Le taux d'inflation indépendant est alors déterminé comme le résidu du modèle de régression linéaire suivant :

$$\Delta\pi_{1t} = \alpha_2 (\Delta\pi_{1t} - \Delta\pi_{2t}) + \alpha_3 (\Delta\pi_{1t} - \Delta\pi_{3t}) + \dots + \alpha_n (\Delta\pi_{1t} - \Delta\pi_{nt}) + u_t \quad (2.2)$$

où en définitive,  $\Delta\pi_t^* = \hat{u}_t.$

Appliquée sur les différentes composantes de l'indice des prix à la consommation de l'Espagne, sur la période janvier 1987 - août 2000, ils observent que l'exclusion *ad hoc* des sous-indices opérée pour réduire l'effet des prix relatifs sur le taux d'inflation n'est pas une bonne approche, pour les mêmes raisons que les critiques faites aux approches subjectives et aux estimateurs à influence limitée.

A propos enfin de la mesure proposée par Cogley (2002), en considérant l'inflation comme un phénomène monétaire ou budgétaire à long terme, il postule que si les changements de politique sont causés par des variations dans la moyenne du processus d'inflation ( $\pi_t$ ), alors sa moyenne ( $\mu_t$ ) pour chaque période ( $t$ ) pourrait être donnée à l'aide de la formule de mise à jour du filtre de lissage exponentiel géométrique telle que :

$$\mu_t = \mu_{t-1} + g_0 (\pi_t - \mu_{t-1}) \quad (2.3)$$

où  $g_0$  désigne le gain du filtre. En d'autres termes, pour Cogley (2002), la mesure de l'inflation sous-jacente sur cette base serait simplement une moyenne géométrique des valeurs passées de l'inflation, car l'équation (2.3) s'écrit plus simplement :

$$\mu_t = g_0 \sum_{j=0}^{\infty} (1 - g_0)^j \pi_{t-j} \quad (2.4)$$

Cette méthode a été utilisée notamment par Kar (2009) pour les valeurs de  $j = 6$  et  $j = 12$  mois sur les données de l'Inde, avec des résultats fondamentalement différents entre les deux mesures.

### **b- Mesures adossées à un modèle économique et/ou économétrique**

Dans cette catégorie de méthodes d'extraction de l'inflation sous-jacente, qui recouvre diverses contributions dans la littérature économique, deux approches originales dont sont

issues plusieurs autres dans la littérature sont exposées. Il s’agit de l’approche d’extraction du noyau d’inflation par le “résidu de Solow” d’une part, et de la démarche de Quah & Vahey (1995) d’autre part.

— *L’approche d’extraction du noyau d’inflation par un modèle économique*

Une approche de détermination du noyau d’inflation à partir d’un modèle économique mobilise la théorie de la croissance de Solow (1956). Elle s’effectue à l’aide du résidu de Solow en partant du fait éprouvé selon lequel le progrès technique, qui fait tendanciellement baisser le niveau des prix<sup>15</sup>, est important pour définir une norme d’inflation. Depuis Solow (1957) en effet, l’analyse de la comptabilité de la croissance économique interprète le résidu de Solow, qui représente la part de la productivité globale des facteurs qui n’est pas expliquée par le capital et le travail, comme une mesure du progrès technique. Il peut être montré<sup>16</sup> qu’il correspond aussi à l’accroissement des prix des facteurs de production pondérés par leurs parts respectives dans le revenu total. Dès lors, le résidu de Solow correspond également à une mesure de prix relatifs, et à ce titre donc à une mesure de l’inflation non-fondamentale. Par déduction du complémentaire de cette dernière dans l’inflation globale observée, l’on obtient alors une mesure de l’inflation sous-jacente.

Dans la littérature empirique, il faut remarquer que même si théoriquement la caractérisation du noyau d’inflation ainsi faite est claire, cette approche n’a pas connu un grand succès en raison notamment des limites relatives à la décomposition de Solow. En effet, alors que pour Abramowitz (1956) cité par Villieu (2000), le résidu de Solow est une mesure de notre ignorance des causes de la croissance économique, Villieu (2019) remarque le caractère dangereux de cette décomposition dans le sens où il ne mesure pas seulement le progrès technique, mais aussi tous les facteurs autres que le capital et le travail ainsi que toutes les erreurs d’estimation. De plus, l’approche de Solow repose sur les hypothèses de concurrence parfaite, d’existence d’économies d’échelle (dont des rendements constants), de pleine utilisation des capacités de production et d’exogénéité de la croissance, qui sont évidemment remises en cause, avec d’une part les conclusions de la Nouvelle Synthèse qui reconnaissent dans les économies contemporaines l’existence d’imperfection de la concurrence et celles de diverses externalités, et d’autre part l’endogénéisation de la croissance, toutes choses qui invalident alors la décomposition de Solow (Villieu, 2000). Cette conclusion est en droite ligne de Burnside & Eichenbaum (1996), Baudchon (1997) et Passet & al. (1997) pour lesquels la remise en cause empirique d’au moins une seule des hypothèses de

---

15. La démonstration de cette propriété, qui s’inspire de l’encadré sur la détermination de la frontière des prix des facteurs dans Villieu (2000, p.27), est fournie à l’annexe B3.2.

16. Voir la démonstration à l’annexe B3.1.

Solow a pour incidence d'engendrer une mesure erronée des chocs technologiques, donc de la composante non-fondamentale de l'inflation et partant, de l'inflation sous-jacente.

Avant eux déjà, qualifiant le résidu de Solow de “boîte noire” des théories traditionnelles de la croissance, Hall (1989) précise qu'il est de ce fait très difficile à estimer car également contaminé par la demande. Cette difficulté est d'autant plus grande dans le cas des pays africains, notamment pétroliers (comme c'est le cas dans la CEMAC), où le progrès technique “apparent” est fortement instable. Enfin, pour reprendre Villieu (2000), avec toutes les insuffisances relevées sur l'approche de la mesure du progrès technique de Solow au regard des réalités empiriques pour expliquer la dynamique de la croissance, les théories de la croissance endogène sont une tentative pour endogénéiser le résidu de Solow, ce qui ôte à cette approche de mesure du noyau d'inflation toute portée empirique.

— *L'approche d'extraction de l'inflation fondamentale par les modèles économétriques*

Les mesures du noyau d'inflation rassemblées dans cette sous-catégorie sont fondées sur des modèles économétriques qui visent à décomposer les séries économiques en éléments permanent et transitoire au moyen d'une théorie économique sous-jacente. Ces approches se basent sur l'hypothèse de neutralité à long terme de la monnaie sur la sphère réelle pour dériver une mesure de l'inflation sous-jacente comme étant la part de l'inflation observée qui n'a pas d'effet à moyen et à long termes sur l'output réel. Elles supposent en d'autres termes la verticalité de la courbe de Phillips à long terme, de sorte que l'absence d'effets importants à long terme du choc non sous-jacent sur l'inflation est perçue comme un élément crucial d'un processus d'identification pertinent (Aucremanne & Wouters, 1999). La contribution pionnière dans cette direction est l'œuvre de Quah & Vahey (1995) au moyen d'un modèle structurel autorégressif vectoriel (SVAR) bivarié dans le cas du Royaume-Uni, contribution qui dérive une mesure d'inflation sous-jacente issue de la restriction de neutralité à long terme, sur l'output, des chocs permanents sur l'inflation.

A la suite de ce travail séminal, Fase & Folkertsma (1996) ont présenté une approche bivariée similaire, alors que plusieurs autres auteurs ont étendu celle-ci à des systèmes plus larges d'au moins trois variables dans le modèle SVAR, tout en se fondant sur le même schéma d'identification, au nombre desquels Blix (1995), Dewachter & Lustig (1997), Claus (1997), Gartner & Wehinger (1998), Aucremanne & Wouters (1999), Bjornland (2001), Jacquinot (2001), Bagliano & al. (2003) et Martel (2008). Dans la même veine, Bagliano & Morana (2003) ont utilisé l'approche par les tendances communes (*common trends approach*) proposée par King & al. (1991) puis Mellander & al. (1992), pour construire

une mesure d'inflation sous-jacente qui est cohérente avec les propriétés de long terme de la cointégration des séries temporelles, dans un modèle structurel mettant aux prises le taux d'inflation, le taux de croissance du stock nominal de monnaie, l'output et le prix du pétrole.

D'autres bases de la théorie ont également été utilisées pour donner un fondement économique aux mesures d'inflation sous-jacente construites. C'est notamment le cas avec (i) l'inflation corrigée du cycle économique (Roger, 1998a), (ii) le taux d'inflation anticipée à l'horizon d'impact de la politique monétaire (Blinder, 1977), (iii) un estimateur à composantes principales dans le domaine des fréquences (Morana, 2004), (vi) les modèles factoriels dynamiques (Stock & Watson, 1991; Bryan & Cecchetti, 1993; Cecchetti, 1997) et structurels (Morana, 2004), et (v) les modèles factoriels dynamiques à coefficients temporellement variables et volatilité stochastique (Stock & Watson, 2007; del Negro & Otrok, 2008; Chen, 2009; Blanchard & Gali, 2010; Baumeister & Peersman, 2013; Stock & Watson, 2015; Mertens & Nason, 2015; Garnier & al., 2015; Chan & al., 2013; Chan, 2017).

Dans une tout autre direction de cette sous-catégorie, Shao (2016) a élaboré une mesure de l'inflation sous-jacente adossée à la courbe de Phillips néo-keynésienne (NKPC) dans un modèle espace-état mettant en relation les valeurs retardées, observées et avancées (anticipées) de l'inflation, l'output gap et d'autres variables macroéconomiques. Dans ce modèle, qui suppose (i) l'absence de choc d'offre, (ii) l'égalité du PIB à son potentiel et (iii) l'origine exclusivement monétaire de l'inflation à long terme, l'inflation sous-jacente est considérée comme une composante inobservable décrite par un processus de marche aléatoire sans dérive, telle que :

$$\pi_t = \pi_t^c + \alpha y_t + \beta_t X_t + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

$$\pi_t^c = \pi_{t-1}^c + \nu_t \quad (2.6)$$

avec  $X_t$  un vecteur de chocs nominaux et réels,

$$\varepsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \delta_1^2)$$

$$\nu_t \sim \mathcal{N}(0, \delta_2^2)$$

Selon Shao, le choix de ce modèle estimé avec un filtre de Kalman a pour avantages la réduction de la volatilité des estimateurs et la fourniture d'une trajectoire plus stable de l'inflation à long terme.

## 2.2.2 Revue des éléments de controverse sur les mesures de l'inflation sous-jacente à la lumière de travaux empiriques

La revue de littérature des mesures de l'inflation sous-jacente met en lumière une panoplie d'outils proposés pour déterminer la tendance fondamentale à long terme du niveau général des prix. Cette abondance est le résultat de plusieurs controverses entourant les mesures regroupées dans les différentes catégories axées surtout sur des considérations essentiellement empiriques. La vérité à la base de cette situation est pointée par Fournier (2005) qui relève que dès lors qu'il n'existe pas de manière incontestable d'extraire le signal d'une série temporelle, de nombreuses méthodes sont envisageables. En conséquence, il n'est pas surprenant de constater avec Wynne (2008) l'absence de consensus quant à l'identification de la "meilleure" mesure de l'inflation sous-jacente.

Deux directions peuvent être soulignées dans la confrontation des diverses approches d'extraction de la composante structurelle de l'inflation, à savoir la robustesse des outils statistiques mobilisés et la pertinence pour la conduite de la politique monétaire des mesures proposées. En ce qui concerne les investigations menées dans cette étude, l'accent est volontairement mis sur cette deuxième direction, eu égard à l'objectif poursuivi afin d'approfondir un tant soit peu le dispositif d'aide à la décision de la BEAC.

Dans cette seconde direction, la Banque du Canada est l'une des institutions la plus avancée dans l'utilisation des mesures de l'inflation sous-jacente pour la conduite de sa politique monétaire. Elle en a régulièrement évalué les performances, avec notamment Macklem (2001) et Khan & al. (2015). Ces derniers auteurs évaluent diverses mesures de l'inflation sous-jacente au moyen d'une batterie de critères et observent que les indicateurs à exclusion de composantes volatiles (classe des approches subjectives) font piètre figure comparativement aux indicateurs concurrents des autres catégories<sup>17</sup>. Dans le cas de la Turquie, Berkem (2002) montre que la mesure par la méthode de l'inflation médiane est préférable à celle par l'exclusion des composantes alimentation et énergie de l'indice des prix à la consommation sur la période d'analyse, 1981 :1-2000 :12. Il précise cependant qu'en présence de cointégration des séries ou de tendance à long terme, la moyenne tronquée est préférable à la médiane. En ce qui concerne les Etats-Unis, comparant trois mesures de l'inflation sous-jacente, à savoir la moyenne tronquée, la médiane pondérée et l'indice hors alimentation et énergie, Marques & al. (2003) trouvent également que la médiane pondérée est préférable comme mesure du noyau d'inflation.

---

17. Dans le cas de la Tunisie, Lassoued (2008) arrive plutôt à la conclusion de la supériorité de l'IPC hors alimentation comme mesure de l'inflation sous-jacente, même s'il reconnaît l'importance des autres mesures alternatives en matière d'analyse conjoncturelle.

Dans la poursuite de ces comparaisons, en se basant sur un échantillon de pays de l'OCDE, de janvier 1994 à mars 2015, Pincheira & al. (2016) recommandent plutôt une pondération prudente dans l'exclusion des composantes alimentaires et de l'énergie dans l'indice des prix à la consommation quand on évalue la taille des stimuli monétaires. Enfin, en exploitant l'information contenue dans les séries temporelles désagrégées des données de l'inflation, Gamber & Smith (2016) précisent que la "meilleure" mesure de l'inflation sous-jacente viendrait davantage de l'estimation de poids optimaux que de l'imposition de poids basés sur la persistance des composantes ou des facteurs sous-jacents estimés à partir des composantes principales. En définitive, s'agissant des approches subjectives, et dans leur comparaison avec les estimateurs à influence limitée, les principales limites fréquemment mentionnées sont d'une part, leur incapacité à faire abstraction des chocs temporaires inattendus, et d'autre part, le fait que l'exclusion systématique et à toutes les périodes de composantes pas toujours volatiles a pour conséquence fâcheuse une perte d'information qui pourrait s'avérer indispensable à la compréhension de l'inflation tendancielle.

A propos de la Banque du Canada encore, Khan & al. (2015) notent que les mesures telles que la moyenne tronquée (estimateur à influence limitée) et la composante commune de l'indice des prix à la consommation (approche adossée à un modèle factoriel) se démarquent avantageusement car elles captent mieux les variations durables des prix et suivent habituellement l'évolution des déterminants macroéconomiques de l'inflation. Schembri (2017) arrive à la même conclusion à propos des trois mesures de l'inflation sous-jacente utilisées par la Banque du Canada, dont deux indicateurs dans la catégorie des estimateurs à influence limitée, "IPC-tronq" (moyenne tronquée) et "IPC-med" (médiane pondérée), et un indicateur dans la catégorie des mesures adossées à un modèle économique, "IPC-comm" (modèle d'analyse factorielle). Selon lui en effet, ces trois mesures sont à peu près exemptes de biais, affichent une plus grande persistance que l'inflation mesurée par l'indice des prix à la consommation et sont liées aux déterminants macroéconomiques sous-jacents dont l'output gap. Cette conclusion à propos des estimateurs à influence limitée n'emporte cependant pas l'adhésion de Wynne (2008) notamment.

De l'avis de Wynne (2008), les mesures de l'inflation sous-jacente proposées par Bryan & Pike (1991) et Bryan & Cecchetti (1994) omettent des changements importants dans les prix relatifs induits par les taxes indirectes, alors que ces évolutions correspondraient à de grandes variations dues aux autres facteurs tels que les développements dans l'offre ou la demande sur les marchés de biens ou de services spécifiques. Par conséquent, ils ne seraient pas adaptés pour l'objectif assigné aux mesures d'inflation fondamentale dans le processus de politique monétaire.

C'est dans la même veine que dans le cas des Etats-Unis, Gospodinov (2016), après avoir souligné l'insaisissable prédictibilité notoire du noyau d'inflation tout au long de la période d'après guerres, indique que le cadre prédictif standard et la littérature contemporaine pour relever le défi posé par cette difficulté se sont tournés vers les modèles à composantes inobservables (Stock & Watson, 2007) et les données désagrégées (Stock & Watson, 2015). Malgré cette précision, il convient de noter avec la Banque du Canada<sup>18</sup> (2011) qu'aucune de ses mesures de l'inflation fondamentale ne rend parfaitement compte de la tendance sous-jacente de l'inflation à un moment particulier dès lors qu'elles sont elles-mêmes aussi influencées par des facteurs transitoires. Ainsi, comme pour les approches subjectives, la principale critique faite aux estimateurs à influence limitée tient au caractère purement subjectif du choix du seuil de troncature de la mesure utilisée, ce qui pénaliserait également la suppression d'une information potentiellement utile à l'explication de l'inflation tendancielle.

La solution pour le besoin d'obtention d'une mesure ayant un fondement économique avéré pourrait de ce fait être recherchée dans la direction proposée par Quah & Vahey (1995). Pour eux en effet, il n'y a aucune justification rationnelle pour supposer que les changements dans l'inflation tendancielle sont une marche aléatoire, et aucun fondement à la pensée que l'inflation sous-jacente est le résultat d'une quelconque procédure arbitraire de lissage ou de filtrage. Ils relèvent également que la méthode de détermination de l'inflation sous-jacente basée sur l'exclusion de certains postes de l'indice des prix à la consommation est totalement erronée, et proposent au contraire une approche fondée sur une hypothèse économique explicite de long terme.

Les travaux de Jacquinet (2001) sur l'Allemagne, la France et le Royaume-Uni, et Mialou (2002) sur l'Afrique du Sud et le Gabon, implémentent exactement cette méthodologie. De même, pour mesurer l'inflation sous-jacente dans 11 Etats membres de la Banque Centrale Européenne, sur la période 1981(1)-2000(2), Garcia & al. (2005) appliquent la méthode de Blanchard & Quah (1989) à un VAR structurel agrégeant les données de ces États, pour le taux de croissance du PIB réel, le taux d'inflation trimestriel mesuré par la variation de l'IHPC et le taux de croissance de la masse monétaire (M3). A la différence de Blanchard & Quah, ils se réfèrent aux deux "piliers" de la stratégie de la BCE<sup>19</sup>, pour construire le cadre de base des restrictions de long terme fondées sur la théorie économique, dans le

---

18. Banque du Canada, "*Reconduction de la cible de maîtrise de l'inflation*," Document d'information, Novembre 2011.

19. Dans le cadre de cette stratégie, en plus du suivi de l'inflation, la BCE se préoccupe également de l'exploitation de l'information contenue dans l'évolution des agrégats de monnaie afin d'y déceler éventuellement un signal à même d'engendrer des développements inattendus du niveau général des prix dans la Zone euro.

schéma d'identification de leur système à trois équations.

Il convient également de noter qu'à la suite de Quah & Vahey (1995), et dans la lignée des indicateurs d'inflation sous-jacente adossés à des modèles structurels, Aucremanne & Wouters (1999) construisent, avant toute évaluation empirique, un modèle théorique de type "RBC (*Real Business Cycle*)" pour une petite économie ouverte avec rigidité des prix et des salaires et introduction de la monnaie dans la fonction d'utilité du ménage représentatif. Sur cette base, ils essaient de montrer l'optimalité de la politique monétaire en réaction aux différents chocs qui affectent l'économie et établissent théoriquement qu'à l'opposé de la sagesse conventionnelle, les réponses optimales à un choc positif de demande et à un choc négatif d'offre sont très similaires ainsi que l'ont prouvé Goodfriend & King (1997) et Svensson (1998). Leurs résultats établissent aussi qu'une des meilleures options pour la politique monétaire est de ne pas réagir à l'impact direct sur l'inflation, des chocs sur les prix de l'énergie ou des chocs similaires sur des prix flexibles, et que si ces chocs ont des effets de second tour importants au-delà ou au-dessous de leur impact immédiat sur l'IPC, alors une réaction de la politique monétaire est toujours indiquée. Afin de conforter ces conclusions avec l'appui des évidences empiriques sur les Etats-Unis, l'Allemagne et la Belgique sur la période janvier 1979 - août 1998, Aucremanne & Wouters estiment alors un modèle VAR structurel pour un système à cinq variables endogènes, à savoir le taux de croissance réel, le taux d'inflation, le taux d'intérêt de court terme, le taux de variation du taux de change réel et les changements des cours mondiaux du pétrole. Dans ce modèle, les auteurs distinguent cinq chocs structurels (un choc d'offre agrégée, un choc de demande agrégée, un choc monétaire, un choc sur le taux de change et un choc sur les prix de l'énergie) et observent qu'avec un schéma d'identification à la Quah & Vahey (1995), ces modèles SVAR confirment dans une large mesure leurs résultats théoriques.

Au total, il peut être souligné que le principal avantage des approches de mesure de l'inflation sous-jacente adossées à des modèles structurels tient au fait que chacune d'elles fournit un indicateur qui a une interprétation économique claire, même si leur usage parmi les banques centrales n'est pas répandu en liaison avec la complexité relative des modèles économétriques mobilisés. En effet, sur l'utilisation des indicateurs d'inflation sous-jacente par les banques centrales dans la conduite de leurs politiques monétaires respectives, Wynne (2008) dresse un aperçu synoptique qui rapporte que si la BCE et la Banque du Japon donnent la primauté à l'indice des prix à la consommation, la *Federal Reserve*, la Banque d'Angleterre, la *Reserve Bank of New-Zealand (RBNZ)*, la Banque d'Australie et la Banque de Suède (*Riksbank*) accordent une grande importance à l'inflation sous-jacente. A ce titre, Wynne cite notamment les travaux de Roger (1995, 1997, 1998b) et Giannone & Matheson (2006) sur l'utilisation par la RBNZ de deux mesures

d'inflation sous-jacente à savoir "CPIX" et "CPI-med" (respectivement l'IPC excluant les services de crédits et la médiane pondérée). La BoE utilise également une panoplie d'indicateurs telle que rapportée dans plusieurs de ses documents de travail, dont Cutler (2001), Bakhshi & Yates (1999), Beaton & Fischer (1995) et Quah & Vahey (1995). Pour la Banque de Suède, outre les indicateurs UN1X et UNDINHX<sup>20</sup>, elle suit également d'autres mesures décrites dans les travaux de Blix (1995) et Nessén & Söderström (2000). Enfin, les indicateurs d'inflation sous-jacente utilisés par la Banque d'Australie sont présentés dans Kearns (1998), Roberts (2005) et Brischetto & Richards (2006). Pour les Etats-Unis enfin, la gamme des indicateurs de noyau d'inflation suivis découle entre autres de Bryan & Cecchetti (1993, 1994) et Cecchetti (1997).

La revue de la pratique des banques centrales révèle qu'aucune d'elles n'utilise une seule mesure de l'inflation sous-jacente, les différents indicateurs ayant à différents moments des apports que n'auraient pas les mesures alternatives. Cette situation renforce l'avis de Bordes (2007) suivant lequel toute politique monétaire qui serait fondée uniquement sur l'inflation sous-jacente risquerait d'être insuffisamment réactive. Ce que confirme Schembri (2017) lorsqu'il soutient qu'aucune mesure de l'inflation fondamentale ne parvient à éliminer entièrement tous les types de chocs temporaires dont une banque centrale souhaiterait faire abstraction dans la conduite de sa politique monétaire, faisant ainsi écho à Wynne (1999) qui avait déjà remarqué l'absence de consensus sur la meilleure mesure du noyau d'inflation, en dépit de son rôle central dans la conduite de la politique monétaire.

### **2.2.3 Éléments de consensus autour des mesures de l'inflation sous-jacente**

En dépit des controverses évoquées précédemment sur les différentes catégories et mesures d'inflation sous-jacente quant à leur rôle dans la conduite de la politique monétaire, un consensus émerge à au moins deux niveaux parmi les économistes des banques centrales.

Au niveau premièrement des caractéristiques de ces mesures, Khan & al. (2015) relèvent que malgré les lacunes identifiées sur toutes les mesures d'inflation fondamentale, il demeure néanmoins préférable de les utiliser comme compléments à l'analyse approfondie de l'inflation et des pressions sur les capacités de production, de sorte à éclairer efficacement les processus d'élaboration de la politique monétaire. Pour cela, les cinq conclusions suivantes, qui ressortent de l'étude comparative de Catte & Slok (2005) sur les économies

---

20. UN1X, IPC excluant les dépenses d'intérêt et les effets directs et indirects des taxes distorsives et subventions ; et UNDINHX, même indicateur que précédemment, excluant en plus les biens importés, et basé sur un modèle inspiré de Apel & Jansson (1999).

du G3, du Royaume-Uni et du Canada, rapportées par Bordes (2007), ne doivent pas être ignorées :

1. l'inflation sous-jacente est généralement moins volatile que l'inflation totale ;
2. habituellement l'inflation totale semble converger vers l'inflation sous-jacente à un horizon entre un et deux ans ;
3. certaines mesures de l'inflation sous-jacente sont souvent biaisées ;
4. aucune mesure ne constitue un indicateur avancé de l'inflation totale directement utilisable par une banque centrale ;
5. les performances relatives des différentes mesures de l'inflation varient d'une économie à l'autre.

Au niveau deuxièmement de la mise en œuvre de la stratégie de détermination du noyau d'inflation, Donath & Dima (2003) soulignent le caractère inapproprié du recours aux approches microéconomiques de type "théorie du coût de la vie" pour adresser celle-ci. Ils recommandent plutôt une approche macroéconomique, qui au demeurant est plus pertinente, car l'inflation génère indubitablement des effets pervers dans tout le système économique. A ce stade, Morana (2004) précise en accord avec Bryan & Cecchetti (1994) qu'il existe un consensus sur le cadre théorique de référence et sur les propriétés que devraient satisfaire un « bon indicateur d'inflation sous-jacente », à savoir être hautement persistant (*i*), être tourné vers le futur ou "*forward-looking*" (*ii*), et être lié à la dynamique monétaire impulsée par l'autorité monétaire (*iii*). Silver (2007) s'étend plus amplement sur les propriétés que se doit de posséder un bon indicateur de mesure de l'inflation sous-jacente, qui sont :

- être une mesure crédible lorsqu'utilisée pour spécifier la cible d'inflation et pour communiquer les décisions de politique monétaire (Roger, 1998b) ;
- être compréhensible par le public et ne pas faire l'objet de révisions significatives et fréquentes (Wynne, 1999) ;
- être robuste, si utilisé comme un outil d'analyse décisionnelle dans le sens où il performe bien dans la distinction des composantes persistante et transitoire de l'inflation (Roger, 1998b) ;
- être calculable en temps réel et sans difficulté majeure ;
- être un bon indicateur des anticipations prospectives (*forward-looking*) pour mieux guider les décisions de politique monétaire, c'es-à-dire la mesure de l'inflation sous-jacente devrait exhiber de grandes capacités prédictives pour la prévision de la trajectoire future de l'inflation (Wynne, 1999) ; et
- l'inflation observée devrait à long terme converger vers l'inflation sous-jacente, mais le contraire ne devrait pas être si l'inflation sous-jacente est appelée à aider

à anticiper la trajectoire future vraisemblable de l'inflation (Marques & al., 2003).

Johnson (1999), qui convient justement de ces propriétés théoriques, insiste par ailleurs sur le fait que les autorités de politique monétaire ont nécessairement besoin de disposer de moyens de discrimination entre les mesures de l'inflation sous-jacente. Il reconnaît cependant qu'un tel exercice est rendu complexe par l'absence de critère formel qui permettrait de jauger la précision de la mesure du noyau d'inflation, et suggère en conséquence qu'il serait raisonnable de considérer les mesures candidates à la qualité de leur adéquation et leur pertinence aux problèmes de politique économique traités.

Du point de vue des banques centrales enfin, il peut être noté avec la Banque Nationale de Pologne, dans NBP (2018), que les propriétés les plus importantes d'une mesure de l'inflation sous-jacente tiennent aux caractéristiques essentielles suivantes :

- elle approxime la trajectoire à moyen et long termes de l'évolution du niveau général des prix dans l'économie ;
- elle caractérise la composante de l'inflation qui est fortement liée à l'objectif final de la politique monétaire plutôt que les composantes résiduelles, et qui est par conséquent sensible aux décisions de politique monétaire ;
- elle illustre les tendances des changements des prix ajustés des évolutions périodiques et saisonnières, aussi bien que les ruptures soudaines causées par des chocs d'offre, lesquels n'ont couramment qu'une nature temporaire ;
- elle est moins volatile que l'inflation observée ;
- les changements dans sa dynamique permettent *ex post* d'apprécier l'orientation et la magnitude de l'impact sur l'inflation de la politique monétaire mise en œuvre.

#### **2.2.4 Bilan de la littérature et choix d'une approche théorique pour la CEMAC**

Au terme de la revue de la littérature sur les principales mesures théoriques du noyau d'inflation et des évaluations empiriques de leur pertinence pour la conduite de la politique monétaire, un constat se dégage, à savoir aucune des mesures proposées n'est supérieure à toutes les autres. Et c'est d'ailleurs ce qui justifie pourquoi les banques centrales utilisent la plupart du temps, non pas une seule mesure de l'inflation sous-jacente, mais au moins deux, afin d'avoir une meilleure lecture de l'évolution de l'inflation fondamentale. Bien entendu, le consensus parmi les banques centrales et le milieu académique se fait cependant autour des propriétés que doit satisfaire un bon indicateur d'inflation sous-jacente quelle que soit sa catégorie. Par conséquent, toute évaluation empirique d'une mesure envisagée doit nécessairement procéder à la vérification desdites propriétés, pour permettre que soit

érigée en indicateur pertinent pour l'élaboration et la conduite de la politique monétaire, la mesure correspondante.

La recherche de ce type d'indicateurs en ce qui concerne la CEMAC devrait donc s'orienter vers la validation a posteriori de toute mesure explorée. Dans cette zone monétaire, il y a lieu de noter que les services de conjoncture de la Banque des États de l'Afrique Centrale (BEAC) suivent déjà des indicateurs d'inflation sous-jacente de type subjectif, avec la méthode des poids nuls pour les composantes alimentation et énergie, et de type estimateur à influence limitée, avec la mesure adossée à une moyenne tronquée. Le gap à combler, de notre modeste point de vue, consisterait à proposer dans le cadre de l'élaboration et de la conduite de la politique monétaire de la BEAC, un indicateur d'inflation sous-jacente adossé à une approche structurelle découlant d'une modélisation multivariée. En plus d'approximer de manière satisfaisante la trajectoire à moyen et à long termes du niveau général des prix, cet indicateur devra correspondre à la composante de l'inflation liée à l'objectif final de la politique monétaire, donc influençable par les décisions de politique monétaire de la Banque Centrale. Cette distinction sera notamment faite en référence à l'approche de Quah & Vahey (1995) d'après lesquels la mesure de l'inflation sous-jacente correspondrait à la composante reconstituée à partir du processus générateur de données caractéristique du modèle économique structurel suivant le choc qui n'aurait aucun impact à (moyen) long terme sur le revenu réel.

Dans cette optique, comme ancrage théorique pour la CEMAC dont l'économie est fortement tributaire des exportations<sup>21</sup> de pétrole et de gaz, et demeure par ailleurs vulnérable aux aléas négatifs sur les marchés mondiaux de ces produits, nous retiendrons le modèle de Bagliano & al. (2003) qui étend justement l'approche de Quah & Vahey (1995) à un système multivarié (plus de deux variables) incluant le prix du pétrole. De plus, le degré d'ouverture<sup>22</sup> au commerce international de 1987 à 2019 qui est estimé autour de 28% selon les chiffres de la BEAC, indique le caractère extraverti de l'économie de la CEMAC, une région dans laquelle les chocs d'offre, au cœur des mécanismes économiques, sont prépondérants par rapport aux chocs de demande, comme cela est montré plus loin dans la décomposition historique des chocs ayant affecté cette zone. Cette précision a le mérite d'être apportée étant donné que l'approche d'extraction du noyau d'inflation retenue ici

---

21. En effet, tandis qu'en 2010 les exportations de pétrole et de gaz brut représentaient 81% du total des exportations de la CEMAC, dont 74% pour le pétrole, selon la BEAC ([https://www.beac.int/wp-content/uploads/2016/10/Rapport\\_2010.pdf](https://www.beac.int/wp-content/uploads/2016/10/Rapport_2010.pdf), p.257), en 2017 elles représentaient jusqu'à 90,4% du total des exportations, dont 77,2% pour le pétrole ([https://www.beac.int/wp-content/uploads/2016/10/RAPPORT-ANNUEL-BEAC-2017-version\\_-30oct181.pdf](https://www.beac.int/wp-content/uploads/2016/10/RAPPORT-ANNUEL-BEAC-2017-version_-30oct181.pdf), p.172).

22. Le degré d'ouverture économique est donné par la moyenne des exportations ( $X$ ) et importations ( $Z$ ) rapportée à deux fois le PIB ( $Y$ ), soit  $\frac{X + Z}{2Y}$ .

dépend à juste titre de l'identification de la nature desdits chocs. Pour la définition de la *core inflation*, Bagliano & al. considèrent qu'elle correspond à la prévision à long terme de l'inflation obtenue à partir d'un petit modèle à tendances communes à la Stock & Watson (1991) et King & al. (1991), prévisions construites autour d'une relation d'équilibre de long terme entre l'inflation et les variables qui sont supposées être ses déterminants à long terme, comme le taux de croissance réelle et la quantité de monnaie.

## 2.3 Approche méthodologique pour la mesure de l'inflation sous-jacente dans la CEMAC

Avant de présenter les méthodes de détermination du noyau d'inflation au moyen de modèles multivariés ainsi que proposés par Quah & Vahey (1995) et Bagliano & al. (2003), comme retenus précédemment, quelques généralités sur les modèles économétriques sous-jacents sont nécessaires. A cette fin, la suite de cette section présente sommairement les modèles vectoriels autorégressifs structurels (SVAR) de type "*B-Model*" et à correction d'erreur structurels (SVECM), en vue de l'extraction de tendances communes.

### 2.3.1 Généralités sur les modèles structurels SVAR et SVEC

#### 2.3.1.1 Généralités sur le modèle SVAR de type "B-model"

Le point de départ des modèles SVAR pour la description du processus générateur de données d'un  $k \times 1$  vecteur ( $k > 1$ )  $y_t$  est le modèle vectoriel autorégressif standard à  $p$  retards -VAR( $p$ )- spécifié généralement tel que :

$$y_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 y_{t-1} + \Gamma_2 y_{t-2} + \dots + \Gamma_p y_{t-p} + u_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (2.7)$$

où les  $\Gamma_i$ ,  $i = 1, \dots, p$ , sont des  $k \times k$  matrices de paramètres inconnus,  $\Gamma_0$  est un  $k \times 1$  vecteur de paramètres inconnus, et  $u_t$  est un terme d'erreur aléatoire dont les occurrences  $\{\varepsilon_t\}_{t=1}^T$  sont identiquement distribuées, de moyenne nulle et de matrice de variance-covariance  $\Omega = \mathbb{E}(u_t u_t')$ , dont le polynôme caractéristique,  $\Gamma(z) = |I_k - \Gamma_1 z - \Gamma_2 z^2 - \dots - \Gamma_p z^p|$ , a toutes ses racines à l'extérieur du disque unité, c'est-à-dire, les solutions  $z$  de l'équation  $\Gamma(z) = 0$  sont toutes de module supérieur à 1, telles que  $|z| > 1$ .

Pour l'introduction du SVAR( $p$ ) de type "*B-model*", Lütkepohl (2005) par exemple souligne que pour des séries économiques, il est garanti que les résidus du modèle standard ci-dessus sont corrélés, donc la matrice  $\Omega$  n'est pas diagonale. Par conséquent, il est possible de rechercher un  $k \times 1$  vecteur d'innovations structurelles<sup>23</sup> indépendantes et iden-

23. Les innovations structurelles sont encore appelées chocs structurels.

tiquement distribuées,  $\varepsilon_t$ , de moyenne nulle et de matrice de variance-covariance identité ( $I_k$ ), tel que les erreurs,  $u_t$ , pourraient s'écrire à chaque instant comme des combinaisons linéaires des innovations structurelles,  $\varepsilon_t$ , comme suit :

$$u_t = B\varepsilon_t, \quad \forall t \quad (2.8)$$

où  $B$  est une  $k \times k$  matrice non singulière de paramètres inconnus. D'où l'appellation "*B-model*". Suivant cette écriture, la matrice de variance-covariance  $\Omega$  des erreurs du modèle standard s'écrit aussi en fonction de la matrice  $B$ , telle que :  $\Omega = BB'$ .

L'intérêt de la représentation du processus générateur des données de  $\{y_t\}_{t=1}^T$  dans (2.7) en fonction des chocs structurels réside dans le fait qu'elle permet de raconter une histoire économique de l'évolution de ce processus. Pour ce faire, le travail consiste à décomposer ce processus de manière à identifier une matrice  $B$  unique pour la description des erreurs suivant les chocs structurels.

La  $k \times k$  matrice  $\Omega$  est par définition symétrique, car c'est une matrice de variance-covariance. Elle comporte de ce fait  $\frac{k(k+1)}{2}$  paramètres distincts. La  $k \times k$  matrice  $B$  a en revanche  $k^2$  paramètres inconnus à estimer en fonction des paramètres de  $\Omega$ . Dès lors, il s'agit de trouver la matrice  $B$  qui résout le système sous-identifié de  $\frac{k(k+1)}{2}$  équations à  $k^2$  inconnues, donné par la factorisation  $\Omega = BB'$ , où les paramètres de  $\Omega$  sont directement issus de l'estimation par les moindres carrés ordinaires du modèle VAR(p) standard.

Comme le système est sous-identifié, sa résolution mène à une infinité de solutions pour la matrice  $B$ . Afin d'obtenir une factorisation unique de  $\Omega$ , le système devra être juste identifié, ce qui revient à imposer  $k^2 - \frac{k(k+1)}{2} = \frac{k(k-1)}{2}$  restrictions aux éléments de la matrice  $B$ .

### Identification de la matrice $B$

L'une des méthodes la plus répandue en économétrie pour l'identification de la matrice  $B$  de façon unique mobilise le théorème de Cholesky.

#### **Théorème 2.3.1 (Théorème de Cholesky).**

*Si  $A$  est une  $k \times k$  matrice symétrique strictement définie positive, il existe une  $k \times k$  matrice triangulaire inférieure unique non nulle  $L = (l_{ij})_{1 \leq i, j \leq k}$ , avec  $l_{ij} = 0, \forall i < j$ , telle que :*

$$A = LL'$$

Ainsi, en vertu du théorème de Cholesky, la matrice de variance-covariance  $\Omega$  étant symétrique et strictement définie positive, la matrice  $B$  recherchée peut être choisie comme triangulaire inférieure, ce qui revient à imposer les restrictions  $b_{ij} = 0, \forall i < j, 1 \leq i, j \leq k$ .

Cette démarche est surtout mobilisée dans les travaux empiriques avec des modèles avec plus de  $k \geq 4$  composantes dans le vecteur  $y_t$ , étant données les difficultés techniques pour trouver au moins  $\frac{k(k-1)}{2} = 6$  restrictions identifiantes qui feraient sens au plan de la théorie économique. En effet, la factorisation par le théorème de Cholesky est une approche subjective et "a-théorique", ce qui en limite la pertinence lorsque l'analyse exige de s'ancrer à une théorie économique sous-jacente expliquant les effets attendus des chocs structurels sur les variables endogènes du modèle.

Une telle exigence mobilise en général des considérations à court terme et à long terme. Si les considérations à court terme peuvent être prises en compte en imposant directement des restrictions sur les paramètres de la matrice  $B$  sans autre transformation, celles à long terme nécessitent que soit explicitée la matrice des effets de long terme des chocs structurels sur les variables d'intérêt du système ( $y_t$ ). Afin d'explicitier la matrice d'impact de long terme du modèle SVAR, il peut être noté qu'avec la condition de stabilité de son polynôme caractéristique ( $|z| > 1, \forall z$ ), et en vertu du théorème de Wold, le modèle de l'équation (2.7) peut être exprimé sous une forme moyenne mobile vectorielle infinie  $-VMA(\infty)$ -équivalente telle que :

$$y_t = \Psi_0 + \Theta(L)u_t = \sum_{j=0}^{\infty} \Theta_j B \varepsilon_{t-j} \quad (2.9)$$

avec  $\Theta(z) = \Gamma(z)^{-1}$ ,  $\Theta_0 = I_k$ ,  $\sum_{j=0}^{\infty} \|\Theta_j\| < \infty$ , et  $\Psi_0$  est un  $k \times 1$  vecteur de paramètres. Ainsi, pour l'identification du modèle structurel suivant les effets attendus à long terme, les restrictions doivent être imposées dans les éléments de la matrice correspondante :

$$\Xi_{\infty} = \Theta(1)B = \sum_{j=0}^{\infty} \Theta_j B = (I_k - \Gamma_1 - \Gamma_2 - \dots - \Gamma_p)^{-1} B$$

### 2.3.1.2 Généralités sur le modèle SVEC

Comme point de départ de la présentation du modèle structurel vectoriel à correction d'erreurs, il peut être repris le processus générateur de données décrit dans l'équation (2.7). La *transformée de Fuller* permet d'écrire celui-ci de façon équivalente sous la forme à correction d'erreurs comme suit :

$$\Delta y_t = \Gamma_0 + \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi_i \Delta y_{t-i} + u_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (2.10)$$

où  $\Pi = -I_k + \sum_{i=1}^p \Gamma_i$  et  $\Phi_i = -\sum_{j=i+1}^{p-1} \Gamma_j$ .

Sous l'hypothèse que la matrice  $\Pi$  est de rang réduit<sup>24</sup>  $r$ ,  $0 < r \leq k-1$ , alors il existe dans  $\Pi$ ,  $r$  colonnes indépendantes qui sont des combinaisons linéaires de ses autres colonnes. On dit que les composantes de  $y_t$  sont cointégrées<sup>25</sup>.

Dans ces conditions alors, le *théorème de représentation de Granger* établit que cette matrice peut être factorisée en un produit de deux  $k \times r$  matrices de rang réduit  $r$ , telle que  $\Pi = \alpha\beta'$ , où les  $\beta'y_t$  sont les  $r$  relations de cointégration décrivant le comportement du processus  $y_t$  à long terme. De plus, en tenant compte de l'absence d'indépendance des termes d'erreurs décrite par (2.8), l'expression dans (2.10) s'écrit :

$$\Delta y_t = \Gamma_0 + \alpha\beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi_i \Delta y_{t-i} + B \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (2.11)$$

C'est la forme générale d'un modèle structurel vectoriel à correction d'erreurs cointégré. Le polynôme caractéristique de ce modèle est :

$$C(z) = (1-z)I_k - \alpha\beta' z - \sum_{i=1}^{p-1} \Phi_i (1-z)z^i$$

avec, du fait de la satisfaction de l'hypothèse de cointégration, la validité des deux hypothèses suivantes est acquise :

1.  $\det C(z) = 0 \implies |z| > 1$  ou  $z = 1$  (ce sont les conditions de stabilité du processus générateur de données) ;
2. Le nombre de racines  $z = 1$  est exactement  $k - r$ .

Sur la base de ces généralités du modèle SVEC il est alors possible d'introduire successivement les approches pour la détermination des tendances communes et d'identification des chocs structurels respectivement.

### Détermination des tendances communes dans un modèle SVEC

Les conditions de stabilité du modèle SVEC étant supposées réunies, le théorème de Wold permet d'écrire le modèle sous forme moyenne mobile vectorielle infinie, dont la décomposition correspondante de Beveridge-Nelson en composantes permanente et transitoire est la suivante :

$$y_t = \Xi_\infty \sum_{i=1}^t u_i + \sum_{j=0}^{\infty} \Xi_j^* u_{t-j} + y_0^* \quad (2.12)$$

---

24. Il y a lieu de relever que si cette matrice est de rang nul ( $r = 0$ ) le processus générateur de  $y_t$  est décrit par un modèle VAR standard en différences premières, tandis que si elle est de plein rang colonnes ( $r = k$ ), ce processus  $y_t$  est décrit par un VAR standard en niveau, comme dans (2.7).

25. Voir par exemple Lütkepohl (2005) ou Pfaff (2008) pour davantage de détails.

avec

$$\Xi_\infty = \beta_\perp \left[ \alpha'_\perp \left( I_K - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \right) \beta_\perp \right]^{-1} \alpha'_\perp, \quad \sum_{j=0}^{\infty} |\Xi_j^*| < \infty \text{ et } \lim_{j \rightarrow \infty} \Xi_j^* = 0.$$

où  $\alpha'_\perp \alpha_\perp = O_r$ ,  $\beta'_\perp \beta_\perp = O_r$ ,  $\alpha'_\perp \alpha = O_k$  et  $\beta'_\perp \beta = O_k$ .

Dans (2.12),  $\Xi_\infty \sum_{i=1}^t u_i$  est la partie affectée de racine(s) unitaire(s) ou partie intégrée, qui correspond à la composante permanente de la dynamique de  $y_t$ . Elle est formée de  $k - r$  "tendances stochastiques communes" (*stochastic common trends component*)<sup>26</sup> qui orientent le processus en captant les effets à long terme des chocs structurels. En revanche,  $\sum_{j=0}^{\infty} \Xi_j^* u_{t-j}$  est la partie intégrée d'ordre zéro qui correspond à la composante transitoire de la dynamique de  $y_t$ , formée de  $r$  effets transitoires. Enfin,  $y_0^*$  capture les conditions initiales du processus générateur de données de  $y_t$ . L'analyse des effets à court et à long termes des chocs structurels sur le système générateur des données dans le modèle SVEC nécessite, à l'instar du modèle SVAR, l'identification des chocs structurels en fonction des erreurs. Cette exigence est l'objet de la sous-section suivante.

### Identification des chocs transitoires et permanents dans un SVEC

Comme dans le cas du modèle VAR structurel et afin de raconter une histoire économique sur la dynamique du système décrit par  $y_t$  dans le modèle SVEC, les relations entre les erreurs de mesure ( $u_t$ ) et les chocs structurels ( $\varepsilon_t$ ) doivent être clairement explicitées et de manière unique. Cela se fait à travers l'identification des paramètres de la matrice  $B$ , telle que :  $u_t = B \varepsilon_t$ . A la différence du SVAR, Lütkepohl (2005) relève que pour le modèle SVEC, il y aurait des avantages à exploiter les propriétés inhérentes à la cointégration des variables pour mener correctement l'analyse structurelle.

Pour ce faire, en remplaçant  $u_t$  donné par l'équation (2.8) dans la décomposition de Beveridge-Nelson du système SVEC (2.12), il vient l'écriture équivalente suivante :

$$y_t = \Xi_\infty B \sum_{i=1}^t \varepsilon_i + \sum_{j=0}^{\infty} \Xi_j^* B \varepsilon_{t-j} + y_0^* \quad (2.13)$$

---

26. En prenant le polynôme caractéristique  $\Gamma(z)$  du modèle VAR(p) standard et son polynôme inverse  $\Theta(z)$ , Lütkepohl (2005) montre que les matrices  $\Xi_j^*$  sont déterminées à partir des paramètres du modèle standard, et leurs expressions respectives sont données par :

$$\begin{aligned} \Xi^*(z) &= \Theta^*(z) + \beta \left( \beta' \beta \right)^{-1} \beta' \Gamma^{-1}(z) \\ \Theta(z) &= \Theta(1) + (1 - z)\Theta^*(z) \\ \Theta_j^* &= - \sum_{i=j+1}^{\infty} \Theta_i, \quad j = 1, 2, \dots \end{aligned}$$

Ainsi, les effets de long terme des innovations structurelles  $\varepsilon_t$  sont captés par la matrice  $\Xi_\infty B$  et les tendances communes par  $\Xi_\infty B \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$ . Du fait des propriétés de la cointégration, il y a  $k - r$  tendances communes, et au plus  $r$  chocs structurels qui auraient des effets transitoires.

### A. Procédure théorique pour l'identification de la matrice $B$

Le système d'identification des chocs structurels dans un modèle SVEC n'a pas de solution globale, mais sa résolution délivre au plus une solution locale. Afin d'obtenir celle-ci, Lütkepohl (2005) fournit, dans la proposition suivante, une condition nécessaire et suffisante de résolution.

#### Proposition

« Le système d'équations défini par les restrictions identifiantes de forme générale sur les matrices  $\Xi_\infty B$  et  $B$  telles que :

$$\begin{aligned} C_{\Xi_\infty B} (I_k \otimes \Xi_\infty) \text{vec}(B) &= c_l \\ C_s \text{vec}(B) &= c_s \end{aligned}$$

a une solution unique localement si et seulement si la condition suivante est satisfaite :

$$\text{rang} \begin{bmatrix} 2 (D'_k D_k)^{-1} D'_k (B \otimes I_k) \\ C_{\Xi_\infty B} (I_k \otimes \Xi_\infty) \\ C_s \end{bmatrix} = k^2$$

avec  $D_k$ , la  $k^2 \times \frac{k}{2}(k+1)$  matrice de duplication<sup>27</sup> de toute  $k \times k$  matrice carrée,  $C_{\Xi_\infty B}$  une matrice de sélection pour imposer les restrictions de long terme de façon compatible avec les éléments de  $\Xi_\infty B$ ,  $C_s$  spécifie les restrictions de court terme ou restrictions instantanées imposées directement sur les éléments de  $B$ , et  $c_l$  et  $c_s$  sont des vecteurs de formats cohérents avec le nombre de lignes dans  $C_{\Xi_\infty B}$  et  $C_s$  respectivement. »

Plus explicitement, pour l'identification locale du modèle SVEC de type "*B-model*", il faudrait imposer  $\frac{k(k-1)}{2}$  restrictions identifiantes sur les paramètres inconnus. Or la structure de cointégration du modèle avec  $r$  relations cointégrantes permet la connaissance automatique du nombre maximum de chocs transitoires ( $r$ ), ce qui implique un nombre

---

27. Pour les propriétés de la matrice de duplication, voir par exemple Lütkepohl (2005), à l'annexe A.12.2, pages 662-664. La matrice de duplication permet notamment le passage aux deux opérateurs de vectorisation suivants :  $\text{vec}(A) = D_k \text{vech}(A)$  et  $\text{vech}(A) = (D'_k D_k)^{-1} D'_k \text{vec}(A)$ .

maximum  $r$  de colonnes de zéros dans la matrice d'impact de long terme,  $\Xi_\infty B$ , d'une part, et le nombre maximum  $\frac{r(r-1)}{2}$  restrictions identifiantes de court terme imposables directement sur la matrice  $B$  pour les chocs transitoires, d'autre part. Le nombre total de restrictions identifiantes induites par la dimension  $r$  de l'espace de cointégration est  $r(k-r)$  sur  $\Xi_\infty B$  et  $\frac{r(r-1)}{2}$  sur  $B$ , soit  $\frac{r(2k-r-1)}{2}$  en tout. Par conséquent, il reste à imposer  $\frac{(k-r)(k-r-1)}{2}$  restrictions identifiantes sur les éléments de la matrice  $\Xi_\infty B$  des effets de long terme. Lütkepohl (2005) souligne enfin qu'il ne suffit pas d'imposer des restrictions arbitraires sur  $B$  ou sur  $\Xi_\infty B$ , mais conseille plutôt de les choisir de telle sorte à identifier précisément les chocs transitoires et les chocs permanents au moins localement.

## B. Procédure théorique d'extraction des tendances communes

Afin d'obtenir une interprétation économique des tendances communes induites par les chocs structurels qui fait sens, en exploitant notamment les propriétés de la cointégration des variables endogènes, les approches proposées dans la littérature<sup>28</sup> se fondent sur la décomposition de Beveridge-Nelson du processus  $y_t$  tel que repris dans l'équation (2.13). Ainsi, en partitionnant le vecteur des résidus d'estimation du modèle VEC en deux sous-vecteurs, à savoir le  $(k-r) \times 1$  vecteur  $\psi_t$  des chocs structurels ayant des effets permanents, et le  $r \times 1$  vecteur  $\nu_t$  des chocs structurels à impacts transitoires, tels que  $\varepsilon_t = (\psi_t, \nu_t)'$ , les restrictions identifiantes pour le modèle SVEC conduiraient à la partition suivante de la matrice  $\Xi_\infty B = \left[ \Upsilon_{k \times (k-r)}^g | \mathcal{O}_{k \times r} \right]$ . Dès lors, la décomposition de Beveridge-Nelson du processus de  $y_t$  dans (2.13) s'écrit alors :

$$y_t = \Upsilon_{k \times (k-r)}^g \sum_{j=0}^{t-1} \psi_{t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} \Xi_\infty^* B \varepsilon_{t-j} + y_0^* \quad (2.14)$$

Sur cette base, la composante permanente  $\Upsilon_{k \times (k-r)}^g \sum_{j=0}^{t-1} \psi_{t-j} \sim I(1)$  peut être exprimée comme un  $k-r$  vecteur de marches aléatoires,  $\tau$ , avec pour innovations les chocs structurels à effets permanents  $\psi$ , comme suit :

$$\tau_t = \tau_{t-1} + \psi_t = \tau_0 + \sum_{j=0}^{t-1} \psi_{t-j} \quad (2.15)$$

Cette écriture permet de simplifier (2.14) telle que :

$$y_t = \Upsilon_{k \times (k-r)}^g \tau_t + y_0^* - \tau_0 + \sum_{j=0}^{\infty} \Xi_\infty^* B \varepsilon_{t-j} \quad (2.16)$$

Au total, avec la matrice  $\Upsilon_{k \times (k-r)}^g$  correctement identifiée, les tendances communes des composantes dans  $y_t$  dues aux chocs à effets permanents sont interprétées comme la prévision à long terme de  $y_t$  qui capte les valeurs vers lesquelles les séries convergeraient

---

<sup>28</sup>. Voir par exemple Stock & Watson (1988), King & al. (1991), Mellander & al. (1992), Kasa (1992) et Gonzalo & Granger (1995), entre autres.

une fois dissipés les effets des chocs transitoires (Cogley & Sargent, 2002). Ces tendances communes sont telles que :

$$\lim_{h \rightarrow \infty} \mathbb{E}_t(y_{t+h}) = \Upsilon_{k \times (k-r)}^g \tau_t + y_0^* - \tau_0 \quad (2.17)$$

Après ce rappel de quelques généralités sur les modèles SVAR et SVEC et les procédures techniques d'identification des chocs structurels, la section suivante met en exergue leur mise en œuvre dans la mesure de l'inflation sous-jacente dans la littérature économique.

### 2.3.2 Démarche méthodologique de mesure de l'inflation sous-jacente dans un modèle multivarié

Le travail pionnier dans la direction des mesures de l'inflation sous-jacente au moyen de modèles multivariés, s'appuyant sur l'exploitation des propriétés des séries temporelles avec des modèles vectoriels autorégressifs adossés à une modélisation des chocs structurels, est l'œuvre de Quah & Vahey (1995). A leur suite, en accord avec le développement des modèles vectoriels et la prise en compte des propriétés induites par la cointégration des séries économiques, leur approche a été étendue à des modèles plus larges qui exploitent justement les implications de ces propriétés sur les comportements à long terme des variables macroéconomiques. C'est le cas notamment de Bagliano & Morana (2003) avec la méthode d'extraction des tendances communes.

La suite de cette section présente dans un premier temps la contribution pionnière de Quah & Vahey avant d'abonder, dans un deuxième temps, sur l'extension qui en a été faite par Bagliano & Morana.

#### 2.3.2.1 Approche pionnière de mesure de l'inflation sous-jacente

Partant d'un modèle VAR à deux variables endogènes, à savoir le logarithme de l'output ( $Y$ ) et le logarithme du niveau général des prix ( $P$ ), la contribution originelle de Quah & Vahey (1995) repose sur une série d'hypothèses, dont les quatre principales sont :

**H1-** deux types de chocs exogènes affectent le comportement de l'inflation observée, lesquels sont distingués en fonction de leur impact sur l'output. Le premier choc est considéré comme n'ayant aucun impact après un certain horizon temporel (moyen ou long terme) sur l'output, tandis que le second est considéré comme ayant un effet sensible sur l'output à moyen, voire à long terme ;

**H2-** les deux perturbations qui affectent le comportement de l'inflation observée sont deux processus de bruits blancs sériellement décorrélés, de telle sorte que l'inflation

sous-jacente est alors définie comme « *le mouvement induit dans le taux d'inflation observé qui est associé au premier type de choc. En d'autres termes, l'inflation sous-jacente est identifiée comme la réponse de l'inflation au choc neutre à moyen et à long termes sur l'output, lequel choc peut néanmoins impacter l'output sur des horizons de court terme* » ;

**H3-** il est envisagé l'existence de combinaisons linéaires des innovations de la représentation de Wold du modèle VAR, afin d'implémenter le schéma d'identification des chocs structurels ;

**H4-** il est supposé que les séries  $Y$  et  $P$  ne sont pas affectées d'un trend stochastique (ou d'une racine unitaire) et ne sont pas cointégrées, de telle sorte que le modèle VAR en différences premières les mettant aux prises est stable<sup>29</sup>.

Sur la base de ces hypothèses, en désignant par  $\eta^1$  et  $\eta^2$  les deux perturbations qui affectent le système, et en notant  $X_t = (\Delta Y_t, \Delta P_t)' \equiv (\Delta Y_t, \pi_t)'$  et  $\eta_t = (\eta_t^1, \eta_t^2)'$ , la représentation de Wold du processus générateur des données de  $X_t$  s'écrit :

$$X_t = D(0) \eta_t + D(1) \eta_{t-1} + D(2) \eta_{t-2} + \dots$$

$$X_t = \sum_{j=0}^{\infty} D(j) \eta_{t-j}$$

On suppose par ailleurs, sans perte de généralité, que la matrice de variance-covariance des perturbations  $\Sigma_\eta$  est égale à la matrice identité,  $I_2$ . Le modèle peut encore être présenté plus explicitement comme suit :

$$\Delta Y_t = \sum_{j=0}^{\infty} d_{11}(j) \eta_{t-j}^1 + \sum_{j=0}^{\infty} d_{12}(j) \eta_{t-j}^2$$

$$\pi_t = \sum_{j=0}^{\infty} d_{21}(j) \eta_{t-j}^1 + \sum_{j=0}^{\infty} d_{22}(j) \eta_{t-j}^2$$

Suivant cette formulation,  $d_{11}(j)$  est l'effet de la perturbation  $\eta_1$  sur  $\Delta Y_t$  à la  $j$ -ième période, et  $\sum_{j=0}^k d_{11}(j)$  est l'effet cumulé de cette même perturbation sur  $\Delta Y_t$ ,  $k$  horizons plus loin,  $k > 0$ . Ainsi, la condition de neutralité à long terme pour une perturbation unitaire  $\eta^1$  sur l'output  $\Delta Y_t$  à moyen ou à long terme peut être formalisée telle que :

$$\sum_{j=0}^{\infty} d_{11}(j) = 0 \tag{2.18}$$

---

29. Si cette hypothèse d'absence de cointégration entre ces variables est violée, l'estimation d'un modèle structurel à correction d'erreurs (SVECM) peut être envisagée pour mener cette analyse.

Sur cette base alors, en tenant compte de leur définition de l'inflation sous-jacente comme la réponse de l'inflation à la perturbation  $\eta^1$ , Quah & Vahey (1995) ont construit la mesure suivante de l'inflation sous-jacente :

$$\hat{\pi}_t^c = \sum_{j=0}^{\infty} \mathbf{d}_{21}(j) \eta_{t-j}^1 \quad (2.19)$$

### 2.3.2.2 Extension de la démarche de Quah & Vahey (1995) à un modèle plus large

Comme relevé précédemment, la démarche de mesure de l'inflation sous-jacente par Quah & Vahey (1995) est une contribution pionnière. A ce titre, elle a été à la base de diverses extensions à des modèles plus larges, c'est-à-dire avec plus de deux variables endogènes. En effet, l'élargissement du système à un nombre plus important de variables endogènes présente deux avantages majeurs. D'une part, l'identification des chocs structurels est moins englobantes et plus précise. D'autre part, l'affinement incidente pour un système plus large de l'analyse de la décomposition de la variance totale de l'erreur de prévision<sup>30</sup> permet la mise en lumière d'une information pertinente, et partant, utile pour la description de la dynamique des différents effets imputables aux perturbations sur l'évolution de l'inflation observée.

Pour l'examen de ces deux avantages dans la suite de cette section, deux extensions de la mesure de Quah & Vahey aux moyens respectivement d'un modèle SVAR de type "B-model" par Garcia & al. (2005) et d'un modèle SVEC avec Bagliano & Morana (2003), eu égard à leur caractère assez général dans cette littérature, sont exposées.

#### A.- Mesure du noyau d'inflation avec un SVAR "B-model" plus large

Dans le cas de la Zone euro, Garcia & al. (2005) étendent la méthode de Quah & Vahey (1995) pour mesurer l'inflation sous-jacente au moyen d'un modèle VAR structurel ayant pour endogènes le taux de croissance réelle de l'output ( $\tau_t$ ), le taux d'inflation ( $\pi_t$ ) et le taux de croissance de la masse monétaire ( $\mu_t$ ), tous mesurés en glissement annuel, à une périodicité trimestrielle. Le vecteur des variables endogènes est noté  $y_t = (\tau_t, \pi_t, \mu_t)'$ . Pour l'identification unique de la matrice d'impact de long terme  $\Theta(1)$  à partir des résidus d'estimation du modèle VAR(p) standard, ils considèrent trois chocs structurels à savoir un choc d'offre ( $\eta^s$ ), et deux chocs de demande dont un réel ( $\eta_t^d$ ) et un nominal ( $\eta_t^n$ ). A cette fin,  $\frac{k \times (k - 1)}{2} = \frac{3 \times (3 - 1)}{2} = 3$  restrictions identifiantes sont nécessaires.

A titre de rappel, considérons que le système décrivant le processus générateur de données

---

30. *Forecast Error Variance Decomposition (FEVD)*.

de  $y_t$  est tel que présenté dans (2.9), avec  $\eta_t = (\eta_t^s, \eta_t^d, \eta_t^n)'$ , Garcia & al. mobilisent pour cela la théorie économique de sorte à en tirer efficacement avantage comme suit :

1. la Nouvelle Synthèse retient qu'à long terme, aucun choc de demande (réelle et/ou nominale) n'a un impact permanent sur l'output, car à cet horizon ce sont plutôt des facteurs d'offre au nombre desquels la productivité et les phénomènes démographiques qui ont des effets permanents ( $\eta_t^d \xrightarrow{h>>0} \tau_{t+h}$  et  $\eta_t^n \xrightarrow{h>>0} \tau_{t+h}$ ). Cela fournit déjà deux restrictions identifiantes sur  $\Theta(1)$ , à savoir  $\theta_{12}(1) = \theta_{13}(1) = 0$ ;
2. à long terme, on peut admettre que les deux chocs de demande (réel et nominal) ont le même impact sur le niveau de la masse monétaire et sur le niveau des prix, de telle sorte que les encaisses réelles demeurent constantes, ce qui implique automatiquement la troisième restriction,  $\theta_{23}(1) = \theta_{33}(1)$ .

Enfin, la matrice d'impact de long terme  $\Theta(1)$  qui identifie de façon unique le modèle SVAR est :

$$\Theta(1) = \begin{bmatrix} \theta_{11}(1) & 0 & 0 \\ \theta_{21}(1) & \theta_{22}(1) & \theta_{23}(1) \\ \theta_{31}(1) & \theta_{32}(1) & \theta_{33}(1) \end{bmatrix} \quad (2.20)$$

Au total donc, en considérant l'inflation sous-jacente comme la composante tendancielle de l'inflation observée induite par les chocs de demande (réel et nominal) qui n'ont pas d'impact à long terme sur l'output, ainsi que l'ont proposé Blanchard & Quah (1989), la mesure de l'inflation sous-jacente construite par Garcia & al. (2005) est donnée par :

$$\hat{\pi}_t^c = \sum_{j=0}^{\infty} \theta_{22}(j) \eta_t^d + \sum_{j=0}^{\infty} \theta_{23}(j) \eta_t^n \quad (2.21)$$

## B.- Mesure du noyau d'inflation au moyen des tendances communes

La mesure de l'inflation sous-jacente proposée par Bagliano & Morana (2003) comme extension de la démarche de Quah & Vahey (1995) en prenant en compte les propriétés induites par la cointégration des séries, se fonde sur un système de quatre (4) variables endogènes dans le cas de l'économie des États-Unis entre 1960 et 2000, à savoir le logarithme des cours mondiaux du pétrole brut (*oil*), le logarithme de l'indice de la production industrielle ( $y$ ), le taux de variation de la masse monétaire large M2 ( $m$ ) et le taux d'inflation mesuré par le taux de croissance mensuelle de l'indice des prix à la consommation ( $\pi$ ). Dans ce cadre, Bagliano & Morana définissent l'inflation sous-jacente comme “*la prévision à long terme de l'inflation obtenue à partir des tendances communes, dans la lignée de Stock & Watson (1988) et King & al. (1991), et construite autour d'une relation d'équilibre de long terme entre l'inflation et les variables supposées être ses déterminants à long terme.*” A partir de ce système, le test de cointégration rapporte l'existence d'une

relation de long terme entre la monnaie et les prix, avec la particularité du non rejet de l'hypothèse nulle que le vecteur cointégrant capte la constance du taux de croissance réelle de la monnaie ( $m - \pi$ ) à long terme.

Pour l'identification des chocs structurels et l'extraction des tendances communes au moyen du modèle SVEC, les auteurs relèvent que la présence d'une relation de cointégration ( $r = 1$ ) fournit automatiquement une première restriction identifiante pour le reste de l'analyse, étant donné que le vecteur des résidus a ainsi  $k - r = 4 - 1 = 3$  sources distinctes de chocs structurels à effets permanents sur l'une au moins des variables endogènes, contre  $r = 1$  choc structurel à impact transitoire. Ils formulent alors les hypothèses suivantes sur la nature des trois (3) chocs structurels à effets permanents qui affectent le système :

1. un choc réel étranger ( $\psi^f$ ) dû aux importantes variations des cours mondiaux du pétrole brut sur la période d'analyse ;
2. un choc réel domestique ( $\psi^d$ ) ;
3. un choc nominal domestique ( $\psi^n$ ), supposé n'avoir aucun effet à long terme sur la production industrielle du fait de l'hypothèse de neutralité à long terme de la monnaie, mais qui affecte les taux de croissance de l'agrégat M2 et de l'inflation avec la même ampleur, ce qui fournit la restriction suivante sur la relation de cointégration  $\beta = (1, -1)'$  ;
4. les chocs domestiques  $\psi^r$  et  $\psi^n$  n'ont aucun effet à long terme sur le prix du pétrole.

En application de la méthodologie sur les SVEC passée en revue précédemment, il vient de ces hypothèses que la partie des tendances communes dans la représentation de Beveridge & Nelson, pour le vecteur  $(oil_t, y_t, m_t, \pi_t)'$ , est affectée par le processus de marche aléatoire tridimensionnelle suivant :

$$\begin{bmatrix} \tau^f \\ \tau^r \\ \tau^n \end{bmatrix}_t = \begin{bmatrix} \mu^f \\ \mu^r \\ \mu^n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \tau^f \\ \tau^r \\ \tau^n \end{bmatrix}_{t-1} + \begin{bmatrix} \psi^f \\ \psi^r \\ \psi^n \end{bmatrix}_t \quad (2.22)$$

où  $\mu = (\mu^f, \mu^r, \mu^n)'$  est le vecteur des dérivées des processus de marches aléatoires.

En notant  $v_{ij}$  les termes génériques des éléments de la matrice  $\Upsilon_{4 \times 3}^g$  dans l'équation (2.16), les restrictions identifiantes issues des quatre (4) hypothèses identifiantes impliquent alors que :  $v_{12} = v_{13} = v_{23} = 0$ . Par conséquent, la représentation correspondante de Beveridge

& Nelson pour le vecteur des endogènes est :

$$\begin{bmatrix} oil \\ y \\ m \\ \pi \end{bmatrix}_t = \begin{bmatrix} oil \\ y \\ m \\ \pi \end{bmatrix}_0 + \begin{bmatrix} v_{11} & 0 & 0 \\ v_{21} & v_{22} & 0 \\ v_{31} & v_{32} & v_{33} \\ v_{41} & v_{42} & v_{43} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \tau^f \\ \tau^r \\ \tau^n \end{bmatrix}_t + \begin{bmatrix} \psi^f \\ \psi^r \\ \psi^n \\ \nu^1 \end{bmatrix}_t \quad (2.23)$$

où  $\nu^1$  est une perturbation purement transitoire décorrélée des chocs à effets permanents.

En définitive, suivant leur définition du taux d'inflation sous-jacente, la mesure proposée par Bagliano & Morana (2003) est :

$$\pi_t^{sj} = \pi_0 + \hat{v}_{41} \hat{\tau}_t^f + \hat{v}_{42} \hat{\tau}_t^r + \hat{v}_{43} \hat{\tau}_t^n, \quad \forall t \quad (2.24)$$

## 2.4 Résultats empiriques de la mesure de l'inflation sous-jacente dans la CEMAC

Le point de démarcation entre les deux mesures de l'inflation sous-jacente vues précédemment à savoir la mesure de Garcia & al. (2005), au moyen d'un modèle SVAR de type "B-model", et la mesure de Bagliano & Morana (2003), à partir des tendances communes issues d'un modèle SVEC, est fondamentalement l'existence ou non de relation(s) de cointégration entre les variables d'intérêt. Par conséquent, dans l'optique de retenir la méthodologie à appliquer pour mesurer l'inflation sous-jacente dans la CEMAC, la première étape consistera à examiner les propriétés stochastiques des séries disponibles utilisées.

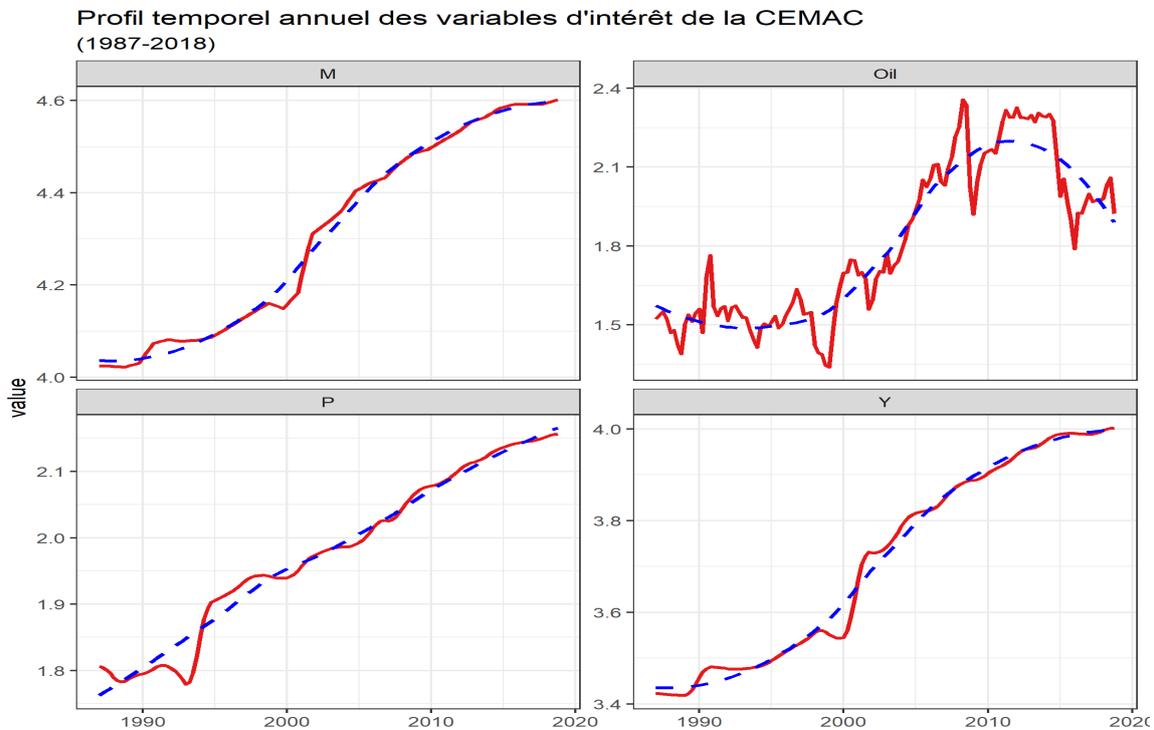
### 2.4.1 Présentation des données et étude de leurs propriétés stochastiques

Comme variables du système devant décrire la dynamique de l'inflation dans la CEMAC, nous retenons celles proposées par Bagliano & Morana (2003). En effet, dans une économie où le taux de bancarisation est de moins de 10% et où la demande d'encaisses réelles est encore largement influencée par des motifs de transaction (Mounkala, 2018), le revenu réel et la monnaie au sens large sont des déterminants importants du niveau général des prix. De plus, cinq des six pays de la CEMAC sont exportateurs nets de pétrole brut et tous sont des importateurs nets de produits pétroliers raffinés. Par conséquent, en dépit des caisses de stabilisation des prix des hydrocarbures qui limitent la transmission totale des fluctuations des cours mondiaux du pétrole aux prix pratiqués à la pompe, le pétrole influe sur les recettes publiques, donc sur le revenu réel, et partant, sur le

niveau général des prix. De même, les principales centrales électriques dans la CEMAC étant thermiques, le pétrole influence le coût du kilowattheure (Kwh), et à travers lui le niveau général des prix. Nous retenons donc comme vecteur de variables endogènes du système,  $(M, Y, P, Oil)'$ , avec  $M$  le log 10 de l'agrégat de monnaie M2 tiré de la base de données WDI (FM.LBL.BMNY.CN),  $Y$  le log 10 du PIB réel (NY.GDP.MKTP.KD, dans la base WDI),  $P$  le log 10 du niveau général des prix mesuré par l'indice des prix à la consommation des ménages (FP.CPI.TOTL, dans WDI), et "Oil", le log 10 de l'indice moyen des cours mondiaux du pétrole brut (*crude oil average, World bank Commodity Price data - The Pink Sheet*). Les séries ont été complétées pour les années 2016 à 2018 avec les données de la Programmation Monétaire de la BEAC. Par la suite, les séries utilisées ont été trimestrialisées sur la période de mars 1987 à décembre 2018, au moyen de l'algorithme de "Denton-Cholette" de la librairie "tempdisagg" de Sax & Steiner (2016) sous R.

La figure 2.4 exhibe des profils temporels assez semblables pour les séries du PIB réel ( $Y$ ) et de la masse monétaire ( $M$ ), et dans une moindre mesure avec celui du niveau général des prix ( $P$ ) à partir de l'an 2000. En revanche, le profil temporel du cours du pétrole est fondamentalement différent des profils des trois (3) autres séries de la CEMAC.

FIGURE 2.4 – Représentation graphique des séries d'intérêt pour la CEMAC



### 2.4.1.1 Détermination du degré d'intégration des variables d'intérêt

La table 2.1 ci-dessous rapporte les résultats des tests de la présence d'une racine unitaire dans chaque variable d'intérêt. Il ressort du test de Dickey-Fuller augmenté (DFA) que toutes les variables sont affectées d'une racine unitaire, même au seuil de 10%, les statistiques de test des séries en niveau étant strictement supérieures aux valeurs critiques, alors que celles correspondant aux séries en différences premières sont plutôt strictement inférieures aux valeurs critiques, entraînant le rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire dans les séries en différences. Ainsi, les variables d'intérêt sont toutes intégrées d'ordre 1.

TABLE 2.1 – Résultats des tests de racine unitaire sur les variables d'intérêt

Séries en niveau. Test ADF $p = 2$ , type = "drift"				
	Monnaie ( $M$ )	PIB réel ( $Y$ )	Prix ( $P$ )	Cours Brut ( $Oil$ )
Statistic. ( $\tau$ )	-0.617	-0.555	-0.571	-1.261
Valeurs critiques à différents niveaux de confiance				
	1pct	5pct	10pct	
crit. value	-3.46	-2.88	-2.57	

Séries en différences premières. Test ADF $p = 1$ , type = "none"				
	$\Delta M$	$\Delta Y$	$\Delta P$	$\Delta Oil$
Statistic. ( $\tau$ )	-2.950	-5.340	-5.723	-9.238
Valeurs critiques à différents niveaux de confiance				
	1pct	5pct	10pct	
crit. value	-2.58	-1.95	-1.62	

Source : Nos estimations sous R.

### 2.4.1.2 Recherche de relation de cointégration entre les variables d'intérêt

La recherche des relations éventuelles de cointégration entre les variables de notre système est implémentée à travers le protocole itératif à cinq étapes suivant :

1. détermination de l'ordre  $p$  maximal de retards pour les tests de cointégration de Johansen ;
2. implémentation du test de la trace ou de la valeur propre maximale ;
3. tests de cointégration avec changements structurels ;
4. examen approfondi des relations de cointégration ;
5. diagnostic et tests statistiques de validité des relations de cointégration estimées.

Étape 1 : Détermination de l'ordre maximum de retards

La détermination du nombre maximum de retards ( $p_{\max}$ ) du système de variables endogènes  $y \equiv (M, P, Y, Oil)'$  utilisé pour l'implémentation des tests de cointégration est opérée au moyen de la bibliothèque "urca" sous R, avec la fonction "*optimlag()*". Celle-ci rapporte une valeur  $p_{\max} = 2$ , indiquant ainsi que les tests de cointégration de Johansen seront réalisés avec un processus VAR à deux retards maximum.

Étape 2 : Résultats du test de cointégration sur le système complet

Les résultats du test séquentiel de cointégration de Johansen du type de la trace sont repris dans la table 2.2 ci-dessous. D'après ceux-ci, l'hypothèse nulle de l'existence d'au plus  $r = 2$  relations de cointégration entre les variables endogènes de notre système ne peut pas être rejetée. En effet, la statistique de test (statistique de la trace) pour  $r \leq 2$ , qui vaut 22.92, est strictement supérieure à la valeur critique correspondante au seuil de 5%, soit 19.96, tandis que l'hypothèse nulle pour l'existence d'au plus trois relations de cointégration est rejetée, même à 10% car sa statistique de test (7.26) est strictement inférieure à la valeur critique correspondante (7.52 à 10%).

TABLE 2.2 – Résultats du test de la trace de Johansen pour le système  $(M, P, Y, Oil)'$

<b>Johansen-Procedure</b>					
Test type : trace statistic, without linear trend and constant in cointegration					
Eigenvalues (lambda)					
6.602e-01	1.551e-01	1.169e-01	5.601e-02	1.007e-16	
Values of teststatistic and critical values of test :					
	test	10pct	5pct	1pct	
$r \leq 3$	7.26	7.52	9.24	12.97	
$r \leq 2$	22.92	17.85	19.96	24.60	
$r \leq 1$	44.16	32.00	34.91	41.07	
$r = 0$	180.16	49.65	53.12	60.16	
Eigenvectors, normalised to first column :					
<i>(These are the cointegration relations)</i>					
	M.l2	Y.l2	P.l2	Oil.l2	const.
M.l2	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
Y.l2	-0.995	-0.872	-0.236	-0.885	-0.540
P.l2	-0.006	-0.168	-1.022	0.485	-0.154
Oil.l2	-0.000	-0.023	-0.166	-0.305	-0.045
const.	-0.605	-0.718	-1.102	-1.439	-1.913

Source : Nos travaux sur R.

Nos résultats indiqueraient l'existence de deux relations de cointégration dans le système complet. Il y a cependant lieu de challenger cette issue pour deux raisons particulières. Premièrement la nécessité d'une cointégration suffisante de nos variables endogènes. En effet, celles-ci présentant des changements structurels dans leur évolution, la présence de ces *breaks* structurels peut faussement induire le non rejet de l'hypothèse de racine unitaire dans leur processus générateur de données, et partant, des relations de cointégration fortuites. Deuxièmement, dans un souci de coller à la réalité économique selon laquelle le prix mondial du pétrole brut serait davantage une variable exogène pour la CEMAC, qui est un "*pricetaker*" sur les marchés mondiaux de ce produit, d'où les deux étapes suivantes de notre protocole.

### Étape 3 : Résultats du test de cointégration avec changements structurels

Pour évaluer l'impact des changements structurels affectant les variables endogènes sur l'existence de relations de cointégration, nous implémentons le test de Lütkepohl & al. (2004), qui reprend la procédure de Johansen en présence de breaks structurels.

TABLE 2.3 – Résultats du test de cointégration avec changements structurels pour le système  $(M, P, Y, Oil)'$

<b>Johansen-Procedure</b>				
Test type : trace statistic , with linear trend in shift correction				
Eigenvalues (lambda)				
	0.431	0.239	0.108	0.024
Values of teststatistic and critical values of test :				
	test	10pct	5pct	1pct
$r \leq 3$	2.98	5.42	6.79	10.04
$r \leq 2$	15.85	13.78	15.83	19.85
$r \leq 1$	42.85	25.93	28.45	33.76
$r = 0$	87.96	42.08	45.20	51.60
Eigenvectors, normalised to first column :				
<i>(These are the cointegration relations)</i>				
	M.11	Y.11	P.11	Oil.11
M.11	1.000	1.000	1.000	1.000
Y.11	-1.178	-0.426	-0.043	0.393
P.11	0.006	1.259	-0.801	-0.130
Oil.11	0.017	-0.113	-0.254	0.104

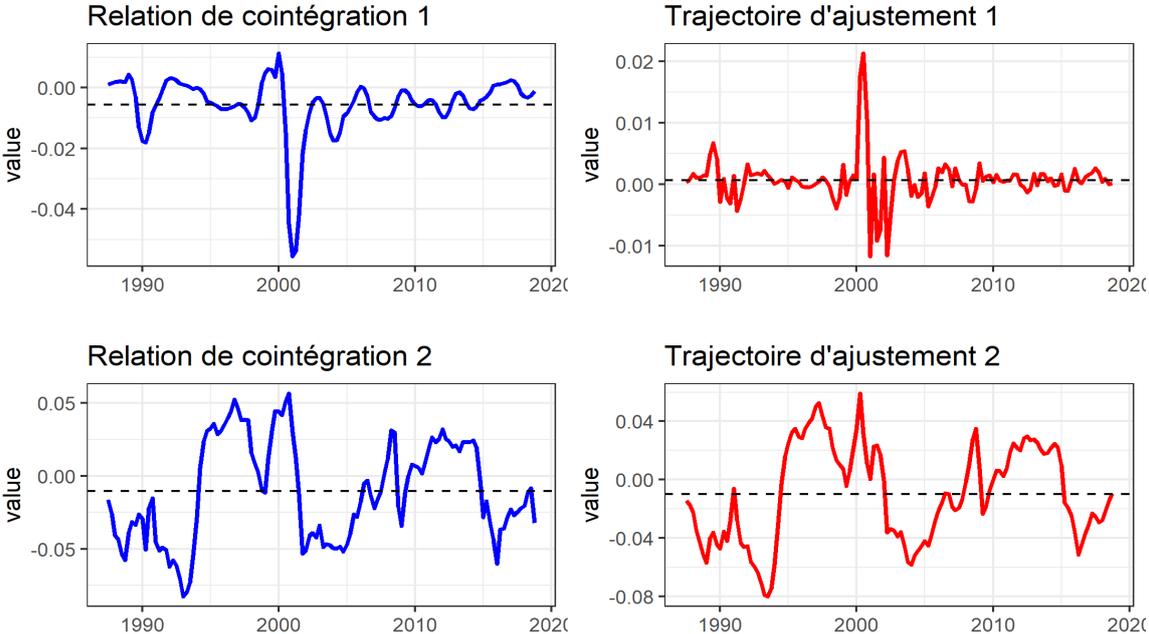
Source : Nos travaux sur R.

A la lecture des résultats du test séquentiel repris dans la table 2.3 ci-dessus, il peut être noté qu'avec la prise en compte des changements structurels dans la dynamique des variables du système, le rang de cointégration des variables resterait à  $r = 2$  relations de long terme. En effet, si au seuil de 5%, l'hypothèse nulle de l'existence d'au moins une relation de cointégration ne peut pas être rejetée car la statistique du test de la trace (42.85) est strictement supérieure à la valeur critique correspondante (28.45), celle au niveau séquentiel suivant de l'existence de deux relations de cointégration ne peut pas être rejetée eu égard au fait que la statistique de test (15.85) est quasiment égale à la valeur critique correspondante (15.83), nous situant en conséquence dans la zone d'indécision. Cette dernière occurrence fragilise quelque peu la décision quant au rang de cointégration d'au plus 2 relations de long terme. Par conséquent, afin d'être définitivement fixé sur la valeur du rang de cointégration du système, un examen approfondi des propriétés stochastiques des relations de cointégration candidates est nécessaire. C'est l'objet de l'étape suivante.

Étape 4 : Examen approfondi des propriétés des relations de cointégration

L'une des propriétés principales de la cointégration c'est l'obtention de relations de long terme devant évoluer comme des processus stationnaires. Cependant, souligne Pfaff (2008), à cause des influences dynamiques qui affectent à court terme le processus d'ajustement du système, cette évolution peut être impactée, d'où l'obligation d'examiner, en plus des relations de cointégration ( $\hat{\beta}'_i y_t$ ), les trajectoires d'ajustement ( $\hat{\beta}'_i \mathbf{R}_{1t}$ ) qui captent ces dynamiques de court terme.

FIGURE 2.5 – Trajectoires empiriques de long terme et d'ajustement de court terme



Les trajectoires des deux relations de long terme normalisées et leurs processus d'ajustement à court terme correspondants sont représentés sur la figure 2.5 ci-dessus. A l'examen de celles-ci, il apparaît que la première relation de cointégration (1) et sa trajectoire d'ajustement à court terme décriraient des processus stationnaires. En revanche, les amplitudes de la deuxième relation de cointégration (2) et son processus dynamique d'ajustement à court terme paraissent trop erratiques pour pouvoir être sereinement assimilées à des profils temporels de processus stationnaires. Néanmoins, les résultats des tests de stationnarité de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) réalisés sur les trajectoires de long terme ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle de stationnarité de ces deux relations de cointégration, les probabilités critiques de rejet 0.282 et 0.498 pour la première et la deuxième trajectoires respectivement étant strictement supérieures au seuil de 0.05. Au total, le rang de cointégration  $r = 2$  peut être retenu pour le système des variables sous analyse. La dernière étape d'exploration des propriétés de l'espace de cointégration vise à s'assurer de son adéquation à la réalité économique dans la CEMAC.

#### Étape 5 : Diagnostic et tests de validité statistique des relations de cointégration

La validité statistique des relations de long terme entre les quatre variables endogènes de notre système passe nécessairement par un impératif de cohérence avec la réalité économique observée dans la CEMAC. Celle-ci met en évidence le caractère plutôt exogène du cours mondial du pétrole brut pour les économies de ses Etats membres qui sont tous des "pricetakers" sur les marchés internationaux de ce produit. Le premier test à implémenter est de ce fait un test d'exogénéité faible de cette variable, de sorte à fonder empiriquement son exclusion éventuelle du vecteur des variables endogènes du système.

#### — Test d'exogénéité du cours mondial du pétrole brut dans le système

L'hypothèse nulle de l'exogénéité du cours mondial du pétrole brut pour l'économie de la CEMAC consiste à imposer les restrictions  $\alpha_{41} = \alpha_{42} = 0$  dans la matrice de la dynamique d'ajustement à court terme autour de l'espace cointégrant. Cela revient à exprimer la matrice  $\alpha$  dans l'équation (2.11) sous la forme  $\alpha = A\psi$  sous  $H_0$ , et à réaliser le test de cointégration de Johansen dans le modèle correspondant. Nos résultats précédents ayant délivré  $r = 2$  comme rang de cointégration du système complet, l'hypothèse nulle d'exogénéité du prix du pétrole brut est donnée telle que :

$$H_0 : \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi_{11} & \psi_{12} \\ \psi_{21} & \psi_{22} \\ \psi_{31} & \psi_{32} \end{bmatrix}$$

Les résultats de l'implémentation du test de cointégration de Johansen pour cette hypothèse d'exogénéité faible sont repris dans la table 2.4. D'après ceux-ci, avec une probabilité critique de 0.99, l'hypothèse nulle ne peut pas être rejetée. Cette conclusion du test est cohérente avec l'intuition selon laquelle, pour l'économie de la CEMAC, "*pricetaker*" sur les marchés mondiaux du pétrole brut, le cours de ce produit d'exportation est totalement une variable exogène. La principale conséquence de ce résultat est la nécessité de modifier le système de variables endogènes pour l'analyse économique devant mener à la détermination du noyau d'inflation dans la CEMAC. Le système de variables d'intérêt se ramène alors aux trois autres variables, à savoir la masse monétaire ( $M2$ ), le PIB réel ( $Y$ ) et le niveau général des prix. Le prix du pétrole brut ( $Oil$ ) est de ce fait une variable exogène, qui sera introduite en différence première dans la suite des analyses empiriques, avec éventuellement ses valeurs retardées, puisqu'elle est intégrée d'ordre un  $-I(1)-$  en niveau.

TABLE 2.4 – Résultats du test d'exogénéité faible du prix du pétrole dans la CEMAC

<b>Johansen-Procedure</b>					
Estimation and testing under linear restrictions on beta					
The VECM has been estimated subject to : $\alpha = A\psi$					
Eigenvalues of restricted VAR (lambda) :					
0.660	0.155	0.098	0.000	0.000	
The value of the likelihood ratio test statistic :					
0.02 distributed as chi square with 2 df.					
The p-value of the test statistic is : 0.99					
Eigenvectors, normalised to first column of the restricted VAR : ( $\beta$ )			Weights W of the restricted VAR : This is matrix of short run adjustment process ( $\alpha$ )		
	[, 1]	[, 2]		[, 1]	[, 2]
RK.M.l2	1.0000	1.0000	[1,]	-0.2772	-0.0642
RK.Y.l2	-0.9954	-0.8683	[2,]	0.4502	-0.0568
RK.P.l2	-0.0062	-0.1721	[3,]	0.0548	0.0051
RK.Oil.l2	-0.0004	-0.0243	[4,]	0.0000	0.0000
RK.constant	-0.6052	-0.7218			

Source : Nos travaux sous R.

#### — Test de cointégration de Johansen avec le prix du pétrole comme exogène

Avec le cours mondial du pétrole brut comme variable exogène, le test de cointégration de Johansen est réalisé sur le vecteur des variables endogènes,  $x_t^* = (M_t, Y_t, P_t)'$ . Les résultats d'implémentation de ce test sont repris dans la table 2.5. Il en ressort qu'au

seuil critique de 1%, l'hypothèse nulle de l'absence de cointégration ( $r = 0$ ) est rejetée, la statistique de test de la trace qui vaut 140.85 est strictement supérieure à la valeur critique correspondante qui est égale à 37.22.

En revanche, l'hypothèse de l'existence d'au plus une relation de cointégration ( $r = 1$ ) ne peut pas être rejetée même au seuil de 10%, la statistique de test étant strictement inférieure à la valeur critique ( $12.95 < cv_{1-10\%} = 15.66$ ). Il peut de ce fait être retenu qu'avec la prise en compte de l'exogénéité du prix mondial du pétrole dans l'économie de la CEMAC, il existe une seule relation de long terme ( $r = 1$ ) entre l'agrégat de monnaie ( $M2$ ), le PIB réel ( $Y$ ) et le niveau général des prix ( $P$ ).

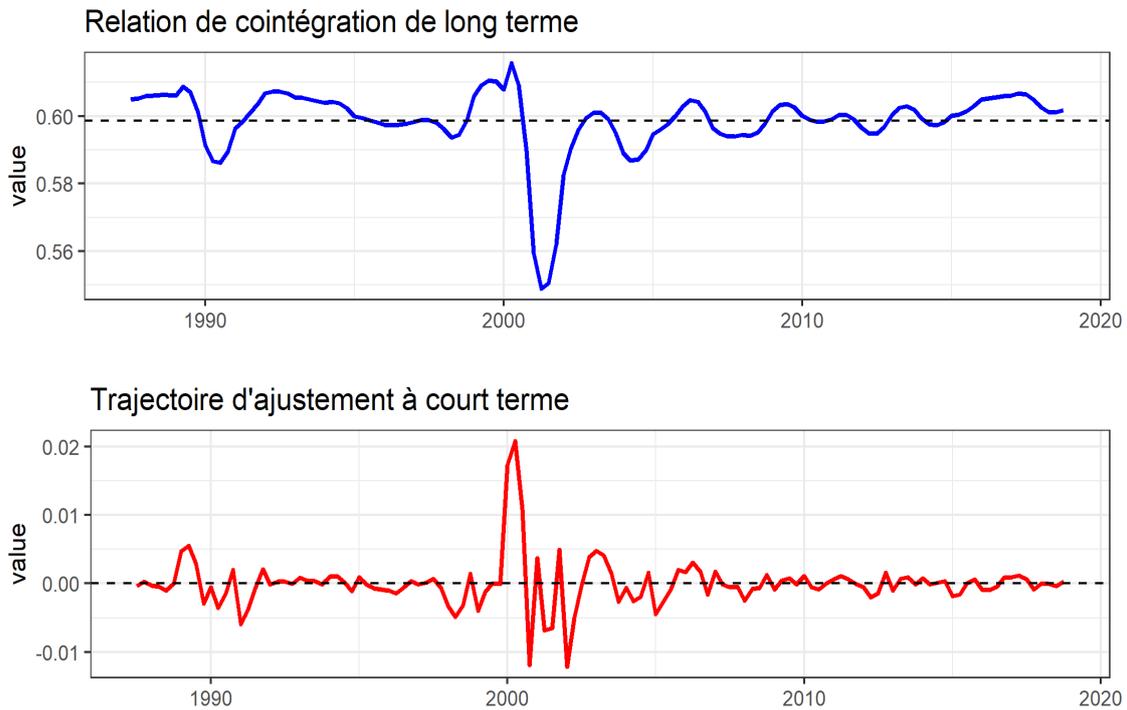
Comme précédemment, l'évolution temporelle de la relation de long terme et la trajectoire d'ajustement à court terme correspondante sont représentées sur la figure 2.6. Ces trajectoires sont identiques à celles de la figure 2.5, pour la première relation de cointégration et sa trajectoire d'ajustement à court terme, évaluées avec le système complet, toutes choses qui confirment le caractère purement exogène du cours mondial du pétrole brut dans la dynamique du système sous analyse dans la CEMAC.

TABLE 2.5 – Résultats du test de la trace de Johansen pour le système  $(M, Y, P)'$

<b>Johansen-Procedure</b>				
Test type : trace statistic, with linear trend				
Eigenvalues (lambda)				
		0.6435	0.0971	0.0023
Values of teststatistic and critical values of test :				
	test	10pct	5pct	1pct
$r \leq 2$	0.29	6.50	8.18	11.65
$r \leq 1$	12.95	15.66	17.95	23.52
$r = 0$	140.85	28.71	31.52	37.22
Eigenvectors, normalised to first column :				
<i>(These are the cointegration relations)</i>				
		M.12	Y.12	P.12
	M.12	1.000	1.000	1.000
	Y.12	-0.996	-0.508	-0.642
	P.12	-0.005	-0.899	-0.118

Source : Nos travaux sur R.

FIGURE 2.6 – Trajectoires empiriques de long terme et d'ajustement de court terme



— **Test de significativité des coefficients dans l'espace de cointégration**

À la lumière des résultats du test de cointégration repris dans la table 2.5, la relation de cointégration estimée et normalisée avec la masse monétaire ( $M$ ) comme endogène s'écrit comme suit :

$$M_t = 0.996 Y_t + 0.005 P_t + \hat{\varepsilon}_t, \quad \forall t$$

Au regard des valeurs des coefficients estimés dans cette équation pour les variables  $Y_t$  et  $P_t$ , l'on est légitimement en droit de se demander si celles-ci sont significativement différentes de 1 et de 0 respectivement. Pour répondre à cette interrogation, deux tests empiriques de significativité sont réalisés à partir de restrictions appropriées sur le vecteur cointégrant  $\beta$ .

Premièrement, tester l'hypothèse d'égalité à 1 du coefficient du PIB réel ( $Y$ ) dans l'équation de cointégration reprise ci-dessus revient à tester la restriction suivante :

$$H_0 : \beta = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a \\ b \end{bmatrix}$$

Les résultats de ce test, repris dans la table 2.6, indiquent une probabilité critique de rejet à tort de cette hypothèse nulle égale à 26%, valeur largement au-dessus du seuil critique de 5%. On en déduit que les observations faites ne suffisent pas pour rejeter l'hypothèse nulle d'égalité à 1 du coefficient du PIB réel dans la relation de cointégration.

TABLE 2.6 – Résultats du test de l’hypothèse  $H_0 : \beta = (a, -a, b)'$

**Johansen-Procedure**

Estimation and testing under linear restrictions on beta

The VECM has been estimated subject to  $H_0$

Eigenvalues (lambda)

0.6399            0.0867    0.0000

The value of the likelihood ratio test statistic :

1.25 distributed as chi square with 1 df.

The p-value of the test statistic is : 0.26

Eigenvectors,

normalised to first

column of the restricted

Weights W of the

restricted VAR :  $\alpha$

VAR : $\beta$	[,1]		[,1]
RK.M.12	1.0000	[1,]	-0.3635
RK.Y.12	-0.9957	[2,]	0.3635
RK.P.12	-0.0063	[3,]	0.0000

Source : Nos travaux sur R.

Deuxièmement, tester la non significativité du coefficient du niveau général des prix dans la relation de long terme consiste à tester les restrictions suivantes sur le vecteur cointégrant :

$$H_0 : \beta = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a \\ b \end{bmatrix}$$

Comme pour le test précédent, les résultats de test de cette hypothèse nulle (voir table 2.7) exhibent une probabilité critique de rejet à tort de l’hypothèse de non significativité du coefficient estimé du niveau général des prix ( $P$ ) dans la relation de cointégration égale à 56%, ce qui interdit le rejet de cette hypothèse nulle au seuil de 5%.

Enfin, troisièmement, en vue de la validation de la forme empirique de la relation de cointégration entre la masse monétaire ( $M$ ), le PIB réel ( $Y$ ) et le niveau général des prix ( $P$ ) dans la CEMAC, il y a lieu de réaliser un test conjoint des deux hypothèses précédentes de significativité, avec l’égalité à 1 du coefficient estimé du PIB et la nullité de celui du niveau général des prix. L’hypothèse nulle pour ce test conjoint consiste à imposer les restrictions suivantes sur le vecteur cointégrant :

$$H_0 : \beta = \begin{bmatrix} 1 \\ -1 \\ 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a \end{bmatrix}$$

TABLE 2.7 – Résultats du test de l'hypothèse  $H_0 : \beta = (a, b)'$

**Johansen-Procedure**

Estimation and testing under linear restrictions on beta

The VECM has been estimated subject to  $H_0$

Eigenvalues (lambda)

0.6426            0.0146    0.0000

The value of the likelihood ratio test statistic :

0.33 distributed as chi square with 1 df.

The p-value of the test statistic is : 0.56

Eigenvectors,

normalised to first

column of the restricted

Weights W of the

restricted VAR :  $\alpha$

VAR : $\beta$	[,1]		[,1]
RK.M.12	1.0000	[1,]	-0.3142
RK.Y.12	-0.9968	[2,]	0.4134
RK.P.12	-0.0044	[3,]	0.0000

Source : Nos travaux sur R.

TABLE 2.8 – Résultats du test de l'hypothèse  $H_0 : \beta = (a, -a, 0)'$

**Johansen-Procedure**

Estimation and testing under linear restrictions on beta

The VECM has been estimated subject to  $H_0$

Eigenvalues (lambda)

0.6389            0.0000    0.0000

The value of the likelihood ratio test statistic :

1.6 distributed as chi square with 2 df.

The p-value of the test statistic is : 0.45

Eigenvectors,

normalised to first

column of the restricted

Weights W of the

restricted VAR :  $\alpha$

VAR : $\beta$	[,1]		[,1]
RK.M.12	1.0000	[1,]	-0.3638
RK.Y.12	-0.9963	[2,]	0.3638
RK.P.12	-0.0052	[3,]	0.0000

Source : Nos travaux sur R.

Les résultats de l'implémentation de ce test, consignés dans la table 2.8, rapportent que  $H_0$  ne peut pas être rejetée au seuil de 5% (probabilité critique égale à 45%).

En définitive, la relation de long terme recherchée s'écrit :

$$M_t = Y_t + \varepsilon_t, \quad \forall t$$

Exprimée autrement au regard des observations faites, cette équation établit qu'à long terme la trajectoire de la masse monétaire épouse celle du PIB réel dans la CEMAC, à un bruit blanc près, avec une corrélation linéaire parfaite entre ces deux variables.

## 2.4.2 Résultats d'estimation du modèle VEC pour l'économie de la CEMAC

TABLE 2.9 – Résultats d'estimation du modèle VECM pour la CEMAC

Model VECM									
Full sample size : 126			End sample size : 123						
Number of variables : 3			Number of estimated slope parameters 27						
AIC	-4693.502	BIC	-4611.948	SSR	0.0012				
Cointegrating vector (fixed by user) :									
		[, 1]	[, 2]	[, 3]					
	[1, ]	1	-1	0					
Estimated coefficients by equation									
Eq.	ECT	Const	$\Delta M_{t-1}$	$\Delta Y_{t-1}$	$\Delta P_{t-1}$	$\Delta M_{t-2}$	$\Delta Y_{t-2}$	$\Delta P_{t-2}$	$\Delta Oil_{t-1}$
$\Delta M_t$	<b>-0.341</b> (0.086)	<b>0.206</b> (0.052)	0.053 (0.083)	<b>0.360</b> (0.075)	0.018 (0.080)	-0.007 (0.069)	-0.062 (0.160)	-0.018 (0.080)	-0.001 (0.003)
$\Delta Y_t$	<b>0.423</b> (0.067)	<b>-0.254</b> (0.040)	<b>-0.411</b> (0.065)	<b>1.833</b> (0.059)	0.010 (0.062)	<b>0.461</b> (0.054)	<b>-0.419</b> (0.124)	0.003 (0.062)	-0.001 (0.002)
$\Delta P_t$	0.024 (0.070)	-0.014 (0.042)	-0.014 (0.067)	0.016 (0.061)	<b>1.495</b> (0.065)	0.002 (0.056)	0.034 (0.129)	<b>-0.716</b> (0.065)	-0.001 (0.002)

Source : Nos travaux sur R.

Les résultats d'estimation du modèle vectoriel à correction d'erreurs pour la CEMAC décrivant la dynamique du système qui met en relation l'agrégat de monnaie ( $M$ ), le PIB réel ( $Y$ ) et le niveau général des prix ( $P$ ), sur la période 1987 :3-2018 :4, sont présentés dans la table 2.9.

Les coefficients estimés<sup>31</sup>, présentés en gras, sont les plus significatifs au regard de la statistique du test de non significativité de Student, alors que les valeurs entre parenthèses correspondent aux écart-types estimés pour chaque coefficient.

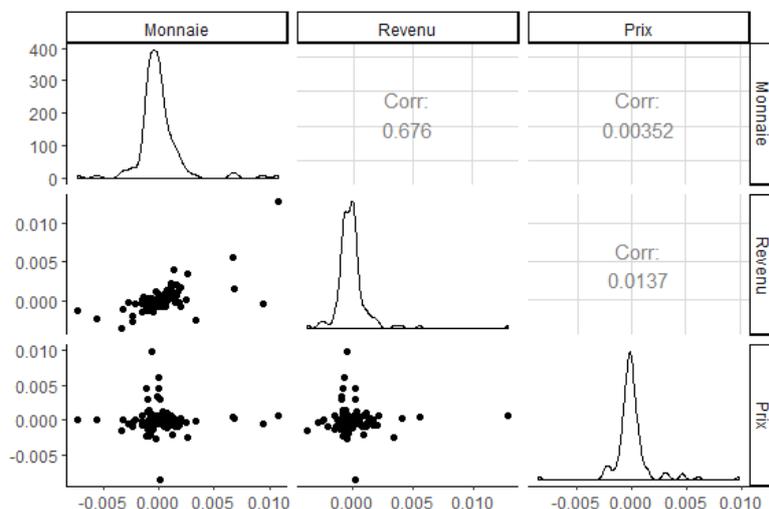
31. Le modèle a été estimé avec la fonction  $VECM()$  de la librairie **tsDyn** sous R.

A la lecture de ces résultats, il est noté la non significativité de l'impact des variations retardées (d'un trimestre) des cours mondiaux du pétrole brut sur les taux de variations trimestrielles de l'agrégat de monnaie, du PIB réel et du niveau général des prix, en dépit de l'importance de ce produit majeur pour les États membres de la CEMAC. Ce résultat n'est guère surprenant au regard :

- (i)- des pratiques observées en matière de rapatriement des ressources financières tirées des exportations du pétrole ;
- (ii)- des délais de diffusion des effets des variations des cours du pétrole sur les revenus réels qui peuvent être longs compte tenu des conventions de partage de production et des autres arrangements en matière de distribution de la rente pétrolière avec les multinationales ; et
- (iii)- de l'existence des caisses de stabilisation des prix des produits pétroliers à la pompe dans tous les Etats membres, empêchant la diffusion rapide des changements de cours sur les marchés internationaux du pétrole brut aux prix à la consommation finale des ménages dans cette Communauté.

Avant de procéder à la détermination des chocs structurels permanents et transitoire pour ce modèle, un aperçu de la corrélation des résidus du modèle VECM est fourni par la figure 2.7.

FIGURE 2.7 – Aperçu visuel des relations entre les résidus d'estimation du VECM



Sans surprise, et comme l'on devait s'y attendre, les résidus d'estimation du modèle VEC ne sont pas deux à deux orthogonaux. En effet, le coefficient de corrélation linéaire entre les résidus estimés des équations des dynamiques de l'agrégat de monnaie et du PIB réel respectivement est de l'ordre de 0.7, tandis que les mêmes coefficients entre ces résidus et ceux de la dynamique du niveau général des prix sont quasiment nuls (0.004 avec la monnaie et 0.014 avec le revenu), tels qu'illustrés sur la figure 2.7.

Fort de ces enseignements, il peut enfin être procédé à la détermination des chocs structurels affectant le système dynamique et, incidemment, l'extraction des tendances communes caractéristiques de l'évolution de long terme de chacune des variables endogènes du système. C'est l'objet de la sous-section suivante.

### 2.4.3 Extraction des tendances communes et mesure de l'inflation sous-jacente

#### 2.4.3.1 Extraction des tendances communes

Pour l'extraction des tendances communes, Bagliano & Morana (2003) ont employé la méthodologie proposée par King & al. (1991) et Mellander & al. (1992) sur des données trimestrielles américaines de la période 1960-2000, soit un grand échantillon d'observations. Cette approche est par ailleurs cohérente avec la méthodologie d'extraction des tendances communes élaborée par Stock & Watson (1988). Par conséquent, s'agissant de la CEMAC où l'échantillon des observations disponibles est très court comparativement d'une part, et compte tenu de la correspondance de la proposition de Gonzalo & Granger (1995) avec l'approche de Stock & Watson (1988) d'autre part, l'extraction des tendances communes des variables d'intérêt est faite au moyen de la décomposition de Beveridge-Nelson adossée à la contribution de Gonzalo & Granger (1995) pour l'extraction de facteurs communs.

Dans leur proposition 2 (p.29), Gonzalo & Granger (1995) établissent que la décomposition de Beveridge-Nelson de  $y_t$  déduite des propriétés de cointégration dans le modèle VEC, telle que décrite dans l'équation (2.13), s'écrit plus simplement comme suit :

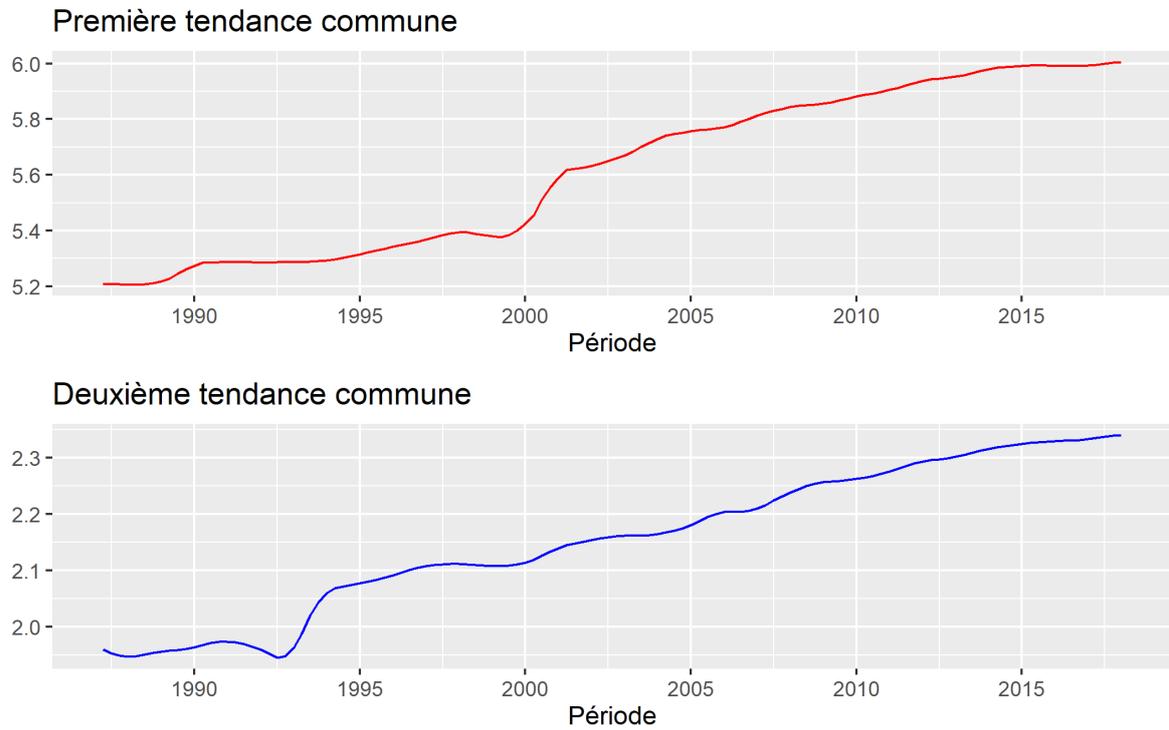
$$y_t = \hat{\alpha} \left( \hat{\beta}' \hat{\alpha} \right)^{-1} \hat{\alpha}' y_t + \hat{\beta}_\perp \left( \hat{\alpha}'_\perp \hat{\beta}_\perp \right)^{-1} \hat{\alpha}'_\perp y_t \quad (2.25)$$

où  $\hat{\alpha} \left( \hat{\beta}' \hat{\alpha} \right)^{-1} \hat{\alpha}' y_t \sim I(0)$  est la composante transitoire de  $y_t$ , et  $\hat{\beta}_\perp \left( \hat{\alpha}'_\perp \hat{\beta}_\perp \right)^{-1} \hat{\alpha}'_\perp y_t \sim I(1)$  désigne la composante permanente de  $y_t$ . Les deux tendances communes induites par les deux chocs structurels à effets permanents correspondent alors aux composantes du  $2 \times 1$  vecteur  $\left\{ \tilde{\psi}_t \right\}_{t=1}^T$ , telles que :

$$\tilde{\psi}_t = \hat{\beta}_\perp \left( \hat{\alpha}'_\perp \hat{\beta}_\perp \right)^{-1} \hat{\alpha}'_\perp y_t \quad (2.26)$$

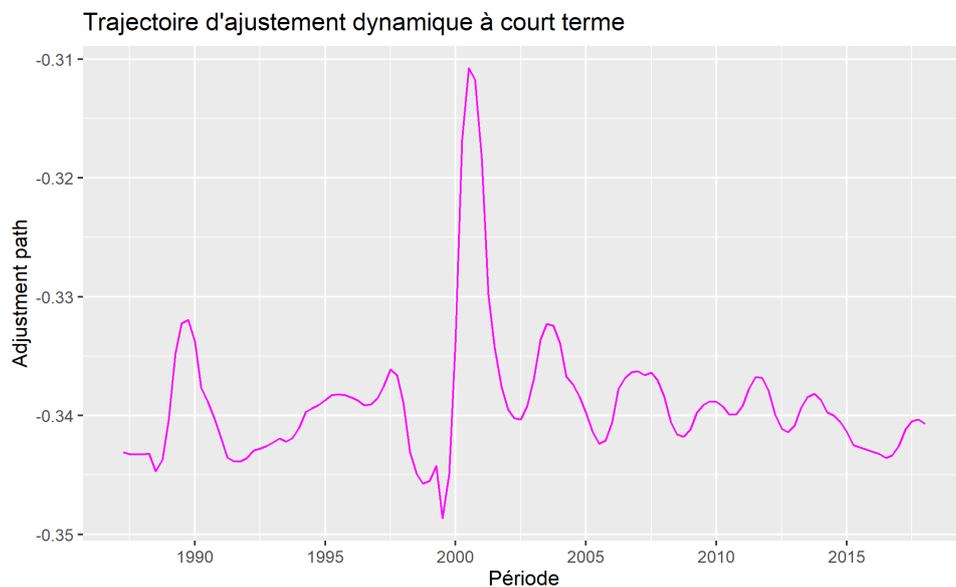
L'extraction de ces composantes est implémentée sous R au moyen de la librairie "*CommonTrend*", maintenue par Yang (2018). Leurs représentations graphiques sont reprises sur la figure 2.8.

FIGURE 2.8 – Évolution historique des deux composantes communes aux endogènes du modèle SVEC évalué pour la CEMAC



A l’instar des tendances communes induites par les chocs structurels à effets permanents, la trajectoire d’ajustement de court terme à la relation économique de long terme, trajectoire induite par le choc structurel à impact transitoire, est représentée sur la figure 2.9.

FIGURE 2.9 – Évolution historique de la composante transitoire du modèle SVEC évalué pour la CEMAC



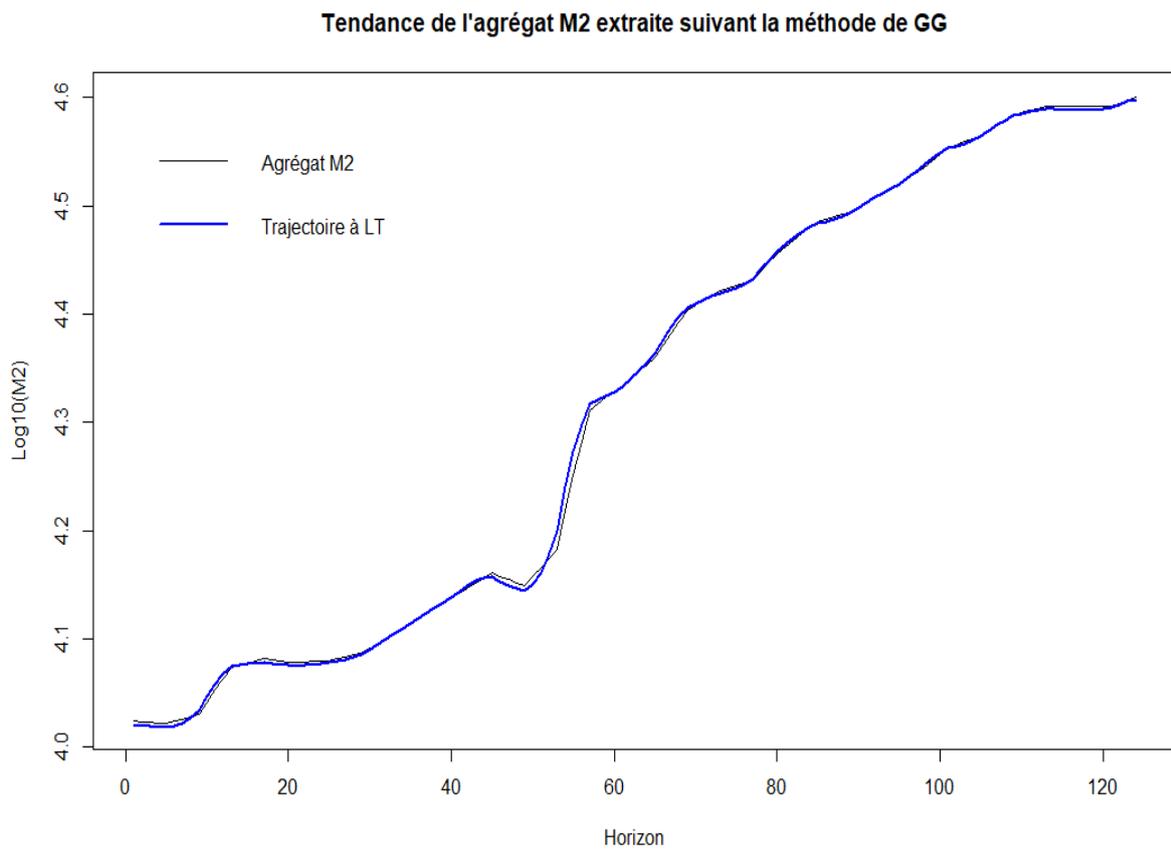
### 2.4.3.2 Calcul de la mesure correspondante de l'inflation sous-jacente

A la suite de l'extraction des tendances communes, les composantes tendancielle de la décomposition de Beveridge-Nelson de chacune des variables endogènes en niveau sont déduites en multipliant les deux *trends* communs par la matrice des facteurs communs normalisés  $f$ , déterminée dans la procédure de Gonzalo & Granger (1995), et qui vaut d'après nos calculs sous R avec la fonction "*GG.ComT()*" :

$$\hat{f} \equiv \hat{\Upsilon}_{3 \times 2}^g = \begin{bmatrix} 0.7114 & 0.0280 \\ 0.7143 & 0.0224 \\ -0.0263 & 1.0021 \end{bmatrix}$$

Les composantes tendancielle ainsi recherchées sont alors telles que,  $\lim_{h \rightarrow \infty} \mathbb{E}_{t+h}(y_t) = \hat{f}\tilde{\psi}_t$ . Leurs représentations graphiques respectives sont reprises sur les figures 2.10, 2.11 et 2.12.

FIGURE 2.10 – Évolution de la composante tendancielle de M2 évaluée pour la CEMAC



A l'examen de ces graphiques, il apparaît que les composantes tendancielle de chaque variable endogène sont quasiment confondues avec les séries observées. Cela traduit une extraction du signal délivrant des composantes transitoires très faibles comparativement pour chaque variable endogène.

FIGURE 2.11 – Évolution de la composante tendancielle du PIB réel évaluée pour la CEMAC

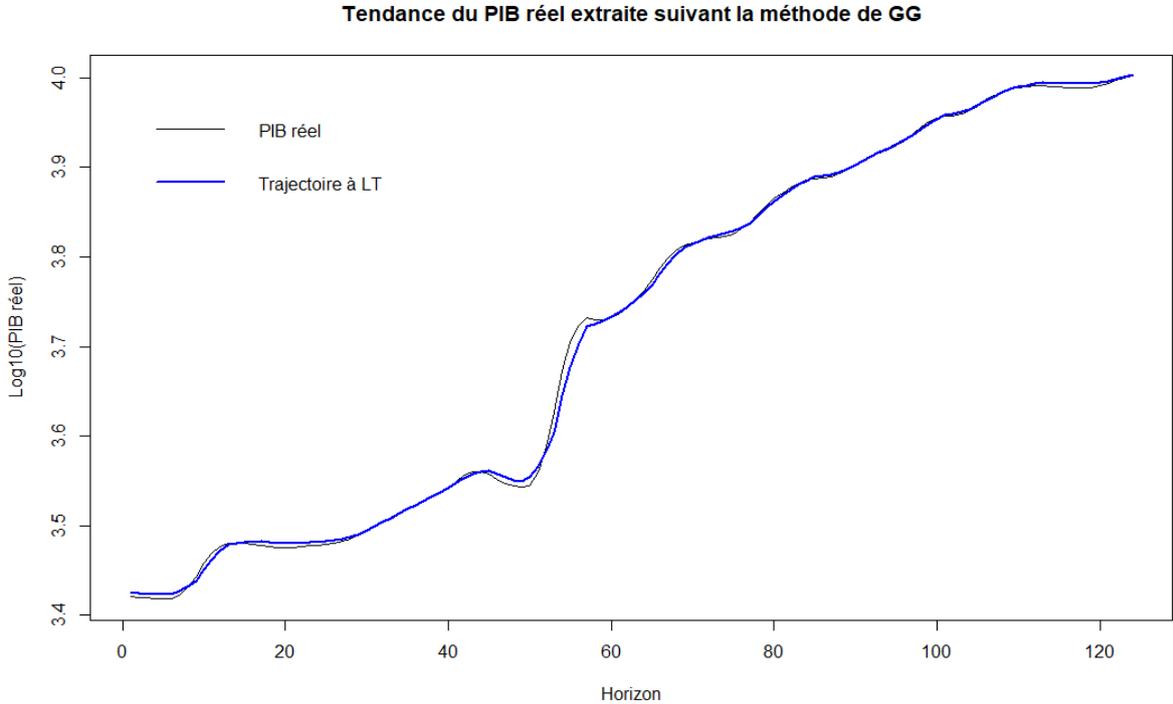
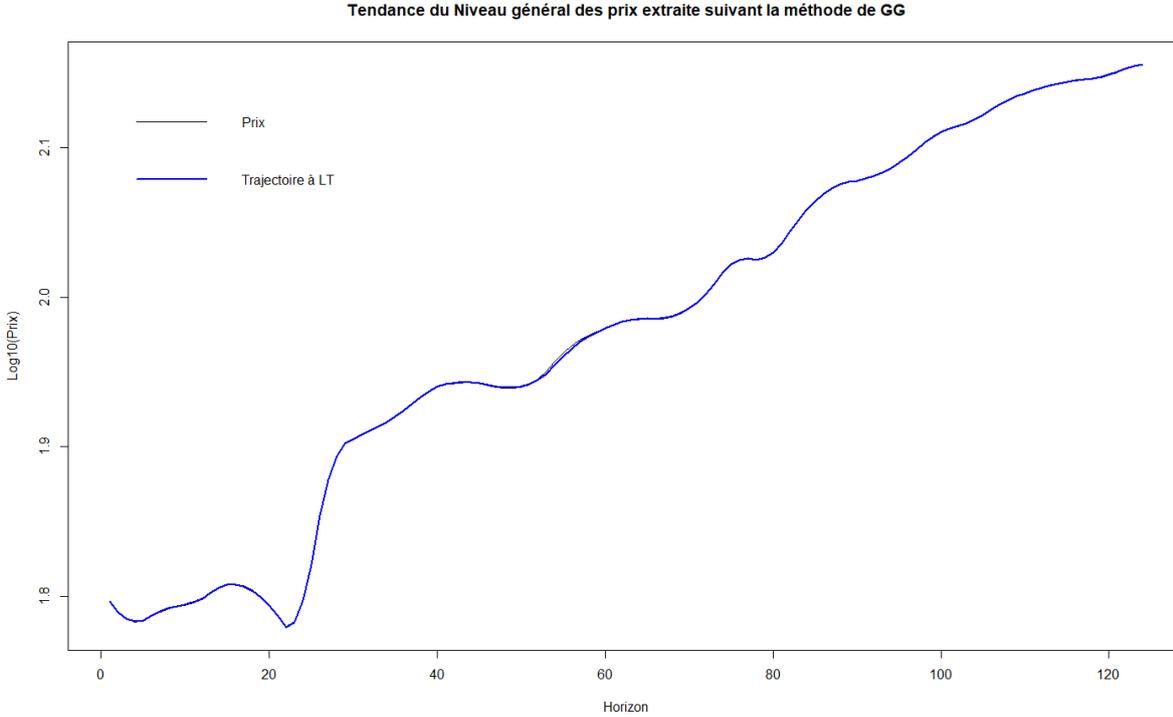


FIGURE 2.12 – Évolution de la composante tendancielle du niveau général des prix évaluée pour la CEMAC



Pour la mesure de l'inflation sous-jacente, il y a lieu de noter que dans la CEMAC, la BEAC suit davantage le taux d'inflation en moyenne annuelle, fut-il évalué mensuellement. Or, dans la littérature, toutes les mesures proposées de l'inflation sous-jacente concernent des variations mensuelles, voire trimestrielles ou annuelles. C'est la raison pour laquelle, dans la modélisation utilisée, notamment les modèles VEC ou SVEC, la série en différences premières du logarithme du niveau général des prix ( $\Delta \log P_t$ ) délivre directement la mesure recherchée de l'inflation sous-jacente. En ce qui concerne la CEMAC en revanche, et afin de tenir compte de cette spécificité, la mesure de l'inflation sous-jacente sera dérivée de la variation en moyenne annuelle de la composante de long terme du niveau général des prix, composante induite par les chocs structurels à effets permanents sur le système. A titre de rappel, cette composante tendancielle (série en base log 10) est donnée par :

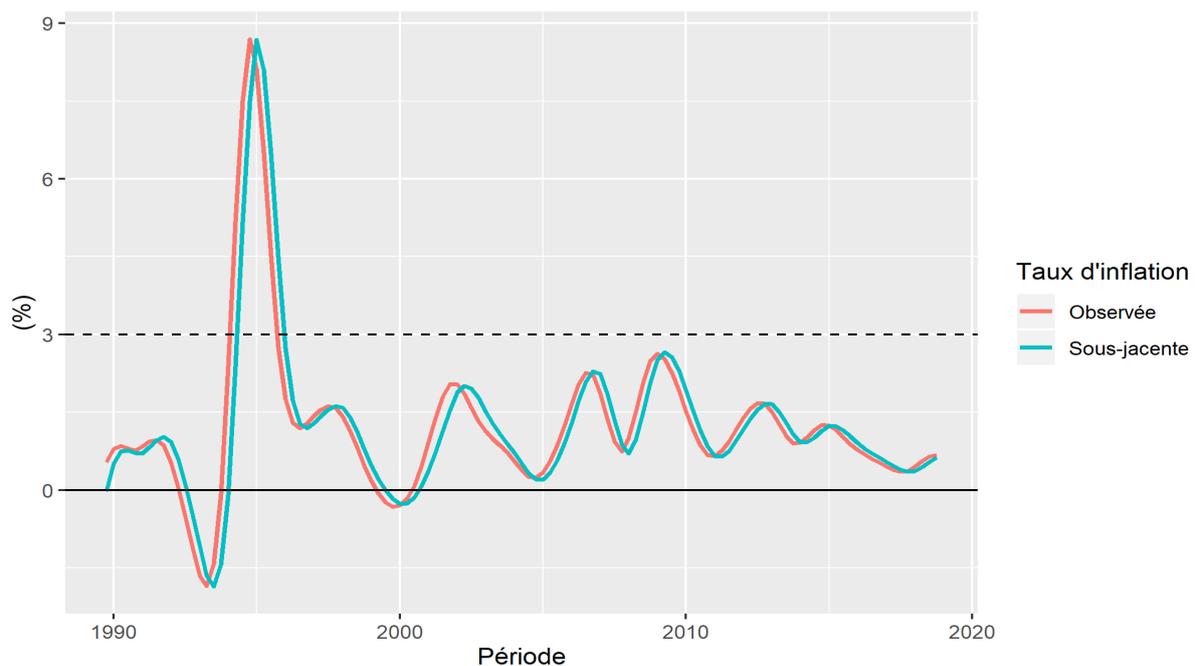
$$\tilde{p}_t = p_0 + \hat{v}_{31}\tilde{\psi}_t^r + \hat{v}_{32}\tilde{\psi}_t^n, \quad \forall t \in \{1987 : 3, \dots, 2018 : 4\}$$

Il en découle que le taux d'inflation sous-jacente évalué en moyenne annuelle pour la CEMAC peut être calculé à l'aide de la formule suivante :

$$\tilde{\pi}_t^{\text{sj}} = \left[ \frac{\bar{P}_{t-3,t}}{\bar{P}_{t-7,t-4}} - 1 \right] \times 100, \quad \forall t \quad \text{avec} \quad \bar{P}_{t-i-3,t-i} = \frac{1}{4} \sum_{j=t-i-3}^{t-i} 10^{\tilde{p}_j}$$

Sur cette base, la série incidente de la mesure du taux d'inflation sous-jacente en moyenne annuelle pour la CEMAC est représentée sur la figure 2.13.

FIGURE 2.13 – Évolution trimestrielle des taux d'inflation sous-jacente et observée de la CEMAC, évalués en moyenne annuelle



Les principaux résumés statistiques des séries de taux d'inflation observée et sous-jacente, sur la période 1989 :4-2018 :4 dans la CEMAC, sont donnés dans la table 2.10. D'après ceux-ci, le taux d'inflation en moyenne annuelle observée et le taux d'inflation sous-jacente mesuré à partir du modèle SVEC sont très similaires, un résultat qui tendrait à indiquer que la composante non fondamentale de l'inflation, c'est-à-dire la partie de l'inflation imputable aux variations des prix relatifs dans la CEMAC serait négligeable, ce qui est assez contre-intuitif pour une économie fortement extravertie au commerce international.

TABLE 2.10 – Résumés statistiques des taux d'inflation en moyenne annuelle (en %) dans la CEMAC

Période : 1989Q4-2018Q4		
Statistiques	Taux d'inflation en moyenne annuelle	
	Observée	Sous-jacente
Minimum	-1.854	-1.857
Premier Quartile	0.558	0.544
<b>Médiane</b>	<b>0.971</b>	<b>0.972</b>
<b>Moyenne</b>	<b>1.253</b>	<b>1.250</b>
Troisième Quartile (75%) :	1.570	1.551
Maximum	8.695	8.684

*Source* : Nos calculs sur R.

## 2.5 Discussion sur les propriétés de la mesure de l'inflation sous-jacente proposée

La mesure de l'inflation sous-jacente obtenue avec l'implémentation de la stratégie d'extraction des tendances communes au moyen du modèle SVEC met en exergue, et de façon assez surprenante, une identité quasi-parfaite entre le signal extrait et la série observée de l'inflation. Ce résultat paraît incongru eu égard au fait que ce signal est sensé représenter l'inflation sous-jacente, c'est-à-dire la composante lourde de l'inflation effective. Cependant, se rapprochant des problèmes rencontrés dans l'estimation du taux de chômage naturel dans les économies avancées tels que rapportés dans Sterdyniak & al. (1997), L'Horty & Thibault (1997) Irac (2000), Turner & al. (2001) et Cusbert (2017), cette issue peut recevoir deux types d'explications :

- soit la composante conjoncturelle de l'inflation est très faible, en raison de la prédominance des chocs d'offre et extérieur comparativement aux chocs de demande (c'est le cas dans la CEMAC) ;

- soit il y a une dérive dans l'inflation tendancielle, de sorte que toute l'inflation effective se transforme en inflation structurelle, notamment si le taux d'inflation est affecté d'une racine unitaire. Or cette dernière condition n'est pas vérifiée dans le cas de la CEMAC où le niveau général des prix<sup>32</sup> est plutôt intégré d'ordre un, alors que pour que cela soit il aurait fallu qu'il soit intégré d'ordre deux, puisque le taux d'inflation en est la variation logarithmique au cours du temps.

Les deux types d'explications précédentes n'étant pas vraisemblables au regard des observations faites, une analyse plus poussée de l'incongruité apparente relevée ci-avant montre qu'elle résulterait plutôt de la corrélation linéaire parfaite entre le PIB réel et la masse monétaire M2 dans la CEMAC ( $\rho(M2, Y) = 1$ ). Bien que la corrélation positive monnaie-activité soit en effet un fait stylisé majeur de la macroéconomie appliquée ainsi que le notent Hairault & Portier (1993), cette occurrence surprenante pour ces deux séries traduirait des problèmes méthodologiques dans l'élaboration des statistiques de comptabilité nationale à partir des cadrages macroéconomiques par la BEAC, les Instituts Nationaux de la Statistique (INS) accusant beaucoup de retards dans leur production.

A la BEAC notamment, les cadrages s'appuient sur la théorie quantitative de la monnaie. Ils se fondent sur deux hypothèses (non nécessairement vérifiées empiriquement), à savoir la stabilité à tout instant de la vitesse de circulation de la monnaie ( $v_t$ ), et celle du déflateur du PIB ( $\tilde{P}_t$ ). De la sorte,  $\Delta v_{t,t+1} = 0$ , ce qui implique alors :  $\frac{\Delta M_{t,t+1}}{M_t} = \frac{\Delta \tilde{Y}_{t,t+1}}{\tilde{Y}_t} + \frac{\Delta \tilde{P}_{t,t+1}}{\tilde{P}_t}$ ,  $\forall t$ , où  $\tilde{Y}$  désigne le PIB réel non pétrolier. Ainsi, en relation avec l'importance du PIB non pétrolier pour l'ensemble de la CEMAC (plus de 60% du PIB total en moyenne sur la période sous revue), le taux de croissance projeté de la masse monétaire est égal à celui du PIB nominal non pétrolier. C'est avec de telles hypothèses simplificatrices que l'on se retrouve avec deux séries affichant le même profil temporel, ce qui introduit une information redondante dans le modèle, donc une cointégration fortuite et des résultats qui s'apparentent à des identités comptables.

Pour remédier à cette redondance, la solution consisterait à exclure du modèle l'une des deux variables. C'est ce que nous faisons en écartant la masse monétaire ( $M$ ). Un tel choix est justifié à double titre, avec d'une part le fait que retenir la masse monétaire M2 reviendrait à ne considérer que des chocs nominaux dans le modèle, et d'autre part cette direction est plutôt en accord avec le modèle à la Blanchard & Quah (1989) mettant aux prises un agrégat réel avec le niveau général des prix. Cette spécification se ramène, à quelques exceptions près, à celle de Jacquinet (2001) et Mialou (2002).

---

32. Ce résultat est repris dans la table 2.1.

Suivant cette nouvelle orientation, l'approche de mesure de l'inflation sous-jacente au moyen d'un modèle VAR structurel est implémentée comme une alternative, avec pour endogènes, les taux de croissance trimestrielle du PIB réel ( $\Delta y_t$ ) et du niveau général des prix ( $\Delta p_t$ ).

### 2.5.1 Mesure de l'inflation sous-jacente dans la CEMAC par l'approche SVAR

Étant donnée la spécification du vecteur des variables endogènes  $(\Delta y_t, \Delta p_t)'$ , l'approche méthodologique implémentée dans cette sous-section est celle de Quah & Vahey (1995), présentée dans la sous-section 2.3.2.1 de la revue de la littérature.

La détermination du nombre optimal de retards pour décrire la dynamique conjointe du système des variables endogènes avec la fonction "*VARselect()*" de la librairie "*vars*" sous R fournit  $p_{\max} = 2$ , pour tous les critères d'information (AIC, HQ, SC et FPE).

Sur cette base, le modèle VAR standard sous analyse est spécifié tel que :

$$\Delta y_t = \gamma_{10} + \sum_{j=1}^2 a_{1j} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^2 b_{1j} \Delta p_{t-j} + \sum_{i=1}^4 \kappa_{1i} \Delta oil_{t-i} + \varepsilon_t^r \quad (2.27)$$

$$\Delta p_t = \gamma_{20} + \sum_{j=1}^2 a_{2j} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^2 b_{2j} \Delta p_{t-j} + \sum_{i=1}^4 \kappa_{2i} \Delta oil_{t-i} + \varepsilon_t^n \quad (2.28)$$

Les résultats d'estimation de ce modèle sous R sont repris à l'annexe B2. Par ailleurs, la décomposition de Blanchard & Quah (1989) à l'aide de la fonction "*BQ()*", avec la même librairie que précédemment sous R, a permis d'estimer les matrices<sup>33</sup> d'impact de court terme  $\hat{D}(0)$ , de long terme  $\hat{D}(1)$  et de variance-covariance des chocs structurels  $\hat{\Sigma}_\eta$ , toutes reprises ci-après :

$$\hat{D}(0) = \begin{bmatrix} 0.2309 & -0.0125 \\ 0.0156 & 0.1701 \end{bmatrix}, \quad \hat{D}(1) = \begin{bmatrix} 1.1670 & 0.0000 \\ 0.1272 & 0.7826 \end{bmatrix}, \quad \hat{\Sigma}_\eta = \begin{bmatrix} 5.3480e-04 & 1.4686e-05 \\ 1.4686e-05 & 2.9175e-04 \end{bmatrix}$$

avec  $\hat{D}(j) = \hat{C}(j)\hat{D}(0)$ , les  $\hat{C}(j), j \geq 1$ , désignant les matrices estimées des paramètres de la forme moyenne mobile vectorielle infinie *-VMA( $\infty$ )* du modèle *VAR(2)* standard sous analyse, et  $\hat{C}(0) = I_2$ , la matrice identité d'ordre 2.

On note pour mémoire :

$$\hat{D}(L) = \begin{bmatrix} \sum_{j=0}^{\infty} \hat{d}_{11} L^j & \sum_{j=0}^{\infty} \hat{d}_{12} L^j \\ \sum_{j=0}^{\infty} \hat{d}_{21} L^j & \sum_{j=0}^{\infty} \hat{d}_{22} L^j \end{bmatrix}$$

33. Ces matrices ont été multipliées par 100 pour des besoins juste de présentation.

Ces matrices, ainsi que nous l'avons vu dans la présentation de la méthodologie de Quah & Vahey (1995) à la section 2.3.2.1, permettent de construire les chocs structurels  $\{\hat{\eta}_t\}_{t=1}^T$  et d'en déduire la série correspondante mesurant l'inflation sous-jacente  $\{\hat{\pi}_t^{sj}\}_{t=1}^T$ , tels que :

$$\begin{bmatrix} \hat{\eta}_t^r \\ \hat{\eta}_t^n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.2309 & -0.0125 \\ 0.0156 & 0.1701 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \hat{\varepsilon}_t^r \\ \hat{\varepsilon}_t^n \end{bmatrix}, \quad \forall t = 1, 2, \dots$$

et, comme sous forme matricielle, la forme moyenne mobile vectorielle infinie du modèle structurel peut s'écrire comme suit,

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} = \hat{D}(1) \begin{bmatrix} \hat{\gamma}_{10} \\ \hat{\gamma}_{20} \end{bmatrix} + \hat{D}(L) \begin{bmatrix} \hat{\kappa}_1 \\ \hat{\kappa}_2 \end{bmatrix} \Delta oil_{t-1} + \hat{D}(L) \begin{bmatrix} \hat{\eta}_t^r \\ \hat{\eta}_t^n \end{bmatrix}$$

alors, après quelques manipulations algébriques, on montre que le taux d'inflation total s'écrit :

$$\begin{aligned} \pi_t = & \hat{\gamma}_{10} \hat{d}_{21}(1) + \hat{\kappa}_1 \sum_{j=0}^{\infty} \hat{d}_{21}(j) \Delta oil_{t-1-j} + \sum_{j=0}^{\infty} \hat{d}_{21}(j) \hat{\eta}_{t-j}^r \\ & + \hat{\gamma}_{20} \hat{d}_{22}(1) + \hat{\kappa}_2 \sum_{j=0}^{\infty} \hat{d}_{22}(j) \Delta oil_{t-1-j} + \sum_{j=0}^{\infty} \hat{d}_{22}(j) \hat{\eta}_{t-j}^n \end{aligned} \quad (2.29)$$

Par conséquent, en suivant la décomposition de Quah & Vahey (1995) qui identifie l'inflation sous-jacente comme la réponse de l'inflation observée au choc structurel neutre à long terme sur l'output, en l'occurrence  $\hat{\eta}_t^n$ , selon les notations précédentes et à la lumière de la matrice d'impact de long terme  $\hat{D}(1)$ , la mesure de l'inflation sous-jacente qui découlerait de ce modèle est :

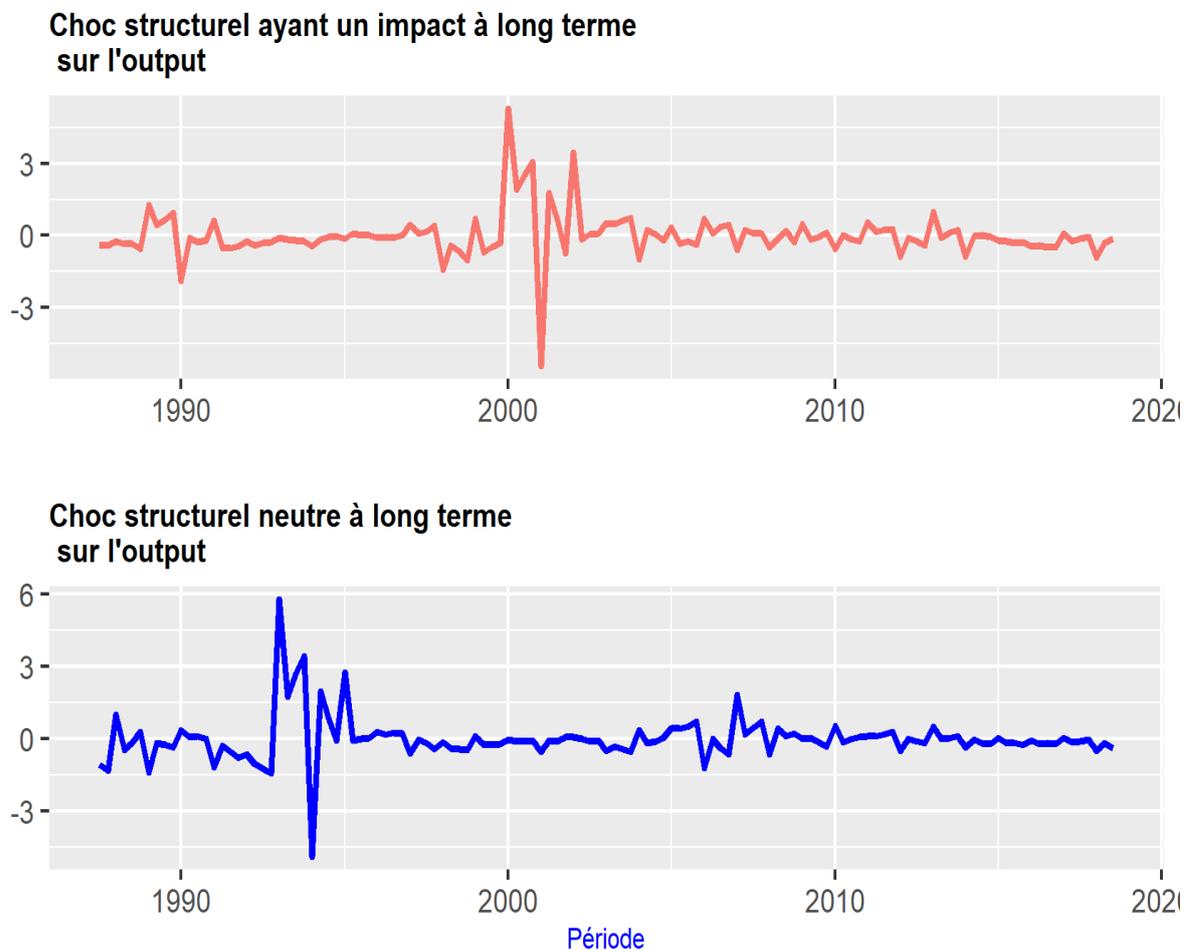
$$\hat{\pi}_t^c = \hat{\gamma}_{20} \hat{\mathbf{d}}_{22}(\mathbf{1}) + \hat{\kappa}_2 \sum_{j=0}^{\infty} \hat{\mathbf{d}}_{22}(j) \Delta oil_{t-1-j} + \sum_{j=0}^{\infty} \hat{\mathbf{d}}_{22}(j) \hat{\eta}_{t-j}^n, \quad \forall t \quad (2.30)$$

## 2.5.2 Calcul et évaluation des propriétés de la mesure de l'inflation sous-jacente dans la CEMAC

Les résultats de l'implémentation de la démarche méthodologique précédente sont tour à tour déclinés dans la suite de cette sous-section dans l'ordre suivant :

- la caractérisation des deux chocs structurels affectant le système dans la CEMAC ;
- l'analyse des réponses impulsionnelles des variables endogènes aux chocs structurels ;
- l'étude de la décomposition de la variance totale de l'erreur de prévision de l'inflation dans la CEMAC ;
- la dérivation empirique et l'évaluation de la mesure de l'inflation sous-jacente obtenue.

FIGURE 2.14 – Profil temporels des chocs structurels ayant affecté l'économie de la CEMAC entre septembre 1987 et décembre 2018



La figure 2.14 représente le profil temporel des deux chocs structurels qui ont affecté la dynamique des taux de croissance trimestrielle de l'output et de l'inflation, sur la période de septembre 1987 à décembre 2018, avec la particularité que selon la décomposition de Blanchard & Quah (1989), le premier choc représenté est par identification celui qui a un impact à long terme sur l'output, et le second correspond au choc structurel neutre à long terme sur l'output. En se fondant sur la théorie économique, le premier choc structurel peut être interprété comme un choc réel ou d'offre agrégée, tandis que le second serait un choc nominal ou de demande agrégée.

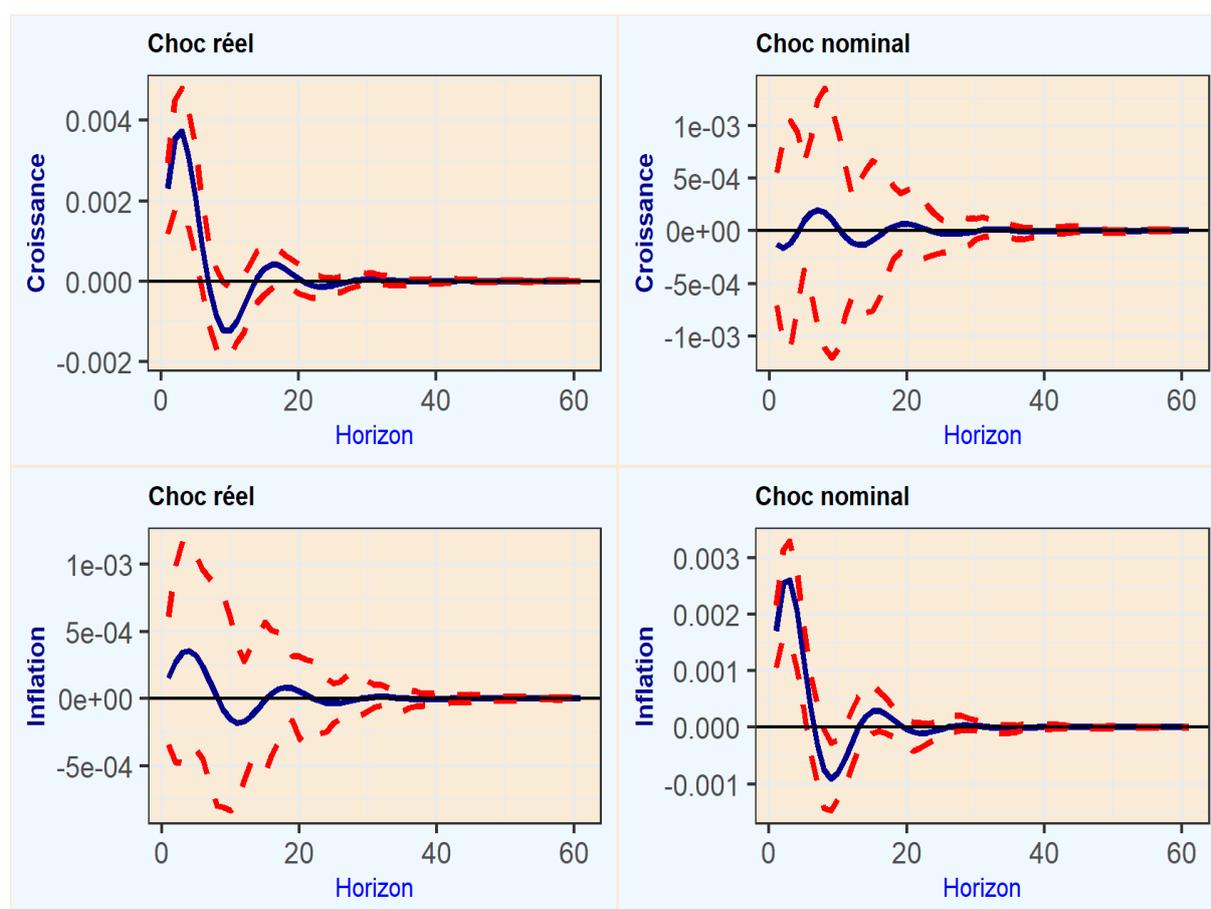
A l'examen des profils temporels respectifs de ces chocs structurels, il peut être relevé que la CEMAC est un espace économique à forte prépondérance de chocs réels plutôt que nominaux. Sur la période sous revue, les chocs réels les plus importants ont été enregistrés au début des années 2000, avec notamment l'entrée en production de plusieurs champs pétroliers majeurs au Tchad, au Congo et en Guinée Équatoriale.

En ce qui concerne les chocs nominaux, ils ont été plus prononcés<sup>34</sup>, au milieu des années 1990, à la suite de la dévaluation du Franc CFA en janvier 1994, avec des conséquences évidentes sur le niveau général des prix de l'ajustement nominal de 50% du Franc CFA (XAF) par rapport au Franc Français (FF), à la nouvelle parité de XAF 1 = FF 0.01.

Les réactions des taux trimestriels de croissance et d'inflation à ces chocs structurels de septembre 1987 à décembre 2018 sont représentées par les fonctions impulsions-réponses sur la figure 2.15.

Les fonctions réponses impulsionnelles des taux de croissance et d'inflation aux chocs réel et nominal apparaissent avec des signes cohérents avec la théorie économique, bien que les réponses à court terme du taux de croissance au choc nominal et du taux d'inflation au choc réel soient relativement faibles comparativement aux autres réponses qui elles caractérisent la dynamique inertielle du taux de croissance du PIB réel au choc réel et du taux d'inflation au choc nominal.

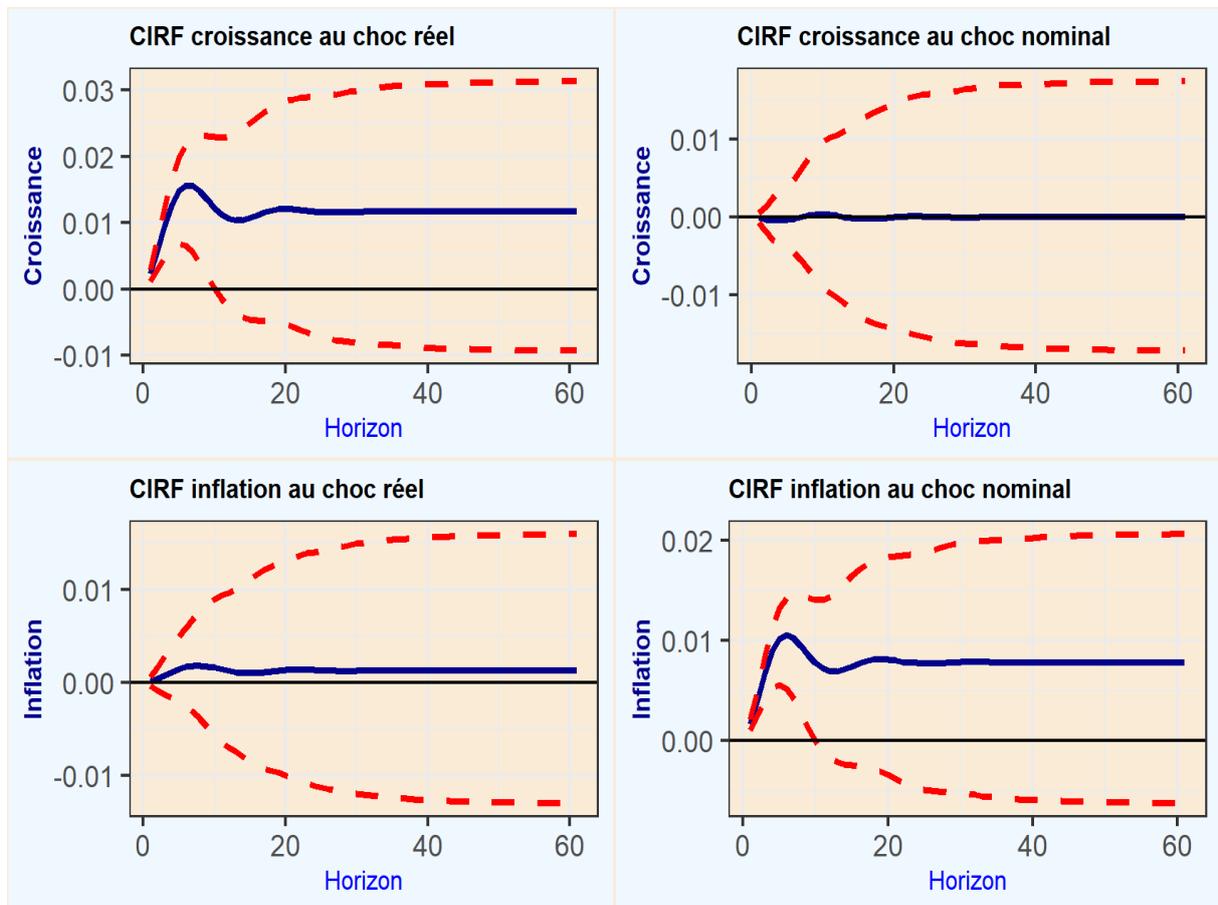
FIGURE 2.15 – Réponses impulsionnelles des endogènes aux chocs structurels



34. D'autres chocs nominaux d'importance moindre circonscrits aux États membres ont été enregistrés, à l'instar des émeutes de la faim de 2008 au Cameroun (Chumo & Mounkala, 2020).

S'agissant des multiplicateurs dynamiques cumulés, qui rendent aussi compte du profil de réponse des variables endogènes aux chocs structurels notamment à long terme, ils sont représentés graphiquement sur la figure 2.16. Les multiplicateurs dynamiques cumulés confirment la restriction de neutralité à long terme du choc nominal sur le taux de croissance de l'output. Sur cette figure, il apparaît aussi que l'impact du choc réel sur l'inflation vaut moins de 0.2% à long terme. Ces résultats sont cohérents avec les conclusions de la Nouvelle Synthèse sur les considérations théoriques de long terme entre grandeurs réelles et grandeurs nominales.

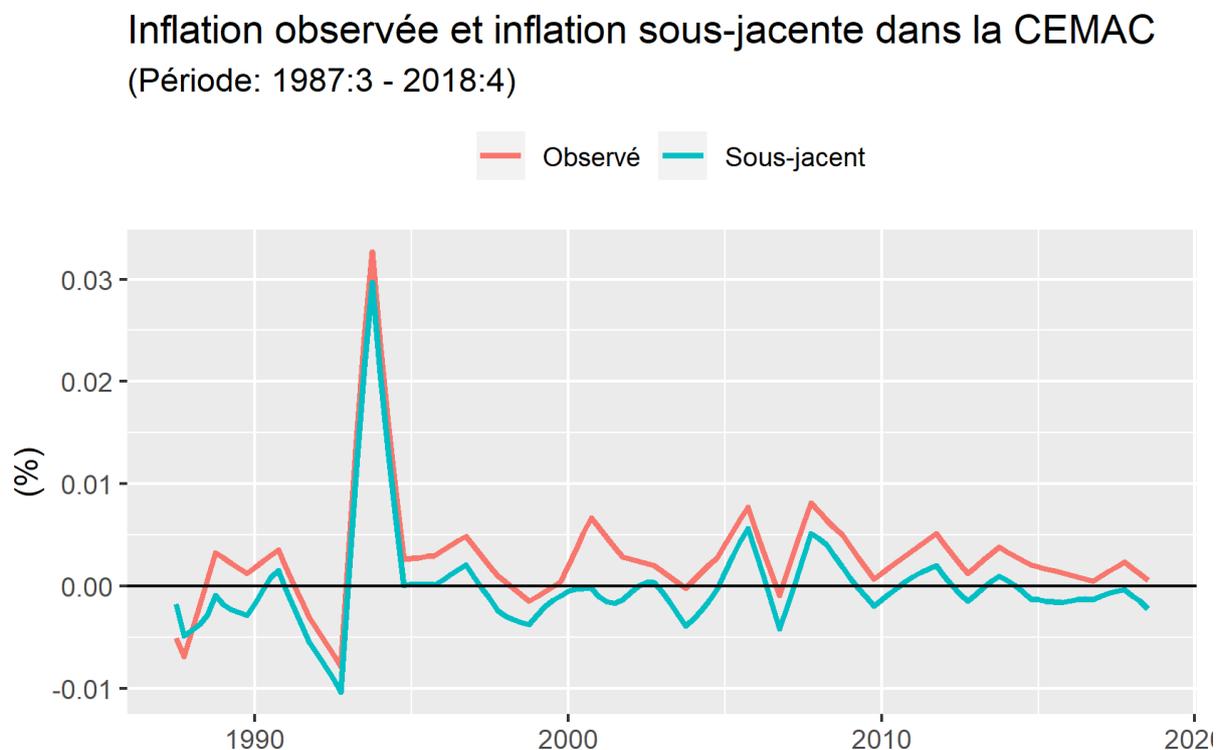
FIGURE 2.16 – Réponses impulsionnelles cumulées des endogènes aux chocs structurels



A la suite du calcul de ces multiplicateurs dynamiques de court et de long terme, l'application de la formule de la mesure de l'indicateur de l'inflation sous-jacente reprise dans l'équation (2.30) a permis de construire la série correspondante qui est représentée sur la figure 2.17, à côté de la série du taux d'inflation observé, sur la période septembre 1987 à décembre 2018. Ainsi qu'on peut le voir en première observation sur le graphique 2.17, l'inflation sous-jacente, composante de l'inflation observée induite par le seul choc neutre à long terme sur l'output, a une évolution assez proche de l'inflation observée et

est moins volatile que cette dernière<sup>35</sup>, ce qui d'après Jacquinot (2001) serait naturel. En effet, l'inflation sous-jacente représentant la tendance "lourde" de l'inflation observée, il ne saurait en être autrement. C'est ainsi qu'elle prend effectivement en compte même les retournements de l'inflation observée. D'ailleurs, le coefficient de corrélation linéaire entre l'inflation sous-jacente et l'inflation observée vaut 0.973. Cette proximité est un indicateur du caractère vraisemblable de l'importance des rigidités nominales dans la détermination du niveau général des prix dans la CEMAC, au cours de la période sous-revue. Enfin, dans l'appréciation des qualités de cette mesure de l'inflation sous-jacente obtenue pour la CEMAC, à la lumière des critères évoqués à cette fin par la NBP (2018), elle en satisfait trois, par construction eu égard à la méthodologie utilisée.

FIGURE 2.17 – Dynamiques des taux d'inflation observé et sous-jacent dans la CEMAC, mesurés en glissement annuel

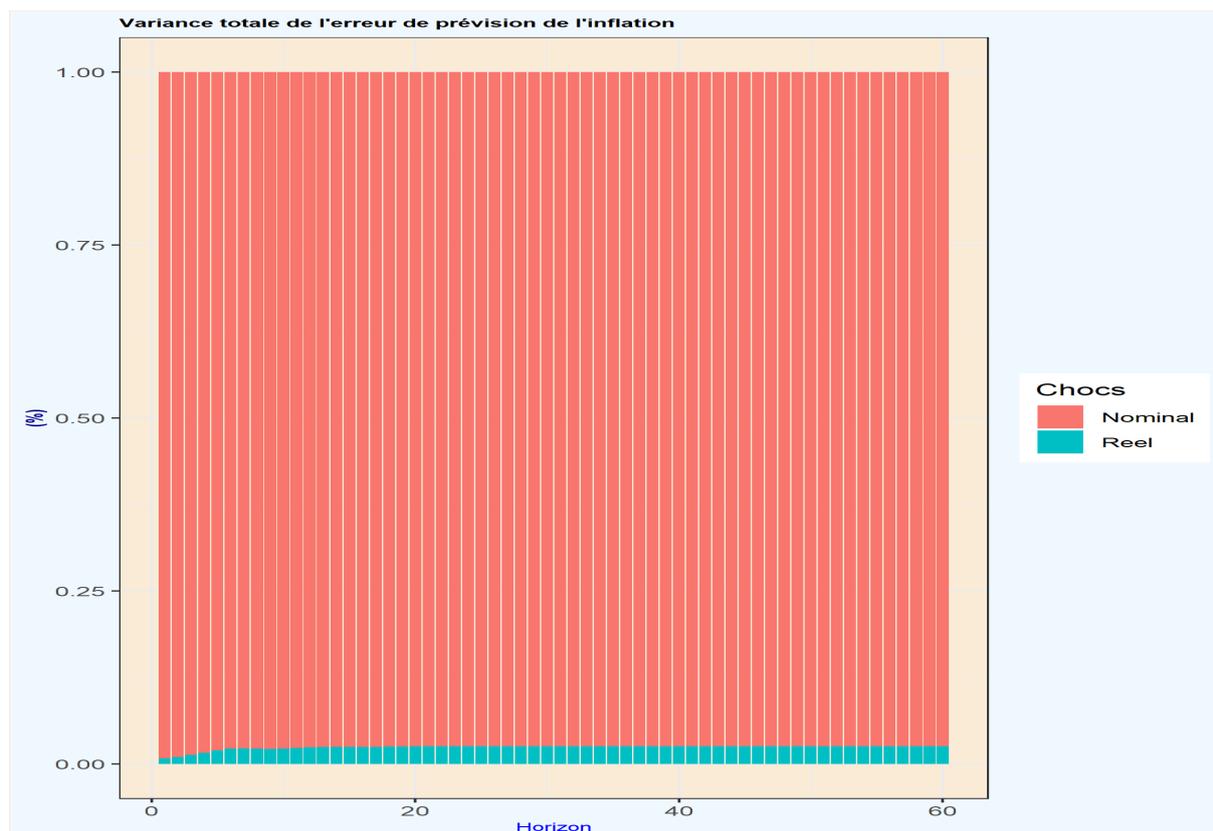


La mesure de l'inflation sous-jacente, telle qu'obtenue, (i) approxime bien la trajectoire à moyen et long termes de l'évolution du niveau général des prix, (ii) correspond à la composante de l'inflation qui est sensible aux décisions de politique monétaire, et (iii) est expurgée des ruptures soudaines causées par les chocs d'offre qui ont effectivement un caractère transitoire.

35. C'est exactement l'avant-dernière propriété sur les cinq qui sont requises pour une bonne mesure de l'inflation sous-jacente d'après la NBP (2018).

Avant d'examiner la dernière propriété requise pour une bonne mesure de l'inflation sous-jacente, à savoir celle en liaison avec sa capacité à refléter, dans sa dynamique, les changements *ex post* permettant d'apprécier l'orientation et la magnitude de l'impact de la politique monétaire sur l'inflation, l'on procède au préalable à une analyse de la décomposition de la variance totale de l'erreur de prévision de l'inflation, en rapport avec les deux chocs structurels.

FIGURE 2.18 – Décomposition de la variance totale de l'erreur de prévision de l'inflation



L'analyse de la décomposition de la variance totale de l'erreur de prévision de l'inflation dans le temps à partir de la figure 2.18 montre une forte dominance des chocs nominaux. En effet, si en moyenne, 2.42% de la variabilité totale de l'inflation est due aux choc réels, contre 97.58% aux chocs nominaux de demande, ces derniers expliquent environ 97.43% de la variance totale de l'erreur de prévision à long terme de l'inflation, contre seulement 2.57% imputable aux chocs réels d'offre. Nos résultats établissent ainsi que l'inflation est essentiellement influencée par des facteurs de demande agrégée dans la CEMAC.

Concernant enfin la propriété attendue d'une bonne mesure de l'inflation sous-jacente, propriété se rapportant à sa capacité à refléter *ex post* l'orientation et la magnitude de l'impact de la politique monétaire sur l'inflation, son appréciation ne saurait être pertinente dans le contexte actuel de la BEAC. En effet, cette dernière n'a véritablement érigé

la stabilité des prix comme objectif final au plan interne de sa politique monétaire, avec le taux d'intérêt des appels d'offres (TIAO) comme son taux directeur, qu'en juin 2017 à la faveur de la révision de ses Statuts. Cette date correspond hélas à une période en queue d'échantillon de la période sous revue dans notre analyse. Par conséquent, sachant que l'ancienne stratégie de politique monétaire avait pour ambiguïté des interventions de politique monétaire à la fois sur les taux et sur les quantités, à travers notamment la fixation des objectifs de refinancement et les appels d'offre, il semble inextricable de démêler, dans la dynamique de l'inflation sous-jacente, le reflet sur le passé de la magnitude de l'impact *ex post* de l'orientation de la politique monétaire dans la mesure où ces instruments ont parfois été utilisés avec des signaux contradictoires pour l'inflation. Cela peut être par exemple illustré sur la figure 2.19 où l'on constate une tendance baissière du taux directeur de la BEAC depuis 1995, mais une inflation sous-jacente quasi stable.

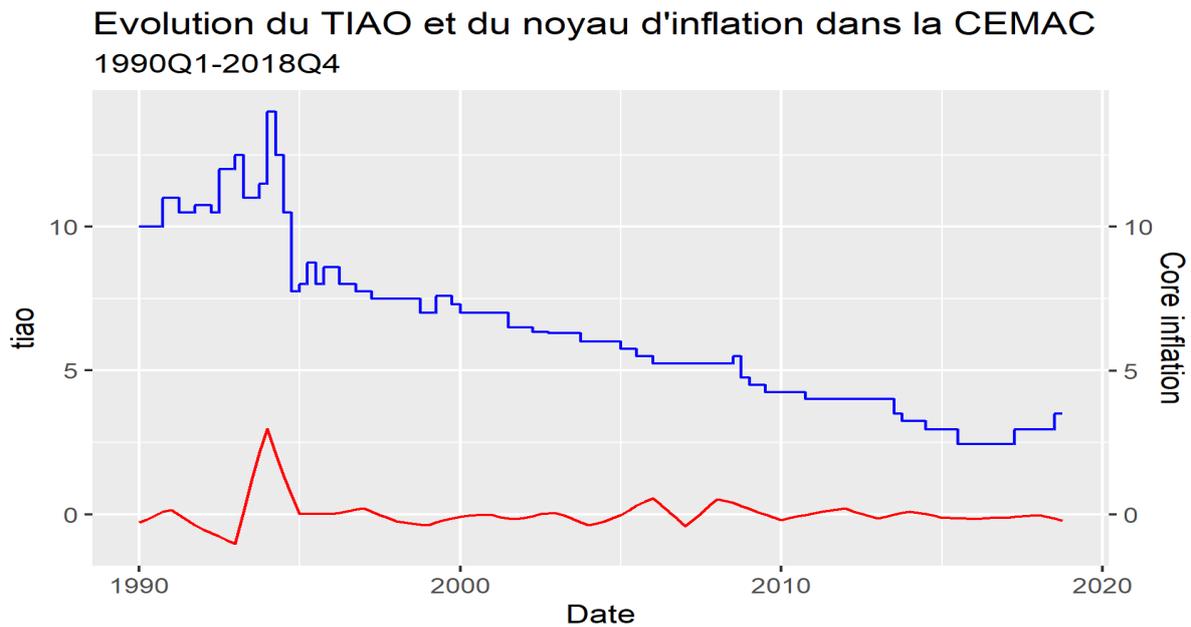
En somme, l'appréciation de cette propriété est plutôt à opérer dans le futur compte tenu de ce qui précède. Néanmoins, en raison de la prise en compte, dans le cadre de dérivation du taux directeur optimal de la BEAC<sup>36</sup> à partir d'une règle de type "Taylor augmentée" qui tient compte de l'écart de l'inflation à son niveau de référence d'une part, et à son niveau projeté à moyen terme (24 mois) d'autre part, la dépendance forte de l'inflation aux chocs de demande fonderait la pertinence future du reflet, dans l'indicateur du noyau d'inflation, de l'impact et la magnitude de l'orientation de la politique monétaire de la BEAC dans la CEMAC. Dès lors, cette relation est implicitement établie.

Sur cette dernière propriété toujours, une approche alternative d'évaluation de la pertinence de notre mesure de l'inflation sous-jacente consisterait à examiner la pro-cyclicité de l'inflation de court terme, ainsi que l'a fait Jacquinet (2001). Il définit l'inflation de court terme comme l'écart de l'inflation sous-jacente à l'inflation observée. Ce qui selon la décomposition de l'inflation faite par Quah & Vahey (1995) correspond à la composante non fondamentale de l'inflation globale, c'est-à-dire sa composante transitoire, laquelle est liée aux chocs d'offre. Par conséquent, il est théoriquement attendu que cet écart soit en phase avec le cycle économique, c'est-à-dire qu'il devrait y avoir une corrélation positive entre le taux d'inflation de court terme et le taux de croissance de l'output compte tenu du type de chocs affectant ces deux variables.

---

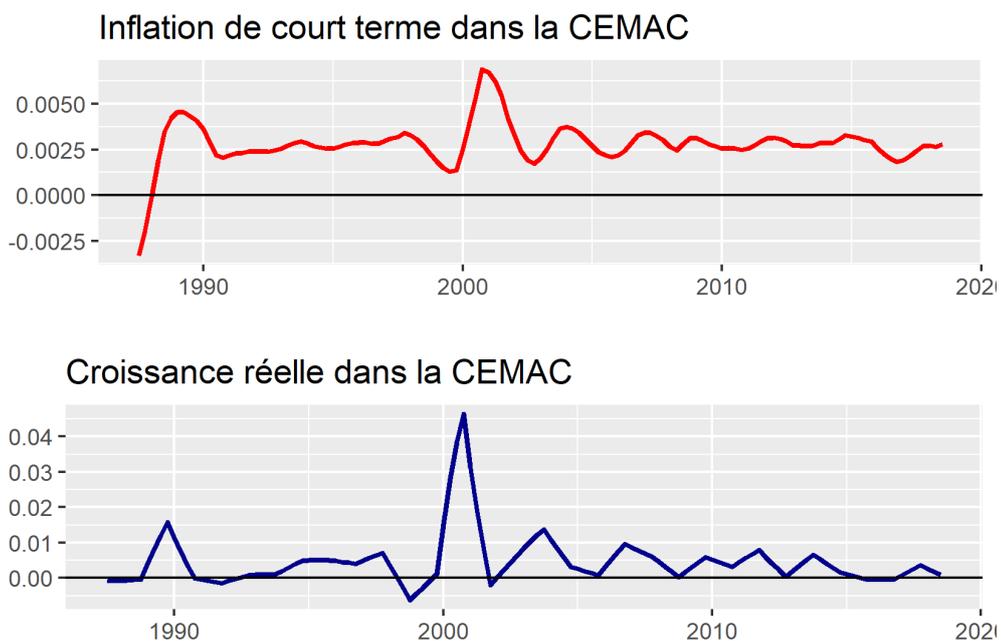
36. Le support méthodologique de cette dérivation de la trajectoire optimale du TIAO, réalisé par nos soins et adopté par le Comité de Politique Monétaire (CPM) de la BEAC, est accessible à la Direction des Études, de la Recherche et des Statistiques à la BEAC.

FIGURE 2.19 – Évolutions de l'inflation sous-jacente et du TIAO dans la CEMAC



A l'évaluation, nos résultats rapportent effectivement un coefficient de corrélation de 0.624 entre l'inflation de court terme et le taux de croissance de l'output dans la CEMAC. Il en découle que cette propriété est effectivement vérifiée pour la CEMAC, ce qui de ce point de vue y valide notre mesure de l'inflation sous-jacente. La figure 2.20 représente à juste titre l'évolution conjointe de ces deux variables au cours de la période sous revue dans la CEMAC.

FIGURE 2.20 – Évolutions de l'inflation de court terme et du taux de croissance de l'output dans la CEMAC



### 2.5.3 Niveau de référence du noyau d'inflation pour la stabilité des prix dans la CEMAC

L'objectif de ce chapitre, pour rappel, est de fournir une référence empirique de l'inflation expurgée des évolutions conjoncturelles qui pourrait servir à ancrer les anticipations des agents économiques dans la CEMAC. Dans une approche plutôt positive, cette référence pourrait également y être utilisée par la Banque Centrale pour exprimer sa norme de stabilité des prix, ainsi que le soutient Yellen (2016) à propos de la meilleure façon d'exprimer l'objectif final de stabilité des prix.

C'est dans cette optique que nous avons construit, pour la CEMAC, une mesure de l'inflation sous-jacente adossée à un modèle économique structurel qui satisfait empiriquement les propriétés théoriques attendues d'un "bon" indicateur de l'inflation sous-jacente selon le consensus qui émerge de la littérature parmi les économistes.

Avec ces résultats, il est démontré que dans la CEMAC, où la politique monétaire élaborée et conduite par la BEAC a pour objectif final au plan interne la stabilité des prix, avec un taux d'inflation à moyen terme de 3% maximum, l'inflation totale n'est pas sous le contrôle de la politique monétaire. Par conséquent, en accord également avec Garcia & al. (2005) et Siviero & Veronese (2011) entre autres, la norme de stabilité des prix à moyen terme doit plutôt être exprimée en référence à une mesure de l'inflation sous-jacente. Le tableau 2.11 ci-dessous présente les principales statistiques des taux d'inflation trimestriels observé et sous-jacent dans la CEMAC sur la période sous revue.

TABLE 2.11 – Résumés statistiques des taux d'inflation en variation trimestrielle (en %) dans la CEMAC

Période : 1987Q3-2018Q4		
Statistiques	Taux d'inflation en variation trimestrielle	
	Observé	Sous-jacent**
Minimum	-0.790	-1.036
Premier Quartile (25%)	0.101	-0.178
Médiane	0.233	-0.078
Moyenne	0.284	-0.078
Troisième Quartile (75%) :	0.377	<b>0.041</b>
Maximum	3.267	0.651
Ecart-type	0.504	0.255

\*\* La série de l'inflation sous-jacente a été expurgée de l'outlier de janvier 1994.

Source : Nos calculs sur R.

Pour rappel, une fois de plus, la norme de stabilité des prix utilisée jusqu'à présent dans la CEMAC est un taux d'inflation totale inférieur ou égal à 3% à moyen terme, soit sur huit trimestres<sup>37</sup>. S'agissant d'une référence à cet horizon basée sur notre mesure de l'inflation sous-jacente, en prenant les évolutions trimestrielles de cette série, notamment le troisième quartile (0.041%), pour davantage de flexibilité, le niveau à ne pas dépasser sur huit trimestres serait  $(1 + 0.041)^8 = 1.38\%$ . En tenant compte de son écart-type (0.255%), le niveau de référence pourrait alors être fixé à 1.5%. Il convient de préciser ici que le choix du troisième quartile est moins restrictif que celui de la médiane qui serait trop basse, quoique toutes deux soient des statistiques robustes, ce qui est une propriété recherchée pour une mesure expurgée de la sensibilité aux variations conjoncturelles<sup>38</sup> et aux autres évolutions atypiques.

Ainsi, pour asseoir la crédibilité de sa politique monétaire vers l'atteinte de son objectif final au plan interne de stabilité des prix, **la BEAC pourrait viser comme référence positive un taux d'inflation sous-jacente à moyen terme (huit trimestres) ne dépassant pas 1.5%.**

En vue de l'opérationnalisation de cette proposition par la BEAC enfin, la démarche pratique avant chaque réunion du Comité de Politique Monétaire (CPM) consisterait alors en trois étapes, (i) à mettre à jour trimestriellement et pas à pas ("*one-step-ahead*") l'échantillon avec les réalisations enregistrées des taux de croissance réel et d'inflation, (ii) à projeter les taux de croissance et d'inflation sur l'horizon pertinent d'impact de la politique monétaire, soit huit trimestres, à partir du cadre méthodologique implémenté dans cet essai, et en déduire la trajectoire du noyau d'inflation à l'aide des fonctions impulsions-réponses de l'inflation au choc de demande, et (iii) à calculer les multiplicateurs dynamiques cumulés de l'inflation sous-jacente sur les huit trimestres puis comparer le niveau cumulé sur huit trimestres à la référence de stabilité des prix de 1.5%, de manière à apprécier les risques sur la stabilité des prix si les pressions inflationnistes sont de nature à mettre en péril l'atteinte de cet objectif final au plan interne de sa politique monétaire. Ce n'est que lorsque ces trois étapes seront complétées qu'il pourrait être dérivée la trajectoire du taux directeur optimal de la BEAC (le TIAO), en fonction des préférences du CPM

---

37. Il est bien entendu que cette précision sur la fenêtre temporelle de huit trimestres n'est pas stipulée dans le texte officiel des Statuts révisés de la BEAC. Néanmoins, elle est appliquée dans le cadre de dérivation de la trajectoire optimale prospective du TIAO compatible avec l'objectif final de stabilité monétaire par les économistes de la Banque Centrale, lors des travaux de la Cellule Technique de Politique Monétaire, laquelle prépare chaque trimestre les réunions du CPM. Par ailleurs, l'horizon sur lequel porte la variation de la moyenne annuelle des taux d'inflation recouvre exactement 8 trimestres.

38. C'est déjà le cas d'après le schéma d'identification des chocs structurels et la méthode de construction de notre indicateur de l'inflation sous-jacente.

quant à l'atteinte prioritaire de l'objectif final au plan interne (la stabilité des prix) ou au plan externe (un taux de couverture extérieure de la monnaie "suffisant"), en tenant bien sûr compte aussi de l'écart prévisionnel constaté entre l'inflation sous-jacente et son niveau de référence. Cette ultime précision est nécessaire de sorte à permettre au Comité de Politique Monétaire de décider de l'orientation et de la magnitude de la modification du TIAO, compatible avec la réalisation de son objectif prioritaire, au regard justement de sa dynamique en lien étroit avec l'évolution projetée du cycle conjoncturel.

## Conclusion

Dans le champ d'investigation d'une politique monétaire crédible ayant pour objectif final la stabilité des prix, les économistes s'accordent sur le fait que l'autorité monétaire n'est pas concernée par toute fluctuation du niveau général des prix, mais principalement par la composante structurelle de l'inflation, laquelle est influençable par ses impulsions de politique monétaire (Yellen, 2016; Shahiduzzaman, 2009; Garcia & al., 2005; Jacquinot, 2001; Johnson, 1999; Bryan & Cecchetti, 1993). Dans la même veine, ils reconnaissent aussi que la tâche d'identification de cette composante tendancielle de l'inflation est l'une des plus ardues et des plus délicates pour les banques centrales qui se doivent de ne pas se manquer dans sa réalisation, au risque de se méprendre dans la discrimination entre chocs à impact transitoire et chocs à impact permanent sur le niveau général des prix. Toute méprise dans cette œuvre aurait malheureusement des conséquences fâcheuses pour l'économie et altérerait également la crédibilité de la banque centrale auprès du public quant à sa capacité à atteindre son objectif final de stabilité des prix.

Un autre point de consensus parmi les économistes, pour plus de crédibilité de la politique monétaire, concerne la nécessité d'exprimer la référence de stabilité des prix par rapport à une certaine mesure du noyau d'inflation ou inflation sous-jacente (Bernanke & Gertler, 1995). Cette dernière, ainsi que l'ont relevé Aucremanne & Wouters (1999), peut être définie en accord avec sa pertinence pour les autorités monétaires, comme un concept sur l'inflation qui est pertinent pour exprimer des objectifs de politique monétaire. C'est afin de fournir une contribution modeste à cette exigence duale que nous avons essayé dans ce travail de mesurer une inflation sous-jacente, qui pourrait constituer pour la BEAC une valeur de référence dans l'appréciation de la trajectoire fondamentale des prix dans sa zone d'émission, en droite ligne de son objectif final au plan interne de stabilité des prix. Comme l'on peut s'en apercevoir, cette problématique recouvre deux facettes. La première consiste à construire une "bonne" mesure de l'inflation fondamentale, et la deuxième qui lui est contingente vise, à partir de cette mesure, à déterminer une valeur de référence que

pourrait effectivement suivre la BEAC, dans une démarche positive, comme repère dans la conduite de sa politique monétaire dans la CEMAC.

A la lumière de la littérature économique, il peut aussi être noté que cette problématique n'est pas nouvelle, quoiqu'elle n'ait pas été exprimée en ces termes dans la CEMAC, où elle est plutôt nouvelle. Une revue de cette littérature économique a fait émerger des points de controverse et des points de consensus parmi les économistes ayant adressé la question de la mesure de la composante sous-jacente de l'inflation.

Les points de controverse sont perceptibles au regard de la diversité des mesures de l'inflation sous-jacente qui jalonnent la littérature. En effet, il n'existe pas une méthode incontestable d'extraction du signal d'une série temporelle, et différentes approches qui se valent au plan empirique sont envisageables. La panoplie des indicateurs existants peut être rangée suivant leurs fondements respectifs en trois grandes catégories :

- (i) les indicateurs adossés à des approches subjectives d'élimination de la composante fondamentale de l'inflation, composante assimilée à un bruit appelé à disparaître. Cette élimination est faite de manière athéorique, au moyen d'une méthode d'exclusion ou méthode des poids nuls (Pedersen, 2006; Bautista, 2005; Macklem, 2001; Clark, 2001; Blinder, 1977; Bihan & Sédillot, 1999) ;
- (ii) les mesures fondées sur l'utilisation des estimateurs à influence limitée, qui éliminent le bruit par une méthode de troncature pour gommer, dans le niveau général des prix, la partie imputable aux prix relatifs induits par les développements économiques sectoriels (Pincheira & al., 2016; Gospodinov, 2016; Gamber & Smith, 2016; Khan & al., 2015; Kar, 2009; Smith, 2004; Hogan & al., 2001; Shiratsuka, 1997; Bryan & al., 1997; Roger, 1995; Ball & Mankiw, 1995; Bryan & Cecchetti, 1994, 1993; Bryan & Pike, 1991) ;
- (iii) les mesures découlant d'un modèle pouvant être purement statistique, du type filtrage pour l'extraction de la composante sous-jacente inobservable (Baqae, 2010; Arrazola & de Hevia, 2002; Cogley, 2002), ou économétrique, fondé sur une théorie économique sous-jacente, aux mêmes fins. Dans cette dernière sous-catégorie l'on distingue entre autres les modèles SVAR (Quah & Vahey, 1995; Blix, 1995; Fase & Folkertsma, 1996; Dewachter & Lustig, 1997; Bjornland, 2001; Jacquinet, 2001; Bagliano & al., 2002), les modèles à composantes principales (Morana, 2004), les modèles factoriels dynamiques (Stock & Watson, 1991; Bryan & Cecchetti, 1993; Cecchetti, 1997), les modèles factoriels dynamiques structurels (Morana, 2004) et

les modèles factoriels dynamiques à coefficients temporellement variables et volatilité stochastique (Stock & Watson, 2007; Chen, 2009; Blanchard & Gali, 2010; Mertens & Nason, 2015; Garnier & al., 2015; Chan, 2017).

En dépit de cette pluralité des indicateurs de mesure de l'inflation sous-jacente, des éléments de consensus existent néanmoins entre les économistes et les praticiens des banques centrales pour éclairer le choix de l'une ou l'autre des mesures. Premièrement, pour les besoins d'utilisation d'un indicateur du noyau d'inflation dans le processus décisionnel de la politique monétaire, celui-ci doit satisfaire plusieurs critères ou posséder des caractéristiques, dont les principales sont : *(i)* approximer la trajectoire à moyen et long termes du niveau général des prix, *(ii)* correspondre à la composante de l'inflation qui est fortement liée à l'objectif final de la politique monétaire à laquelle elle est sensible, *(iii)* être moins volatile que l'inflation observée, et *(iv)* être calculable à temps et sans difficulté majeure. Deuxièmement, l'approche macroéconomique devrait être privilégiée à l'approche microéconomique du type "théorie du coût de la vie", pour adresser la problématique de la construction d'une mesure de l'inflation sous-jacente, étant donnée que la hausse cumulative et auto entretenue du niveau général des prix génère des effets pervers dans tout le système économique (Donath & Dima, 2003).

A partir de tout ce qui précède, les mesures adossées à un modèle économétrique ont été celles sur lesquelles notre choix s'est porté après une revue critique des avantages et limites de chacune d'elles. De même, au plan méthodologique, la technique d'extraction de l'inflation sous-jacente à la Quah & Vahey (1995), cheval de bataille commun aux différents modèles structurels, a été retenue pour traiter de la problématique posée pour la BEAC. Des extensions du modèle de base de Quah & Vahey (1995) ont été apportées dans deux directions. D'une part, il y a eu l'élargissement du nombre de variables d'intérêt du système analysé, comme l'ont fait Bagliano & Morana (2003) et Garcia & al. (2005) avec le modèle SVAR, et d'autre part avec la prise en compte, en sus, de la cointégration éventuelle entre les endogènes du système, telle qu'implémentée par Bagliano & Morana (2003) sur le modèle SVEC axé sur une technique d'extraction des tendances communes à la Stock & Watson (1988) et King & al. (1991). C'est ainsi que notre cadre méthodologique a consisté à présenter successivement l'approche pionnière de calcul de l'inflation sous-jacente de Quah & Vahey (1995) et les extensions qui ont en été faites, à savoir les modèles VAR et VEC structurels. Cette présentation a aussi été réalisée de la sorte afin de ne pas avoir à discriminer d'entrée entre ces modèles, préférant dans une approche positive, laisser les évidences empiriques contenues dans les données conduire techniquement à cette discrimination en fin de compte.

L'ancrage théorique à la base de la spécification du modèle exploré pour la CEMAC a été le travail proposé par Bagliano & Morana (2003) pour l'économie américaine entre 1960 et 2000, travail qui met en relation dans un modèle SVEC, quatre variables endogènes, à savoir le cours mondial du pétrole brut, l'indice des prix à la consommation, l'agrégat de monnaie M2 et l'indice de la production industrielle. En effet, cette proposition nous a paru pertinente pour l'économie de la CEMAC<sup>39</sup> à partir de 1987, compte tenu de l'importance du pétrole brut pour les avoirs extérieurs nets, donc pour la masse monétaire, et la croissance régionale notamment, et de ce que le système financier est embryonnaire et le taux de bancarisation demeure encore très faible (moins de 18%). Sur cette base, nous avons dans un premier temps testé la cointégration de nos séries. Ces tests ont délivré l'existence d'au plus deux relations de long terme entre le cours mondial du pétrole brut, le PIB réel, la masse monétaire M2 et le niveau général des prix, tous mesurés en logarithme base 10. En réalisant ensuite des tests de significativité des paramètres des relations de cointégration et un test d'exogénéité faible du prix mondial du pétrole brut pour la CEMAC, nous sommes arrivés à la spécification d'un modèle SVEC avec trois variables endogènes, le prix mondial du pétrole étant complètement exogène pour la CEMAC comme l'on pouvait s'y attendre, et une seule relation de cointégration entre la monnaie et le PIB réel. Enfin, l'implémentation de la méthodologie d'extraction du signal par l'approche des tendances communes a fourni une mesure candidate de l'inflation sous-jacente trop coïncidente avec l'inflation totale. Ce résultat a été questionné et a été rejeté d'une part parce que l'indicateur était tout aussi volatil que l'inflation totale, et d'autre part du fait que la cointégration des variables endogènes du système nous est apparue fortuite. En effet, sur la période 1987Q1-2018Q4, les séries du PIB réel et de l'agrégat de monnaie sont redondantes, avec un coefficient de corrélation linéaire unitaire. Dès lors, l'inclusion de ces deux variables dans le vecteur des endogènes introduit une redondance ayant pour incidence la délivrance de résultats biaisés et inexploitable à des fins d'aide à la décision pour la politique monétaire.

Afin de corriger ce biais, nous avons donc exclu l'agrégat M2 du vecteur des variables endogènes et sommes revenus à un système avec deux endogènes, le PIB réel, pour capter les effets des chocs réels, et le niveau général des prix, pour les effets des chocs nominaux, avec le cours mondial du pétrole brut comme variable exogène. Sur ce système du même format que le modèle employé par Quah & Vahey (1995), mais augmenté de notre variable exogène et ses retards, nous avons implémenté leur démarche méthodologique d'extraction de l'inflation sous-jacente, dans un cadre avec les taux de croissance et d'inflation comme

---

39. Tous les pays ne produisant pas encore un indice de la production industrielle, à l'exception du Cameroun, de la République Centrafricaine et du Tchad, cet indice a été remplacé par le PIB réel.

endogènes et application de la factorisation de Blanchard & Quah (1989). La mesure empirique de l'inflation sous-jacente a ainsi été dérivée comme la composante de l'inflation totale induite par le choc n'ayant pas d'impact à long terme sur l'output, choc interprété en l'occurrence comme un choc nominal ou de demande agrégée. Celle-ci, par construction sensible aux impulsions de politique monétaire, a ensuite été questionnée à la lumière des caractéristiques attendues d'une "bonne" mesure de l'inflation fondamentale.

De cet examen il est ressorti que l'indicateur d'inflation sous-jacente obtenu pour la CEMAC est cohérent avec la théorie économique en termes de profils de réponses aux chocs, et est comparable avec les résultats obtenus par Jacquinet (2001) dans le cas de l'Allemagne, la France et le Royaume-Uni, avec une inflation sous-jacente positivement corrélée à l'inflation totale tout en étant moins volatile que cette dernière et facile à calculer, et une inflation de court terme effectivement procyclique comme attendu également.

Par ailleurs, notre analyse de la décomposition de la variance totale de l'erreur de prévision de l'inflation dans la CEMAC a montré qu'environ 97% de sa variabilité totale à moyen et long termes est imputable aux chocs nominaux, contre moins de 3% seulement aux chocs réels. L'inflation dans la CEMAC est par conséquent tirée par la demande (*demand driven*), fondant ainsi la pertinence de la politique monétaire pour y rechercher la stabilité des prix comme objectif final à moyen terme. Sur la base de cette mesure empirique du noyau d'inflation dans la CEMAC, et suivant la deuxième facette de notre problématique, nous avons calculé le niveau que pourrait retenir la BEAC pour sa norme de stabilité des prix.

Ainsi, nos résultats ont permis de déterminer que sur l'horizon pertinent d'impact de la politique monétaire, à savoir huit trimestres, la BEAC pourrait retenir une progression maximale du taux d'inflation sous-jacente de 1.5% dans sa zone d'émission comme valeur de référence dans l'appréciation de la trajectoire de la composante lourde de l'inflation dans sa zone d'influence. Exprimée autrement, eu égard à cette valeur de référence de la mesure empirique de l'inflation sous-jacente, la BEAC pourrait retenir que la stabilité des prix est considérée comme réalisée dans la CEMAC si sur un horizon prospectif de 24 mois (deux ans ou huit trimestres) la progression cumulée du taux d'inflation sous-jacente ne dépasse pas 1.5%.

En termes de perspectives pour les pays en développement, notamment dans le débat sur un relèvement éventuel du niveau d'inflation totale considéré comme désirable pour la croissance économique, niveau que Khan & Senhadji (2001) situent entre 7 et 11% pour ce type de pays, l'on pourrait rechercher un taux d'inflation compatible avec un

taux de croissance le plus élevé dans la CEMAC. A côté d'une telle valeur, la politique monétaire de la BEAC se retrouverait de fait avec deux mesures sur la dynamique du niveau général des prix dans sa zone d'émission, ce qui pourrait soulever une ambiguïté opérationnelle dans la conduite de la politique monétaire. Pour lever l'équivoque, une opposition des aspects positif et normatif pour les deux mesures peut être mobilisée. De la sorte, la valeur de référence adossée à la mesure du noyau d'inflation déterminée dans ce chapitre s'inscrirait dans une approche positive de l'appréciation, dans la CEMAC de la trajectoire fondamentale de l'inflation en vue du suivi de l'atteinte ou non de l'objectif final au plan interne de stabilité des prix, ainsi que nous l'avons indiqué tout au long de ce chapitre. A l'opposé, la détermination d'un taux d'inflation désirable pour la croissance dans cette sous-région relèverait d'une approche normative du même cadre d'analyse. De ce fait, la recherche d'un taux d'inflation au-dessus duquel toute hausse cumulative du niveau général des prix deviendrait préjudiciable à la croissance économique dans les États membres de la CEMAC est adressée dans le chapitre 3.-

# Analyse de la relation entre l'inflation et la croissance économique dans la CEMAC

## 3.1 Contexte et justification

« Si le premier chiffre est faux, le compte est faux. »

*Proverbe peul.*

La théorie économique enseigne depuis Nicholas Kaldor que la stabilité des prix, c'est-à-dire une inflation faible et non explosive d'une part, et une croissance soutenue d'autre part, sont deux objectifs majeurs de la politique économique. Par conséquent, s'il est important pour une banque centrale, dont l'objectif final de politique monétaire est la stabilité des prix, de bien définir une valeur de référence en rapport avec le noyau d'inflation ainsi que nous l'avons vu dans le chapitre précédent, il est tout aussi indispensable pour elle de bien connaître la relation qui existerait entre celui-ci, ou tout au moins le taux d'inflation, et le taux de croissance économique. Cette relation lui permettrait de dériver éventuellement un taux d'inflation désirable, car favorable à la création de richesse. Cette préoccupation s'inscrit en droite ligne de la deuxième définition du noyau d'inflation ou taux d'inflation naturel proposée par Sapir (2012). Selon lui en effet, « *On peut considérer comme naturel, le taux d'inflation qui permet d'obtenir le taux de croissance le plus élevé possible pour une structure économique donnée.* » C'est ainsi qu'elle trouve toute sa justification dans le cadre géospatial de la Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC) où, en plus de son objectif final au plan interne de stabilité

des prix, l'article 1<sup>er</sup> des statuts<sup>1</sup> de la BEAC précise que "Sans préjudice à cet objectif, elle apporte son soutien aux politiques économiques générales élaborées dans l'Union Monétaire".

D'un point de vue théorique cependant, la définition d'une norme de stabilité des prix n'est pas toujours évidente. Plusieurs économistes influents dont Akerlof & al. (1996) soutiennent que le seul taux d'inflation pertinent est "zéro inflation". D'un côté pourtant, en s'appuyant sur le même modèle de simulation sous-tendant cette conclusion, ils arrivent à un résultat contraire plutôt solide selon lequel un taux d'inflation nul aurait pour incidence une élévation des taux de chômage à des niveaux intolérables politiquement, avec très peu sinon pas de gain du tout en termes de davantage d'investissements ou d'élévation de la croissance économique. De ce fait, en examinant minutieusement les coûts potentiels d'une faible inflation, ils constatent que ceux-ci peuvent être élevés. Akerlof & al. estiment alors que les politiques visant un taux d'inflation nul pourraient résulter en une baisse de 1 à 3% de croissance par an (voire une baisse perpétuelle), avec incidemment des taux de chômage élevés. Ils en concluent malgré tout que : "... il semblerait, malheureusement pour nous, que la meilleure cible d'inflation pour la Fed devrait être zéro". D'un autre côté, Akerlof & al. citent Martin Feldstein, un ex président du cabinet des conseillers économiques de Ronald Wilson Reagan, 1982 à 1984, qui a pris la tête d'un groupe d'économistes soutenant qu'il y aurait des bénéfices significatifs de réduction du taux d'inflation au-dessous de 2 ou 3%. En effet, Feldstein convient avec Aiyagari (1990) et Cooley & Hansen (1991) que les coûts pour ramener l'inflation à zéro peuvent être fortement plus élevés que les bénéfices d'une telle entreprise. C'est ainsi que Thanabalasingam (2013) justifie le choix, par la majorité des banques centrales dans le monde, du maintien d'une inflation très modérée voire faible dans les mécanismes de transmission de leur politique monétaire axée sur la stabilité des prix. Par ailleurs, il est indéniable, note Temple (2000), qu'une inflation très élevée altère considérablement les performances économiques, mais il existe aussi, poursuit-il, quelques évidences empiriques qu'une inflation modérée peut ralentir sensiblement la croissance économique. Dès lors, il existerait un *trade-off* entre peu d'inflation ou trop d'inflation eu égard à la croissance économique.

A la lumière de ce qui précède, l'on est en droit de constater que dans le champ d'investigation de la politique monétaire, le problème qui se pose est celui du niveau de l'inflation maximale qui serait tolérable par la banque centrale et surtout bénéfique pour la croissance économique, donc un taux d'inflation désirable ou normatif, en comparaison du taux d'inflation sous-jacente déterminé dans le chapitre précédent, qui relève de l'approche positive. De la sorte, sans nécessairement les mettre en compétition dans un

---

1. Version révisée et signée en juin 2017.

dispositif de monitoring de l'évolution du niveau général des prix, ces deux indicateurs pourraient fournir à la politique monétaire des informations respectivement à court et à moyen termes sur la dynamique des prix. Cela serait intéressant d'autant plus que plusieurs banques centrales de pays développés et en développement ont, au cours des deux dernières décennies, adopté une stratégie flexible de ciblage d'inflation. A propos de ce cadre en effet, après plusieurs estimations empiriques, de Guimaraes e Souza & al. (2016) ont abouti au résultat que l'adoption du ciblage d'inflation implique des gains en termes de croissance économique ou résulte tout au moins en une croissance économique "non molle". Avant eux, Abo-Zaid & Tuzemen (2012) et Hartmann & Roestel (2013) avaient déjà observé que l'effet du ciblage d'inflation sur la croissance ne peut pas être négligé, surtout qu'il est largement admis qu'une inflation basse et bien ancrée est bénéfique pour la croissance.

D'une manière générale, il y a lieu de souligner qu'à travers le monde, l'un des objectifs finals des banques centrales, sinon le principal, est d'atteindre et maintenir la stabilité des prix, pour mettre ainsi en place un environnement propice à une croissance économique rapide (Seleteng & al., 2013). Par conséquent, il est important pour les décideurs de politique monétaire notamment de bien comprendre la relation entre l'inflation et la croissance économique, afin de mieux conduire leur mission. Ainsi, si l'inflation devient préjudiciable à la croissance, alors les décideurs de politique économique devront intervenir pour l'abaisser. Dès lors se pose la question suivante : « jusqu'à quel niveau le taux d'inflation devrait-il être abaissé pour ne pas altérer la croissance économique ? » ou en d'autres termes, « quel est le taux d'inflation maximum au-dessus duquel la hausse généralisée du niveau des prix devient-elle nuisible pour la croissance économique ? »

Face à cette réalité au niveau des banques centrales, la BEAC ne saurait ignorer cette importante question, surtout que dans la CEMAC il est fréquemment admis, à tort peut être, que la norme d'au plus 3% d'inflation annuelle à moyen terme édictée dans les critères de la Surveillance Multilatérale<sup>2</sup> des politiques économiques dans la Zone Franc correspond à la norme de stabilité des prix. Pourtant, aucune étude implémentable n'a véritablement été menée jusque-là dans cette sous-région pour apprécier la pertinence du taux maximum de 3% comme niveau d'inflation qui permettrait à la CEMAC d'atteindre le taux de croissance économique le plus élevé.

---

2. Il s'agit d'une procédure visant à suivre la convergence des politiques budgétaires en vue du renforcement de l'intégration économique des pays de la CEMAC, d'une part, et la cohérence entre les variables de la politique monétaire et celles de la politique budgétaire, d'autre part, de sorte à créer un environnement macroéconomique sain, nécessaire pour une croissance économique durable et créatrice d'emplois (Avom & Gbetnkom, 2003).

C'est dans cette optique que Mondjeli & Tsopmo (2017), sur la base de statistiques annuelles des économies des États membres de la CEMAC de la période 1985-2013, ont estimé à 4.3%, avec un modèle à transition lisse sur données de panel, le seuil d'inflation au-dessus duquel toute hausse de l'inflation réduit la croissance économique dans la CEMAC tandis qu'au-dessous de celui-ci, l'accélération des prix impacte positivement la croissance dans cette zone. Cependant, de notre point de vue, cette étude, bien qu'elle soit opportune pour répondre à cette question, présente malheureusement certaines limites qui en fragilisent la portée pour une opérationnalisation de ses outputs par la BEAC.

Tout d'abord, la mesure de l'inflation utilisée par Mondjeli & Tsopmo<sup>3</sup>, à savoir le taux d'accroissement du logarithme de l'indice des prix à la consommation n'est pas celle utilisée par la BEAC pour évaluer la stabilité des prix dans sa zone d'émission. La BEAC utilise plutôt la variation relative de la moyenne annuelle de l'indice mensuel des prix à la consommation de la CEMAC, calculée mensuellement par le Service de la Conjoncture et des Études Sectorielles, au Siège de la Banque Centrale. De plus, la série "brute" utilisée dans la modélisation PSTR par ces auteurs n'a pas une distribution de probabilité symétrique<sup>4</sup> pour l'utiliser tel quel. Dans cette configuration en effet, comme le précisent Baglan & Yoldas (2014), une transformation semi-logarithmique de la série est nécessaire afin de minimiser l'incidence des hétérogénéités entre les économies de l'échantillon, ce qui est pourtant le cas dans la CEMAC. Une autre limite et pas des moindres concerne la significativité statistique des estimations faites. Avec seulement 28 observations dans la dimension temporelle et 6 dans la dimension individuelle correspondant aux six États membres, pour un modèle à estimer de plus de 10 paramètres (8 pour les régresseurs et au moins deux paramètres dans la fonction sigmoïde - seuil et vitesse), il n'y a pas suffisamment de degrés de liberté dans cette estimation, et surtout aucune convergence ni séquentielle ni simultanée des estimateurs du modèle, toutes choses qui en invalident les résultats des tests statistiques adossés à des distributions asymptotiques théoriques (Kleiber & Lupi, 2011; Hurlin & Mignon, 2007; Pedroni, 1998).

Par ailleurs, dans ce type d'analyses de l'impact de l'inflation sur la croissance en longue période, Villieu & Rajhi (1993) relèvent que les études empiriques demeurent extrêmement sensibles à la période d'observation. Par conséquent, dans une optique d'opérationnalisation des résultats pour la politique monétaire de la BEAC dans l'UMAC, une période plus

---

3. Voir à la page 44, la note au-dessous du graphique 1, "Évolution du taux de croissance économique et du taux d'inflation".

4. Le caractère asymétrique de la distribution de probabilité du taux d'inflation est illustré dans Mondjeli & Tsopmo (2017) sur leur figure 1 qui rapporte des statistiques de Skewness, Kurtosis et de test de Jarque-Bera différentes des valeurs correspondantes pour une distribution plutôt symétrique.

récente serait préférable, surtout avec la réforme de deuxième génération de celle-ci qui a été amorcée dès 2013 et dont les résultats ont progressivement été intégrés au dispositif analytique à partir de juin 2017.

Compte tenu de tout ce qui précède, notre démarche dans ce chapitre, qui pourrait s'apparenter à une révision et une extension de la tentative de Mondjeli & Tsopmo (2017), viserait à en lever les limites invoquées, en se basant sur une actualisation du cadre géospatial à un contexte économique plus récent. C'est ainsi qu'avant d'exposer la problématique abordée dans ce chapitre, il est mobilisé quelques faits stylisés sur l'économie de la CEMAC au cours des trente dernières années, question de mieux comprendre le cadre géospatial de l'analyse à faire.

### **3.1.1 Faits stylisés en rapport avec le lien inflation-croissance dans la CEMAC**

Une lecture des travaux et analyses aussi bien théoriques qu'empiriques en lien avec la relation entre l'inflation et la croissance économique rapporte quelques faits stylisés, même si, ainsi que le soulignent Villieu & Rajhi (1993), de la diversité de ces analyses n'émane aucune conclusion empirique ou analytique claire. Au nombre de ces faits stylisés, le résultat le plus fréquemment rencontré est celui relatif à la non linéarité de la relation inflation-croissance. Andrés & al. (1996) et Judson & Orphanides (1999) soutiennent aussi que la croissance économique de long terme est inversement liée à la volatilité de l'inflation dans les pays à inflation faible. Enfin, trois autres faits stylisés également mobilisés dans ce type d'études peuvent être avancés, à savoir *(i)* l'existence d'une corrélation positive entre l'évolution de la masse monétaire et la croissance économique de long terme, dans les pays à inflation moyenne relativement faible (Bruno & Musso, 2000), *(ii)* la corrélation positive forte entre l'inflation et l'évolution de la masse monétaire (McCandless & Weber, 1995), et *(iii)* l'impact négatif de l'accélération de la masse monétaire sur l'inflation (Villieu & Rajhi, 1993).

Dans le cas de la CEMAC, comme cela a été relevé au chapitre 2 à propos de la coïncidence des taux de croissance du PIB réel et de la masse monétaire M2, il n'est pas pertinent d'évaluer les faits stylisés mettant aux prises ces deux variables ou leurs indicateurs dérivés tels que proposés dans Bruno & Musso (2000), McCandless & Weber (1995) et Villieu & Rajhi (1993) cités précédemment. Dès lors, il n'est examiné dans cet espace que les deux premiers faits stylisés relatifs à la forme de la relation entre l'inflation et sa volatilité sur la croissance. Pour ce faire, une exploration des caractéristiques des séries de l'inflation en moyenne annuelle et du taux de croissance dans la CEMAC est opérée,

pour les observations trimestrielles de la période juin 1988-décembre 2020, pour voir entre autres que les pays de cette sous-région sont à inflation moyenne relativement faible.

*Les économies de la CEMAC sont à inflation moyenne relativement faible...*

En Afrique subsaharienne, au cours des 30 dernières années, les pays de la Zone Franc en général, et ceux de la CEMAC en particulier, ont enregistré les taux d'inflation les plus bas sur le continent suivant les chiffres repris dans la table 3.1, avec une moyenne annuelle de 3.2% au Cameroun et au Tchad, 3.3% au Gabon, 3.7% en République Centrafricaine, 4.3% au Congo et 5.1% en Guinée Équatoriale, pour 3.3% dans l'UEMOA, contre une inflation en moyenne autour de 7.3% par an pour l'ensemble de l'Afrique subsaharienne<sup>5</sup>. Pour rappel, dans la CEMAC, la Banque Centrale a pour objectif final de maintenir le taux d'inflation au-dessous de 3% à moyen terme, tandis que dans l'UEMOA, la BCEAO cible un taux d'inflation en glissement annuel autour de 2%, dans un corridor entre 1 et 3%. Le tableau 3.1 résume, pour les États membres de la CEMAC, les caractéristiques de tendance centrale de leurs taux d'inflation trimestriels en glissement annuel sur la période d'analyse.

TABLE 3.1 – Résumé statistique des taux d'inflation moyens annuels dans la CEMAC

	Taux d'inflation annuel (en %)					
	Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.
Cameroun	-9.9932	0.5385	2.1838	3.1993	4.3826	40.1545
République Centrafricaine	-6.9243	-0.1355	2.0583	3.7076	4.8196	28.8394
Congo	-5.4102	0.4708	2.7559	4.2633	4.5441	46.9123
Gabon	-10.6962	0.6095	1.9815	3.3321	4.4146	40.4314
Guinée Equatoriale	-7.4170	2.1380	4.9530	5.0780	6.1420	42.9570
Tchad	-17.0880	-2.3210	2.2540	3.2340	7.8870	50.3620

Source : Calculs de l'auteur sur R.

En termes de dispersion en revanche, des disparités sont observées entre Etats membres de la CEMAC comme illustrées sur les boîtes à moustaches par pays de la figure 3.1, avec des taux d'inflation d'au moins 40% qui ont été enregistrées au lendemain de la dévaluation nominale de 50% du franc CFA par rapport au franc français, intervenue le 14 janvier 1994, à Dakar. Dans le cas particulier du Tchad, la forte variabilité relevée est due à la sensibilité du niveau général des prix aux résultats des campagnes agricoles, du fait des aléas climatiques, les “produits alimentaires” représentant 44% de l'IPC selon l'INSEED.

5. Informations sur la série “FP.CPI.TOTL.ZG” tirées de la base de données de la Banque mondiale, à l'adresse <http://databank.banquemondiale.org/data/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG/1ff4a498/Popular-Indicators#>, consultée le 21 novembre 2018 à 14 :57 UTC.

FIGURE 3.1 – Dispersion des taux d'inflation par État membre de la CEMAC

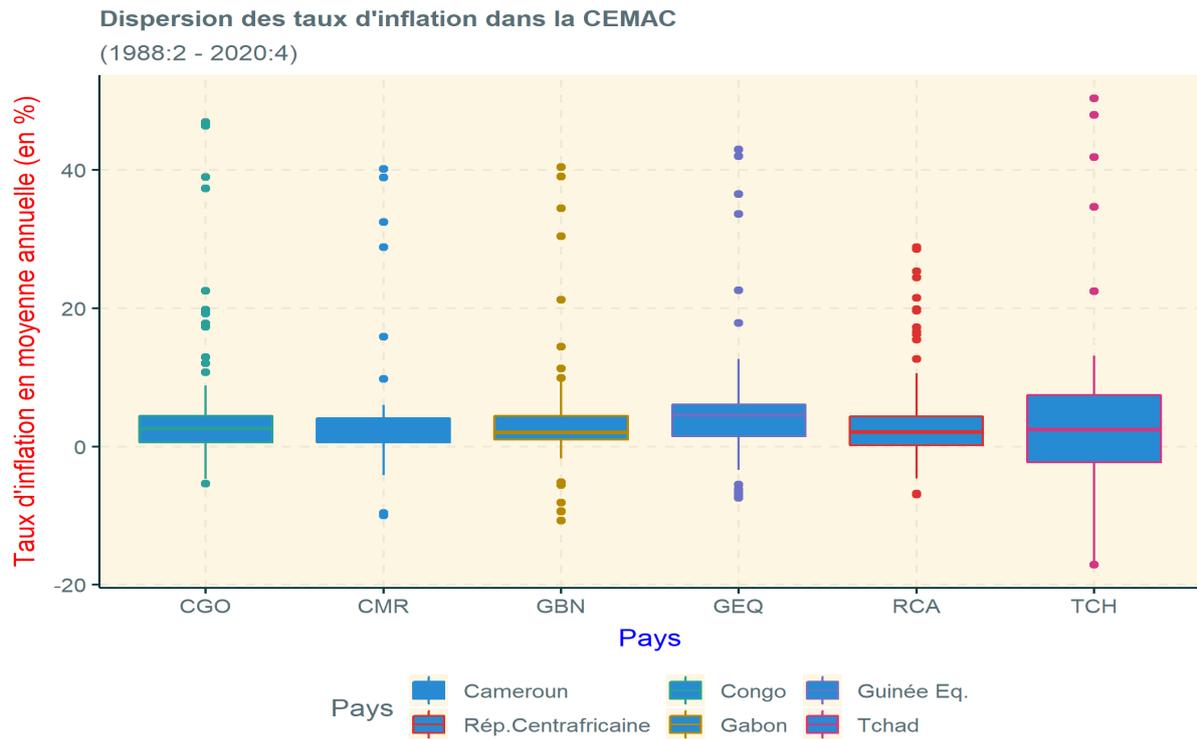
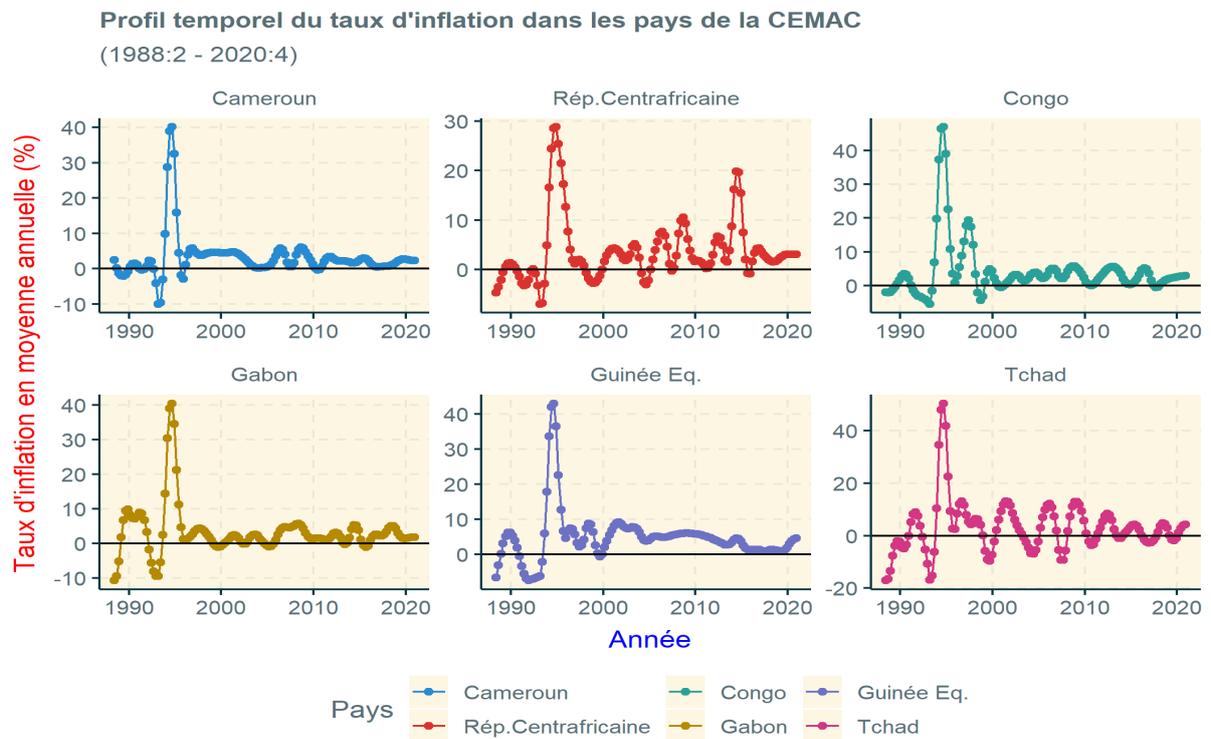
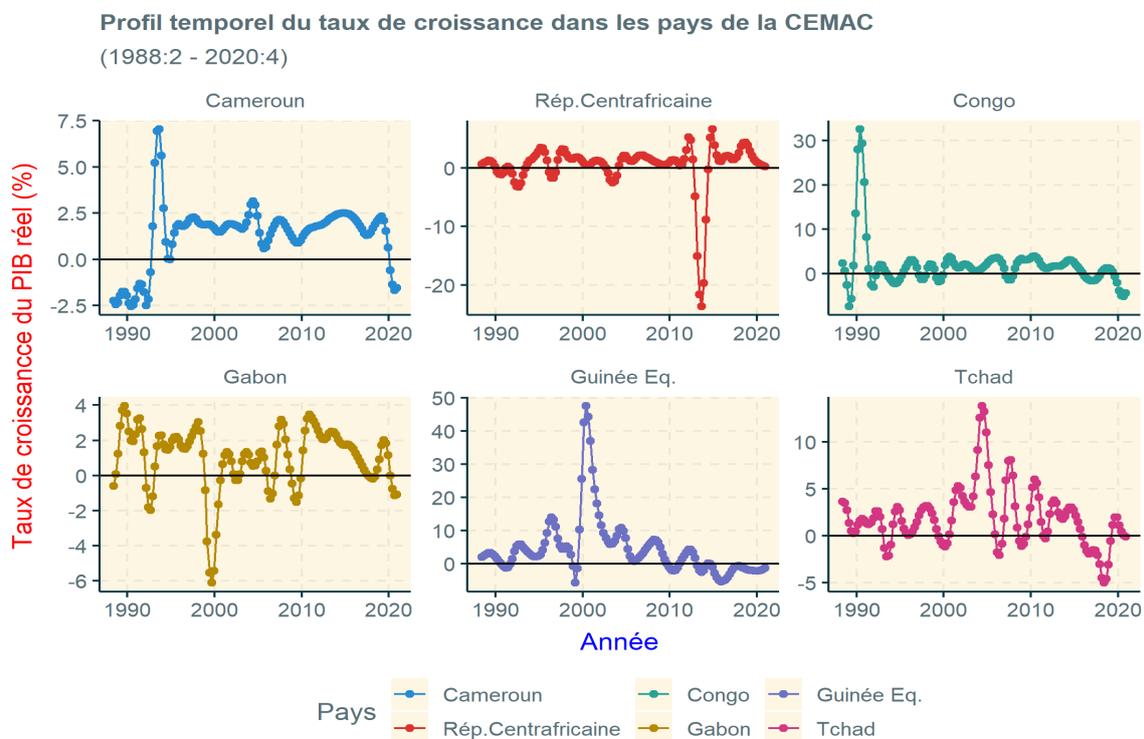


FIGURE 3.2 – Évolution des taux d'inflation en moyenne annuelle par État membre de la CEMAC



D'autres événements tels que (i) les tensions sociopolitiques récurrentes notamment en République Centrafricaine, au Tchad et au Congo, avec leur lot d'épisodes de perturbation des circuits d'approvisionnement des centres urbains en produits de consommation courante, et (ii) les booms pétroliers au Congo, en Guinée Équatoriale et au Tchad, dans la dernière moitié des années 90 et au début de la décennie 2000, avec leurs corollaires d'amélioration des revenus des ménages et la hausse incidente de la demande globale induite, ont contribué à ces évolutions haussières, ainsi qu'elles ressortent sur la figure 3.2.

FIGURE 3.3 – Évolution des taux de croissance réelle en glissement trimestriel annualisé dans les Etats membres de la CEMAC



Sur le front de la croissance, entre 1988 et 2020, exception faite des périodes de booms de la production pétrolière et gazière d'une part, et des fortes appréciations des cours des produits de base exportés par les économies de la CEMAC d'autre part, les pays de la CEMAC ont enregistré des performances diverses en comparaison à la moyenne de l'Afrique subsaharienne. En effet, selon les chiffres de la BEAC, alors que la table 3.2 reprend des taux de croissance trimestrielle moyens (mesurés en glissement annuel), sur la période sous revue, la croissance réelle annuelle a été en moyenne de 12.4% en Guinée Équatoriale, 5.8% au Tchad, 5.6% au Congo, largement au-dessus de la moyenne de l'Afrique subsaharienne, à 3.8%<sup>6</sup>, contre 2.8% au Cameroun et au Gabon et 1.3% en République Centrafricaine. La figure 3.5 présente l'évolution temporelle des taux de

6. Informations sur la série "NY.GDP.MKTP.KD.ZG" tirées de la base de données de la Banque

croissance dans les États membres de la CEMAC au cours de la période d'analyse.

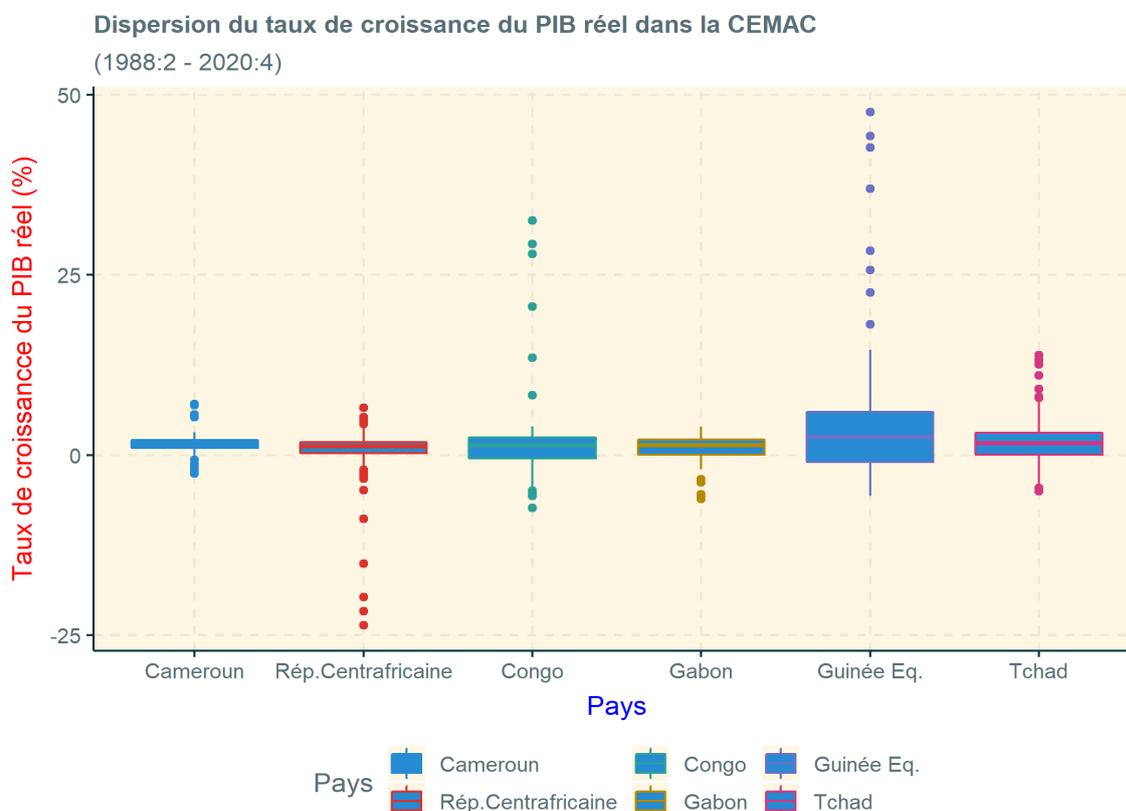
Une des principales caractéristiques de ces taux de croissance dans la CEMAC tient au fait que ceux-ci présentent une tendance globalement rampante au-dessous de 5% par an, soit un rythme structurel de création de richesses non compatible avec le désir d'émergence économique de ces États à partir de 2025 au plus tôt et 2035 au plus tard, comme annoncée dans leurs programmes ambitieux de développement.

TABLE 3.2 – Résumé statistique des taux de croissance économique dans la CEMAC

Taux de croissance en glissement trimestriel annualisé (en %)						
	Min.	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Max.
Cameroun	-2.538	1.020	1.779	1.357	2.050	7.036
République Centrafricaine	-23.612	0.070	1.164	0.175	1.763	6.596
Congo	-7.314	-0.388	1.496	2.065	2.265	32.533
Gabon	-6.123	0.177	1.435	1.058	2.236	3.958
Guinée Equatoriale	-5.695	-0.110	3.045	5.022	6.421	47.600
Tchad	-2.319	0.154	1.796	2.163	3.177	13.840

Source : Calculs de l'auteur sur R.

FIGURE 3.4 – Dispersion des taux de croissance réelle par Etat membre de la CEMAC



mondiale, à l'adresse <http://databank.banquemondiale.org/data/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG/1f4a498/Popular-Indicators#>, consultée le 21 novembre 2018 à 14 :57 UTC.

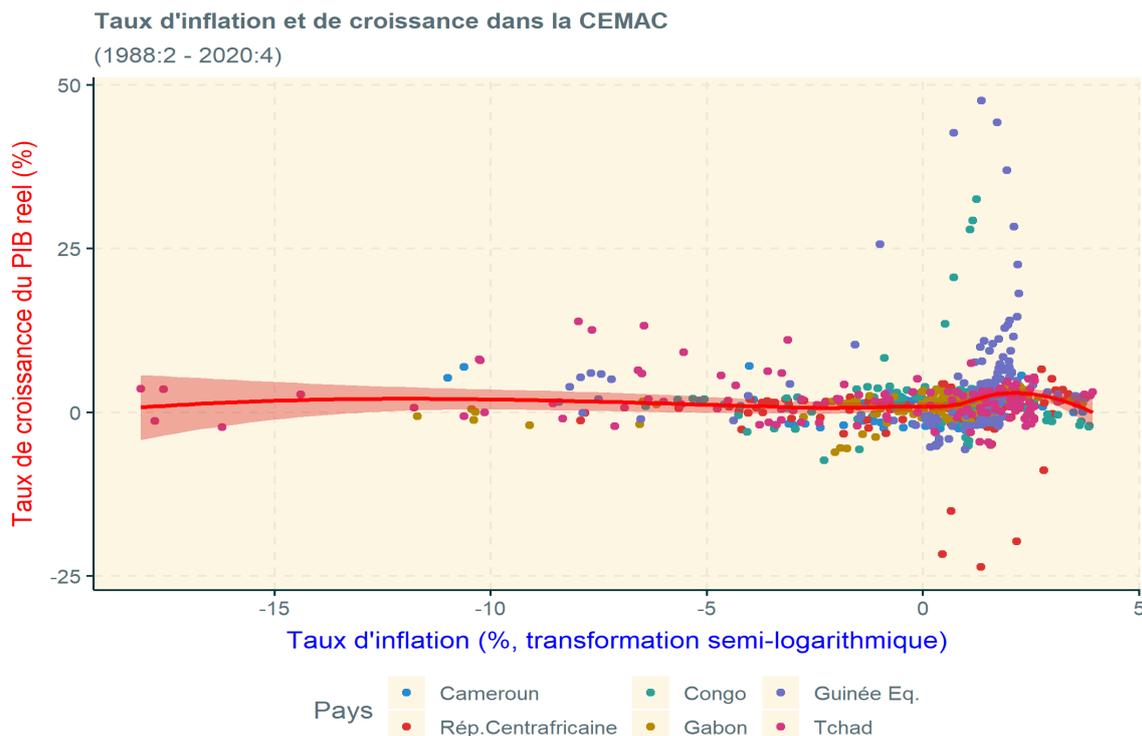
En termes de dispersion, les taux de croissance des pays de la CEMAC sont globalement très peu dispersés exception faite de la Guinée Équatoriale. Les boîtes à moustaches de la figure 3.4 confirment cet aperçu visuel, avec des taux très ténus notamment au Cameroun, en République Centrafricaine et au Gabon. Les caractéristiques de tendance centrale des taux de croissance économique des États membres de la CEMAC sur la période sous revue sont résumées dans le tableau 3.2. Il peut y être effectivement noté la très faible amplitude de l'intervalle inter-quartile.

La revue des profils temporels et la dispersion des taux d'inflation et de croissance économique réelle dans les États membres de la CEMAC met en exergue des hétérogénéités caractéristiques de leurs situations respectives.

*La relation inflation-croissance serait somme toute non linéaire dans la CEMAC...*

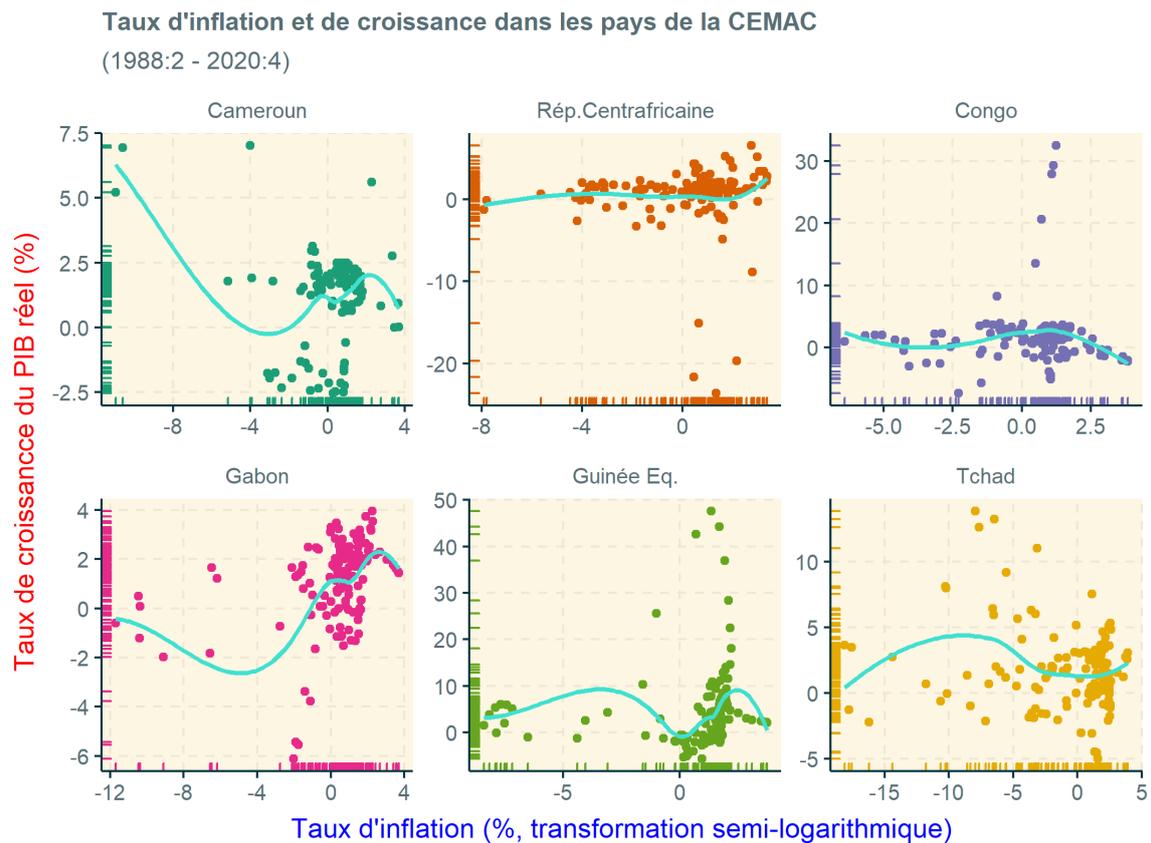
Au regard du nuage de points représentant, sur le graphique 3.5, les taux d'inflation et de croissance réelle dans la CEMAC sur la période juin 1988-décembre 2020, il semblerait que la relation entre ces deux variables tendrait à être non-linéaire, avec toutefois une forte dispersion des points autour de la trajectoire d'ajustement, ce qui indiquerait une mauvaise qualité d'adéquation de cette dernière au nuage. Ce constat est effectivement confirmé lorsque le regard est porté sur les nuages de points correspondants pour chaque État membre.

FIGURE 3.5 – Nuage de points de l'inflation et la croissance dans la CEMAC



En considérant le profil des nuages par pays en effet tel que rapporté sur le graphique 3.6, le caractère non-linéaire de la relation inflation-croissance semble confirmé au cours de la période sous revue, avec des trajectoires différentes entre pays, confirmant la présence des hétérogénéités notée précédemment dans cette zone. Cette constatation indique qu'il serait préférable au plan empirique d'étudier la relation d'intérêt en mobilisant une approche fondée sur les économies des États membres que sur la CEMAC comme entité indivis.

FIGURE 3.6 – Nuage de points de l'inflation et de la croissance dans les pays de la CEMAC



*La volatilité de l'inflation et le taux de croissance de long terme sont fortement négativement corrélées dans les pays à inflation faible...*

Ce résultat dû à Judson & Orphanides (1999) et Bruno & Musso (2000) porte sur l'examen de l'incidence de l'incertitude dans la dynamique de l'inflation et son rôle sur la croissance économique de long terme. Ainsi, son évaluation dans la CEMAC, sur la période d'analyse (juin 1988 à décembre 2020), est faite à partir des séries trimestrielles construites de la volatilité du taux d'inflation, mesurée par la série de l'écart-type des taux d'inflation en moyenne annuelle des États membres, et du taux de croissance en glissement annuel de la tendance du PIB réel trimestriel, ce dernier étant extrait à l'aide d'une décomposition à la Beveridge & Nelson (1981) au moyen de la méthode "decompose" du package stats de R.

FIGURE 3.7 – Dispersion de la volatilité de l’inflation et du taux de croissance de long terme dans la CEMAC

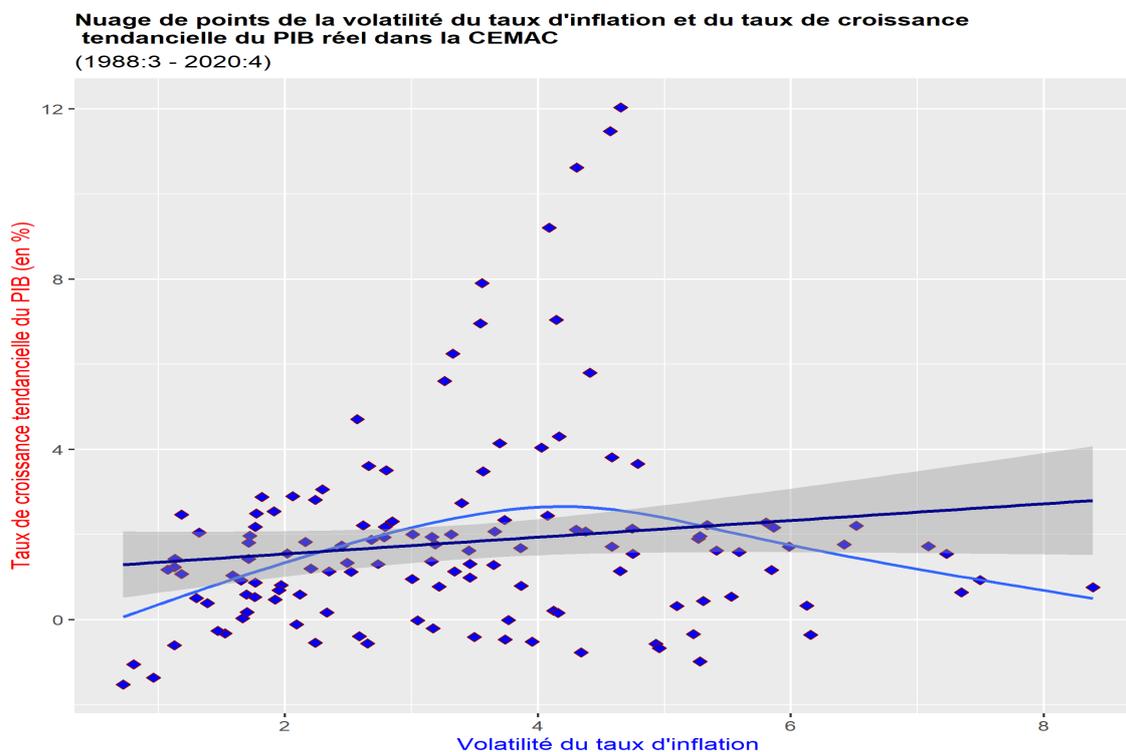


TABLE 3.3 – Résultats d’estimation de la régression linéaire du taux de croissance tendancielle sur la volatilité de l’inflation dans la CEMAC

<i>Dependent variable :</i>	Taux de croissance potentielle
Volatilité du taux d’inflation	0.196 (0.124)
Constante	1.151** (0.469)
Observations	130
R <sup>2</sup>	0.019
Adjusted R <sup>2</sup>	0.012
Residual Std. Error	2.311 (df = 128)
F Statistic	2.523 (df = 1; 128)
<i>Note :</i>	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Le nuage des points des deux séries est représenté sur la figure 3.7, pour la période septembre 1988-décembre 2020. Son examen révèle un nuage assez étendu suivant le taux de croissance de long terme, et une relation globalement non linéaire, d’après le résultat de l’approximation donnée par la méthode des moments généralisés (`'glm'`) de l’objet `geom_smooth` du package `ggplot2`.

Les résultats de la régression linéaire du taux de croissance tendancielle sur la volatilité de l'inflation repris dans la table 3.3 rapportent une relation plutôt positive entre ces deux séries avec une pente de 0.196, non statistiquement non nulle, tout à l'opposé de la prédiction de Judson & Orphanides. Ainsi, malgré le fait que la CEMAC est une zone de faible inflation, le fait stylisé sur la négativité de la relation entre le taux de croissance de long terme et la volatilité du taux d'inflation n'est pas vérifié sur la période d'observation, celle-ci étant plutôt concave d'abord croissante avant de décroître (courbe bleue claire sur la figure 3.7).

### 3.1.2 Problématique abordée

Dans les pays en développement, ainsi que le relèvent Mondjeli & Tsopmo (2017), les banques centrales sont confrontées à un dilemme dans la conciliation d'une inflation faible avec une croissance forte, l'inflation pouvant s'avérer contreproductive pour la création de richesses lorsque trop basse ou trop élevée. Pour résoudre ce dilemme, une analyse empirique rigoureuse, sur une période pertinente pour l'historique et la conduite de leurs politiques monétaires respectives, est indispensable. En effet, la sensibilité des résultats à la période d'analyse retenue a été rappelée par Villieu & Rajhi (1993). Comme relevé précédemment, la BEAC n'est pas exempte de cette situation, et il lui faut des éléments empiriques pour répondre à ce dilemme.

Alors que la valeur de référence pour la stabilité des prix a été exprimée et déterminée en fonction du noyau d'inflation dans le chapitre 2, la question du niveau désirable d'inflation pour la croissance reste pendante. Par conséquent, la problématique traitée dans ce chapitre est la suivante : **quel niveau d'inflation est désirable pour la politique monétaire de la BEAC afin de permettre annuellement l'atteinte d'une croissance économique la plus élevée possible dans sa zone d'émission ?**

Avant de poursuivre l'analyse pour répondre à la problématique posée, il convient d'évacuer une fois pour toutes l'interrogation que soulève, pour la Banque Centrale, la co-existence de deux références d'inflation pour la conduite de la politique monétaire. Tout d'abord, il ne s'agit pas de deux objectifs d'inflation pour la politique monétaire, la valeur de référence (valeur positive) pour la stabilité des prix étant celle exprimée en fonction du noyau d'inflation ainsi que nous l'avons déterminée dans le chapitre 2, et qui est monitorée sur 8 trimestres. Ensuite, la valeur de l'inflation désirable (ou valeur normative) pour la croissance est suivie selon une périodicité annuelle, soit 4 trimestres. Enfin, ces deux valeurs ne sont pas concurrentes, car à long terme, l'inflation normative converge vers l'inflation positive.

A long terme en effet, deux phénomènes se produisent simultanément. Premièrement, le taux de croissance de l'économie est supposé sur sa trajectoire tendancielle dont-il ne peut dévier qu'à la suite d'un choc exogène sur le résidu de Solow. Deuxièmement, du fait de la verticalité de la courbe de Phillips de long terme, comme l'admet le consensus établi dans la Nouvelle Synthèse, les grandeurs nominales n'ayant pas d'impact sur les grandeurs réelles, tout accroissement des prix est sans effet sur la croissance. Dans cette situation donc, une banque centrale conservatrice, jalouse de son objectif de stabilité des prix, œuvrera au maintien du taux d'inflation à son niveau naturel c'est-à-dire au niveau de l'inflation sous-jacente. Dès lors, comme nous l'avons rappelé dans le chapitre 2, le résidu de Solow faisant tendanciellement baisser le niveau général des prix à long terme, il viendra que le taux d'inflation désirable convergera alors vers le taux d'inflation naturel. Ainsi, l'articulation de l'inflation naturel et de l'inflation désirable pour la conduite de la politique monétaire est assez intuitive. La banque centrale ne mobilise ses instruments de politique monétaire que si son évaluation de la trajectoire prévisionnelle de l'inflation sous-jacente sur l'horizon d'impact de sa politique est de nature à mettre en péril l'atteinte de son objectif final. Si par contre tel n'est pas le cas, elle devrait laisser l'inflation évoluer au-dessous de son niveau désirable pour permettre une croissance la plus élevée possible sur l'année. Un tel dispositif repose évidemment sur des exercices de prévision délivrant des résultats avec une précision de qualité.

La section suivante est consacrée à une revue, dans la littérature aussi bien théorique qu'empirique, des analyses qui ont abordé la question de la détermination du taux d'inflation désirable pour la croissance économique.

## 3.2 Revue de la littérature sur la relation inflation-croissance

Pour l'évaluation de la relation inflation-croissance, deux cas polaires méritent d'être isolés dans la littérature économique. D'une part, il y a les épisodes d'hyperinflation à l'instar de celles connues au Zaïre, entre 1980 et 1997, avec un plus-haut de 24000% en 1994<sup>7</sup>, et au Zimbabwe entre 1990 et 2000, avec un paroxysme vertigineux à 150000%<sup>8</sup>. En effet, avec de tels taux d'inflation records, voire des taux élevés même autour de 100%, toute

---

7. Voir l'article « L'inflation au Zaïre dans les années 1990 », disponible en ligne à l'adresse <http://www.47carat.com/4785/linflation-au-zaire-dans-les-annees-1990/>, consulté le 22 novembre 2018 à 19 :40 UTC.

8. D'après Perspective monde du 20 mai 2008, sur le titre « Explosion inflationniste au Zimbabwe », disponible à l'adresse <http://perspective.usherbrooke.ca/bilan/servlet/BMEve?codeEve=1147>, consultée le 22 novembre 2018 à 19 :49 UTC.

création pérenne de richesse devient quasi impossible, l'inflation agissant véritablement comme un frein pour la croissance. D'autre part, l'on distingue le phénomène d'inflation de croissance. Selon Pollin & Zhu (2006), citant Bruno (1995), l'inflation qui résulte directement de l'expansion économique, appelée inflation de croissance, ne crée aucune entrave significative à la croissance économique, son incidence éventuelle est neutre.

Ces deux cas polaires étant fixés, il convient de relever que différents courants de pensée en économie ont examiné directement ou indirectement la relation entre l'inflation et la croissance économique, ou plus précisément la réponse de la croissance économique à l'inflation. C'est le cas notamment des pensées classique, keynésienne, monétariste, néoclassique, néo-keynésienne, et dans les théories de la croissance endogène, ainsi que le rapportent Fabayo & Ajilore (2006). Pourtant, n'en déplaie à ces courants, s'agissant de la relation inflation-croissance proprement dite, Pollin & Zhu (2006) notent que malgré son importance centrale aussi bien dans la théorie économique que dans la politique économique, l'on est loin d'un consensus en dehors des seuls enseignements fournis par l'évidence empirique. Avant eux, Villieu & Rajhi (1993) remarquaient déjà qu'aucune conclusion empirique ou analytique claire n'émane de la diversité des analyses consacrées à cette relation. Selon Thanabalasingam (2013), la multitude des travaux théoriques et empiriques rencontrés dans la littérature peut être répartie en quatre catégories selon le sens de l'impact attendu de l'inflation sur la croissance économique. Ainsi, pour une revue des principales conclusions aussi bien théoriques qu'empiriques rencontrées dans la littérature, il est présenté dans un premier temps les aspects théoriques sur la relation inflation-croissance tels que rapportés par les grands courants de pensée invoqués ci-dessus, avant d'en examiner dans un deuxième temps les principaux résultats empiriques.

### **3.2.1 La relation inflation-croissance dans la théorie économique**

Le passage en revue des grandes controverses théoriques sur la relation inflation-croissance rencontrées dans la littérature distinguera successivement les courants de pensée retenus par Fabayo & Ajilore (2006) comme rappelé précédemment avec :

1. la théorie classique ;
2. la théorie keynésienne ;
3. la théorie monétariste ;
4. la théorie néoclassique ;
5. la théorie néo-keynésienne ;
6. les théories de la croissance endogène.

### 3.2.1.1 La relation inflation-croissance dans la théorie classique

L'aperçu de la relation entre les taux d'inflation et de croissance économique d'après la théorie classique peut-être opéré à l'aune de la fonction de production spécifiée à la suite d'Adam Smith, telle que :

$$Y = F(K, L, T) \quad (3.1)$$

avec  $Y$ , la production ;  $K$ , le capital ;  $L$ , le travail ;  $T$ , la terre ; et  $F(\cdot)$  le process de production.

A partir de cette relation, il est aisée de dériver le taux de croissance de la production de façon algébrique comme suit :

$$\frac{dY}{Y} = \underbrace{\left( \frac{K}{Y} \frac{\partial F}{\partial K}, \frac{L}{Y} \frac{\partial F}{\partial L}, \frac{T}{Y} \frac{\partial F}{\partial T} \right)}_{\text{productivités marginales des facteurs}} \times \underbrace{\left( \frac{dK}{K}, \frac{dL}{L}, \frac{dT}{T} \right)'}_{\text{taux de croissance des facteurs}} \quad (3.2)$$

En supposant les rendements d'échelle croissants (ou tout au moins constants), Smith indique que la croissance est un processus qui se renforce par lui-même uniquement à partir des productivités marginales de ses facteurs et de leurs taux de croissance respectifs. C'est dire que la relation avec l'inflation n'est pas explicitement adressée dans cette formulation classique.

Une nuance mérite toutefois d'être apportée ici. En effet, étant donné que dans la théorie classique, l'épargne est créatrice d'investissement ( $\Delta K$ ), une hausse cumulative et auto entretenue du niveau général des prix aurait pour incidence de renchérir les coûts de l'entreprise, notamment les salaires, mais agirait également comme une taxe sur l'épargne. Par conséquent, la capacité d'investissement s'en trouverait affectée, ce qui en fin de compte réduirait la croissance économique. En conclusion de quoi, il peut être soutenu que dans la théorie classique, la relation entre l'inflation et la croissance serait négative.

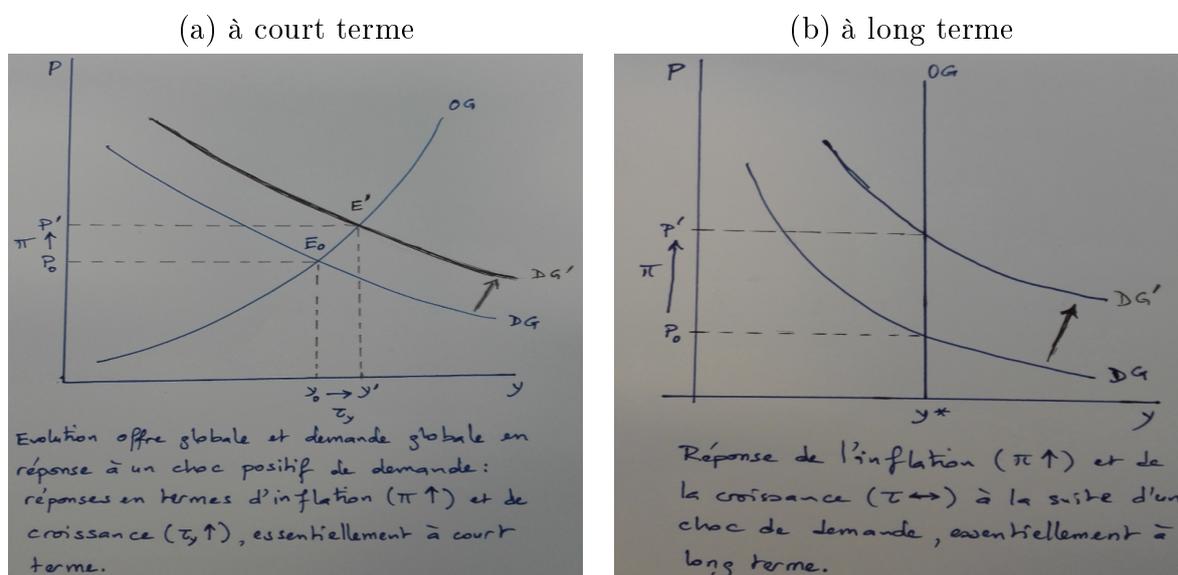
### 3.2.1.2 La relation inflation-croissance dans la théorie keynésienne

Une illustration de la relation inflation-croissance dans la théorie keynésienne peut être fournie par l'examen schématique du modèle offre globale - demande globale (OG-DG) dans laquelle il convient de noter l'importance de la forme de la courbe d'offre agrégée, selon que l'analyse est faite à court terme ou à long terme, même si bien entendu, la théorie keynésienne ou économie de la demande est essentiellement axée sur l'analyse à court terme. La courbe d'offre agrégée de court terme est croissante en fonction du niveau général des prix ( $P$ ), alors qu'à long terme, lorsque toutes les possibilités d'augmentation des facteurs de production sont épuisées, elle est verticale.

— Analyse à court terme

Différents chocs affectent la demande globale à court terme, notamment des variations soudaines et inattendues dans la demande de travail, les coûts des autres facteurs de production, la politique budgétaire, la politique monétaire, les anticipations des agents économiques. . . . Ainsi, en cas de choc positif sur la demande globale, la courbe (DG) se déplace vers la droite et le haut (DG'). Alors, à offre globale inchangée, le niveau général des prix s'élève (de  $P_0$  à  $P'$ ) pour pouvoir assurer l'équilibre entre l'offre et la demande sur le marché, et le revenu global s'élève également (de  $Y_0$  à  $Y'$ ), tel qu'illustré sur la figure 3.8(a). Dans ces conditions, la relation entre l'inflation et la croissance serait positive (Dornbusch & Frenkel, 1973).

FIGURE 3.8 – Relation inflation-croissance dans le modèle OG-DG



Source : Dessins de l'auteur

— Analyse à long terme

S'il est une fois de plus bien entendu que la théorie keynésienne a une vision essentiellement à court terme, ses conclusions ont néanmoins été challengées à long terme. Ainsi, la courbe d'offre agrégée (OG) de long terme étant verticale, toute variation de la demande globale suite à un choc positif se traduit à long terme par une variation équivalente du niveau général des prix, et demeure sans impact sur l'output. Sur la figure 3.8(b), cela est matérialisé par un déplacement vers la droite et le haut de la courbe de demande globale (DG) alors que la courbe d'offre globale (OG) est inchangée. L'inflation issue du choc positif de demande n'a aucun impact sur la croissance économique. Une description plus détaillée des mécanismes à l'œuvre dans la théorie keynésienne est reprise dans Fabayo

& Ajilore (2006). A long terme donc, l'inflation serait neutre en termes d'impact sur la croissance économique selon la pensée keynésienne.

### 3.2.1.3 La relation inflation-croissance dans la théorie monétariste

Essentiellement focalisée sur l'analyse économique à long terme, ce courant de pensée soutient avec Milton Friedman que l'inflation est toujours et partout un phénomène monétaire. En d'autres mots, à long terme, les prix sont exclusivement affectés par l'accroissement de l'offre de monnaie, lequel est sans impact sur la croissance réelle. Cette argumentation, qui justifie l'absence d'arbitrage entre l'inflation et le chômage du fait des anticipations adaptatives chez Friedman (1970), puis rationnelles à la suite de Lucas (1972), par les agents économiques, ce qui fonde de ce fait la verticalité de la courbe de Phillips, repose sur la théorie quantitative de la monnaie. En effet, l'équation des échanges d'Irving Fisher stipule que :

$$M \times v = P \times Y$$

En prenant la variation logarithmique membre à membre, il vient :

$$\frac{\Delta M}{M} + \frac{\Delta v}{v} = \frac{\Delta P}{P} + \frac{\Delta Y}{Y}$$

où  $M$ ,  $v$ ,  $P$  et  $Y$  désignent respectivement la masse monétaire, la vitesse de circulation de la monnaie, le niveau général des prix et l'output. D'après cette théorie, à long terme, la vitesse de circulation de la monnaie est stable et l'output est à son niveau potentiel ( $Y^*$ ), tel que  $\Delta v = \Delta Y^* = 0$ . Par conséquent, en notant  $\frac{\Delta M}{M} = \mu$ , le taux de croissance de la masse monétaire, et  $\frac{\Delta P}{P} = \pi$ , le taux d'inflation, il vient en définitive :

$$\pi = \mu$$

Ainsi, l'inflation n'a aucun impact sur la croissance économique à long terme, comme dans l'extension à long terme de la théorie keynésienne. Il y a lieu de souligner par ailleurs que la théorie monétariste a été mobilisée pour fournir une explication à la stagflation, c'est-à-dire un phénomène de hausse simultanée de l'inflation et du chômage, avec une récession, phénomène observé au début des années 70, et dont la conclusion a plutôt été l'existence d'une relation négative entre l'inflation et la croissance économique à long terme.

### 3.2.1.4 La relation inflation-croissance dans la théorie néoclassique

Parmi les auteurs néoclassiques ayant investigué la relation théorique entre l'inflation et la croissance l'on peut citer avec Fabayo & Ajilore (2006), Solow (1956), Swan (1956), Mundell (1963), Tobin (1965) et Sidrauski (1967) notamment.

Le premier modèle néoclassique le plus connu est celui de Solow (1956), qui suppose des rendements d'échelle décroissants du travail et du capital respectivement, mais constants pour les deux facteurs conjointement, et dans lequel le progrès technique se substitue à la terre (T) à la différence du modèle classique. Sur cette base, il démontre que la croissance à long terme serait indépendante de tous les autres facteurs, y compris de l'inflation. Par conséquent, ce modèle de croissance postule que la croissance est déterminée de manière totalement exogène. Le modèle de Swan (1956), qui se distingue de celui de Solow, tous deux produits à 10 mois d'intervalle dans la même année, s'appuie sur le ratio output-capital et leurs taux de croissance respectifs, alors que celui de Solow se fonde sur le ratio capital-travail. En dépit de cette différence dans la démarche analytique, le modèle de Swan aboutit à la même conclusion<sup>9</sup>.

Mundell (1963) a été le premier économiste néoclassique à décrire le mécanisme reliant inflation et croissance en dehors du carcan de l'excès de la demande des biens. Suivant son approche, une hausse de l'inflation et des anticipations d'inflation réduit immédiatement la richesse des agents économiques. Aussi, pour épargner davantage ou tout au moins pour maintenir le même niveau de richesse, alors que l'inflation réduit leurs encaisses réelles, les agents économiques substituent celles-ci à d'autres actifs, augmentant ainsi leurs prix, ce qui réduit en fin de compte le taux d'intérêt réel. De ce fait, plus d'épargne signifie plus d'investissement, donc plus de croissance. Pour Mundell alors, la relation inflation-croissance serait plutôt positive.

A la suite de Mundell, deux années plus tard, Tobin (1965) met en évidence un effet qui porte désormais son nom : « l'effet Tobin ». Le modèle qu'il propose considère la monnaie comme une réserve de valeur dans l'économie. Dans ce contexte, avec la hausse du niveau général des prix, les individus répondent à l'augmentation moins rapide des taux d'intérêt nominaux par rapport au taux d'inflation, par une réduction sensible de leurs encaisses monétaires au profit d'une part plus importante des autres actifs dans leur portefeuille. Cette pratique conduit alors à une baisse des taux d'intérêt, ce qui en fin de course encourage l'investissement, et partant la croissance économique (Hineline, 2007). Exprimé autrement, Gillman & Kejak (2011) expliquent que « l'inflation pousse les individus à substituer leurs avoirs monétaires à des actifs lucratifs d'intérêts qui conduisent à une plus grande intensité de capital et relancent la croissance ».

---

9. Dimand & Spencer (2009) précisent que les deux modèles sont si ressemblants d'ailleurs que le modèle de croissance néoclassique est plus connu sous l'appellation "modèle de Solow-Swan".

Enfin, Sidrauski (1967) part du modèle de croissance de Solow en y intégrant la monnaie dans la fonction d'utilité. De ses développements théoriques, il aboutit à la conclusion de la superneutralité de la monnaie sur les agrégats réels. Il en conclut que l'inflation n'a aucun effet sur la croissance économique. Dans la même veine, bien qu'il ne soit pas un auteur néoclassique, Stockman (1981) introduit une contrainte *cash-in-advance* (CIA) dans son modèle de croissance, en lieu et place de la monnaie dans la fonction d'utilité individuelle, pour examiner l'effet des anticipations d'inflation sur la croissance économique à l'état stationnaire. Il y démontre plutôt que l'inflation a un impact négatif sur la croissance économique.

### 3.2.1.5 La relation inflation-croissance dans la théorie néo-keynésienne

Sur toile de fond de la théorie néoclassique, avec la prise en compte des anticipations d'inflation et des rigidités nominales et réelles dans la dynamique du niveau général des prix, les économistes néo keynésiens dont Calvo (1983), Galì & Gertler (1999) et Galì & al. (2001) ont entrepris de revisiter la courbe de Phillips. L'aboutissement de leurs travaux respectifs a été la dérivation de la courbe de Phillips néo-keynésienne (NKPC), à la fois *backward* et *forward looking*, telle que :

$$\pi_t = \alpha\pi_{t-1} + (1 - \alpha)\mathbb{E}_t(\pi_{t+1}) + \kappa y_t + \varepsilon_t^\pi \quad (NKPC)$$

où  $\pi$  désigne le taux d'inflation, les indices  $t - 1$ ,  $t$  et  $t + 1$  correspondent respectivement à ses valeurs retardée, courante et anticipée,  $y$  désigne l'output gap<sup>10</sup> ou l'écart entre

---

10. Implications de la mesure de l'inflation sous-jacente pour l'estimation de la production potentielle :

Dans la littérature sur le ciblage d'inflation avec Taylor (1999), la définition convenable du PIB potentiel ou "taux de croissance naturel" serait appréhendée à partir de la relation suivante :

$$\pi_t = a \left( Y_t - \hat{Y}_t \right) + b\pi_{t-1} + \varepsilon_t$$

avec  $\pi$  le taux d'inflation,  $Y$  le PIB réel,  $\hat{Y}$  le PIB potentiel,  $\varepsilon$  une perturbation aléatoire bruit blanc, et  $a$ ,  $b$  des paramètres positifs. Cette relation est connue sous l'appellation Courbe de Phillips Néo-keynésienne (NKPC). Elle peut inclure sous des formulations plus larges des retards sur l'inflation, les salaires et les prix administrés (Bogdanski & al., 2001). D'après cette relation, le fait que le PIB réel soit temporellement au-dessus du PIB potentiel est un facteur de hausse de l'inflation, tandis que l'inverse est une source de diminution de l'inflation. Par conséquent, *le concept de PIB potentiel désigne le niveau de l'output pour lequel le taux d'inflation est stable*. En se fondant sur cette signification économique dans la définition du PIB potentiel, Picchetti & Kanczuk (2001) relèvent le caractère a-théorique et totalement inopérant de l'utilisation des filtres statistiques pour mesurer le PIB potentiel. Pour eux, une mesure appropriée de ce dernier est celle qui capturerait tous les chocs d'offre, incluant ceux à haute fréquence. Leur méthodologie d'identification des chocs à l'aide d'un SVAR pour mesurer l'inflation sous-jacente sépare les chocs d'offre et de demande existants. Une telle mesure du PIB potentiel est une extension naturelle et constitue simplement le PIB qui serait entièrement et exclusivement causé par les chocs d'offre.

l'output et son niveau potentiel, c'est-à-dire le niveau de l'output lorsque le taux de chômage est à son niveau naturel,  $\varepsilon^\pi$  est un choc d'offre,  $0 \leq \alpha \leq 1$  et  $\kappa > 0$  sont des paramètres structurels. Selon la théorie keynésienne, le taux de chômage naturel ou NAIRU (*non-accelerating inflation rate of unemployment*) est le taux de chômage au niveau duquel le taux d'inflation n'augmente ni ne baisse.

D'une manière générale, la théorie néo-keynésienne valide les conclusions néoclassiques à long terme en admettant que l'inflation n'a aucune incidence à cet horizon sur la croissance économique. En revanche, en considérant que l'output gap, qui mesure le degré de pression sur le niveau général des prix, est un indicateur important du lien entre l'offre et l'inflation à court terme, elle établit, toutes choses égales par ailleurs, que si l'output gap est positif, c'est-à-dire que le PIB actuel est au-dessus de son niveau potentiel, alors les prix commenceront à s'élever en réponse aux pressions de la demande, et inversement. Pour cette théorie, la relation entre l'inflation et la croissance économique à court terme va plutôt dans le sens de la croissance (à travers l'output gap) vers l'inflation. Pour elle, la croissance et le taux naturel de chômage déterminent l'inflation de façon endogène.

Sans se revendiquer du courant néo-keynésien, le travail de Shi (1999) peut valablement être inséré dans cet ensemble. En effet, Shi construit un modèle théorique intégrant dans le modèle néoclassique de croissance, la théorie de la recherche monétaire, avec des biens divisibles et les encaisses réelles, pour explorer la relation entre l'accroissement de la monnaie et l'accumulation du capital. A travers ce cadre, ses travaux révèlent, à l'état régulier, un effet distinct large selon lequel une élévation du taux de croissance de la monnaie induit une augmentation du nombre de transactions concluantes par l'accroissement du nombre d'agents sur le marché. Cet effet selon lui est à même de surclasser les effets négatifs conventionnels de la croissance de la quantité de monnaie sur la productivité du travail individuel et les encaisses réelles. Dans ces conditions alors, l'accroissement de la quantité de monnaie augmenterait le capital et l'output.

### **3.2.1.6 La relation inflation-croissance dans les théories de la croissance endogène**

Une distinction majeure opérée dans les modèles de croissance endogène quels qu'ils soient porte sur la variable de laquelle dépend principalement le taux de croissance, avec d'une part le taux de rendement du capital physique, et d'autre part le taux de rendement du capital humain. Cependant, peu importe le moteur de la croissance endogène, sur le sentier de croissance d'équilibre, tous les rendements quelle que soit la forme du capital doivent être égaux. Dès lors, l'inflation étant une variable qui réduit le taux de rendement du capital, elle diminue l'accumulation de celui-ci, *i.e.* l'investissement, et par conséquent

le taux de croissance. En effet, si depuis les économistes classiques l'inflation réduit l'accumulation du capital physique, pour le capital humain en revanche, la hausse généralisée du niveau des prix entraînerait une substitution du temps consacré au travail par un accroissement de celui dédié aux loisirs, ce qui grèverait le taux de rendement du capital humain, puis le niveau d'investissement dans le capital humain, et en fin de course la croissance économique. Parmi les auteurs qui ont proposé des cadres d'analyse permettant d'aboutir à cette conclusion de l'impact négatif de l'inflation sur la croissance dans les modèles de croissance endogène l'on peut mentionner Lucas (1980), McCallum & Goodfriend (1988), Gillman & Kejak (2005) et Ambler & Cardia (2010), entre autres.

S'agissant particulièrement de Gillman & Kejak (2005), ils ont construit un modèle théorique qui recouvre et analyse différents types de modèles de croissance endogène utilisant tantôt du capital physique, tantôt du capital humain, tantôt les deux à la fois. Ils démontrent que nombres de modèles de croissance endogène peuvent générer des effets négatifs significatifs de l'inflation sur la croissance économique. Ils notent également que ces modèles peuvent particulièrement être rangés d'une part suivant la manière dont-ils mettent en évidence un "effet Tobin" de l'inflation, et d'autre part en fonction de la modification de l'effet de l'inflation sur la croissance selon qu'il devient faible, non-linéaire ou constant à mesure que l'inflation s'élève. C'est ainsi par exemple qu'ils pointent les modèles "AK" notamment de Ireland (1994) et Dotsey & Sarte (2000), et le modèle "AH" de Chari & al. (1996), comme produisant un effet négligeable de l'inflation sur la croissance à long terme, comparativement à ceux qui mettent plutôt en évidence un impact négatif significatif de l'inflation sur la croissance, sur le même horizon, dont le modèle "AK" de Haslag (1998), le modèle "AH" de Gillman & al. (1999), le modèle incluant la monnaie dans la fonction de production de biens de Gylfason & Herbertsson (2001), le modèle avec le capital humain physique de Gomme (1993) et l'extension qui en a été faite par Gillman & Kejak (2002).

En ce qui concerne Ambler & Cardia (2010) enfin, ils analysent la littérature empirique au moyen d'un modèle dynamique d'équilibre général où la monnaie est incluse dans la fonction d'utilité et où la croissance est endogène. Dans ce modèle, qui comporte également une dynamique de transition, l'inflation influence l'affectation des ressources et le taux de croissance à court et à long termes. Outre les chocs technologiques, ils supposent de plus que le taux de croissance subit d'autres chocs liés aux modifications des variables telles que les dépenses publiques et les taux marginaux d'imposition. La résolution de ce modèle les mène alors à la prédiction d'une relation négative entre l'inflation et la croissance économique.

Dans une tout autre direction de pensée, notamment dans la théorie de la croissance shumpéterienne, qui postule que le progrès technique est le moteur de la croissance, Chu & al. (2015) construisent un modèle à deux pays intégrant une contrainte *cash-in-advance* sur la consommation, et l'investissement sur la recherche-développement (R&D). Dans ce cadre, ils évaluent l'impact à long terme de l'inflation sur la croissance économique et, étant donnée que la croissance dans un pays dépend à la fois des technologies domestique et étrangère, ils aboutissent à la conclusion que l'inflation réduit l'investissement dans la R&D domestique, et par conséquent le taux de croissance induit par la technologie domestique. Pour eux, l'inflation exerce donc un impact négatif sur la croissance.

D'autres travaux dans le même cadre des théories de la croissance endogène qui ont analysé la relation inflation croissance sont plutôt parvenus à l'identification d'un indicateur différent, à la place de l'inflation, comme déterminant pour la croissance. Parmi ceux-ci l'on peut retenir Villieu & Rajhi (1993) et Bruno & Musso (2000). Étudiant la relation inflation et croissance économique, Villieu & Rajhi (1993) construisent un modèle de croissance endogène avec la monnaie dans la fonction d'utilité de l'agent représentatif, dans lequel les autorités monétaires maintiennent constante l'accélération de la composante exogène de l'offre de monnaie, de sorte que sa corrélation avec le taux de croissance de long terme est interprétée de façon structurelle. Ils montrent alors que le signe de l'impact de l'inflation sur la croissance dépend du caractère complémentaire ou substituable de la monnaie et la consommation dans la fonction d'utilité de l'agent représentatif. Ce résultat fait écho à Villieu (1993) qui avait déjà démontré l'importance de l'aspect complémentaire ou substituable de ces deux variables dans son analyse de la relation inflation-accumulation. Ainsi, pour Villieu & Rajhi, la relation sera positive si monnaie et consommation sont substituables, et négative si elles sont complémentaires. Bruno & Musso (2000), pour leur part, proposent un modèle simple de croissance endogène dans lequel la composante non systématique de la politique monétaire a un impact non-linéaire sur le taux de croissance de long terme de l'économie. Dans ce cadre, ils montrent que hors de l'état régulier, la volatilité de l'inflation, qu'elle soit ou non anticipée, influence négativement le taux de croissance économique, un résultat cohérent avec la relation entre l'inflation et l'épargne.

Au terme de cette revue de la littérature théorique sur la relation entre l'inflation et la croissance économique à travers différents courants de pensée, il faut reconnaître que depuis la moitié des années 1950 à ce jour, cette problématique a fait l'objet d'une recherche intense et abondante. Malgré la diversité des résultats délivrés dans les travaux théoriques, le débat sur la forme de la relation reste ouvert. Néanmoins, même si un certain consensus sur quelques aspects semble avoir émergé, notamment sa non-linéarité ainsi que le soulignent Khan & Senhadji (2001), la confrontation de leurs conclusions respectives à

l'évaluation empirique en éclaire davantage le débat. La revue des principales évaluations empiriques de la relation entre l'inflation et la croissance économique est l'objet de la section suivante.

### **3.2.2 Revue des évaluations empiriques de la relation inflation-croissance**

Comme mentionné précédemment, Thanabalasingam (2013) regroupe en quatre grandes catégories les résultats empiriques sur l'évaluation de la relation entre l'inflation et la croissance économique rencontrés dans la littérature, selon que l'impact est neutre (1), positif (2), négatif (3) ou non-linéaire (4). Cependant, en tenant compte de l'importance des différentes catégories, un regroupement en seulement trois classes est proposé dans ce chapitre, dont une catégorie regroupant les deux premières de Thanabalasingam, les deux autres étant conservées comme telles.

#### **3.2.2.1 De la neutralité ou la positivité de l'impact de l'inflation sur la croissance**

La première évaluation empirique de l'impact de l'inflation sur la croissance dans cette catégorie est l'œuvre de Dorrance (1963) dans le cas des pays les moins développés à l'aide des taux d'inflation et de croissance moyens sur la période 1954-1960. Pour chaque pays, en découpant la période d'analyse en des sous-périodes courtes en fonction des changements sensibles du niveau général des prix basés sur les observations de Tun Wai<sup>11</sup>, il constate que cette démarche tend à renforcer l'influence de l'inflation sur la croissance comparativement aux autres sources telles que les ressources naturelles disponibles et leur degré d'exploitation, l'atmosphère politique générale et le climat social. Ces résultats rapportent ainsi que dans les années d'après-guerres, ces pays ont en moyenne bénéficié d'un accroissement annuel de l'output par tête d'environ 4% durant les épisodes de stabilité monétaire, donc de faible inflation, tandis que ces gains n'étaient que de moitié, soit 2%, pendant les périodes d'inflation modérée, alors que pendant celles de forte inflation, les gains en termes d'élévation de l'output quoique très petits, ont néanmoins continué à être positifs. Cameron & al. (1996) challengent les travaux rapportant une relation empirique négative entre inflation et taux de croissance de la productivité en les testant sur les données trimestrielles et annuelles de l'Allemagne (1960.1-1992.2 et 1960-1991), du Canada (1953.1-1992.2 et 1953-1991), des États-Unis (1953.1-1992.3 et 1953-1991) et du Royaume-Uni (1953-1991), au moyen de la cointégration notamment. Contrairement à ces travaux,

---

11. "The Relation Between Inflation and Economic Development : A Statistical Inductive Study," *IMF Staff Papers*, Vol. VII (1959-60), pp. 302-17.

leurs résultats ne mettent en évidence aucun signe d'une relation quelconque entre ces deux variables. Quand bien même ils identifient une relation forte entre l'inflation et le taux de croissance de la productivité, ils attribuent celle-ci au biais statistique inhérent à la cointégration de variables stationnaires et non-stationnaires, soulignant donc qu'il s'agit de résultats incohérents et manquant de crédibilité. Pour eux, l'effet de l'inflation sur la croissance serait neutre. Dans le même cadre théorique, Mallik & Chowdhury (2001) analysent une relation de cointégration entre l'inflation et la croissance sur les économies bangladaise (1974-1997), indienne (1961-1997), pakistanaise (1957-1997) et sri lankaise (1966-1997), et aboutissent aux résultats que l'inflation et la croissance économique sont positivement liées, d'une part, et la sensibilité de la croissance aux variations de l'inflation est plus faible que la sensibilité de cette dernière aux évolutions de l'output dans ces quatre pays d'Asie du Sud.

### **3.2.2.2 De la neutralité ou la négativité de l'impact de l'inflation sur la croissance**

Parmi les auteurs relevant l'impact négatif de l'inflation sur la croissance, plutôt à long terme, l'on peut citer De Gregorio (1993), Fischer (1993) et Barro (1996). D'autres ont confirmé ce résultat à leur suite, notamment Gylfason (1991, 1998), Bullard & Keating (1995), Clark (1997), Judson & Orphanides (1999), Saeed (2007), Bittencourt (2012) et Mohseni & Jouzaryan (2016). Dans cette direction, en travaillant sur les séries économiques de 21 pays, sur 27 ans, Grimes (1991) relève qu'une élévation de l'inflation de 0 à 9% par an réduit le taux de croissance économique réelle dans chaque pays de près d'un point de pourcentage en moyenne. A partir d'un modèle de régression linéaire en panel estimé sur les données de 100 pays pour la période 1960-1990, Barro (1996) observe que si le nombre de pays caractéristiques de son échantillon est maintenu constant, alors ses résultats indiquent que l'impact d'un accroissement moyen de 10 points de pourcentage par an de l'inflation est une réduction du taux de croissance réelle per capita entre 0.2 et 0.3 point de pourcentage par an, ainsi qu'une diminution du ratio de l'investissement sur le PIB entre 0.4 et 0.6 point de pourcentage par an. Feldstein (1996) remarque que ramener l'inflation de 2% à 0% engendrerait un gain perpétuel de bien-être correspondant à environ 1% de PIB chaque année. Chari & al. (1996) ont passé en revue une série de résultats empiriques de l'impact d'un accroissement du taux d'inflation de 10 à 20% sur la croissance et ont observé que ce dernier chutait de 3 à 2.8%.

En ce qui le concerne, sur un échantillon de 105 pays entre 1984 à 1994, avec des coupes instantanées, Gylfason (1999) rapporte qu'une augmentation du taux d'inflation de 5 à 50% par an dans un pays grève la croissance du PIB par tête de 2 à 3% par an,

toutes choses égales par ailleurs. Dans une autre évaluation, en s'appuyant sur le cadre d'analyse de la croissance optimale, Gylfason & Herbertsson (2001) ont construit un modèle théorique qui suppose des rendements d'échelle constants du capital et qui prend en compte la monnaie et les finances, afin d'étudier l'impact potentiel de l'inflation sur la croissance économique, à travers les canaux suivants : *(i)* les taux d'intérêt et l'épargne, *(ii)* le développement financier et la vitesse de circulation de la monnaie, *(iii)* le déficit budgétaire via la taxe d'inflation notamment, et *(iv)* l'efficacité de la production via la différence entre les rendements du capital physique et du capital financier. En estimant ledit impact suivant ces canaux sur deux panels non cylindriques à effets aléatoires de 170 pays, de 1960 à 1992, ils trouvent un effet économiquement et statistiquement robuste entre l'inflation et la croissance économique, lien établissant qu'un taux d'inflation compris entre 10 et 20% par an est généralement nocif à la croissance.

Enfin, après leur démonstration théorique dans le cadre de la théorie Shumpeterienne de la croissance, Chu & al. (2015) estiment les effets de l'inflation sur la recherche-développement (R&D) à l'aide de modèles sur données de panel-pays de 1990 à 2014 notamment de la Zone euro et des États-Unis. Leurs résultats empiriques établissent qu'il existe une relation négative sensible entre le taux d'inflation et la part du PIB consacrée à la R&D, avec une sémi-élasticité de -0.374 sur l'ensemble du panel, contre -0.448 pour la Zone euro et -0.266 pour les États-Unis.

Dans un tout autre registre de l'étude de la relation inflation-croissance, et plus précisément dans une optique de vérification de la validité de leur résultat théorique de la négativité plutôt de l'accélération des prix ou de la monnaie sur la croissance économique, Villieu & Rajhi (1993) considèrent un panel de 61 pays sur la période 1960-1985 et ne trouvent aucune relation sensible entre l'inflation et le revenu réel par tête. Leur résultat s'inscrirait donc dans la confirmation de la neutralité de l'inflation sur la croissance. Néanmoins, au plan empirique, en mobilisant des séries chronologiques de l'économie des États-Unis, ce résultat théorique est confirmé. Pour eux alors, dans l'étude de la relation inflation-croissance, la variable pertinente d'intérêt à utiliser pour apprécier l'impact des évolutions du niveau des prix sur la création de richesses n'est pas la variation du niveau des prix, mais son accélération<sup>12</sup>, autrement dit, le taux de croissance de l'inflation.

### **3.2.2.3 De la non-linéarité de l'impact de l'inflation sur la croissance**

Cette catégorie est sans doute la plus importante au regard de la diversité des travaux empiriques qui ont examiné la relation entre l'inflation et la croissance économique. Dans

---

12. Il peut être considéré de façon équivalente, l'accélération de la monnaie à la place de celle des prix.

cette diversité, un consensus a toutefois émergé depuis les résultats de Fischer (1993) qui ont montré qu'il existerait une relation positive entre l'inflation et la croissance à des bas niveaux d'inflation, laquelle relation devient négative au delà d'un certain seuil d'inflation. La relation entre l'inflation et la croissance est de ce fait non-linéaire. A sa suite, plusieurs auteurs se sont attelés à en déterminer le seuil de retournement sur différents échantillons de pays et à différentes périodes. Cependant, la controverse dans leurs résultats réside davantage dans la valeur du seuil au delà duquel s'inverse ladite relation. Quelques travaux rencontrés dans cette littérature sont présentés dans la suite, par ordre chronologique.

A la suite de Fischer (1993), en se basant sur un panel de 87 pays avec des données en coupes transversales quinquennales sur la période 1970-1990, Sarel (1996) identifie un seuil d'inflation de 8% au-dessous duquel l'inflation n'aurait aucun impact sur la croissance économique, lequel impact tendrait même légèrement à devenir positif, alors qu'il ressortirait significativement négatif au-dessus de ce seuil. En s'inspirant de la démarche de Sarel (1996), tout en se focalisant sur le rôle de la croissance du marché des exportations pour adresser la relation entre l'output et l'inflation ainsi que l'impact de la désinflation, Christoffersen & Doyle (1998) concluent à l'absence d'une évidence empirique que la désinflation impliquerait nécessairement des coûts significatifs pour l'output.

Ghosh & Phillips (1998) partent de l'hypothèse que la corrélation entre l'inflation ou la désinflation et la croissance économique pourrait être non linéaire, mais aussi légèrement différente de celle qui existerait à l'état stationnaire entre ces deux variables. En considérant alors un modèle de régression sur données de panel de 145 pays sur la période 1960-1996, ils décèlent l'existence d'un seuil de 2.5% pour l'inflation, seuil au delà duquel l'effet de cette variable est significativement négatif sur la croissance économique. De plus, ils relèvent qu'à des niveaux d'inflation très bas (disant entre 2 et 3% par an ou moins), l'inflation et la croissance sont positivement corrélées, alors qu'au-dessus de ce seuil, la corrélation devient négative, mais avec une relation plutôt convexe telle qu'une baisse de la croissance associée à une hausse de 10% à 20% de l'inflation est beaucoup plus forte que celle associée à une élévation de 40% à 50%.

Bruno & Easterly (1998) mènent une évaluation des déterminants de la croissance économique dans laquelle ils s'appuient sur une définition non paramétrique des crises d'inflation comme "des périodes au cours desquelles le taux d'inflation annuelle est au-dessus de 40%". Pour ce faire, ils utilisent un échantillon de 26 pays ayant connu au moins une crise d'inflation sur la période 1961-1992. Ils obtiennent une relation sensiblement négative entre l'inflation et la croissance économique. En revanche, aucune évidence empirique entre ces deux variables n'est relevée à des taux d'inflation modérés.

Dans le cadre d'analyse de la convergence économique, Andrés & Hernando (1997) testent la robustesse à long terme de la corrélation entre la croissance économique et l'inflation dans les pays à faible inflation sur la période 1960-1992. Leur principal résultat établit que l'inflation courante n'a jamais été corrélée positivement avec la croissance *per capita* à long terme, mais plutôt négativement avec diverses spécifications sur longues périodes. Ils ajoutent que cette corrélation négative subsiste à l'inclusion d'autres régresseurs dans ces spécifications, tels que le taux d'investissement, le taux de croissance de la population, les taux de scolarisation et l'imposition de restrictions théoriques induites par la technologie et les rendements d'échelle constants. Au total, Andrés & Hernando trouvent que l'inflation ne réduit pas seulement l'investissement, mais également le degré d'efficacité avec lequel les facteurs de production sont utilisés. De plus, elle a un impact temporaire négatif sur le taux de croissance à long terme, lequel a une incidence permanente de réduction du revenu par tête. Par ailleurs constatent-ils, le coût marginal de l'inflation diminue avec le taux d'inflation, tel qu'une réduction d'un point de pourcentage du taux d'inflation, en le ramenant de 20 à 19%, accroît l'output de 0.5 point de pourcentage à long terme. Enfin relèvent-ils, les bénéfices de cette réduction augmentent substantiellement avec l'ampleur de la réduction de l'inflation et ils peuvent même doubler quand l'inflation descend sous la barre de 5%.

Dans leur travail sur la relation non-linéaire entre l'inflation et la croissance économique, Khan & Senhadji (2001) utilisent un panel de 140 économies développées et en développement sur la période 1960-1998, pour aboutir aux résultats de l'existence d'un seuil d'inflation entre 1 et 3% pour les pays développés, contre un seuil compris entre 7 et 11% pour les pays en développement. La particularité de leurs résultats tient au fait que l'inflation n'aurait pas d'effet sensible sur la croissance au-dessous de ces seuils tandis que celui-ci serait négatif au-dessus desdits seuils respectivement.

Gylfason & Herbertsson (2001) dressent un aperçu synoptique de quelques études empiriques de la relation inflation-croissance, rapportant pour les pays aussi bien leur nombre dans l'échantillon utilisé par le(s) auteur(s) que la période temporelle d'analyse, les séries ou données employées aux fins d'évaluation et l'amplitude de l'impact d'une augmentation du taux d'inflation de 5 à 50% par an sur la croissance économique. Au nombre de celles-ci l'on peut notamment citer Thirlwall & Barton (1971) qui mettent en évidence une relation positive entre l'inflation et la croissance économique dans un ensemble de 17 pays industrialisés, de 1958 à 1967, lorsque le taux d'inflation est au-dessous de 8% par an, relation qui est plutôt négative au-dessus de 10% par an sur 7 pays en développement sur la même période. La relation négative, quoique faible, entre l'intensification de l'inflation et la croissance économique a également été significativement observée par Kormendi &

Meguire (1985) pour 117 pays sur les périodes 1960-1970 et 1970-1985, à l'instar de Barro (1990).

Sur un panel de 84 pays avec des données en coupes transversales de 5 années sur la période 1960-1995, Rousseau & Wachtel (2002) examinent la robustesse de la relation entre la taille du secteur financier d'un pays et son taux de croissance économique, en testant plus particulièrement la sensibilité de cette relation aux variations du taux d'inflation. Leurs résultats mettent en évidence l'existence d'un seuil d'inflation entre 13 et 25% au delà duquel la finance cesse d'avoir un effet positif sur la croissance économique.

Dans le cas de l'Inde, Singh & Kalirajan (2003) utilisent l'approche de Khan & Senhadji (2001) sur les données de la période 1971-1998. Au regard des observations faites, ils arrivent à la conclusion que toute augmentation de l'inflation a un effet négatif sur la croissance économique dans ce pays, et que des gains substantiels peuvent être enregistrés en assignant expressément à la politique monétaire un rôle de maintien de la stabilité des prix. Dans la même direction, s'agissant de l'économie pakistanaise sur la période 1973-2000, Mubarik (2005) identifie un seuil de 9% au-dessus duquel l'inflation altèrerait la croissance économique. Pour le Bangladesh, sur la période 1980-2005, Shamim & Mortaza (2005) estiment ce seuil à 6% seulement, avec les mêmes conséquences en cas de dépassement.

Pour s'assurer de l'existence ou non d'un seuil d'inflation au delà duquel l'effet de la hausse généralisée du niveau des prix sur le taux de croissance économique à long terme change, Drukker & al. (2005) recourent à un modèle à seuil sur données de panel avec effets fixes. Ils utilisent un échantillon de 138 pays sur la période 1950-2000, en distinguant également les sous-échantillons des pays développés et des pays en développement. Si pour l'ensemble de l'échantillon ils trouvent un seuil d'inflation de 19.16% au-dessous duquel l'inflation n'a pas d'effet significatif sur la croissance à long terme, pour les pays développés en revanche ce seuil ressort à 2.57%, tandis qu'il atteint 12.61% pour les pays en développement. Pour l'échantillon global comme pour les sous-échantillons, la relation entre l'inflation et la croissance devient négative au dessus des seuils identifiés, l'inflation y impactant négativement la croissance à long terme.

Pollin & Zhu (2006) étudient la relation inflation-croissance économique en estimant d'une part, un modèle de régression non-linéaire sur 80 pays à revenu intermédiaire et à faible revenu sur la période 1961-2000, et d'autre part, des modèles sur des coupes décennales des mêmes données sur la même période. Leurs résultats sont fondamentalement de deux ordres. Premièrement, sur l'ensemble des pays et pour toute la période d'observation, une

inflation élevée au-dessus de 15 voire 18% est associée à des gains modérés en termes de croissance économique, ces résultats divergeant toutefois lorsque l'échantillon est fractionné en fonction du niveau de revenu. Deuxièmement, sur les données en coupes décennales, l'inflation paraît fortement corrélée au degré avec lequel la politique économique se focalise sur la gestion de la demande comme stimulus de la croissance économique, ce qui en termes de conduite de la politique monétaire, indiquent-ils, ôterait tout sous-bassement aux politiques de ciblage d'inflation telles qu'elles sont actuellement pratiquées par nombre de banques centrales dans ces pays, à des niveaux entre 3 et 5% d'inflation.

Fabayo & Ajilore (2006) examinent la relation entre l'inflation et la croissance économique pour le Nigeria à partir de l'approche de Khan & Senhadji (2001). En prenant les données de la période 1970-2003, ils établissent empiriquement l'existence d'une relation non-linéaire entre ces deux variables, avec un seuil d'inflation de 6% au-dessous duquel l'inflation impacterait positivement la croissance, et au-dessus duquel la relation deviendrait sensiblement négative. Dans le cas du Ghana sur la période 1960-2008, Frimpong & Oteng-Abayie (2010) estiment des modèles de régression à seuil et trouvent qu'au delà de 11%, l'inflation altère significativement la croissance économique, alors qu'au-dessous de ce seuil elle aurait un impact relativement "doux" sur la création de richesses.

Bick (2010) utilise un modèle généralisé de panel à seuil tenant compte d'un changement de régime dans le terme constant matérialisé par une variable indicatrice. Il montre empiriquement qu'avec cette généralisation appliquée à la relation entre l'inflation et la croissance économique, les estimations sont significativement améliorées, en comparaison avec le modèle standard de panel à seuil. Sur un panel équilibré de 40 pays sur la période 1960-2004, ses résultats indiquent un seuil de retournement de la relation inflation-croissance de 12.03%, dans un intervalle de confiance à 95% de [5.29%, 20.48%] pour le modèle généralisé contre 19.16%, dans un intervalle au même niveau de confiance de [11.82%, 20.48%] pour le modèle standard.

Avec un modèle de régression à seuil estimé sur l'Azerbaïdjan et pour la période 2000-2009, Hasanov (2011) établit empiriquement l'existence d'une relation non-linéaire entre l'inflation et la croissance économique, laquelle indique que, de significativement positif au-dessous de 13%, l'impact de l'inflation sur la croissance économique y devient négatif au-dessus de ce seuil.

En partant d'une formulation plus générale du modèle dynamique de panel à seuil estimable, même en présence de la variable endogène retardée parmi les régresseurs, Kremer & al. (2013) interrogent la non-linéarité de la relation entre l'inflation et la croissance sur

un panel de 124 pays de 1950 à 2004. Ils déterminent empiriquement un seuil d'inflation de 2% pour les économies développées et 17% pour les économies en développement, avec toutefois une corrélation non significative entre inflation et croissance au-dessous de ces seuils respectivement.

Dans trois pays asiatiques sur la période 1980-2010, Jayathileke & Rathnayake (2013) analysent la relation inflation-croissance aussi bien à court qu'à long terme, en recourant à un modèle vectoriel à correction d'erreurs à la Johansen et à un test de non-causalité au sens de Granger notamment. Ils constatent qu'il existerait une relation négative significative à long terme entre ces deux variables au Sri Lanka, tandis qu'à court terme c'est pour la Chine seule que cette relation négative sensible existerait. Les tests de non-causalité au sens de Granger en revanche rapportent qu'il y aurait une relation causale unidirectionnelle allant plutôt de la croissance économique vers l'inflation en Chine<sup>13</sup>.

A partir des données d'un panel de 102 pays sur la période 1960-2009, Eggoh & Khan (2014) explorent un estimateur de la méthode des moments généralisés (GMM) et un modèle de régression avec transition lisse (PSTR), pour étudier la non-linéarité de la relation entre l'inflation et la croissance économique. Deux conclusions majeures découlent de leurs investigations : (i) l'identification de plusieurs seuils pour l'échantillon global et des sous-échantillons spécifiques, et (ii) l'identification de certaines caractéristiques macroéconomiques des pays comme facteurs d'influence de la non-linéarité de cette relation, dont le niveau de développement financier du pays, le degré d'ouverture, le niveau des dépenses gouvernementales et l'investissement. Leurs principaux résultats en termes de seuil et de vitesse de transition entre différents régimes, déterminés avec le modèle PSTR qui inclut uniquement l'inflation dans la fonction de transition, sont succinctement repris dans le tableau 3.4.

TABLE 3.4 – Seuils d'inflation estimés avec un modèle PSTR par Eggoh & Khan (2014)

	Echant. global	Echant.	Sous-échantillons					
		global (s.o.)	HIC (A)	UMIC (B)	LMIC (C)	LIC (D)	UMIC (B - s.o.)	LIC (D - s.o.)
Seuil	12.404	10.563	3.048	10.022	12.954	19.586	8.074	17.720
Vitesse de transition	369.982	211.115	1.534	1.843	3.019	0.209	0.416	1.888

s.o. : Sans outlier

HIC : High Income Countries

LMIC : Lower Middle Income Countries

(\*) : Panel examiné par Eggoh & Khan (2014)

UMIC : Upper Middle Income Countries

LIC : Low Income Countries

Source : Elaboration de l'auteur à partir des résultats des tables 2, 3, 4 et A1 de Eggoh & Khan (2014).

13. Ce sens de causalité fonderait empiriquement, pour la Chine, la validité de la spécification d'une courbe de Phillips néo-keynésienne (NKPC).

Baglan & Yoldas (2014) étudient la relation inflation-croissance en spécifiant un modèle semi-paramétrique sur des données de panel de 92 pays en développement sur la période 1975-2004. Ils estiment à 12% le seuil de retournement de l'impact de l'inflation sur la croissance et constatent aussi que les modèles à seuil fondés sur des hypothèses restrictives de non-linéarités fonctionnelles tendent à sous-estimer les effets marginaux de l'inflation sur la croissance. Avant eux, Gylfason (1991) a utilisé des méthodes non paramétriques simples sur de petits échantillons et a montré que sur la période 1980-1985, les pays avec des taux d'inflation annuelle d'au moins 20% croissent moins vite en moyenne que ceux avec des taux d'inflation plus faibles, au-dessous de 5%.

Considérant les données de 14 pays européens entre mars 1970 et décembre 2013, Chen & Hsu (2016) implémentent des tests de racine unitaire prenant en compte des non-linéarités de types transition lisse, seuils et breaks structurels, notamment les tests TAR (*threshold autoregressive*) et MTAR (*momentum threshold autoregressive*), dans la dynamique du taux d'inflation. Leurs résultats concluent à l'absence de racine unitaire dans cette dynamique, une conclusion cohérente avec l'existence des rigidités nominales dans la dynamique des prix, mais aussi à l'existence de non-linéarités dans la relation inflation-croissance lorsque les hypothèses précédentes sont intégrées à l'analyse.

Pour finir, dans le cas particulier de l'utilisation du modèle PSTR sur diverses économies, plusieurs autres auteurs ont étudié la forme de la relation entre l'inflation et la croissance économique. Au nombre de ceux-ci, l'on peut citer notamment Seleteng & al. (2013), Thanh (2015), Ibarra & Trupkin (2016) et Mondjeli & Tsopmo (2017)<sup>14</sup>. En effet, Seleteng & al. (2013) étudient l'existence de non-linéarités dans la relation inflation-croissance sur un panel des pays de la SADC<sup>15</sup> de 1980 à 2008. Ils observent que le seuil au delà duquel l'élévation du taux d'inflation devient préjudiciable à la croissance dans cet espace économique est estimé à 18.9%. Thanh (2015) pour sa part évalue à 7.84% ce seuil pour le panel des pays de l'ASEAN-5<sup>16</sup> sur la période 1980-2011. Enfin, partant de l'hypothèse selon laquelle des économies ayant des institutions faibles pourraient enregistrer des taux d'inflation élevés sans que cela n'affecte négativement la croissance économique<sup>17</sup>, Ibarra & Trupkin (2016) intègrent dans leur spécification du modèle PSTR la qualité des insti-

---

14. Pour des raisons exposées en introduction de ce chapitre, dont certaines limites techniques qui fragilisent la portée des résultats de cette référence, ses conclusions ne sont pas discutées outre mesure dans cette section.

15. *South African Development Community*.

16. *Association of Southeast Asian Nations*, regroupant l'Indonésie, la Malaisie, les Philippines, Singapour et la Thaïlande.

17. Voir les évaluations empiriques menées dans ce sens dans la littérature par Narayan & al. (2011), Aisen & Veiga (2006) et Cukierman & al. (1992), par exemple.

tutions, pour examiner comment celle-ci affecte également la non-linéarité de la relation inflation-croissance. Évaluant empiriquement cette relation sur un panel non cylindrique de 138 pays entre 1950 et 2009, leurs résultats confirment l'existence de cette non-linéarité, avec des seuils d'inflation de 19.13% pour les pays en développement et 4.47% pour les pays développés. Enfin, partant d'un modèle PSTR pour tenir compte d'un éventuel biais d'endogénéité, Ndoricimpa (2017) examine la relation entre l'inflation et la croissance économique sur un panel de 47 pays africains, entre 1960, pour les données disponibles les plus anciennes, et 2013. Il scinde également ce panel en fonction du niveau de revenu en distinguant le sous-échantillon des pays à revenus intermédiaires de celui des pays à revenus faibles. Ses résultats confirment l'existence de non-linéarités dans la relation entre ces deux variables, avec des seuils respectivement de 6.7% pour l'ensemble des pays, 6.5% pour les pays à revenus intermédiaires et 8.9% pour les pays à revenus faibles, seuils au-dessus desquels l'inflation obère la croissance alors qu'au-dessous elle contribue plutôt positivement à la croissance économique.

Au terme de cette revue chronologique de la littérature, les enseignements suivants peuvent être tirés. Premièrement, si au plan théorique les conclusions divergent selon les courants de pensée et les cadres d'analyse utilisés, au plan empirique un large consensus se dégage en faveur de l'existence d'une relation non-linéaire entre l'inflation et la croissance économique<sup>18</sup>, avec un seuil de retournement de l'impact qui serait négatif au-dessus de ce seuil, et positif voire neutre au-dessous de celui-ci. Deuxièmement, la valeur de ce seuil n'est pas uniforme suivant les sous-ensembles de pays examinés (pays développés, en développement, à revenu faible. . .). Troisièmement enfin, parmi les modèles économétriques utilisés dont les modèles de cointégration, les modèles de données de panel standard et à seuil, des modèles de régression à seuil. . ., le modèle de panel avec changement de régimes et transition lisse (PSTR) est celui qui a le plus été utilisé. De ce fait, eu égard à l'intérêt dans cette étude, d'examiner la relation entre l'inflation et la croissance pour les six pays de la CEMAC de sorte à fournir une valeur de référence pour le niveau d'inflation désirable pour la croissance économique, valeur qui serait pertinente pour la conduite de la politique monétaire de la BEAC au sein de l'Union Monétaire de l'Afrique Centrale, le modèle de régression PSTR, comme l'ont retenu Mondjeli & Tsopmo (2017), serait approprié pour aider à répondre à cette préoccupation. D'après Gonzalez & al. (2017) en effet, les modèles PSTR sont destinés à la caractérisation des panels hétérogènes avec possibilité pour les coefficients de régression d'être différenciés entre les individus, mais aussi de varier au cours du temps.

---

18. Le taux de croissance de l'inflation ou accélération du niveau des prix étant la variation au cours du temps de l'inflation, sa relation négative avec la croissance traduit une non-linéarité du lien entre inflation et croissance également dans une certaine mesure.

La section suivante présente donc le modèle de régression avec changement de régimes à transitions lisses sur données de panel (*panel smooth transition regression model*) proposé dans la littérature par Gonzalez & al. (2005), comme une généralisation du modèle de panel à seuil (*threshold panel model*) de Hansen (1999).

### 3.3 Présentation du modèle PSTR

Le modèle PSTR est indiqué pour l'étude de panels hétérogènes avec des changements dynamiques sensibles au cours du temps. En effet, Gonzalez & al. (2005) soulignent que l'un de leur avantage majeur réside dans le fait que dans ces modèles, l'hétérogénéité est prise en compte en supposant que les coefficients de régression sont des fonctions continues bornées d'une variable observable et fluctuent entre un nombre limité de régimes extrêmes. Dans la pratique, la construction d'un modèle PSTR exige de suivre rigoureusement la procédure suivante déclinée en trois étapes successives :

- (i)- **La spécification du modèle** : elle consiste en des tests d'homogénéité du panel devant permettre de sélectionner la variable de transition si l'hypothèse d'homogénéité est rejetée, et de déterminer la forme appropriée de la fonction de transition suivant le nombre de régimes identifiés ;
- (ii)- **L'estimation des paramètres du modèle** : le modèle PSTR n'étant pas linéaire, cette étape est réalisée au moyen des moindres carrés non-linéaires (NLS) ;
- (iii)- **L'évaluation des résultats de l'estimation** : cette étape consiste à diagnostiquer les résultats issus de l'étape précédente à partir des tests d'erreur de spécification, de non-linéarité résiduelle et d'adéquation aux observations.

Ces trois étapes sont présentées plus en détail dans la suite de cette section après une description de la forme mathématique du modèle PSTR proprement dit.

#### 3.3.1 Description de l'écriture du modèle PSTR

Par souci de simplification de la présentation du modèle PSTR, qui peut être interprété comme un modèle linéaire sur panel hétérogène avec des coefficients qui varient selon les individus et au cours du temps d'après Gonzalez & al. (2017), la description suivante se base sur la formulation à deux régimes<sup>19</sup>.

---

19. La forme généralisée à plusieurs régimes est présentée dans l'encadré à la page 184.

Le modèle PSTR de base, à deux régimes, est défini tel que :

$$y_{it} = \mu_i + \lambda_t + \beta'_0 x_{it} + \beta'_1 x_{it} g(q_{it}; \gamma, c) + u_{it} \quad (3.3)$$

pour  $i = 1, \dots, N$  individus, et  $t = 1, \dots, T$  périodes temporelles ;

$y_{it}$  est la variable endogène scalaire ;

$x_{it}$  est un  $k \times 1$  vecteur de régresseurs temporellement variables ;

$\mu_i$  est le paramètre de l'effet fixe individuel pour  $i$  ;

$\lambda_t$  est l'effet temporel commun à tous les individus du panel ; et

$u_{it}$  est le terme d'erreur scalaire.

### 3.3.1.1 Principales hypothèses du modèle

Les principales hypothèses du modèle PSTR se déclinent comme suit :

- Les régresseurs ou variables explicatives sont deux à deux indépendants ;
- La fonction de transition  $g(q_{it}; \gamma, c)$  dans l'équation (3.3) est continue en la variable observable  $q_{it}$  et est bornée entre 0 et 1. Plus généralement, la valeur de la variable de transition  $q_{it}$  détermine la valeur de  $g(q_{it}; \gamma, c)$ , et donc celle des coefficients effectifs de régression. Cette fonction permet ainsi de mesurer l'impact de chaque régresseur sur la variable à expliquer ou variable endogène en fonction du changement de régimes, tel que :

$$\frac{\partial y_{it}}{\partial x_{it}} = \beta'_0 + \beta'_1 g(q_{it}; \gamma, c), \quad \text{pour l'individu } i \text{ à la date } t$$

- La fonction de transition est de la forme logistique, ainsi que le précisent Teräsvirta & al. (2010) au chapitre 3, telle que :

$$g(q_{it}; \gamma, c) = \left[ 1 + \exp \left( -\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j) \right) \right]^{-1}, \quad \gamma > 0 \text{ et } c_1 < c_2 < \dots < c_m \quad (3.4)$$

où  $c = (c_1, \dots, c_m)'$  est un  $m \times 1$  vecteur de paramètres de localisation des seuils de changement de régimes, et la pente  $\gamma$  détermine le degré de lissage de la transition d'un régime à un autre, avec  $m \geq 1$ , le nombre maximum de régimes. Les restrictions  $\gamma > 0$  et  $c_1 < c_2 < \dots < c_m$ , sont imposées pour des besoins d'identification du modèle. Il convient de souligner que quand  $\gamma \rightarrow \infty$ ,  $g(q_{it}; \gamma, c)$  se réduit à une

variable indicatrice  $\mathbf{1}[A]$  qui vaut 1, lorsque l'événement  $A$  se réalise, et 0 sinon. Gonzalez & al. (2017) remarquent que quand  $m > 1$  et  $\gamma \rightarrow \infty$ , le nombre de régimes distincts demeure égal à 2, avec la fonction de transition variant de 0 à 1 et inversement, entre les seuils  $c_1, \dots, c_m$ . Finalement, pour toute valeur positive de  $m$  dans la fonction de transition (3.4), quand  $\gamma \rightarrow \infty$ , le modèle se réduit alors à un modèle de régression linéaire sur panel homogène avec effets fixes.

### Généralisation du modèle PSTR

La forme générale du modèle PSTR, prenant en compte plus de deux régimes différents, s'écrit de la manière additive suivante :

$$y_{it} = \mu_i + \lambda_t + \sum_{j=1}^r \beta_j' x_{it} g_j \left( q_{it}^{(j)}; \gamma_j, c_j \right) + u_{it}$$

où les fonctions de transition  $g_j \left( q_{it}^{(j)}; \gamma_j, c_j \right)$ ,  $j = 1, \dots, r$ , sont définies comme dans l'équation (3.4) avec des polynômes de degré  $m_j$ .

Si  $m_j = 1$ ,  $q_{it}^{(j)} = q_{it}$  et  $\gamma_j \rightarrow \infty$ ,  $\forall j = 1, \dots, r$ , alors le modèle ci-dessus présenté devient un modèle PTR avec  $r + 1$  régimes.

#### 3.3.1.2 Étapes de la spécification du modèle PSTR

Cette première étape de la procédure de spécification d'un modèle PSTR permet d'implémenter un test de linéarité, à savoir le test d'homogénéité, et de déterminer le nombre de régimes dans le modèle.

##### *A- Le test linéaire d'homogénéité*

Le test linéaire d'homogénéité compare l'hypothèse nulle d'homogénéité du modèle à une hypothèse alternative de composante non-linéaire à transition lisse logistique. Il permet par ailleurs de sélectionner, en cas de rejet de l'hypothèse nulle, la ou les variable(s) de transition appropriée(s),  $q_{it}$ , à utiliser dans le modèle PSTR. Ainsi, l'hypothèse nulle consiste à imposer aux paramètres du modèle (3.3) l'une ou l'autre des deux restrictions suivantes :

$$H_0 : \quad \gamma = 0 \quad \text{ou} \quad H'_0 : \quad \beta_1 = 0.$$

Pour déterminer une statistique pivotale et sa distribution asymptotique correspondante afin d'implémenter ce test linéaire d'homogénéité, Gonzalez & al. (2017) opèrent une reparamétrisation du modèle (3.3) en considérant une approximation de Taylor à l'ordre  $m$  de la fonction de transition  $g(q_{it}; \gamma, c)$  au voisinage de  $\gamma = 0$  sous  $H_0$ . Sur cette base, ils proposent alors un test de type multiplicateur de Lagrange (LM-test).

Plus précisément, la reparamétrisation du modèle (3.3) à l'aide du développement de Taylor, sous  $H_0 : \gamma = 0$ , conduit au modèle de régression auxiliaire suivant :

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0^{*'} x_{it} + \beta_1^{*'} x_{it} q_{it} + \dots + \beta_m^{*'} x_{it} q_{it}^m + u_{it}^* \quad (3.5)$$

où les vecteurs de paramètres  $\beta_1^*, \dots, \beta_m^*$  sont des multiples de  $\gamma$ , et  $u_{it}^* = u_{it} + R_m \beta_1' x_{it}$ , avec  $R_m$  le reste du développement de Taylor.

Dès lors, tester l'hypothèse nulle  $H_0 : \gamma = 0$  dans (3.3) revient à tester de façon équivalente, dans (3.5), l'hypothèse nulle :

$$H_0^* : \beta_1^* = \dots = \beta_m^* = 0$$

### ***B- La détermination du nombre de régimes dans le modèle***

Cette phase de la spécification du modèle PSTR est réalisée en procédant à des tests de comparaison de la significativité globale de modèles concurrents, spécifiés avec la régression auxiliaire, en fonction d'une part de la variable de transition retenue à l'issue du test de linéarité, et d'autre part du nombre de régimes  $m = 1, 2, \dots, M$  envisagés dans l'analyse.

D'une manière générale, comme les deux phases de cette étape sont menées à partir du modèle de régression auxiliaire, elles utilisent des statistiques de test dérivées à partir de celle-ci. Ainsi, avec  $m$  le nombre de régimes et en désignant par  $K$  le nombre de variables explicatives du modèle (3.5), Colletaz & Hurlin (2006) ont proposé trois statistiques pour le test de l'hypothèse de linéarité, comme suit :

— Le test de Wald, dont la statistique du Multiplicateur de Lagrange est :

$$LM^W = NT \times \frac{SCR_0 - SCR(\gamma, c)}{SCR_0}$$

— Le test de Fisher, avec la statistique de test :

$$LM^F = \frac{NT - N - mK}{mK} \times \frac{SCR_0 - SCR(\gamma, c)}{SCR_0}$$

— Le test du ratio de vraisemblance dont la statistique de test est :

$$LRT = -2 [\log(SCR(\gamma, c)) - \log(SCR_0)]$$

En cohérence avec une éventuelle hétéroscédasticité et/ou une autocorrélation des résidus du modèle, Yang (2018) a fourni quatre versions de tests d’homogénéité, implémentés avec la bibliothèque “PSTR<sup>20</sup>” dans le logiciel **R**, à savoir, les versions  $\chi^2$  et  $F$  du test de linéarité, dont les multiplicateurs de Lagrange (LM) sous l’hypothèse nulle sont asymptotiquement distribués comme des lois de  $\chi^2$  et de Fisher respectivement, et les versions  $HAC\_ \chi^2$  et  $HAC\_ F$  du même test de linéarité dont les multiplicateurs de Lagrange, asymptotiquement distribués comme des lois de  $\chi^2$  et de Fisher sous l’hypothèse nulle respectivement, sont cohérentes avec l’hétéroscédasticité et l’autocorrélation des résidus d’estimation.

D’un point de vue pratique, afin de réaliser l’étape de la spécification du modèle PSTR, Teräsvirta & al. (2010) ont proposé une procédure de tests séquentiels pour discriminer entre  $m = 1$  et  $m = 2$ , dont la mise en œuvre se décline ainsi :

— On utilise la régression auxiliaire dans l’équation (3.5) avec  $m = 3$ , puis on teste

$$H_0 : \beta_3^* = \beta_2^* = \beta_1^* = 0.$$

— Si cette hypothèse est rejetée, on teste

$$H_{03}^* : \beta_3^* = 0, \quad H_{02}^* : \beta_2^* = 0 \mid \beta_3^* = 0, \quad H_{01}^* : \beta_1^* = 0 \mid \beta_3^* = \beta_2^* = 0.$$

— si le rejet de l’hypothèse  $H_{02}^*$  est le plus fort, alors on sélectionne  $m = 2$ , sinon on sélectionne  $m = 1$ .

### 3.3.2 Estimation des paramètres du modèle PSTR

Estimer les paramètres  $\theta = (\beta'_0, \beta'_1, \gamma, c)'$  du modèle PSTR dans l’équation (3.3) est une application immédiate et assez intuitive de l’estimateur des effets fixes et des moindres carrés non-linéaires (NLS). Pour ce faire, on élimine d’abord les effets fixes  $\mu_i$ , en centrant les variables sur leurs moyennes individuelles, puis on applique les moindres carrés non-linéaires aux données transformées.

Pour simplifier, et sans perte de généralité, on prend  $\lambda_t = 0$ , la composante temporelle commune à tous les individus du panel. On réécrit alors le modèle comme suit :

$$y_{it} = \mu_i + \beta' x_{it}(\gamma, c) + u_{it} \tag{3.6}$$

---

20. Yang, Y. (2018), PSTR : Panel Smooth Transition Regression Modelling, *R package version 1.2.3*, <https://github.com/yukai-yang/PSTR>.

où  $x_{it} = (x'_{it}, x'_{it}g(q_{it}; \gamma, c))'$  et  $\beta = (\beta'_0, \beta'_1)'$ . En soustrayant membre à membre  $\bar{y}_i$  dans l'équation (3.6), il vient :

$$\tilde{y}_{it} = \beta' \tilde{x}_{it}(\gamma, c) + \tilde{u}_{it} \quad (3.7)$$

où,  $\tilde{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$ ,  $\tilde{x}_{it}(\gamma, c) = (x'_{it} - \bar{x} - i, x'_{it}g(q_{it}; \gamma, c) - \bar{\omega}'_i(\gamma, c))'$ ,  $\tilde{u}_{it} = u_{it} - \bar{u}_i$ , et  $\bar{y}_i$ ,  $\bar{x}_i$ ,  $\bar{\omega}_i$  et  $\bar{u}_i$  sont les moyennes individuelles des variables correspondantes, avec :

$$\bar{\omega}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it}g(q_{it}; \gamma, c)$$

Par conséquent, le vecteur transformé  $\tilde{x}_{it}(\gamma, c)$  dans l'équation (3.7) dépend de  $\gamma$  et  $c$ , à travers les niveaux et les moyennes individuels. Pour cette raison,  $\tilde{x}_{it}(\gamma, c)$  nécessite d'être recalculé à chacune des itérations de l'algorithme d'optimisation des moindres carrés non-linéaires. A partir de l'équation (3.7), il est évident que le modèle PSTR est linéaire en  $\beta$ , conditionnellement à  $\gamma$  et  $c$ . Ainsi, on lui applique les moindres carrés non-linéaires pour déterminer les valeurs de ces paramètres qui minimisent la somme des carrés des résidus (*SCR*) suivante :

$$SCR(\gamma, c) = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left( \tilde{y}_{it} - \hat{\beta}'(\gamma, c) \tilde{x}_{it}(\gamma, c) \right)^2 \quad (3.8)$$

où  $\hat{\beta}(\gamma, c)$  est obtenu à partir de l'estimateur des MCO des paramètres du modèle (3.7) à chacune des itérations de l'algorithme d'optimisation<sup>21</sup> des NLS.

### 3.3.3 Évaluation du modèle PSTR estimé

Le diagnostic des résultats d'estimation du modèle PSTR est opéré au moyen des tests de constance des paramètres (*i*) et d'absence de non-linéarités résiduelles (*ii*).

#### 3.3.3.1 Le test de la constance des paramètres du modèle estimé

L'hypothèse alternative à l'hypothèse nulle de la constance des paramètres stipule des paramètres variables au cours du temps dans l'équation (3.3). Ainsi, sous l'hypothèse alternative, le modèle peut être appelé modèle PSTR à paramètres temporellement variables ("*Time-Varying PSTR Model*"), et défini tel que :

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_{10}x_{it} + \beta'_{11}x_{it}g(q_{it}; \gamma_1, c_1) + f\left(\frac{t}{T}; \gamma_2, c_2\right) \left[ \beta'_{20}x_{it} + \beta'_{21}x_{it}g(q_{it}; \gamma_1, c_1) \right] + u_{it} \quad (3.9)$$

---

21. Gonzalez & al. (2017) soulignent que dans cet algorithme, des difficultés de convergence peuvent apparaître lorsque le paramètre de pente ( $\gamma$ ) est très grand. Pour lever celles-ci numériquement, on applique la transformation  $\gamma = \exp(\eta)$  dans (3.7), et on estime alors  $\eta$  au lieu de  $\gamma$ .

où  $g(q_{it}; \gamma_1, c_1)$  est comme définie dans l'équation (3.4) et  $f\left(\frac{t}{T}; \gamma_2, c_2\right)$  est une autre fonction de transition.

Le modèle TV-PSTR peut s'accommoder de plusieurs variantes comme alternatives à la constance des paramètres, en fonction de la forme de la fonctionnelle  $f\left(\frac{t}{T}; \gamma_2, c_2\right)$ . Cette dernière est supposée être de la forme générale suivante :

$$f\left(\frac{t}{T}; \gamma_2, c_2\right) = \left(1 + \exp\left[-\gamma_2 \prod_{j=1}^h \left(\frac{t}{T} - c_{2j}\right)\right]\right)^{-1} \quad (3.10)$$

où  $c_2 = (c_{21}, \dots, c_{2h})'$  est un  $h \times 1$  vecteur de paramètres de localisation des seuils suivant le régime, avec  $c_{21} < c_{22} < \dots < c_{2h}$  et  $\gamma_2 > 0$  est le paramètre de pente. Quand  $\gamma_2 \rightarrow \infty$ ,  $f\left(\frac{t}{T}; \gamma_2, c_2\right)$  devient une variable indicatrice  $\mathbb{1}\left(\frac{t}{T} > c_{21}\right)$ . Aux cas où  $h = 1$  ou  $h = 2$ , l'indicatrice est  $1 - \mathbb{1}\left(c_{21} \leq \frac{t}{T} \leq c_{22}\right)$ . Ceci signifie que l'équation (3.10) s'accommode aussi de breaks structurels.

Comme dans le modèle standard, en passant par un développement limité de Taylor à l'ordre  $h$  au voisinage de  $\gamma_2 = 0$ , on a la régression auxiliaire suivante :

$$y_{it} = \mu_i + \beta_{10}'x_{it} + \beta_1'x_{it}\left(\frac{t}{T}\right) + \beta_2'x_{it}\left(\frac{t}{T}\right)^2 + \dots + \beta_h'x_{it}\left(\frac{t}{T}\right)^h + \left[\beta_{11}'x_{it} + \beta_{h+1}'x_{it}\left(\frac{t}{T}\right) + \beta_{2h}'x_{it}\left(\frac{t}{T}\right)^2 + \dots + \beta_h'x_{it}\left(\frac{t}{T}\right)^h\right]g(q_{it}; \gamma_1, c_1) + u_{it}^* \quad (3.11)$$

où  $u_{it}^* = u_{it} + R_h\left(\frac{t}{T}; \gamma_2, c_2\right)$ , et  $R_h\left(\frac{t}{T}; \gamma_2, c_2\right)$  est le reste du développement limité de Taylor de  $f\left(\frac{t}{T}; \gamma_2, c_2\right)$  au voisinage de  $\gamma_2 = 0$ .

Les vecteurs de paramètres  $\beta_j^*$ , pour  $j = 1, 2, \dots, h, h + 1, \dots, 2h$ , sont des multiples de  $\gamma_2$ , de telle sorte que l'hypothèse nulle,  $H_0 : \gamma_2 = 0$  dans (1.5.8) peut être reformulée, dans la régression auxiliaire, comme suit :

$$H_0^* : \beta_j^* = 0, \quad j = 1, 2, \dots, h, h + 1, \dots, 2h$$

Les versions des statistiques de  $\chi^2$  et de Fisher ( $F$ ) des tests de type LM de cette hypothèse, comme présentées dans Yang (2018) et rappelées précédemment, peuvent alors être calculées et les tests correspondants réalisés en conséquence.

### 3.3.3.2 Le test d'absence de non-linéarité(s) résiduelle(s)

L'hypothèse qu'un modèle PSTR dans l'équation (3.3) à deux régimes, avec la fonction de transition donnée par l'équation (3.4) correctement spécifiée pour capturer l'hétérogénéité

dans les données de panel, peut être testée de différentes manières. En effet, dans le cadre du modèle PSTR, il est assez naturel de considérer dans l'équation (3.5) une spécification additive avec deux transitions ( $r = 2$ ) comme alternative, telle que :

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_0 x_{it} + \beta'_1 x_{it} g_1 \left( q_{it}^{(1)}; \gamma_1, c_1 \right) + \beta'_1 x_{it} g_2 \left( q_{it}^{(2)}; \gamma_2, c_2 \right) + u_{it} \quad (3.12)$$

où les variables de transition  $q_{it}^{(1)}$  et  $q_{it}^{(2)}$  peuvent ne pas être les mêmes.

L'hypothèse nulle de non-hétérogénéité résiduelle dans une estimation d'un modèle PSTR à deux régimes peut être formulée telle que :

$$H_0 : \gamma_2 = 0, \quad \text{dans (3.12)}$$

Pour implémenter le test de non-linéarité(s) résiduelle(s), on utilise une fois de plus une régression auxiliaire, à savoir :

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0^* \xi_{it} + \beta_1^* x_{it} g_1 \left( q_{it}^{(1)}; \hat{\gamma}_1, \hat{c}_1 \right) + \beta_{21}^* x_{it} q_{it}^{(2)} + \dots + \beta_{2m}^* x_{it} q_{it}^{(2)m} + u_{it}^* \quad (3.13)$$

où les paramètres  $\hat{\gamma}_1$  et  $\hat{c}_1$  sont estimés sous l'hypothèse nulle. Puisque  $\beta_{21}^*, \dots, \beta_{2m}^*$  sont des multiples de  $\gamma_2$ , l'hypothèse nulle de non hétérogénéité résiduelle peut être réécrite comme suit :

$$H_0^* : \beta_{21}^* = \dots = \beta_{2m}^* = 0$$

Si dans l'équation (3.12),  $\beta_1 \equiv 0$ , le test de non hétérogénéité résultant de cette procédure correspondra à un simple test d'homogénéité. Comme précédemment, il s'agit d'un test de type LM et ses versions  $\chi^2$  et  $F - statistic$  peuvent être calculées.

### 3.3.3.3 Généralisation des tests de diagnostic du modèle PSTR estimé

Les tests de constance des paramètres et d'absence de non-linéarité résiduelle peuvent être généralisés pour servir comme des tests d'erreur de spécification d'un modèle PSTR additif de la forme générale du modèle PSTR présentée en encadré, avec  $r > 0$ . Dès lors, l'objet du test d'absence d'hétérogénéité résiduelle est double : il s'agit effectivement d'un test d'erreur de spécification, mais aussi d'un outil fort utile pour déterminer le nombre de transitions dans le modèle PSTR. Pour ce faire, Gonzalez & al. (2017) ont élaboré la procédure séquentielle suivante :

- (i)- Estimer un modèle linéaire (homogène) et tester l'homogénéité à un niveau de significativité  $\alpha$ ,  $0 < \alpha < 1$ , prédéterminé ;
- (ii)- Si l'homogénéité est rejetée, estimer un modèle PSTR à deux régimes ;
- (iii)- Tester l'hypothèse d'absence de linéarité résiduelle pour ce modèle. Si elle est rejetée au niveau de significativité  $\tau\alpha$ , avec  $0 < \tau < 1$ , estimer un modèle PSTR

avec  $r = 2$ . Le but de réduire le niveau de confiance par un facteur  $\tau$  est d'éviter des modèles excessivement larges ;

- (iv)- Poursuivre jusqu'à ce que l'hypothèse nulle d'hétérogénéité résiduelle ne puisse plus être rejetée. Il faut pour cela utiliser le niveau de confiance  $\tau^{r-1}\alpha$  quand le modèle PSTR additif sous  $H_0$  inclut  $r$  fonctions de transition.

## 3.4 Implémentation du modèle PSTR pour l'analyse de la relation inflation-croissance dans la CEMAC

### 3.4.1 Présentation du modèle théorique envisagé

S'il est bien entendu à la suite de la section précédente que le modèle global retenu pour l'étude de la relation inflation-croissance économique dans la CEMAC est le modèle PSTR, quelques justifications supplémentaires quant à sa présentation s'avèrent nécessaires à ce stade. A ce propos, le modèle de Khan & Senhadji (2001) s'étant imposé dans la littérature comme un cadre de référence pour ce type d'études, notre choix se fonde sur la contribution d'Espinoza & al. (2012), qui étend ce modèle en prenant en compte à la fois une transition lisse et une convexité, de telle sorte que le sens de l'influence de l'inflation sur la croissance change au-dessus et au-dessous d'un seuil déterminé de façon endogène.

Leur spécification se présente comme suit :

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta^l \omega_{\pi_{it}; \gamma^*, c^*}^l [f(\pi_{it}) - f(c^*)] + \beta^h \omega_{\pi_{it}; \gamma^*, c^*}^h [f(\pi_{it}) - f(c^*)] + \Theta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.14)$$

où  $\omega_{\pi_{it}; \gamma^*, c^*}^l = 1 - \omega_{\pi_{it}; \gamma^*, c^*}^h$  et  $\omega_{\pi_{it}; \gamma^*, c^*}^h = \left[ 1 + \exp \left[ -\gamma^* \frac{f(\pi_{it}) - f(c^*)}{\sigma} \right] \right]^{-1}$ ,  $\sigma$  est l'écart-type de  $f(\pi_{it})$ ,  $y$  est le logarithme du PIB réel et  $X$  est un vecteur de variables de contrôle observables. La fonction  $f(\pi)$ , où  $\pi$  est un taux d'inflation annuel exprimé en points de pourcentage, est utilisée pour modéliser l'effet de l'inflation sur la croissance. Celle spécifiée par Espinoza & al. est de la forme logarithmique suivante :

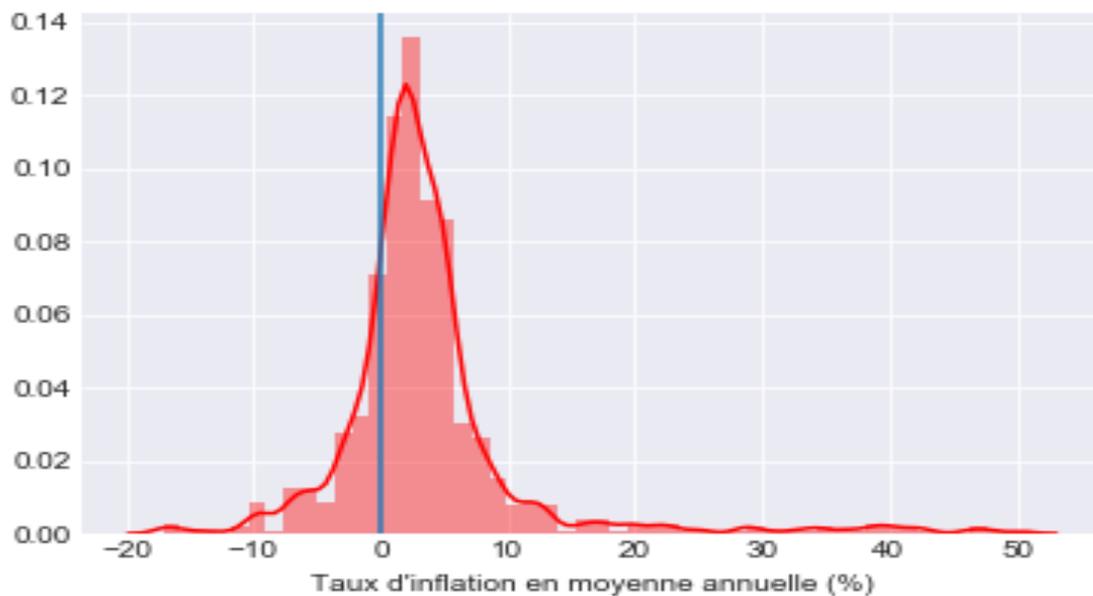
$$\tilde{\pi}_{it} = f(\pi_{it}) = \begin{cases} \log(1 + \pi_{it}), & \text{si } \pi_{it} \geq 0 \\ \log(1 - \pi_{it}), & \text{si } \pi_{it} < 0 \end{cases}$$

Il convient de noter qu'une spécification alternative de cette fonction, couramment rencontrée dans la littérature sur la relation inflation-croissance est la forme semi-logarithmique utilisée notamment par Baglan & Yoldas (2014), Thanh (2015), Ibarra & Trupkin (2016), et spécifiée telle que :

$$\tilde{\pi}_{it} = f(\pi_{it}) = \begin{cases} \log(\pi_{it}), & \text{si } \pi_{it} > 1 \\ \pi_{it} - 1, & \text{si } \pi_{it} \leq 1 \end{cases}$$

Le choix de l'une ou l'autre forme de la fonction de transition n'est pas anodin. En effet, si la spécification logarithmique permet de capturer le fait que les chocs multiplicatifs sur l'inflation ont des effets similaires sur la croissance pour tout niveau initial de l'inflation, la transformation semi-logarithmique en revanche ajuste les données observées de sorte à minimiser les effets de l'hétéroscédasticité croisée inhérents aux données de panel tout en préservant la continuité de la série de l'inflation (Baglan & Yoldas, 2014). Thanh (2015) pour sa part relève également que la transformation semi-logarithmique réduit l'asymétrie dans la distribution initiale de l'inflation et fournit un meilleur ajustement parmi les modèles non-linéaires.

FIGURE 3.9 – Distribution de probabilité du taux d'inflation en moyenne annuelle de la CEMAC entre 1988 :2 et 2020 :4



La distribution de probabilité du taux d'inflation de la CEMAC sur la période juin 1988 à décembre 2020 reprise sur la figure 3.9 ci-dessus met en évidence le caractère asymétrique des taux d'inflation dans cette zone. Aussi, afin de réduire l'asymétrie dans cette distribution de sorte à fournir un meilleur ajustement aux données, en référence à Thanh, le choix de la transformation semi-logarithme s'impose pour la transformation de la série de l'inflation dans la CEMAC, pour la suite de l'analyse. Ce choix est tout aussi cohérent avec la présence d'une hétéroscédasticité éventuelle dans le panel des pays de la CEMAC compte tenu des hétérogénéités structurelles fortes existant entre eux.

Plus précisément, dans la compréhension du modèle repris dans l'équation (3.14), la variable explicative  $\tilde{\pi} = f(\pi)$  intervient à deux niveaux dans le modèle, à savoir  $\omega_{\pi_{it};\gamma^*,c^*}^l$  et  $\omega_{\pi_{it};\gamma^*,c^*}^h$ , pour capturer la possibilité qu'un  $\beta$  différent pourrait être utilisé pour différents niveaux d'inflation.

$c^*$  peut être interprété comme le niveau d'inflation au delà duquel les paramètres du régime d'inflation supérieur ont plus d'influence sur la croissance, et au-dessous duquel ce sont plutôt les paramètres du régime d'inflation inférieur qui l'emportent.  $\gamma^*$  capture la vitesse de transition d'un régime à l'autre, et son estimation est importante dans le modèle PSTR eu égard à ses implications de politique économique. Un  $\gamma^*$  élevé signifierait que les pressions inflationnistes devront être érigées par les autorités comme une priorité à contenir, parce que sinon l'inflation deviendrait trop coûteuse pour la croissance. Le modèle à seuil standard rencontré dans la littérature suppose que  $\gamma^* \rightarrow \infty$ , ce qui a pour principale limite de ne pas permettre la détermination d'une stratégie idoine pour agir rapidement contre une inflation trop élevée. Dans notre analyse, ce paramètre est plutôt estimé empiriquement.

### 3.4.2 Données et résultats de l'estimation du modèle

#### 3.4.2.1 Données et variables utilisées

Pour l'analyse empirique, les données trimestrielles des économies de la CEMAC, sur la période juin 1988 à décembre 2020, sont utilisées. Elles sont tirées des fichiers nationaux et du fichier sous-régional des cadrages macroéconomiques réalisés par la BEAC au titre de l'exercice de Programmation Monétaire.

S'il est évident à la lumière de la littérature que plusieurs facteurs économiques sont des sources de croissance dans les pays en développement (voir par exemple Gylfason & Herbertsson, 2001 ou Lopez-Villavicencio & Mignon, 2011), force est de constater qu'en ce qui concerne la CEMAC, une approche éclectique sera plutôt employée pour retenir les variables qui y affectent principalement la croissance, en s'appuyant sur le retour d'expérience de l'exercice de Programmation Monétaire réalisé quatre fois par an par la BEAC dans ses six États membres. Sur cette base, en plus du taux d'inflation et de la variable de transition adossée à la transformation semi-logarithmique du taux d'inflation, les facteurs de croissance candidats suivants sont retenus dans les économies de la CEMAC pour être explorés : *(i)* le taux de croissance du PIB réel retardé d'une période, pour caractériser l'inertie dans la croissance, *(ii)* le taux de croissance des cours du pétrole, cinq des six pays de la CEMAC sont producteurs-exportateurs de pétrole brut, l'une sinon la principale source de leurs revenus d'exportations, voire de leurs revenus tout court, *(iii)* le taux de croissance de l'indice des termes de l'échange, rapport entre l'indice des prix des exportations et l'indice des prix des importations des pays de la CEMAC, qui sont *price-takers* sur les marchés mondiaux et qui sont fortement dépendants des importations, du fait de la très faible diversification de leur base productive, *(iv)* le taux de croissance des dépenses gouvernementales, l'État étant le principal investisseur dans cet espace économique peu

attractif aux investissements directs étrangers dont les pays occupent structurellement, depuis 2010 à ce jour, des rangs au delà de la 158<sup>ème</sup> place sur 183 en 2010 et 190 en 2017, (*v*) le taux d'investissement, rapport de l'investissement sur le PIB, facteur de croissance mentionné dans la théorie économique néoclassique notamment, (*vi*) le taux de croissance de la masse monétaire  $M2$ , en liaison avec le très faible développement financier dans cette Communauté, et (*vii*) le taux d'intérêt des appels d'offres (TIAO) de la BEAC, pour voir si la politique monétaire y est aussi un vecteur de croissance économique à court terme en l'occurrence.

### 3.4.2.2 Statistiques descriptives des variables analysées

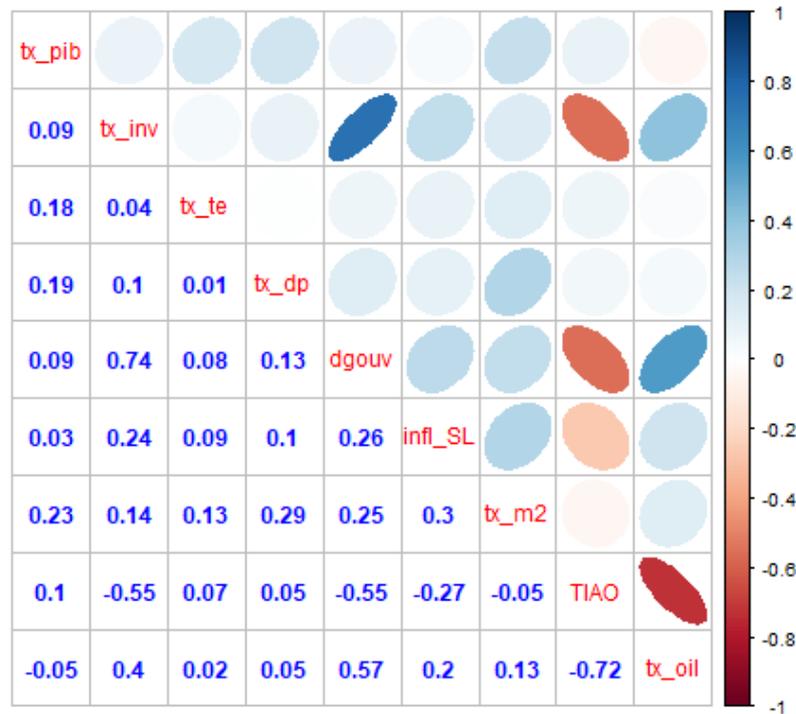
TABLE 3.5 – Résumés statistiques des variables d'intérêt de la CEMAC

Nombre total d'observations disponibles de 1988Q2 à 2020Q4 pour chaque variable : 786							
Variable	Moyenne	Ecart-type	Min.	Q1	Médiane	Q3	Max.
Taux de crois. PIB	1.783	4.996	-23.611	-0.014	1.489	2.499	47.600
Taux d'inflation (SL)	0.048	2.913	-18.088	-0.472	0.915	1.601	3.919
Taux de crois. M2	3.694	8.553	-33.196	-0.854	3.182	7.409	43.276
TIAO	6.290	2.824	2.450	4.000	6.000	8.000	14.000
Cours pétrole (log)	1.339	0.293	1.339	1.548	1.764	2.056	2.357
Dépenses gouv. ( $\Delta$ )	0.279	0.202	0.006	0.124	0.226	0.365	0.886
Taux d'investissement ( $\Delta$ )	0.261	0.191	0.028	0.120	0.212	0.335	1.167
Termes de l'échange ( $\Delta$ )	0.140	0.168	-1.596	-0.004	0.009	0.067	0.693

Source : Travaux de l'auteur avec le package **ExPanDaR** sous R (Gassen, 2018).

La table 3.5 présente le résumé des variables d'intérêt pour le panel des pays de la CEMAC sur la période juin 1988 - décembre 2020. La matrice de corrélation de ces variables pour l'ensemble de la CEMAC est reprise schématiquement sur la figure 3.10. Sur la période d'analyse et pour l'ensemble du panel, les coefficients de corrélation linéaire entre la variable à expliquer, à savoir le taux de croissance, et les variables explicatives sont positifs, quoique très faibles, traduisant ainsi une quasi absence de relation linéaire entre elles. Cependant, pour des taux de croissance notamment, une telle situation n'est pas étonnante, ceux-ci étant en effet des variations relatives de variables qui en niveau pourraient avoir des corrélations plutôt fortes. Toutefois, l'aperçu graphique des évolutions conjointes entre le taux de croissance et chacune des variables explicatives candidates, pour chaque pays pris isolément permet de mieux apprécier le sens de la relation entre eux. C'est ce qui est fait dans la suite de cette analyse exploratoire de la forme des relations entre les déterminants potentiels de la croissance économique et cette dernière.

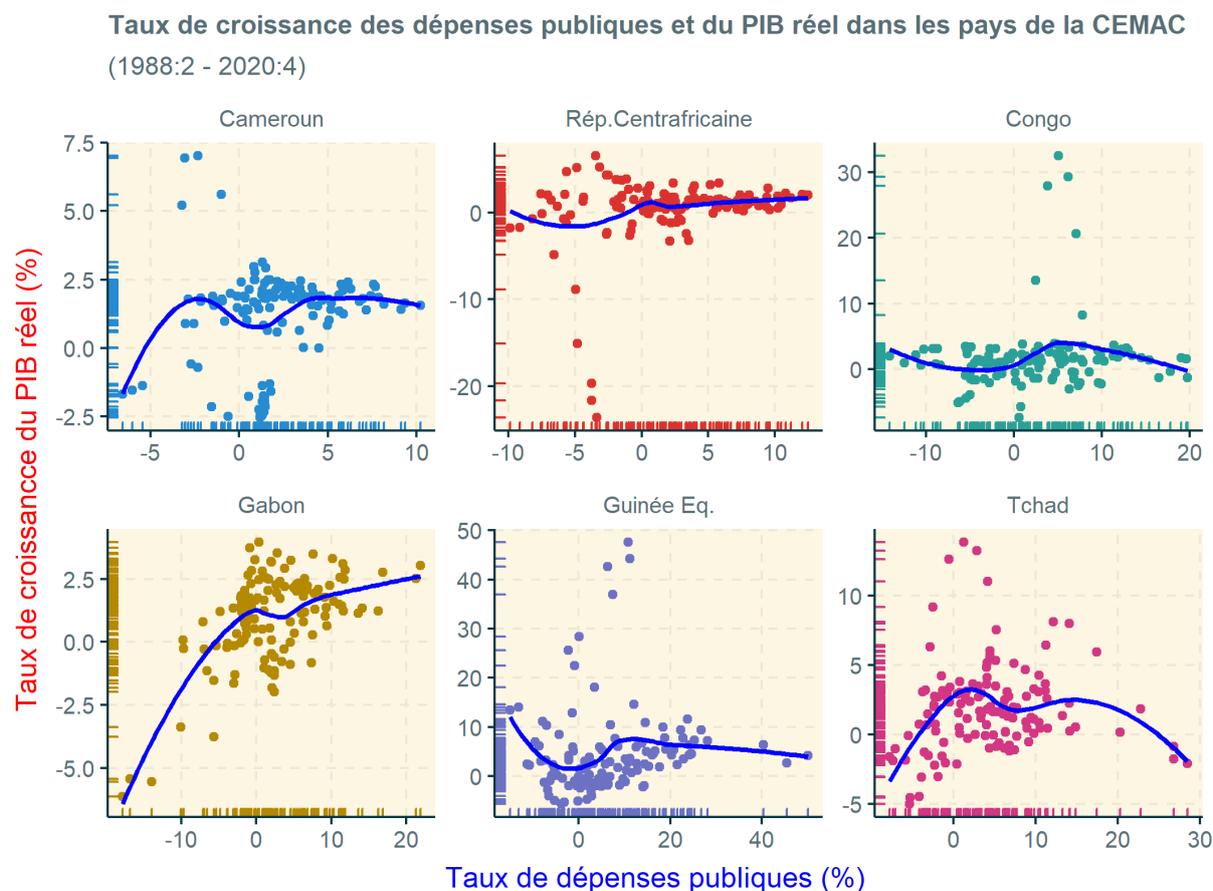
FIGURE 3.10 – Matrice de corrélation des variables d'intérêt de la CEMAC sur la période juin 1988 - décembre 2020



**a.- Taux de croissance réelle et taux de dépenses publiques**

Sans surprise, la représentation des nuages de points des taux de croissance économique et des dépenses publiques (en % du PIB) dans les États membres de la CEMAC sur la figure 3.11 montre en effet le caractère non-linéaire de la relation entre ces deux variables, dont le coefficient de corrélation linéaire pour la CEMAC est effectivement insignifiant (0.19), bien que positif. De juin 1988 à décembre 2020, suivant la figure 3.11, la relation entre le taux de dépenses publiques et le taux de croissance du PIB paraît globalement positive au Cameroun, en République Centrafricaine et au Gabon, tandis qu'elle est plutôt négativement orientée au Congo et en Guinée Équatoriale, alors qu'elle ressort concave, d'abord croissante puis décroissante au Tchad. Cette situation illustre une certaine hétérogénéité entre les économies de cette sous-région.

FIGURE 3.11 – Évolution des taux de croissance et des dépenses publiques dans la CEMAC

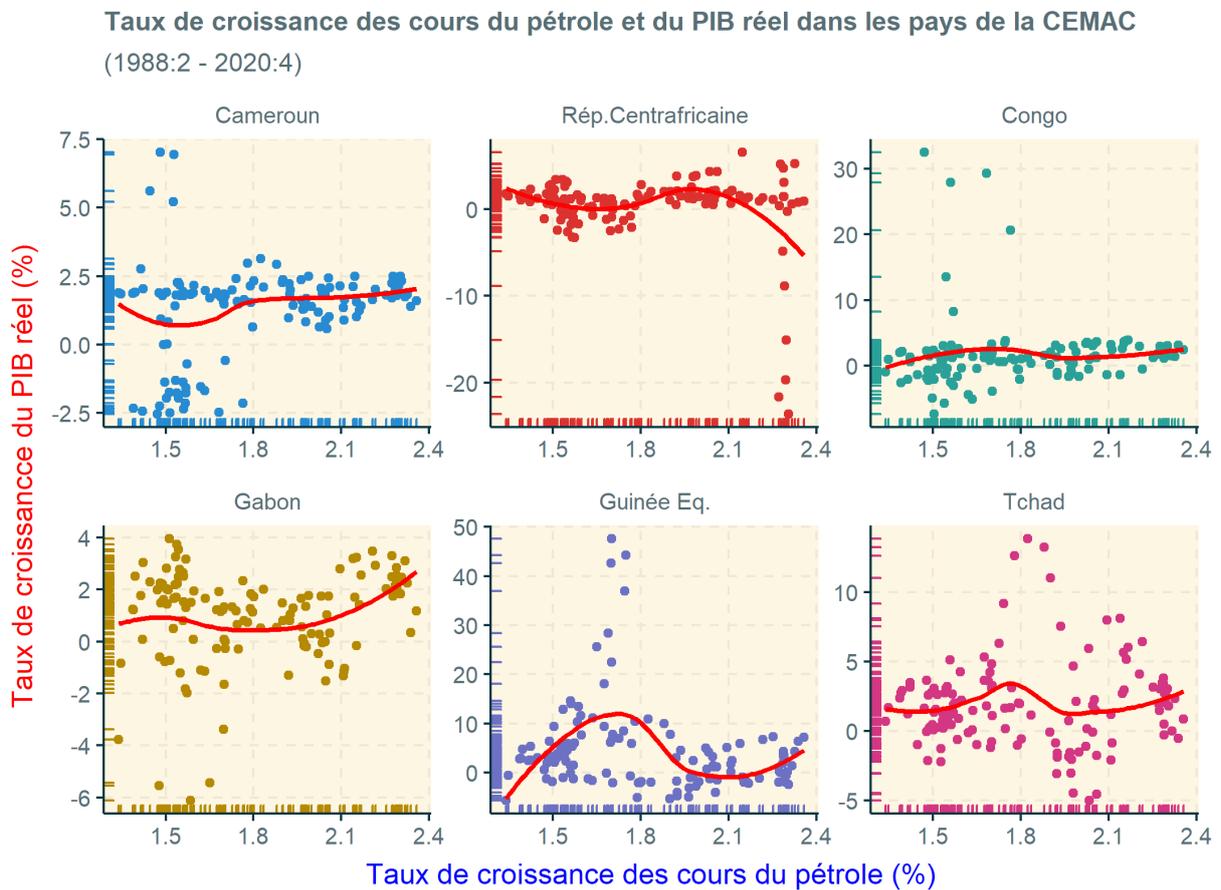


### b.- Taux de croissance réelle et évolution des cours du pétrole brut

Alors que cinq des six pays de la CEMAC sont exportateurs de pétrole brut, et tous importateurs nets de produits raffinés, la relation globale entre leur taux de croissance et celui des cours mondiaux de pétrole brut est globalement non-linéaire et fortement hétérogène sur la période décembre 1988 - décembre 2020, comme illustrée sur la figure 3.12. La relation avec le taux de croissance des cours mondiaux du pétrole brut paraît globalement négative en République Centrafricaine, seul pays non producteur de pétrole et qui importe les produits pétroliers, lesquels grèvent effectivement ses revenus. Au Congo et au Cameroun, la relation est globalement plate ou légèrement pentue positivement, tandis qu'elle est plutôt convexe au Gabon, plus ancien producteur de pétrole de la CEMAC et dont les réserves tarissent depuis au moins deux décennies. Au Tchad, elle paraît concave sur la période d'analyse, le pays ayant connu un boom de sa production dans les années 2000, et depuis le début des années 2010, sa production s'est fortement ralentie, avec un effet récessif sur la croissance économique dans le pays. En Guinée Équatoriale enfin, plus gros exportateur de la CEMAC depuis la fin des années 1990 jusqu'en 2015, car alors dépassée par le Congo, la relation entre le taux de croissance réelle et les cours du pétrole

est fortement positive, la contribution moyenne annuelle du secteur pétrolier<sup>22</sup> ressortant à 11% depuis 1992, année de l'entrée en production des premiers champs pétroliers dans le pays.

FIGURE 3.12 – Taux de croissance réelle et des cours du pétrole dans la CEMAC

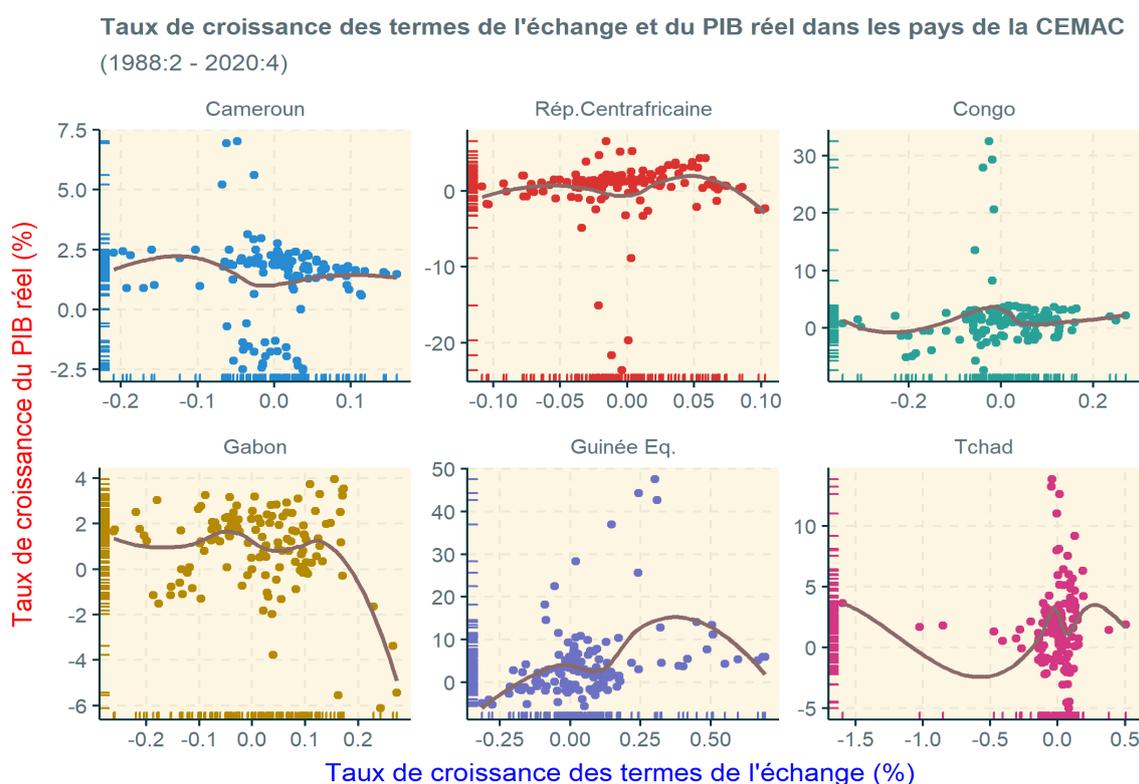


### c.- Taux de croissance réelle et évolution des termes de l'échange

Alors que les pays de la CEMAC sont fortement dépendants des importations des produits de consommation courante et exportateurs de produits naturels à faible valeur ajoutée, le processus de création de richesses dans cet espace est sensiblement influencé par l'évolution des termes de l'échange, mesurés comme le rapport des indices des prix des exportations sur l'indice des prix des importations. Sur la figure 3.13, il apparaît bien une non-linéarité, dans tous les pays, de la relation entre le taux de croissance économique réelle et le taux de croissance des termes de l'échange, ainsi qu'une hétérogénéité dans le profil de réponse du taux de croissance aux variations de ces termes de l'échange entre les pays, avec une sensibilité négative prononcée au Gabon et plutôt positive globalement au Tchad.

22. Chiffres de la Programmation Monétaire à la BEAC.

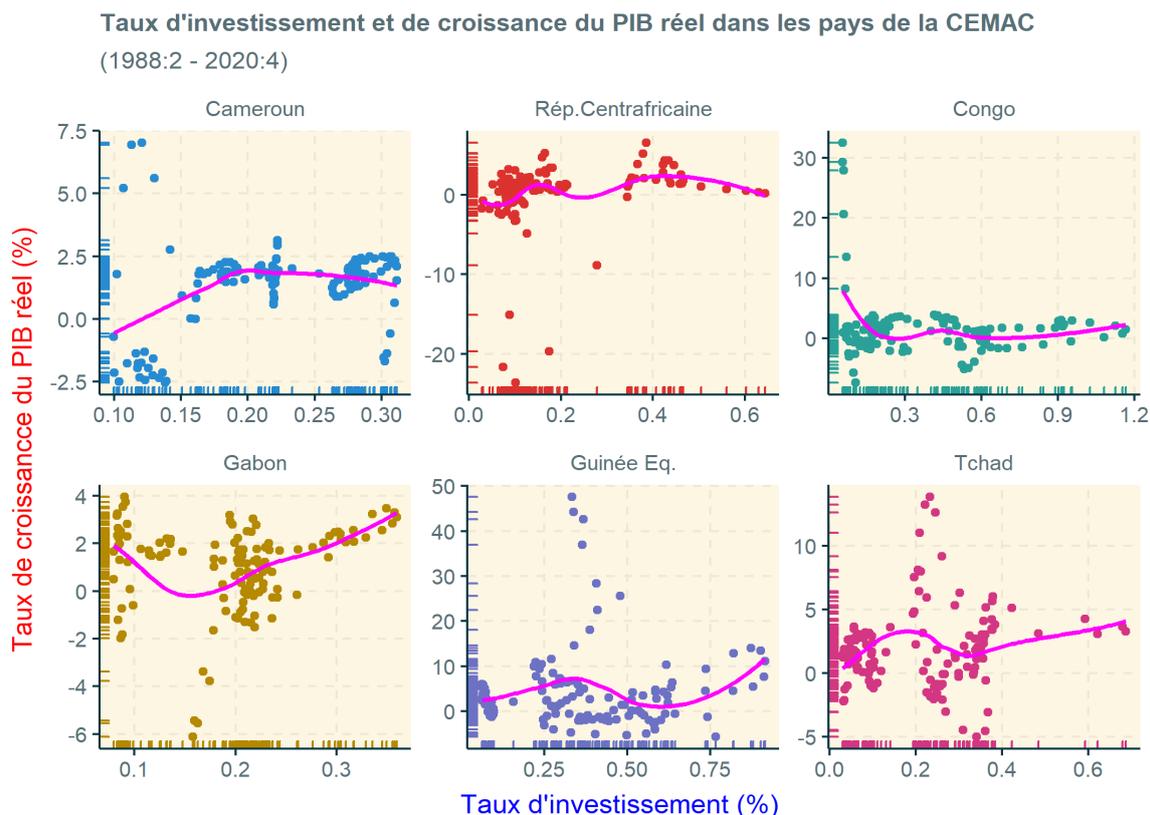
FIGURE 3.13 – Taux de croissance réelle et des termes de l'échange dans la CEMAC



#### d.- Taux de croissance réelle et taux d'investissement

Sur la figure 3.14, les nuages de points du taux d'investissement, mesuré par la part de l'investissement dans la valeur ajoutée, et du taux de croissance économique dans les États membres de la CEMAC, entre décembre 1988 et décembre 2020, mettent en exergue une relation non-linéaire fortement hétérogène entre les pays. Celle-ci paraît globalement positive au Cameroun, en République Centrafricaine, au Gabon et au Tchad. Au Congo en revanche, elle est globalement descendante, ce qui pourrait être une caractéristique d'une inefficacité des investissements, ou tout au moins une insuffisance des investissements productifs, sur la période d'analyse. En Guinée Équatoriale enfin, la relation entre le taux d'investissement et le taux de croissance économique présente un profil assez atypique, avec des taux de croissance en diminution lorsque le taux d'investissement est entre 30 et 60%, tandis qu'il est en augmentation entre 0 et moins de 30% et au-dessus de 60% du taux d'investissement. Cette évolution pourrait s'expliquer par les choix d'investissement opéré par les autorités, entre des investissements productifs et non productifs, comme cela a été le cas dans le pays au milieu des années 2000, avec des investissements lourds dans les infrastructures et les logements, et très peu dans les outils de production à même de diversifier l'économie équato-guinéenne quasi-dépendante exclusivement des exportations de pétrole et de gaz naturel liquéfié.

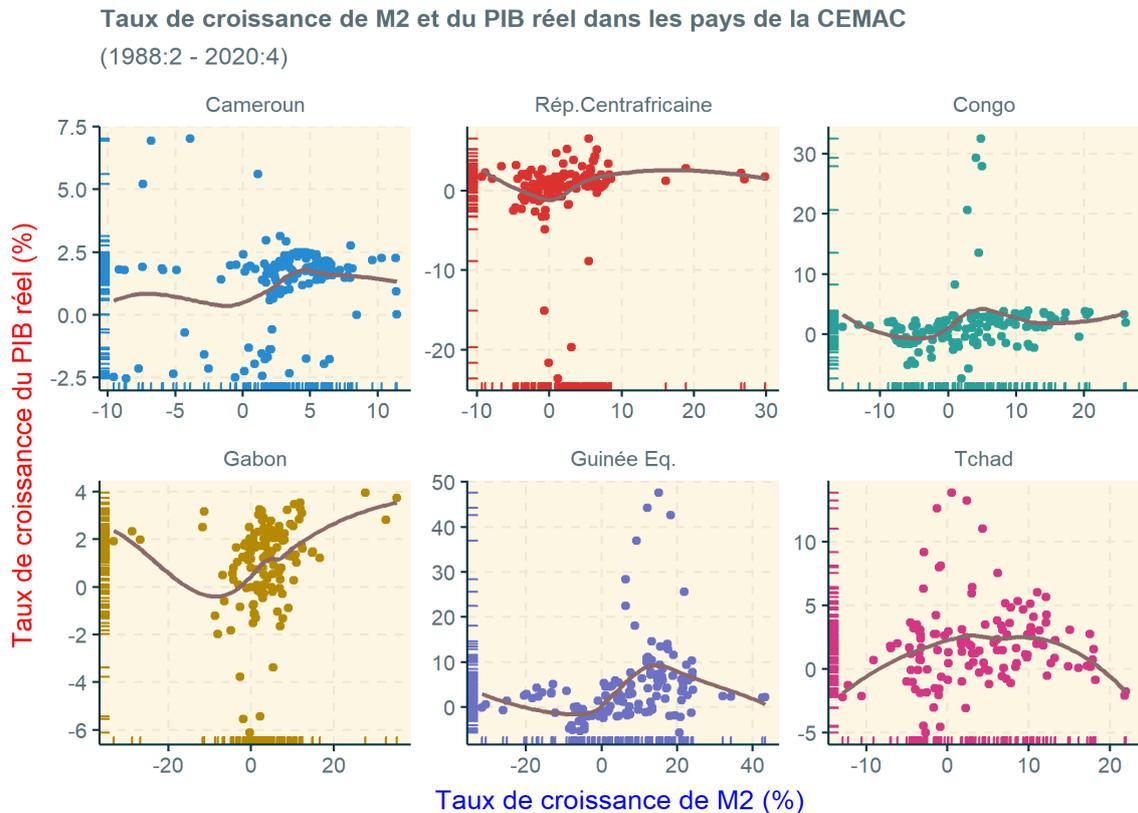
FIGURE 3.14 – Taux de croissance réelle et d'investissement dans la CEMAC



#### e.- Taux de croissance réelle et de la masse monétaire M2

Sur la période d'analyse, la BEAC a davantage utilisé des instruments directs de politique monétaire que des instruments indirects, avec une gestion active de la quantité de monnaie à travers l'encadrement du crédit entre 1988 et 1992, puis la fixation d'un objectif trimestriel de refinancement entre 1992 et 2016. La réforme des statuts de la BEAC, intervenue en juin 2017 a consacré l'abandon des instruments quantitatifs au profit du taux d'intérêt des appels d'offres (TIAO), le taux directeur de la Banque Centrale, désormais son principal instrument de politique monétaire. S'agissant de la relation taux d'accroissement de la masse monétaire M2 et taux de croissance réelle, comme pour les variables précédentes, elle paraît non-linéaire dans les États de la CEMAC ainsi que le rapporte la figure 3.15. En dehors du Tchad où elle est concave sur toute la période, elle serait globalement positive au Cameroun, au Congo, au Gabon (hormis quelques points aberrants avec des taux de croissance de M2 négatifs, au delà de -20%) et en République Centrafricaine. En Guinée Équatoriale, l'allure de cette relation est quelque peu ambiguë, avec une forme polynomiale induite par des taux de croissance exceptionnels enregistrés par le pays pendant la période de boom pétrolier, tout au début des années 2000, comme illustré sur la figure 3.15.

FIGURE 3.15 – Taux de croissance réelle et accroissement de la masse monétaire dans la CEMAC



Par ailleurs, la positivité globale de la relation entre le taux de croissance et l'accroissement de la masse monétaire peut se justifier dans la mesure où, dans l'encadrement du processus de création monétaire, la BEAC s'est principalement fondée sur la théorie quantitative de la monnaie, en considérant stable la vitesse de circulation de la monnaie dans l'ensemble de sa zone d'émission, de sorte à éviter l'apparition inopportune d'un phénomène de monnaie manquante pour faciliter les transactions.

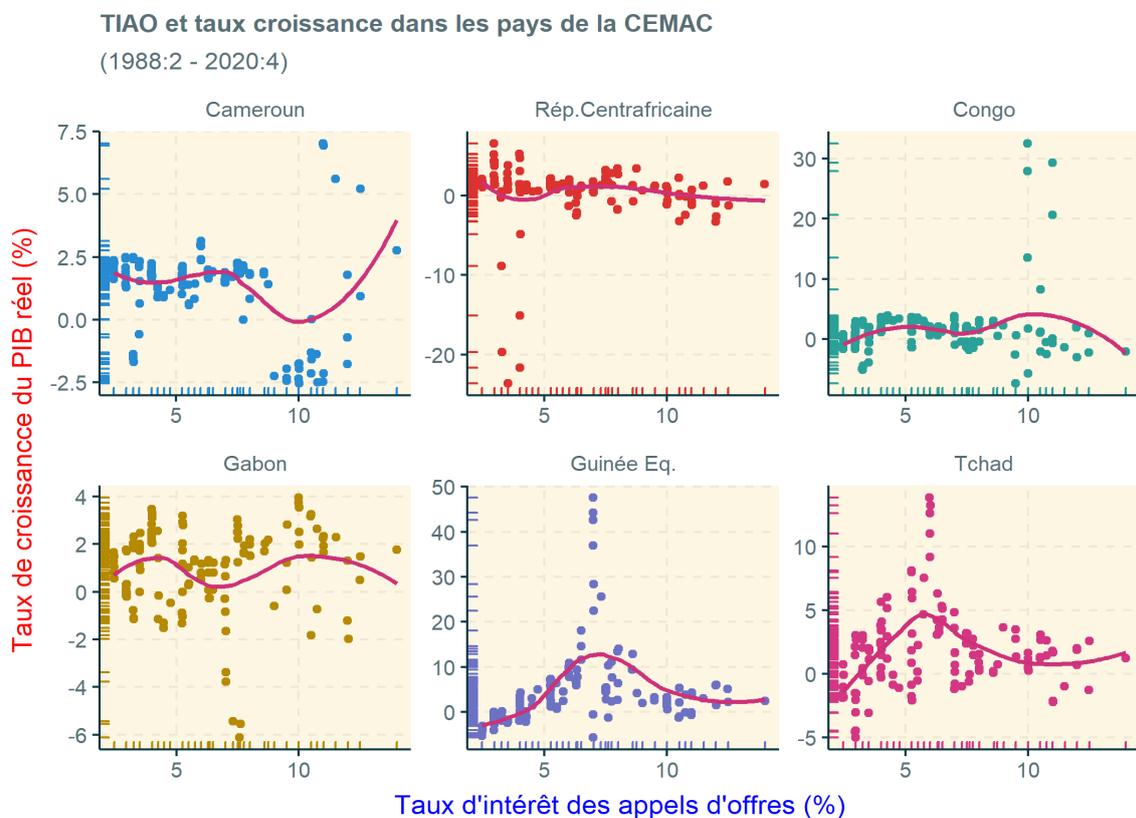
#### f.- Taux de croissance réelle et taux d'intérêt des appels d'offres (TIAO)<sup>23</sup>

Dans la théorie économique, notamment chez les économistes keynésiens, la relation entre le taux d'intérêt et la croissance économique est négative. Dans les économies de la CEMAC cependant, l'allure du nuage des points entre ces deux variables sur la période juin 1988 - décembre 2020 telle que rapportée par la figure 3.16 n'épouse globalement pas cette conclusion, excepté en République Centrafricaine et au Congo dans une moindre mesure, en y faisant fi des taux de croissance atypiques observés pendant la période de

23. Avant la réforme de première génération de sa politique monétaire, au début des années 1990, la BEAC utilisait le taux d'escompte comme taux d'intérêt, lequel est devenu le taux d'intérêt des appels d'offres à la faveur de cette réforme.

boom pétrolier au début des années 1990 (voir figure 3.5). Dans le cas des autres pays de la CEMAC, la relation est non-linéaire, ce qui rendrait ambiguë l'interprétation de l'impact de la politique monétaire sur la croissance dans cette Communauté. Il convient néanmoins de souligner que cette situation n'est guère surprenante eu égard au fait que durant la majeure partie de la période d'analyse, la Banque Centrale n'utilisait pas encore le taux d'intérêt comme son principal instrument de politique monétaire, ainsi qu'il l'a été rappelé précédemment, celui-ci n'a été érigé à cette fonction effectivement qu'à partir de juin 2017.

FIGURE 3.16 – Taux de croissance réelle et taux directeur de la Banque Centrale dans la CEMAC



En définitive, l'examen des dispersions entre chaque variable explicative candidate avec la variable endogène a mis en exergue des relations globalement non-linéaires dans tous les cas et fortement hétérogènes entre les pays, confirmant ainsi la faiblesse des coefficients de corrélation linéaire repris dans la table 3.5.

### 3.4.2.3 Propriétés stochastiques des variables d'intérêt

La théorie sur les modèles PSTR reposant sur des régresseurs sans racine unitaire, l'analyse des propriétés stochastiques des variables retenues pour l'évaluation ultérieure de ce type

de modèles est opérée au moyen des tests de racine unitaire sur données de panel de Maddala & Wu (1999), Hadri (2000) et Levin & al. (2002).

TABLE 3.6 – Résultats des tests de racine unitaire dans les données

Null Hypothesis : Unit root (individual unit root process) except for Hadri			
Sample : 1988Q2 2020Q4			
Exogenous variables : Individual effects			
Cross-sections included : 6			
Series	Method	Statistic	Prob.**
Taux de croissance du PIB	Maddala-Wu (none)	64.753	0.0000
Taux crois. termes de l'échange	Hadri (intercept and trend)	-0.170	0.4320
Taux d'inflation (semi-log)	Maddala-Wu (intercept)	163.731	0.0000
Taux de croissance de M2	Maddala-Wu (intercept)	56.861	0.0000
Taux crois. dép. gouvernement.	Maddala-Wu (none)	77.342	0.0000
Taux d'investissement	Maddala-Wu (intercept)	8.154	0.7730
Taux crois. cours du pétrole	Levin-Lin (none)	-0.170	0.4320
TIAO	Levin-Lin (none)	-4.4180	0.0000

Source : Estimations de l'auteur sur R avec le package [plm 2.2-4](#) de Croissant & Millo (2008).

Les probabilités critiques de rejeter à tort l'hypothèse nulle de racine unitaire, ainsi qu'elles ressortent dans la table 3.6, sont toutes inférieures à 1% pour la majorité des variables, à l'exception du taux d'investissement et des taux de croissance des termes de l'échange et des cours du pétrole.

Par conséquent, il peut être retenu que les variables d'intérêt sont stationnaires<sup>24</sup>, sauf pour des variables à haute fréquence comme les indices des termes de l'échange et des cours du pétrole qui peuvent être intégrés d'ordre supérieur à 1.

#### 3.4.2.4 Résultats empiriques des tests de spécification du modèle PSTR

Les résultats des tests séquentiels de linéarité ou d'homogénéité et de sélection du nombre de régimes dans le modèle PSTR sont repris dans la table 3.7. L'exploitation et l'interprétation desdits résultats sont réalisées à partir de la procédure séquentielle de Teräsvirta & al. (2010) décrite précédemment.

24. Ce résultat n'est guère surprenant notamment pour des taux de croissance dont selon la théorie économique, depuis Nelson & Plosser, les variables en niveau seraient intégrées d'ordre 1.

TABLE 3.7 – Tests de spécification du modèle PSTR et sélection du nombre de régimes

Summary of the model								
time horizon sample size = 131,				number of individuals = 6				
Dependent variable : tx_pib								
Explanatory variables in the linear part :								
tx_te tx_pib0 infl_SL tx_inv tx_m2								
Explanatory variables in the non linear part :								
infl_SL tx_pib0 tx_inv TIAO tx_oil dgouv								
Potential transition variable(s) to be tested :								
infl_SL								
Results of the linearity (homogeneity) tests :								
LM tests based on transition variable 'infl_sl'								
m	LM_X	PV	LM_F	PV	HAC_X	PV	HAC_F	PV
1	27.67	1.086e-04	4.499	1.782e-04	5.039	0.5388	0.8193	0.5551
2	75.83	2.559e-11	6.107	3.367e-10	4.434	0.9743	0.3571	0.9773
3	112.70	9.992e-16	5.995	1.563e-13	13.060	0.7878	0.6948	0.8182
Sequence of homogeneity tests for selecting number of switches 'm' :								
m	LM_X	PV	LM_F	PV	HAC_X	PV	HAC_F	PV
1	27.67	1.086e-04	4.499	1.782e-04	5.039	0.5388	0.8193	0.5551
2	50.29	4.117e-09	8.100	1.897e-08	5.000	0.5439	0.8053	0.5660
3	41.74	2.072e-07	6.659	7.643e-07	5.001	0.5437	0.7978	0.5718

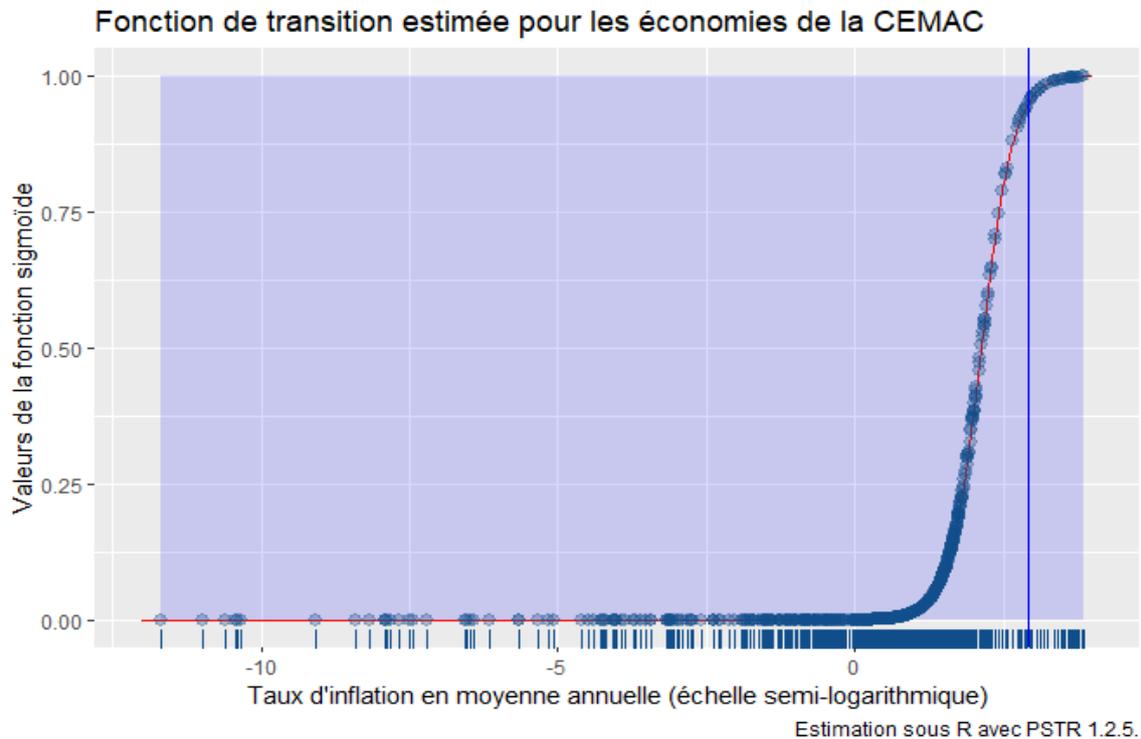
Source : Estimation de l'auteur avec le package "PSTR 1.2.5." sous R.

En considérant la statistique du ratio de vraisemblance distribuée suivant une loi de  $\chi^2$  telle qu'indiquée par Yang (2018), ou même sa version  $F$  plutôt distribuée suivant une loi de Fisher, leurs probabilités critiques ("PV", pour  $p$ -values) de rejeter l'hypothèse nulle de linéarité sont très faibles et inférieures au seuil de confiance de 5%. Par conséquent, l'hypothèse nulle de linéarité ou d'homogénéité du modèle est rejetée. De même, les  $p$ -values, inférieures à 5% pour les tests séquentiels des hypothèses nulles suivantes  $H_{03}^*$ ,  $H_{02}^*$  et  $H_{01}^*$  conduisent à leur rejet. Enfin, la probabilité de rejet de  $H_{02}^*$ , correspondant à  $4.117e - 09$ , est moins forte que celle de rejet de  $H_{01}^*$ , égale à  $1.086e - 04$ , d'après les résultats dans la deuxième partie de la table 3.7, notamment les lignes  $m = 2$  et  $m = 1$  respectivement. Il vient alors d'après Teräsvirta & al. (2010) qu'on retient  $m = 1$ .

En définitive, les tests de spécification du modèle mènent à la conclusion qu'un modèle PSTR non homogène à un seul changement de régimes peut être spécifié pour analyser la relation entre l'inflation et la croissance économique dans la CEMAC.

### 3.4.2.5 Seuil d'inflation et paramètre de transition estimés

FIGURE 3.17 – Fonction de transition estimée entre les régimes d'inflation haute et basse dans la CEMAC



La procédure de détermination du seuil d'inflation et de la valeur du paramètre de transition du modèle PSTR à un régime ( $m = 1$ ), proposée par Yang (2018) dans le package "PSTR 1.2.5." sur  $R$ , à l'aide de la fonction "EstPSTR( $\cdot$ )", estime ceux-ci à  $\hat{c} = \hat{\pi}_{it} = 2.133$  et  $\hat{\gamma}^* = 3.724$ . Étant donnée que la transformation semi-logarithmique a été utilisée pour le taux d'inflation, qui présente une distribution asymétrique dans la CEMAC, du calcul de son exponentiel, il ressort que le seuil optimal d'inflation trimestrielle, mesuré en glissement annuel, est estimé dans cette Communauté à 8.44% ( $\pi_{it}$ ) et la vitesse de transition d'un régime à l'autre évaluée à 3.724. Ces valeurs sont fournies dans la table 3.8. La figure 3.17 montre la fonction de transition estimée qui dépend de l'inflation transformée,  $\tilde{\pi}_{it}$ , de la valeur du seuil estimé,  $c = 2.133$ , et du paramètre de transition entre les deux régimes,  $\gamma^* = 3.724$ . Cette valeur estimée de la vitesse de transition, très faible ( $\gamma^* \rightarrow \infty$ ), indique que la transition du régime de basse inflation vers celui de haute inflation, et vice-versa, est progressive et graduelle.

L'expression de la fonction de transition estimée pour la CEMAC est donnée comme suit :

$$g(\tilde{\pi}_{it}; \gamma^*, c^*) = \frac{1}{1 + \exp[-3.724(\tilde{\pi}_{it} - 2.133)]}, \quad \forall i, t$$

### 3.4.2.6 Résultats de l'estimation du modèle PSTR et interprétation

La validation des résultats de l'estimation du modèle PSTR repris dans la table 3.8 passe par l'examen concluant des tests de constance des paramètres et d'absence de non-linéarité résiduelle.

TABLE 3.8 – Résultats d'estimation du modèle PSTR à deux régimes

Results of the PSTR estimation :						
Transition variable 'infl_SL' is used in the estimation.						
Parameter estimates in the linear part (first extreme regime) are						
	$tx\_te_0$	$tx\_pib0\_0$	$infl\_SL_0$	$tx\_inv_0$	$tx\_m2_0$	
Est	1.047*	1.022*	-0.091*	-0.038	0.040*	
s.e.	0.420	0.100	0.050	0.228	0.008	
Parameter estimates in the non-linear part are						
	$infl\_SL_1$	$tx\_pib0_1$	$tx\_inv_1$	$TIAO\_1$	$tx\_oil_1$	$dgouv_1$
Est	-0.166	-0.476*	4.659*	-0.138	2.006*	-9.596*
s.e.	0.503	0.160	1.156	0.102	0.626	1.934
Parameter estimates in the second extreme regime are						
	$tx\_pib0_{0+1}$	$infl\_SL_{0+1}$	$tx\_inv_{0+1}$			
Est	0.546*	-0.257	4.622*			
s.e.	0.085	0.482	1.111			
Non-linear parameter estimates are						
	$\hat{\gamma}$	$\hat{c} = \tilde{\pi}_{it}$				
Est	<b>3.724</b>	<b>2.133</b>				
s.e.	1.273	0.179				
Estimated standard deviation of the residuals is 1.761						

Source : Estimation de l'auteur avec le package "PSTR 1.2.5." sous R.

La validité des résultats de l'estimation du modèle PSTR pour les économies de la CEMAC présentés dans la table 3.8 repose en effet sur l'issue des tests de diagnostic sur ses résidus d'estimation, notamment la non constance des paramètres et l'absence de non-linéarité résiduelle comme annoncé précédemment.

Les hypothèses nulles des tests correspondants de diagnostic sont respectivement :

- $H_0$  : les paramètres du modèle estimé sont temporellement variables ;
- $H'_0$  : l'existence d'hétérogénéités résiduelles dans le modèle estimé.

TABLE 3.9 – Résultats des tests d'évaluation du modèle PSTR

Results of the evaluation tests :								
Parameter constancy test								
m	LM_X	PV	LM_F	PV	HAC_X	PV	HAC_F	PV
1	37.69	8.825e-05	3.285	2.141e-04	6.292	0.8532	0.5484	0.8703
2	74.78	1.145e-07	3.202	1.475e-06	9.516	0.9902	0.4075	0.9931
3	99.32	1.455e-08	2.785	7.448e-07	3.000	1.0000	0.0841	1.0000
No remaining nonlinearity (heterogeneity) test :								
m	LM_X	PV	LM_F	PV	HAC_X	PV	HAC_F	PV
1	47.07	2.092e-06	4.102	7.598e-06	4.978	0.9322	0.4339	0.941
2	80.75	1.218e-08	3.458	2.313e-07	2.701	1.0000	0.1157	1.000
3	95.13	6.179e-08	2.667	2.299e-06	10.340	0.9999	0.2899	1.000

Source : Estimation de l'auteur avec le package "PSTR 1.2.5." sous R.

D'après les résultats rapportés dans la table 3.9, les probabilités critiques ( $PV$ ) associées aux statistiques des multiplicateurs de Lagrange, asymptotiquement distribués suivant une loi de  $\chi^2$  ( $LM\_X$ ) ou de Fisher ( $LM\_F$ ) pour chacune de ces hypothèses nulles, sont toutes strictement inférieures à 0.01 quelle que soit la valeur de  $m$ . En conséquence, le risque de rejeter à tort ces deux hypothèses étant très faible, il peut être retenu que les paramètres du modèle estimé ne varient pas dans le temps et qu'il ne reste pas dans le modèle des non-linéarités résiduelles. L'évaluation du modèle PSTR estimé conclut à la validité des résultats repris dans la table 3.8. Ceux-ci sont interprétés dans la suite de cette sous-section en prenant un déterminant après l'autre.

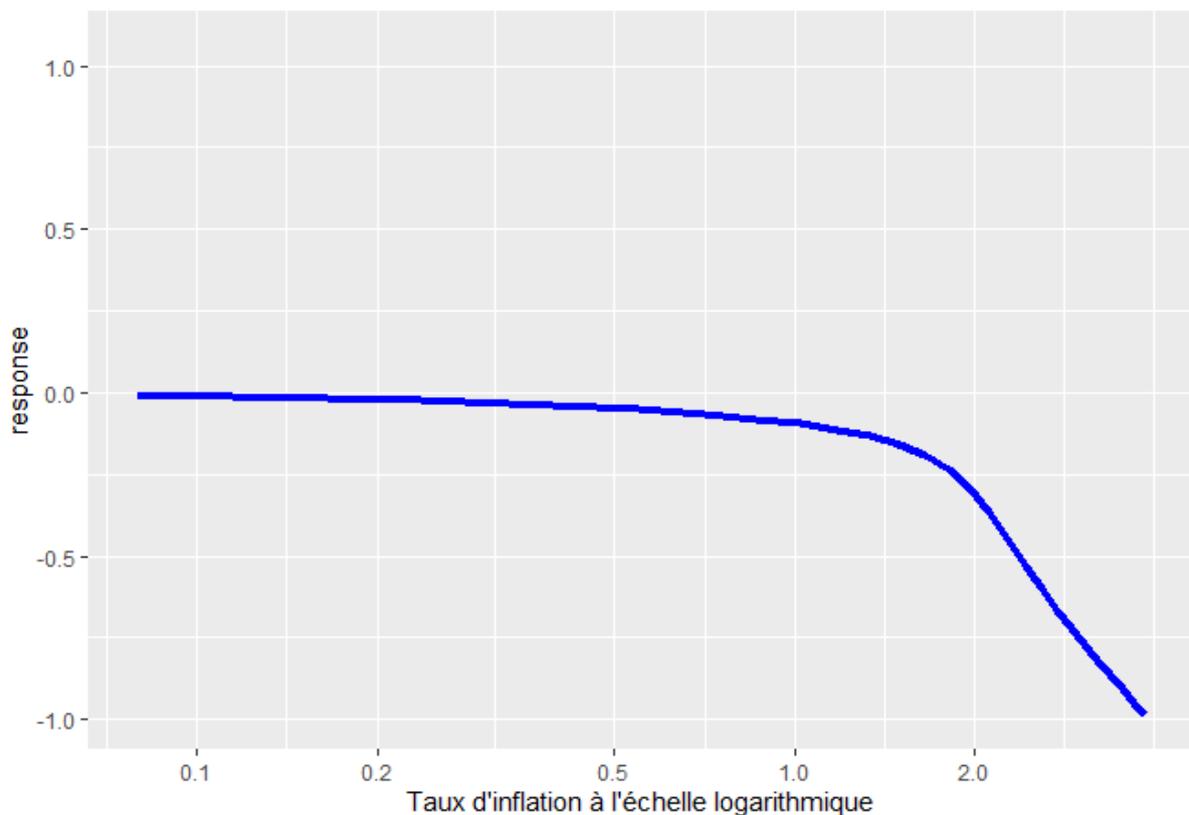
### Réponse du taux de croissance aux variations de l'inflation

Fort des résultats des tests de validité de l'estimation du modèle PSTR sur les économies de la CEMAC de mars 1988 à décembre 2020, il ressort des outputs repris dans la table 3.8 que l'effet empirique de l'inflation sur la croissance économique est comme attendu non-linéaire, avec un régime de basse inflation et un régime de forte inflation respectivement. Pour le régime de basse inflation<sup>25</sup>, le coefficient estimé de l'impact de l'inflation sur la croissance vaut  $-0.257$ , avec un écart-type de 0.482, ce qui implique que cet effet n'est pas statistiquement significatif même au seuil de 10%. De même, dans la partie non-linéaire de la relation empirique, l'inflation est sans effet sensible sur la croissance, le paramètre d'impact étant estimé à  $-0.166$ , pour un écart-type valant 0.503. Dans le régime de forte inflation en revanche, c'est-à-dire au-dessus du seuil d'inflation annuelle de 8.44%,

25. Désigné comme le "second extreme regime", dans la table 3.8.

l'inflation a un impact négatif statistiquement significatif sur la croissance économique, tel que lorsque le taux d'inflation transformé augmente de 100 points de base, c'est-à-dire que le taux d'inflation brut augmente de 101 points de base, le taux de croissance réelle diminue, toutes choses égales par ailleurs, de 9.1 points de base. Le profil de la réponse du taux de croissance réelle aux variations du taux d'inflation dans la CEMAC est présenté sur la figure 3.18, lequel exhibe bien cette allure non significative pour des taux d'inflation bas, puis négative progressivement pour des taux d'inflation plus élevés.

FIGURE 3.18 – Profil de réponse du taux de croissance réelle aux variations de l'inflation dans la CEMAC



Au regard de la littérature empirique, le résultat obtenu dans le cas des économies de la CEMAC, avec un seuil d'inflation désirable estimé à 8.44% au-dessous duquel l'inflation n'a pas d'impact sensible sur la croissance économique, lequel impact devient significativement négatif au-dessus de ce seuil, est cohérent avec les résultats observés pour les pays en développement par Khan & Senhadji (2001) qui situent ce seuil entre 7 et 11%, Sarel (1996) avec un seuil évalué à 8%, ainsi que Ndoricimpa (2017) avec un seuil à 8.9%. Dans ce groupe de pays en développement, la particularité du résultat de Ndoricimpa (2017) tient au fait qu'au-dessous du seuil de 8.9% d'inflation, l'impact de l'inflation sur la croissance est plutôt positif au lieu de neutre dans notre cas. A l'inverse, et comme

l'on pouvait s'y attendre eu égard à la réputation historique des pays africains de la Zone Franc d'enregistrer structurellement une inflation très faible, le seuil d'inflation estimé pour les économies de la CEMAC est inférieur à ceux obtenus pour les économies en développement, à savoir 12% par Baglan & Yoldas (2014), 12.61% par Drukker & al. (2005), 17% par Kremer & al. (2013), entre 17.7 et 19.2% par Eggoh & Khan (2014), 19.13% par Ibarra & Trupkin (2016), et 18.9% particulièrement dans le cas des pays africains de la SADC par Seleteng & al. (2013).

### **Réponse du taux de croissance à l'effet inertiel et à l'inflation**

L'analyse des propriétés stochastiques de la série du taux de croissance économique dans la CEMAC a rapporté que son processus générateur de données est un processus stationnaire, et les résultats d'estimation du modèle PSTR indiquent que le taux de croissance de la CEMAC est fortement inertiel quelque soit le régime d'inflation hausse ou basse, et même dans la partie non-linéaire de ce dernier, avec certes des amplitudes et des signes différents. Ainsi, dans le régime d'inflation basse, l'effet inertiel est positif, de l'ordre de 0.55, traduisant un processus de mémoire de court terme, ce qui est compatible avec la description théorique d'un taux de croissance d'une série macroéconomique non explosive. Dans le régime d'inflation haute, cet effet inertiel est certes positif, mais avec une amplitude unitaire (1.022), ce qui indiquerait que dans cette configuration, le taux de croissance deviendrait, toutes choses égales par ailleurs, un processus de marche aléatoire, donc non prédictible. Cette issue est cohérente avec la théorie économique qui souligne à juste titre qu'en régime de forte inflation, les anticipations des agents économiques dont les repères de prix sont brouillés du fait de l'exacerbation de l'incertitude qui les entoure, les décisions d'achat ou d'investissement des ménages et des entreprises sont perturbées, toutes choses qui induisent une mauvaise allocation des ressources<sup>26</sup>.

Dans la partie non-linéaire du modèle enfin, l'effet inertiel est caractéristique d'un processus stationnaire avec un effet sinusoïdal amorti, le paramètre autorégressif étant estimé à  $-0.48$ , soit un signe contraire à celui attendu. Cette situation met en exergue, toutes choses égales par ailleurs, une absence de convergence des PIB par tête entre les pays pauvres de la CEMAC, engagés pourtant dans un processus de rattrapage, mais chacun à sa vitesse. Une autre preuve de l'hétérogénéité qui caractérise ces économies, pourtant en union monétaire. Une fois de plus, ce constat souligne les difficultés de la mise en œuvre d'une politique monétaire commune vers une réponse homogène des économies des États

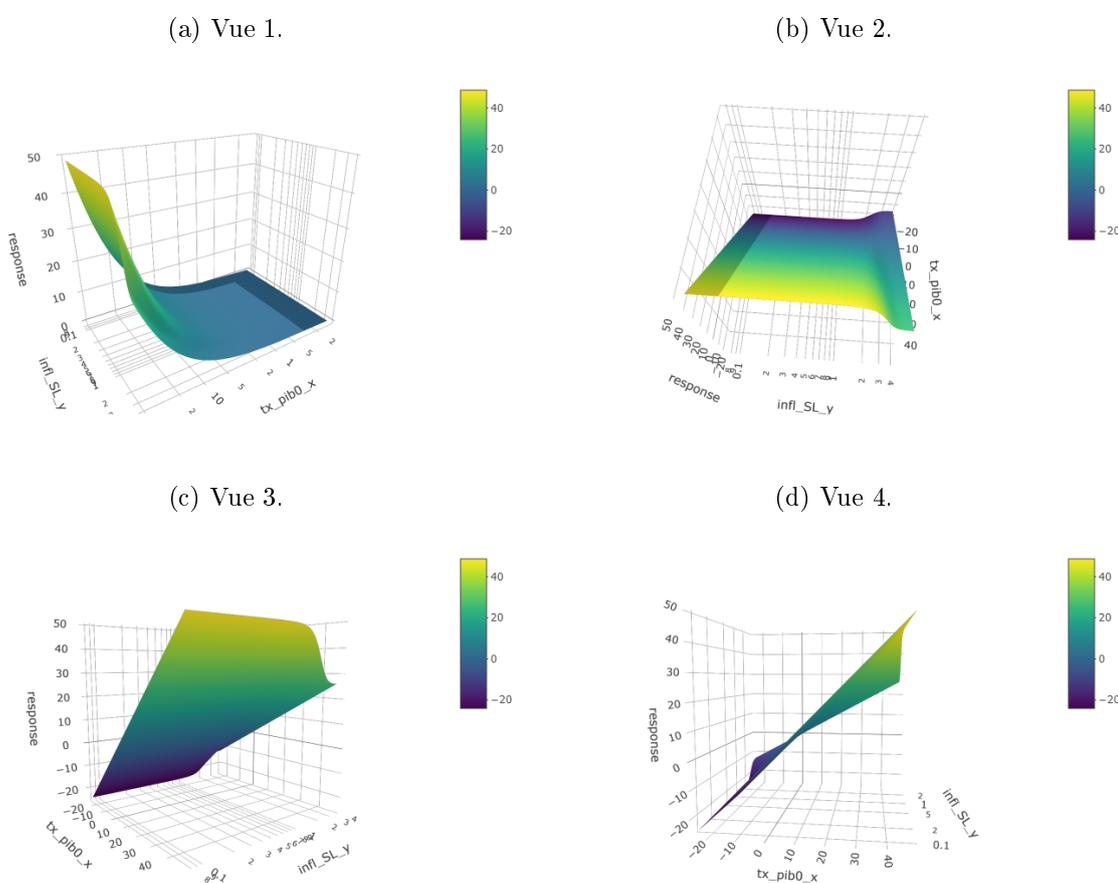
---

26. Voir "*ABC - L'Eco en bref*", publiée par la Banque de France, en septembre 2019, et disponible à l'adresse [https://abc-economie.banque-france.fr/sites/default/files/medias/documents/eco-en-bref\\_inflation-deflation.pdf](https://abc-economie.banque-france.fr/sites/default/files/medias/documents/eco-en-bref_inflation-deflation.pdf), consultée le 25 octobre 2020, 18 :10 TU+1.

membres, en l'absence de toute coordination de politiques économiques nationales avec la politique monétaire commune.

Au total, la figure 18 présente différentes vues en dimension trois (3D) du profil de réponse de la croissance économique dans la CEMAC aux variations de l'inflation, en présence de l'effet inertiel de l'accroissement de l'output, tous régimes confondus. Il y apparaît clairement la non-linéarité de la réponse dans les deux dimensions explicatives, avec dans chaque cas une intensité différenciée.

FIGURE 3.19 – Profils 3D de la réponse du taux de croissance de la CEMAC à l'inflation et son effet inertiel



### Réponse du taux de croissance aux impulsions de politique monétaire

Sur la base des estimations faites, il ressort, toutes choses égales par ailleurs, que dans la partie non-linéaire du modèle, les impulsions de politique monétaire via la manipulation du taux directeur de la Banque Centrale n'impactent pas significativement le taux de croissance économique dans la CEMAC. Pour trouver un début de significativité de cet effet il faut aller jusqu'au seuil critique de 18%, celui-ci ayant le signe négatif attendu, de l'ordre de  $-0.04$  point de base, ce qui en termes d'interprétation signifie que lorsque

la BEAC relève le taux d'intérêt des appels d'offres d'un point de base, le taux de croissance fléchit de 0.04 point, *ceteris paribus*, cet effet n'étant pas linéaire bien entendu, d'où l'absence d'impact du TIAO sur la croissance dans la partie linéaire du modèle. Une explication à la faiblesse de l'impact du TIAO sur la croissance, au regard de la théorie économique, tient à l'absence d'instantanéité de la réponse de l'économie réelle aux manipulations du taux d'intérêt, dont les effets commencent véritablement à se produire avec un retard entre 6 et 8 trimestres selon Bernanke & Gertler (1995).

A la différence du taux directeur de la BEAC en revanche, et particulièrement dans le régime d'inflation élevée, un accroissement d'un point de base de la masse monétaire M2 induit une réponse positive et sensible de la croissance de l'output de l'ordre de 0.04 point de base, toutes choses égales par ailleurs. Cette réponse, de la même amplitude en valeur absolue que celle induite par la manipulation du taux d'intérêt, intervient dans la partie linéaire du modèle estimé, une issue cohérente avec la théorie économique qui estime à des délais d'impact très courts la réaction de l'économie réelle aux mouvements des agrégats de monnaie (Friedman & Schwartz, 1963; Romer & Romer, 1989; Bernanke & Blinder, 1992; Christiano & al., 1996). En somme, ces réactions de l'économie réelle à la politique monétaire, à court terme dans la CEMAC, confirment le potentiel de celle-ci aux fluctuations macroéconomiques comme le stipule la Nouvelle Synthèse, un résultat en phase avec les résultats obtenus dans le chapitre 1 sur la mise en évidence de l'existence des rigidités nominales et réelles dans cette zone.

### **Réponse du taux de croissance aux mouvements des cours du pétrole**

Exportatrice nette de pétrole brute, l'économie de la CEMAC est fortement dépendante des recettes tirées des exportations de ce produit. Par conséquent, il est indéniable que les variations des cours mondiaux de pétrole brut influencent fortement la croissance dans cette sous-région, toutes choses égales par ailleurs, ainsi que le montrent nos résultats d'estimation. En effet, en dehors des régimes extrêmes d'inflation, une hausse d'un point de base des cours mondiaux du pétrole brut sur les marchés internationaux engendre, *ceteris paribus*, une élévation de 2.01 points de base de la croissance économique dans la CEMAC.

### **Réponse du taux de croissance aux variations des termes de l'échange**

En régime extrême d'inflation basse, le taux de croissance des termes de l'échange, qui est la différence des taux de croissance des indices des prix des exportations et des importations, n'a aucun impact sur la croissance économique, tandis que celui-ci est sensible et positif comme attendu, en régime extrême d'inflation élevée. Dans ce dernier régime,

lorsque le rapport de l'indice des prix des exportations sur l'indice des prix des importations de la CEMAC s'élève de 100 points de base, toutes choses égales par ailleurs, le taux de croissance du PIB réel augmente de 104.7 points de base. Ce résultat est certes d'amplitude différente de ceux de Kremer & al. (2013) et Ibarra & Trupkin (2016), mais va dans le même sens que ces derniers. Au nombre des explications théoriques de cet impact l'on peut invoquer une amélioration des revenus induite par un effet Balassa-Samuelson qui, dans les économies en rattrapage, et particulièrement dans la CEMAC, se traduit par une élévation du niveau général des prix relatifs, dont les salaires nominaux dans le secteur des biens non échangeables. En effet, l'explication par l'appréciation du taux de change nominal est moins prégnante du fait de l'arrimage à l'euro avec une parité fixe, toutes choses égales par ailleurs. Cette explication est aussi fournie dans Mondjeli & Tsopmo (2017). Une autre explication de cette situation, tirée de l'équilibre ressources-emplois, permet de soutenir que l'accroissement des termes de l'échange exerce, *ceteris paribus*, un effet favorable sur l'amélioration du solde de la balance commerciale, et partant de la demande globale, d'où l'élévation de la croissance.

### **Réponse du taux de croissance aux variations de l'investissement**

De tous les déterminants potentiels de la croissance économique retenus dans la spécification de notre modèle PSTR, le taux d'investissement est celui qui impacte le plus la création de richesses dans la CEMAC d'après nos estimations, car il intervient dans toutes les configurations du modèle, avec à chaque fois un impact significatif et de signe attendu. En effet, en régime extrême d'inflation basse, comme dans la partie non-linéaire du modèle, un accroissement d'un point de base du taux d'investissement dans la CEMAC entraîne, toutes choses égales par ailleurs, un effet accélérateur de l'ordre de 4.6 voir 4.7 points de base de la croissance économique. Ce résultat est cohérent avec la théorie économique. En introduction de son ouvrage dédié à l'investissement, Villieu (2000) précise que ce dernier est la variable clé de l'évolution économique, avant d'ajouter « A court terme, l'instabilité des décisions d'investissement est la principale source des fluctuations conjoncturelles ; à long terme, l'investissement détermine les capacités de production d'une économie, et, en constituant le vecteur du progrès technique, délimite son potentiel de croissance ».

Dans le régime extrême d'inflation élevée, l'investissement n'a pas d'impact significatif sur la croissance économique, même si le signe en est négatif. Cette dernière issue peut être mise en relief avec l'incidence de l'accroissement de l'incertitude en régime d'inflation haute, sur les rendements espérés de l'investissement et selon que ce dernier est ou non irréversible. A ce propos, Villieu (2000) consacre les pages 44 à 48 sur la discussion entre l'incertitude et l'investissement selon qu'il est réversible ou irréversible, et note que dans

l'arbitrage entre investir ou attendre, l'important n'est pas l'incertitude en soi, mais plutôt la façon dont-elle va se résoudre dans un futur proche.

### **Réponse du taux de croissance aux variations des dépenses gouvernementales**

Hors des régimes extrêmes d'inflation, donc dans la partie non-linéaire du modèle PSTR estimé, il ressort, toutes choses égales par ailleurs, qu'à la suite d'une variation d'un point de base des dépenses gouvernementales, la croissance du PIB réel s'abaisse de 9.6 points de base. Ce résultat pourrait paraître contre-intuitif de prime abord en référence à la théorie du multiplicateur keynésien des dépenses publiques. Cependant, dans le contexte de la CEMAC où la qualité de la dépense publique est fréquemment questionnée par les programmes appuyés par le Fonds monétaire international, ce résultat est tout à fait plausible, car il y traduirait empiriquement un effet d'éviction de l'investissement privé par la dépense publique. Cet effet est à juste titre la conséquence négative de l'extension des activités du secteur public au détriment du secteur privé, source de croissance économique.

Une autre explication de l'inefficience des dépenses gouvernementales tient au nombre des éléphants blancs parmi les projets d'infrastructures et au degré élevé de corruption de l'appareil étatique dans les économies de la CEMAC, où les scandales de détournements de deniers publics sont légion (Oxfam-France, 1999; Verschave, 2001; Labrousse & Verschave, 2002; Labarthe & Verschave, 2007; Thomas, 2016; Henchoz, 2016).

En 2020, selon l'indice de perception de la corruption publié par *Transparency International*, cinq des six économies de la CEMAC sont au delà du 152<sup>ème</sup> rang mondial et au delà du 33<sup>ème</sup> rang sur 50 en Afrique subsaharienne, figurant ainsi parmi les économies les plus corrompues de la planète. Dans la même veine, l'évaluation annuelle des politiques et des institutions nationales de la Banque mondiale<sup>27</sup>, au cours des 10 dernières années (2009-2019), a attribué, sur une échelle de 1 (faible) à 6 (élevé), une note moyenne de 2.1 au Congo, 2.3 au Tchad et 2.5 au Cameroun et à la République Centrafricaine, pour la transparence, la responsabilité et la corruption dans le secteur public.

---

27. CPIA  $\equiv$  *Country Policy and Institutional Assessment* publié à l'adresse [datacatalog.worldbank.org/dataset/country-policy-and-institutional-assessment](https://datacatalog.worldbank.org/dataset/country-policy-and-institutional-assessment), consultée le 28 octobre 2020 à 09 : 51 TU + 1.

## Conclusion

Dans le champ d'investigation de la politique monétaire en Afrique Centrale, le problème abordé dans ce chapitre a été de rechercher empiriquement, pour la Banque des États de l'Afrique Centrale, suivant une approche normative, le niveau d'inflation désirable qui lui servirait de valeur de référence vers l'atteinte du taux de croissance annuelle le plus élevé possible dans ses États membres. Cette quête a été justifiée notamment à deux niveaux, avec d'une part la prise en compte de la deuxième définition du taux d'inflation naturel dans la conception de Sapir (2012), qui stipule qu'"on peut considérer comme naturel le taux d'inflation qui permet d'obtenir le taux de croissance le plus élevé possible pour une structure économique donnée", et d'autre part l'absence de fondement empirique solide à la référence actuelle d'un taux d'inflation moyen annuel ne dépassant pas 3% qui est utilisée par la BEAC, pour qui la croissance réelle est plutôt subsidiaire dans ses statuts. Cette vision peut de ce fait induire une myopie de la banque centrale commune aux six États membres de la CEMAC, eu égard à un risque réel de brider la croissance dans sa Zone d'émission, en menant une politique monétaire restrictive pour stabiliser les prix à un niveau erroné au moment même où l'économie disposerait encore de marges pour croître, car l'inflation pourrait ne pas être à ce moment-là une menace véritable pour ladite stabilité des prix.

Pour ce faire, après un examen de la littérature économique qui débouche sur le consensus empirique de la non-linéarité de la relation entre l'inflation et la croissance réelle et l'existence d'un seuil au-dessous duquel l'effet de l'inflation serait neutre voire positif sur la croissance, et plutôt négatif au-dessus de ce seuil, nous avons estimé un modèle de régression à seuil et transition lisse sur un panel non homogène des six États membres de la CEMAC, à partir des données trimestrielles de la période mars 1988 à décembre 2020. Ce modèle présente entre autres avantages reconnus dans la littérature de fournir un cadre unifié d'analyse des économies hétérogènes, à l'instar de celles de l'Afrique Centrale, de sorte à délivrer un résultat unique pour la conduite de la politique monétaire commune.

C'est ainsi qu'en nous appuyant sur quelques travaux, notamment Khan & Senhadji (2001), Gylfason & Herbertsson (2001) et Lopez-Villavicencio & Mignon (2011), nous avons déterminé et estimé de façon endogène, le nombre de régimes d'inflation dans la CEMAC, le seuil d'inflation correspondant au taux d'inflation naturel de Sapir, la vitesse de transition entre les régimes d'inflation et l'impact de l'inflation sur la croissance dans les différents régimes ainsi que les effets *ceteris paribus* des autres facteurs de croissance retenus dans la CEMAC, à savoir les taux de croissance des dépenses gouvernementales, des cours du pétrole, des termes de l'échange et de la masse monétaire, et le taux de

croissance initial du PIB réel, le taux directeur de la BEAC et le taux d'investissement.

Au regard des résultats obtenus (i) des tests de spécification du modèle PSTR pour déterminer le nombre de régimes d'inflation, (ii) de l'estimation du modèle et (iii) des tests de validité de celui-ci, nous avons mis empiriquement en évidence la non-linéarité de la relation entre l'inflation et la croissance économique dans la CEMAC, avec deux régimes extrêmes d'inflation, dont un régime de basse inflation et un régime de forte inflation, avec un seuil estimé à 8.44% et une vitesse de transition graduelle d'un régime à l'autre de 3.724. Notre résultat indique qu'au-dessous de 8.44% d'inflation annuelle, la hausse du niveau général des prix dans les économies de la CEMAC est sans impact significatif sur la croissance économique, alors qu'au delà de ce seuil tout accroissement du niveau général des prix affecte négativement la croissance économique dans cette sous-région. En comparaison avec la littérature empirique, il est ressorti que notre seuil estimé de l'inflation annuelle dans la CEMAC est dans la fourchette déterminée par Khan & Senhadji (2001), entre 7 et 11%, pour les économies en développement, et plus faible que les valeurs obtenues dans les autres régions, dont 18.9% pour la SADC, par Seleteng & al. (2013), et 12% pour les pays à revenu faible ainsi que l'ont rapporté Baglan & Yoldas (2014) et Eggoh & Khan (2014). Ce résultat confirme la réputation de zone à faible inflation qui est historiquement reconnue aux économies de la Zone Franc, dont celle de la CEMAC.

Sur le plan de la conduite de la politique monétaire dans sa zone d'influence, en vue de permettre à ses États membres d'atteindre annuellement les taux de croissance les plus élevés possibles en référence au niveau de l'inflation désirable, la BEAC ne saurait faire l'économie d'une connaissance fine des autres déterminants de la croissance dans la CEMAC. Cela est d'autant indispensable pour elle dans son rôle de conseiller des ses États membres tel consacré dans l'article 1<sup>er</sup> de ses statuts alinéa 2 selon lequel elle apporte son soutien aux politiques économiques générales élaborées dans l'Union Monétaire.

C'est afin de fournir des éléments empiriques à l'expertise de la Banque Centrale, dans ses recommandations aux États dans le processus d'élaboration de leurs politiques économiques nationales, que l'exploitation des résultats d'estimation du modèle de croissance à changement de régimes et transition lisse inspiré des spécifications de Gylfason & Herbertsson (2001) et Lopez-Villavicencio & Mignon (2011) peut être mobilisée particulièrement pour une meilleure compréhension des déterminants de la croissance dans la CEMAC sur la période juin 1988 - décembre 2020. D'après ceux-ci, l'investissement est le principal moteur de la croissance dans cette sous-région. Il intervient dans les différents régimes d'inflation et dans la dynamique transitoire entre ces derniers avec à

chaque fois un impact significatif et de signe attendu, comme expliqué dans la théorie économique. Nos résultats confirment le rôle d'accélérateur de la croissance économique dévolu à l'investissement. En dehors des régimes extrêmes d'inflation basse ou haute, le taux d'accroissement des cours internationaux du pétrole brut est également un déterminant positif important de la croissance du PIB réel de cette sous-région exportatrice nette de ce produit dont-elle tire une part substantielle de recettes d'exportation. En sus des deux déterminants précédents, et uniquement dans le régime d'inflation basse à juste titre, le taux de variation des termes de l'échange influe positivement sur la croissance économique dans la CEMAC, à l'instar des résultats similaires obtenus notamment par Kremer & al. (2013) et Ibarra & Trupkin (2016) dans d'autres environnements de pays en développement. Les économies de la CEMAC étant justement en processus de rattrapage, l'incidence de cette réponse positive du PIB réel à l'amélioration des termes de l'échange est imputable à l'effet Balassa-Samuelson sur les prix relatifs, dont les salaires, et à travers eux le revenu national, toutes choses égales par ailleurs. Enfin, la contribution négative de l'accroissement des dépenses gouvernementales à la croissance économique dans la CEMAC, bien que contraire à la théorie du multiplicateur keynésien des dépenses publiques, n'est guère surprenante. Celle-ci met en évidence l'effet d'éviction du secteur privé qui y est exercé par l'expansion des activités du secteur public. Elle confirme par ailleurs la mauvaise qualité de la dépense publique dans cet espace et celle des politiques et institutions nationales dans le domaine de la gestion des finances publiques, minée par un manque de transparence, un niveau élevé de corruption et une mauvaise gouvernance chroniques comme rapportées par les piètres performances enregistrées par les pays de la CEMAC dans les évaluations de la Banque mondiale et de *Transparency International*.

Dans le domaine d'intervention propre de la Banque Centrale, il a été observé d'après nos résultats, toutes choses égales par ailleurs, que la politique monétaire de la BEAC constituerait un vecteur de croissance économique à court terme dans la CEMAC. Dans le régime extrême d'inflation basse en effet, les élévations de la masse monétaire M2 exercent une influence positive directe sur la croissance du PIB réel, un résultat cohérent avec les effets théoriques décrits dans l'analyse du modèle IS-LM. De plus, en dehors des régimes extrêmes d'inflation basse et haute, les impulsions de politique monétaire à travers les modifications du taux directeur de la banque centrale, en l'occurrence le taux d'intérêt des appels d'offres (TIAO), influent sur les variations de l'output avec le signe contraire au sens de l'impulsion comme attendu d'après la théorie monétaire avec par exemple le modèle IS-PM. S'il faut abaisser le seuil de confiance à près de 18% pour trouver la significativité de l'impact du TIAO sur la croissance économique, cela est en droite ligne du caractère non-linéaire de cette relation, qui au demeurant s'accommode de délais d'impact

longs, à moyen terme, comme l'ont souligné Bernanke & Gertler (1995) entre autres, car le modèle PSTR étant instantané, il ne permet justement pas de rendre compte de ce type de décalages temporels. Au total, le potentiel de la politique monétaire de la BEAC pour impulser la croissance économique dans la CEMAC, tel que mis en évidence dans cette analyse, fait écho aux résultats de l'existence des rigidités nominales et réelles dans cette Communauté, et leurs implications pour la politique monétaire, comme établies au chapitre 1, l'un des préalables de cette issue selon la Nouvelle Synthèse.

Un autre enseignement tiré de nos résultats est la faiblesse de la vitesse de la transition entre les régimes d'inflation basse et d'inflation élevée, qui est estimée à 3.724, ce qui indique la validité de l'hypothèse d'une transition lisse entre ces régimes dans la CEMAC. Cela signifie de façon opérationnelle que la BEAC devrait réagir assez promptement en élevant suffisamment son taux directeur ou tout autre instrument de politique monétaire, en fonction des marges de manœuvre disponibles, de sorte à contenir les pressions inflationnistes dans sa zone d'émission, lorsque le taux d'inflation en moyenne annuelle de la CEMAC se rapprocherait de la limite maximale de 8.44%. Autrement, en retardant sa réaction, la hausse du niveau général des prix pourrait y devenir trop coûteuse pour la croissance économique. En définitive, comme cela a été précisé dans l'introduction de ce chapitre, à travers le taux d'inflation désirable pour la croissance estimé à 8.44%, qui correspond à un taux d'inflation naturel normatif, et le taux d'inflation sous-jacente déterminé dans le chapitre 2, avec une progression en glissement annuel sur 8 trimestres évaluée à 1.5% en terme de progression du noyau d'inflation ou taux d'inflation naturel positif, la BEAC disposerait de deux valeurs de référence pour monitorer ses actions de politique monétaire. Sans être en concurrence, dans la mesure où à long terme, le seuil d'inflation converge vers le noyau d'inflation, la BEAC s'accommoderait d'une progression du niveau général des prix au-dessous du seuil d'inflation de 8.44% en moyenne annuelle pour permettre aux économies de ses États membres de croître le plus possible annuellement, aussi longtemps que ses projections d'inflation à moyen terme demeureront contenues au-dessous de la norme de stabilité des prix sur 8 trimestres de 1.5% en termes d'inflation sous-jacente. Une prise en compte de ces résultats par les autorités monétaires de la CEMAC, dans le cadre de la réflexion en cours sur la réforme de la coopération monétaire avec la France, pourrait permettre, sur fond de résultats empiriques, une révision des statuts et des missions de la BEAC dans l'expression de l'objectif final au plan interne de sa politique monétaire.-

## Conclusion générale

Dans le courant des années 1990, aux fins de répliquer les caractéristiques du monde réel, certains économistes keynésiens ont introduit quelques imperfections non prises en compte dans le cadre des modèles néoclassiques alors en vogue, à savoir les modèles du cycle des affaires (*Real Business Cycles models - RBC*). Au nombre de ces imperfections il y a la concurrence imparfaite, la présence de coûts d'ajustement à l'équilibre, l'asymétrie d'information entre les acteurs économiques, la rationalité limitée. . . . Cette démarche a eu pour conséquences la remise au goût du jour des fonctions stabilisatrices des politiques budgétaire et monétaire d'une part, et la réhabilitation des mécanismes des modèles macroéconomiques keynésiens<sup>28</sup> d'autre part. Il a de ce fait été établi que l'insensibilité de l'output, ou plus généralement des grandeurs réelles, soutenue par les néoclassiques était simplement due à la non prise en compte des rigidités nominales et/ou réelles dans la caractérisation théorique des comportements des agents économiques. Avec cette correction apportée dans les modèles d'équilibre général intertemporel stochastique (MEGIS<sup>29</sup>), il est dorénavant acquis<sup>30</sup> la nécessité de l'intégration de ces imperfections, pour fonder les objectifs de stabilité des prix et d'accompagnement de la croissance de l'output par la politique monétaire notamment.

Désormais, les banques centrales aussi bien dans les pays développés que dans les pays en développement ont pour fondements de leurs politiques monétaires respectives des arguments néo-keynésiens, qui s'inscrivent en droite ligne des conclusions de la Nouvelle Synthèse, dont les modèles DSGE sont devenus l'outil de référence pour l'analyse et les simulations de l'impact, sur l'inflation et l'output, des impulsions de politique monétaire. Si dans le cas des pays développés, les banques centrales ont construit ces modèles après en avoir testé empiriquement les hypothèses sous-tendant la caractérisation des conséquences

---

28. Davantage de détails de cette transition théorique sont fournis dans Laffargue & al. (2012).

29. *Dynamic Stochastic General Equilibrium - DSGE models, en anglais.*

30. Ireland (2004)

des comportements des ménages, des entreprises et des banques entre autres, et fonder ainsi la pertinence des objectifs assignés à leurs politiques monétaires respectives, ce n'est pas totalement le cas dans le monde en développement aujourd'hui. Pour les banques centrales des pays en développement en effet, malgré le recul théorique disponible et les avancées enregistrées dans la formalisation des outils pour tester lesdites hypothèses caractéristiques des comportements de leurs agents économiques, les mêmes objectifs finals de politique monétaire ont davantage été adoptés plutôt par mimétisme que par adéquation au cadre économique régissant leurs économies respectives. C'est le cas notamment de la BEAC dans l'UMAC. Pour celle-ci, banque centrale d'une petite économie ouverte en change fixe avec mobilité imparfaite des capitaux, l'objectif final de stabilité monétaire consiste en un sous-objectif interne de stabilité des prix à moyen terme, le taux d'inflation évalué en moyenne annuelle ne devant pas dépasser 3%, et un sous-objectif externe de couverture suffisante (au moins 20%) des engagements à vue de la Banque Centrale par les disponibilités extérieures. Malheureusement, ces valeurs de référence ne reposent pas encore sur une quantification adossée à un sous-bassement empirique éprouvé.

S'il est indéniable qu'il ne faut pas réinventer la roue, il demeure tout aussi vrai que les objectifs finals de la politique monétaire doivent découler, sinon être cohérents avec la réalité de l'économie dans laquelle cette politique est définie et mise en œuvre. Cela exige donc de se pencher sur la validité des hypothèses de base qui y sous-tendraient le cadre macroéconomique global, en rapport avec les conclusions de la Nouvelle Synthèse. Une question qui découle alors naturellement de cette exigence est de savoir dans quelle mesure l'existence de rigidités nominales dans le processus d'ajustement dynamique des prix dans la CEMAC a pu être établie et quelles en sont les conséquences notamment sur les objectifs finals de la politique monétaire de la BEAC, en termes de norme de référence pour la stabilité des prix à moyen terme d'une part, et pour la progression du niveau général des prix de sorte à atteindre l'output le plus élevé à court terme d'autre part.

Aujourd'hui, en dépit du recul suffisant dont nous disposons pour pouvoir répondre à cette interrogation, très peu de travaux empiriques s'y sont appesantis à l'effet de délivrer des éléments de réponses empiriques, à telle enseigne que les décideurs de politique économique dans la CEMAC se sont contentés de prendre pour acquis le cadre néo-keynésien et ses implications sur les objectifs de la politique monétaire. L'analyse en ce qui concerne cette thèse se proposait par conséquent, sur la base d'une revue de la littérature théorique et empirique existante, de mettre en évidence l'irréfutabilité de la présence des rigidités nominales dans le processus d'ajustement dynamique des prix dans la CEMAC, condition nécessaire à la pertinence des objectifs à assigner à la politique monétaire de la BEAC, afin d'en déterminer les indicateurs et valeurs de référence à court et à moyen termes.

Plus spécifiquement, cette thèse entendait fournir une mesure pertinente pour l'objectif final interne de stabilité des prix à moyen terme dans cette Communauté, en ce sens qu'elle serait cohérente avec les impulsions monétaires, de sorte à asseoir, sinon consolider autant que possible, la crédibilité de la banque centrale dans ses choix pour la conduite de sa politique monétaire. La lutte contre l'inflation, donc la recherche de la stabilité des prix étant l'un des objectifs du "carré magique" de Nicholas Kaldor, les économies ont également besoin d'une création soutenable de richesses réelles. Dès lors, il nous a aussi semblé utile de rechercher la possibilité d'une assignation éventuelle d'un objectif subsidiaire de soutien à la croissance de l'output, en s'appuyant sur la relation empirique entre croissance et inflation dans la CEMAC. D'un point de vue théorique en effet, cette relation indique un seuil à partir duquel toute augmentation supplémentaire du niveau général des prix grèverait la croissance de l'output, toutes choses qui permettraient à la BEAC de disposer d'une mesure de tolérance de la progression du niveau général des prix à court terme, aussi longtemps que la trajectoire de l'inflation à moyen terme ne violerait pas la stabilité des prix et que l'économie disposerait encore de marges de croissance. Bien entendu, il ne s'agit pas de deux normes de référence pour la stabilité des prix étant donné que le taux d'inflation désirable pour la croissance, qui se situe essentiellement dans une perspective de court terme, ne pourra pas durablement différer de l'inflation structurelle à mesure que l'économie convergera vers sa trajectoire de long terme, sur laquelle le taux d'inflation correspondant est donné par le noyau d'inflation.

Pour ce faire, l'approche méthodologique retenue dans cette thèse est une démarche essentiellement empirique, qui s'appuie à la fois sur l'économétrie des séries temporelles et l'économétrie des données de panel. En particulier, notre analyse rétrospective visait justement à partir de la réalité économique dans la CEMAC et ses États membres, d'y identifier des régularités à même de délivrer des caractéristiques structurelles sur la base desquelles construire des mesures et indicateurs positif et normatif de référence pour la politique monétaire de la BEAC. Au terme de ce travail, nous pouvons dégager des conclusions relatives à l'irréfutabilité de l'existence de processus d'engendrement des rigidités nominales dans la CEMAC d'une part, et de proposer des valeurs de référence pour la réforme en cours, dans l'UMAC, de la politique monétaire de la BEAC et du cadre de coopération monétaire entre les États membres avec la France d'autre part. Bien entendu, de l'examen des résultats obtenus, nous évoquons aussi quelques voies de recherches prometteuses qu'il conviendrait d'explorer.

En abordant préalablement la question des origines de l'engendrement des rigidités nominales dont l'existence est une condition nécessaire à la pertinence des politiques de demande en général, et d'une politique monétaire visant la stabilité des prix, en particu-

lier, le premier chapitre de cette thèse visait délibérément à fournir un socle empirique solide à la politique monétaire de la BEAC au sein de l'UMAC. Cela, en vue de dégager incidemment les hypothèses de recherche pour la suite de la thèse. Après avoir posé les bases conceptuelles des processus théoriques d'engendrement des rigidités nominales en parcourant notamment la théorie des contrats, la théorie du salaire d'efficience, les théories budgétaires du niveau général des prix et le rôle de la dette publique, la théorie des coûts de menu et le défaut de coordination, l'asymétrie d'information et l'imperfection de la concurrence sur les marchés des biens, de l'emploi et du crédit, ainsi que l'effet Balassa-Samuelson et son incidence sur les prix relatifs, la suite de ce chapitre testait empiriquement l'hypothèse de l'irréfutabilité de l'existence desdites rigidités dans la CEMAC. Plus particulièrement, l'analyse empirique menée entendait évaluer au moyen de tests indirects, d'une part la présence d'un processus de mémoire longue dans la dynamique de l'inflation, et d'autre part l'existence d'une relation positive (voire négative) entre l'inflation agrégée et une mesure du degré d'asymétrie de la distribution des prix relatifs. Le non rejet d'au moins l'une de ces deux hypothèses indiquerait l'existence de rigidités nominales dans le cadre géospatial sous revu. Pour la première hypothèse, l'analyse conduite à l'aide d'une modélisation *ARFIMA* appliquée à la série du taux d'inflation mensuel de la CEMAC, sur la période allant de février 2012 à décembre 2019, a permis d'aboutir au non rejet de l'hypothèse de l'existence d'un processus à mémoire intermédiaire dans cette série. Plus précisément, la chronique du taux d'inflation mensuel de la CEMAC aurait un processus générateur de données (PGD) anti-persistant ou à dépendance négative longue, encore appelé processus à mémoire intermédiaire. Ce résultat fournit ainsi une première indication empirique sur l'irréfutabilité de l'existence de rigidités nominales dans la CEMAC. S'agissant de la deuxième hypothèse sur le test indirect de la présence de coûts de catalogue dans la CEMAC, hypothèse attribuable à Ball & Mankiw (1995) puis Bryan & Cecchetti (1999b), la méthodologie proposée par Aucremanne & al. (2003) a été implémentée sur l'indice des prix à la consommation de la CEMAC, pour le taux d'inflation agrégé et ses 12 fonctions comme prix relatifs, en vue de la construction de mesures robustes d'asymétrie de la distribution des taux d'inflation relatifs sur la même période que précédemment. L'évaluation des résultats fournis par cette approche a permis d'aboutir à trois principaux constats.

Tout d'abord, il ressort que la distribution des prix relatifs dans la CEMAC a des queues plus épaisses que celles de la loi normale standard, des queues par ailleurs différenciées entre elles. Ces deux constats suggèrent alors, en accord avec Aucremanne & al. (2003), la nécessité d'une approche stochastique pour la détermination d'un noyau d'inflation dans cet espace économique. Ensuite, les résultats rapportent le caractère asymétrique

à droite de la distribution des taux d'inflation relatifs dans cet environnement, rendant pertinent l'examen de la forme de la relation entre taux d'inflation agrégé et distribution des changements des prix relatifs. A l'aide de mesures robustes d'asymétrie construites, il ressort la positivité de la relation fractionnaire de long terme entre la mesure robuste d'asymétrie  $Dskew_{125}$  de la distribution des taux d'inflation relatifs et le taux d'inflation agrégé. Ce résultat fait écho à la conclusion de Ball & Mankiw (1995), comme une évidence en faveur de l'existence de rigidités nominales de type coûts de menu dans la CEMAC. Enfin, le dernier constat établit empiriquement la négativité de la relation fractionnaire de long terme entre la mesure robuste  $Dskew$  des taux d'inflation relatifs et le taux d'inflation agrégé dans la CEMAC. En référence à Tobin (1972) alors, cet ultime résultat met en exergue l'existence de rigidités nominales de forme exogène des prix à la baisse dans cette Communauté économique et monétaire.

Le deuxième chapitre s'inscrit dans la continuité du travail engagé dans le premier chapitre. Ayant établi dans ce dernier la nécessité d'une approche stochastique pour la détermination d'une mesure du noyau d'inflation, il s'agissait dans ce deuxième chapitre de rechercher justement une telle mesure qui pourrait servir de valeur de référence pour l'objectif final de stabilité des prix à moyen terme de la politique monétaire de la BEAC. Plus précisément, ce chapitre visait à caractériser le noyau d'inflation dans la CEMAC et à fournir un taux d'inflation sous-jacente à la BEAC, pour lui permettre de mieux ancrer les anticipations d'inflation des agents économiques de sa zone d'émission. Le noyau d'inflation dans sa conception est en effet le résultat du décryptage, par l'autorité monétaire, à partir des contributions des différents chocs exogènes affectant l'économie, du signal imputable aux chocs d'origine essentiellement monétaire. Ceux-ci sont les seuls chocs exogènes pour lesquels la Banque Centrale disposerait de marges de manœuvre effectives pour influencer sur la dynamique du niveau général des prix. Pour ce faire, en passant en revue différentes propositions d'approches de mesure du noyau d'inflation, dont les approches subjectives, les approches statistiques/économétriques et celles adossées à un modèle économique théorique sous-jacent, nous avons retenu comme ancrage théorique l'approche économique avec le modèle VAR structurel proposé par Bagliano & Morana (2003). Ce choix a été guidé par la pertinence de ce modèle pour le décryptage et l'identification, dans le temps, de la contribution des différents types de chocs exogènes affectant l'économie de la CEMAC. En fonction des propriétés dynamiques du système, deux versions ont en été évaluées, à savoir un modèle vectoriel à correction d'erreurs structurel (SVECM) avec extraction de composantes communes de long terme, et un modèle VAR structurel (SVAR). Ces deux modèles ont été estimés et testés empiriquement sur les séries trimestrielles du PIB réel, du niveau général des prix, de l'agrégat de monnaie M2 de la CEMAC

et du cours international du pétrole brut, sur la période allant de mars 1987 à décembre 2018. Si les résultats que nous obtenons pour le premier modèle (le SVECM) ne sont pas concluants du fait de problèmes liés à la qualité des données, notamment la corrélation parfaite entre les séries du PIB réel et de l'agrégat de monnaie M2 dans la CEMAC sur la période d'analyse, ils ont néanmoins permis de mieux spécifier le modèle SVAR dont les résultats délivrent en revanche trois conclusions intéressantes.

Avant toute chose, il ressort des estimations du modèle SVAR que la variabilité de l'inflation dans la CEMAC est à forte dominance nominale, avec plus de 97% de variabilité à long terme due aux chocs nominaux. Ce résultat conforte la pertinence d'une détermination stochastique du noyau d'inflation et la responsabilité de la politique monétaire pour la stabilité des prix. Ensuite, la série de l'inflation sous-jacente ou la composante lourde de l'inflation causée par les chocs exogènes nominaux, que nous extrayons de la trajectoire de l'inflation observée par la méthode de Blanchard & Quah (1989), fournit une inflation à court terme, définie comme l'écart entre l'inflation sous-jacente et l'inflation observée, qui est positivement corrélée avec le cycle économique, mesuré par le taux de croissance de l'output. Ce deuxième résultat, comme indiqué dans Jacquinet (2001), est une propriété effectivement attendue d'une bonne mesure de l'inflation sous-jacente. Sur cette base enfin, nous avons construit une mesure positive du noyau d'inflation que pourrait retenir la BEAC comme norme positive de référence pour son objectif final de stabilité des prix à moyen terme dans sa zone d'émission, laquelle est le troisième quartile de la distribution des taux d'inflation sous-jacente, sur huit trimestres. Ainsi, le troisième résultat obtenu conclut que le niveau de l'inflation à assigner à la Banque Centrale comme valeur de référence pour l'objectif final de stabilité des prix à moyen terme dans la CEMAC pourrait être un taux d'inflation sous-jacente ne dépassant pas 1.5% sur l'horizon d'impact des mesures de politique monétaire, soit sur huit trimestres.

Le troisième chapitre enfin visait à évaluer empiriquement le potentiel effectif de la politique monétaire de la BEAC sur l'output à court terme. Plus particulièrement, il était question, en étudiant la relation entre le taux d'inflation et le taux de croissance réelle, de déterminer, dans la CEMAC, un taux d'inflation désirable pour la croissance la plus élevée possible à court terme de l'output, c'est-à-dire une valeur normative du taux d'inflation agrégé à partir de laquelle toute augmentation supplémentaire du niveau général des prix dans cette Communauté deviendrait préjudiciable à la croissance réelle. L'on fournirait de la sorte à la BEAC un seuil d'inflation au-dessous duquel elle pourrait tolérer l'accroissement à court terme du niveau général des prix, pour permettre la création de richesses réelles, aussi longtemps que son objectif final de stabilité des prix exprimé en termes d'inflation sous-jacente de 1.5% sur huit trimestres ne serait pas en péril. La

revue de la littérature économique débouchant sur le consensus de la non-linéarité de la relation entre le taux d'inflation agrégé et le taux de croissance de l'output, l'investigation empirique dans ce chapitre a consisté à spécifier puis à estimer un modèle de régression à seuil et transition lisse sur données de panel (PSTR) pour les économies des six États membres de la CEMAC, sur la période mars 1988-décembre 2020. L'idée sous-tendant cette analyse empirique était alors de tester l'hypothèse de l'absence d'une telle non-linéarité dans la CEMAC. Pour cela, nous nous sommes appuyés sur cette approche économétrique, par ailleurs adoptée par plusieurs économistes dans nombres d'études à la suite de Khan & Senhadji (2001) et Gylfason & Herbertsson (2001). Les résultats obtenus de l'implémentation du modèle PSTR sur les économies de la CEMAC ont délivré deux résultats principaux.

Premièrement, les estimations et tests réalisés confirment pour la CEMAC le rejet de l'hypothèse d'absence de non-linéarité de la relation inflation-croissance. En d'autres termes, cette relation inflation-croissance est non-linéaire dans la CEMAC, avec un seuil du taux d'inflation évalué à 8.44%, seuil au-dessus duquel la hausse du niveau général des prix à court terme grèverait la croissance de l'output et au-dessous duquel l'impact de cette hausse du niveau général des prix serait neutre sur la croissance réelle. Ce résultat est conforme avec les conclusions de Khan & Senhadji (2001) qui ont estimé un seuil d'inflation compris entre 7 et 11% pour les économies des pays en développement, catégorie dont font parties les six États de la CEMAC. Deuxièmement, deux régimes extrêmes d'inflation ont été identifiés dans la CEMAC avec une transition lisse entre les deux, à une vitesse estimée empiriquement à 3.724. Ce résultat suggère que la BEAC pourrait contribuer à améliorer sensiblement la croissance économique dans ses États membres en réduisant promptement le taux d'inflation agrégé à travers des impulsions de politique monétaire, quand celui-ci serait proche voire au-dessus du seuil de 8.44%, et opérerait en revanche de laisser évoluer celle-ci à court terme, aussi longtemps que ses prédictions à moyen terme de la trajectoire du taux d'inflation communautaire tableraient sur une inflation sous-jacente inférieure à 1.5%. Ce faisant, la BEAC contribuerait à ne pas brider le processus de création de richesses réelles à court terme dans sa zone d'influence. Au total, plutôt que de faire une fixation sur le niveau maximum en vigueur de 3% d'inflation annuelle, la BEAC disposerait conséquemment d'une valeur positive de 1.5% d'inflation sous-jacente sur huit trimestres, pour son objectif final de stabilité des prix à moyen terme d'une part, et d'une valeur normative comme taux d'inflation désirable pour la croissance économique autour d'une progression annuelle de 8.44%, afin de permettre à ses États membres de poursuivre la création de richesses réelles dans leurs économies respectives. De la sorte, sans explicitement assigner un objectif final quantifié de croissance réelle à la BEAC, elle

pourrait néanmoins davantage concourir à la croissance dans sa zone d'émission, puisque comme le soulignent Sargent & Wallace (1981), seuls les chocs monétaires aléatoires ont un impact réel.

Au final, au terme de ce travail, et surtout dans le contexte actuel de la réflexion en vue de la réforme en cours de la coopération monétaire entre les six États membres de la CEMAC avec la France, il apparaît que les conclusions de cette thèse pourraient y être versées, pour permettre des échanges sur des bases empiriques et aider à mieux affiner les choix de cadre, trajectoire, stratégie et références pour la politique monétaire réformée de la BEAC. Bien entendu, ce travail n'est pas exempt de quelques limites. Certains résultats empiriques obtenus dans cette thèse pourraient être par exemple approfondis davantage et donner lieu à plusieurs autres extensions. Nous en retenons spécifiquement trois.

D'abord, dans le prolongement des recommandations que nous venons d'énoncer, il serait envisageable d'approfondir les résultats obtenus dans le deuxième chapitre de cette thèse en examinant les approches statistiques/économétriques également, pour permettre à la BEAC, à l'instar de la Banque du Canada, de disposer et de monitorer non pas une seule mesure de l'inflation sous-jacente, mais une panoplie de mesures du noyau d'inflation. Cette façon de faire rendra la BEAC capable de recueillir davantage d'informations à même de délivrer des indications de nature à fournir un meilleur décryptage de l'impact effectif des différents chocs monétaires et non monétaires qui affecteraient l'économie sous-régionale. Il pourrait aussi être envisagé de mener les mêmes études au niveau désagrégé, c'est-à-dire par État membre, de sorte à suivre plus en détail les phénomènes sous-jacents à la dynamique de l'inflation dans chacun d'eux et de voir s'il y aurait ou non des évolutions convergentes de trajectoires lourdes de l'inflation entre eux. L'absence de convergence, si elle est observée, pourrait nécessiter des recherches supplémentaires pour déterminer la mesure dans laquelle une politique monétaire commune pourrait être menée dans un tel contexte, en poursuivant un objectif final commun, qui devra nécessairement être quantifié.

Ensuite, un deuxième axe potentiel de recherche consisterait à enrichir les estimations du modèle SVEC pour l'extraction des tendances communes dans la détermination du noyau d'inflation, en se basant sur des modèles par pays, à la différence du modèle sous-régional du chapitre 2. La redondance de l'information apportée par la colinéarité parfaite des séries du PIB réel et de l'agrégat de monnaie M2 pourrait ainsi être évitée. Dans cette direction de recherche toujours, il pourrait tout aussi être intéressant d'implémenter une modélisation bayésienne sur la base de *priors* de Minnesota aux mêmes fins. En effet, introduit par Litterman (1979, 1986), ce type de prior est centré sur l'hypothèse que chaque

variable macroéconomique est caractérisée par un processus générateur de données (PGD) à racine unitaire, ce qui est justement le cas pour les variables de la CEMAC utilisées dans ce chapitre. Dans ce cas, la modélisation BSVAR (*Bayesian Structural Vector Autoregression*) mériterait d'être explorée, pour approfondir l'analyse de l'extraction du signal caractéristique du noyau d'inflation dans les États membres de la CEMAC, en tirant profit de cette connaissance a priori pour enrichir les estimations classiques (Hamilton, 1994).

Enfin, alors que nous avons évalué dans cette thèse le potentiel de la politique monétaire de la BEAC pour impacter la croissance réelle à court terme dans ses États membres, nous n'y avons cependant pas abordé la question de la coordination de la politique monétaire unique face à six politiques budgétaires nationales, dans un cadre essentiellement non coopératif. En effet, ainsi que le remarque Flouzat (2003), d'une part l'univers dans lequel les banques centrales implémentent leurs stratégies monétaires est emprunt d'une multitude d'incertitudes dont celles liées à la qualité des données utilisées pour leurs analyses, leurs propres interprétations subjectives des chocs subis par les économies et les comportements des marchés, mais aussi l'incertitude stratégique qui impacte leurs décisions. D'autre part, dans le cadre d'un *policy mix* efficient, elle pointe l'articulation entre la politique budgétaire et la politique monétaire qui vise à assurer la stabilité des prix tout en rapprochant l'activité de son niveau potentiel. Or, en l'absence de coordination, la banque centrale et l'autorité budgétaire prennent respectivement comme données le déficit budgétaire et la politique monétaire. Dès lors, comment dans la CEMAC, la BEAC pourrait-elle, sans une réelle coordination avec les autorités budgétaires de ses États membres, laisser filer l'inflation courante autour de 8.44%, lorsque les sources d'incertitude sur sa propre lecture de l'environnement économique desdits États membres et sur la portée de ses propres décisions entre autres sont aussi prégnantes ? Ainsi, bien qu'il soit indubitable que la mise en place d'une telle coordination avec autant d'acteurs aux objectifs divers pas toujours clairement explicités et chiffrés dans le temps, et par ailleurs en interactions stratégiques dans un contexte dynamique en proie à des chocs idiosyncrasiques, soit un chantier difficile, explorer et analyser les conditions pouvant conduire à son effectivité et son adoption au niveau de la CEMAC, dans le cadre de la coopération monétaire rénovée saurait constituer un prolongement pertinent des résultats de cette thèse. Pour ce faire, une extension du modèle de Villieu (2003) au cas à deux pays hétérogènes avec un arrimage fixe de leur monnaie commune à une devise étrangère pourra constituer un bon point de départ de la réflexion. Dans la même veine, l'exploitation du bilan critique de la théorie du *policy mix* dressé par Desquilbet & Villieu (1998), avec une emphase sur cette dernière en économie ouverte, participerait de la même démarche dans l'adressage de cette problématique pour la CEMAC.-

# Bibliographie

- Abo-Zaid, S. & D. Tuzemen (2012). Inflation targeting : A three decade perspective. *Journal of Policy Modeling* 34(5), 621–645.
- Abramowitz, M. (1956). Resource and output trends in the United States since 1870. *The American Economic Review* 46(2), 5–23.
- Aisen, A. & F. J. Veiga (2006). Does political instability lead to higher inflation ? A panel data analysis. *Journal of Money, Credit and Banking* 38(5), 1379–1389.
- Aiyagari, S. R. (1990). Deflating the case for zero inflation. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 14, 2–11.
- Akerlof, G., W. Dickens, & G. Perry (1996). Low inflation or no inflation : Should the Federal Reserve pursue complete price stability. *Brookings Policy Brief* (4), Washington D.C.
- Akerlof, G. A., W. T. Dickens, G. L. Perry, & N. G. Mankiw (1996). The macroeconomics of low inflation. *Brookings Papers on Economic Activity* 1996(1), 1–76.
- Ambler, S. & E. Cardia (2010). Le lien entre l'inflation et la croissance. *Banque du Canada Working Papers*, 95–125.
- Andersen, T. M. (1983). Relative vs absolute price rigidity. *Economics Letters* (13), 123–128.
- Andersen, T. M. (1994). *Price rigidity : Causes and macroeconomic implications*. Clarendon Press.
- Andersen, T. M. (2000). Nominal rigidities and the optimal rate of inflation. *University of Aarhus, Department of Economics Working Paper, No. 19*.
- Andrés, J., R. Doménech, & C. Molinas (1996). Macroeconomic performance and convergence in OECD countries. *European Economic Review* 40(9), 1683–1704.
- Andrés, J. & I. Hernando (1997). Does inflation harm economic growth ? Evidence for the OECD. *NBER Working Paper N° 6062*.

- Aoki, K. (2001). Optimal monetary policy responses to relative price changes. *Journal of Monetary Economics* 48(1/2001), 55–80.
- Apel, M. & P. Jansson (1999). A parametric approach for estimating core inflation and interpreting the inflation process. *Sveriges Riksbank Working Paper* (80).
- Arrazola, M. & J. de Hevia (2002). An alternative measure of core inflation. *Economics Letters* 75, 69–73.
- Arslan, M. M. (2010). Relative importance of sticky prices and sticky information in price setting. *Economic Modelling, Elsevier* 27(5), 1124–1135.
- Ascari, G. & A. M. Sbordone (2014). The macroeconomics of trend inflation. *Journal of Economic Literature* 52(3), 679–739.
- Aucremanne, L., G. Brys, P. J. Rousseeuw, A. Struyf, & M. Hubert (2003). *Bank for International Settlements*, Volume 19, Chapter Inflation, relative prices and nominal rigidities, pp. 81–105. BIS.
- Aucremanne, L. & R. Wouters (1999). A structural VAR approach to core inflation and its relevance for monetary policy. In *Measures for Underlying Inflation and their Role in the Conduct of Monetary Policy : Proceedings of the Workshop of Central Bank Model Builders*, pp. 1–44. Basel, Bank for International Settlements.
- Avom, D. & D. Gbetnkom (2003). La surveillance multilatérale des politiques budgétaires dans la CEMAC : bilan et perspectives. *Mondes en développement 2003/3* (123), 107–125.
- Baglan, D. & E. Yoldas (2014). Non-linearity in the inflation-growth relationship in developing economies : Evidence from semiparametric panel model. *Economics Letters* 125, 93–96.
- Bagliano, F. C., R. Golinelli, & C. Morana (2002). Inflation modelling in the Euro Area. *University of Turin, Department of Economics and Public Finance WP No. 62*.
- Bagliano, F. C., R. Golinelli, & C. Morana (2003). *Monetary Policy, Fiscal Policies and Labour Markets : Macroeconomic Policy in the EMU*, Chapter Inflation Modelling in the Euro Area, pp. 20–30. Cambridge University Press.
- Bagliano, F. C. & C. Morana (2003). Measuring us core inflation : A common trends approach. *Journal of Macroeconomics* 25, 197–212.
- Baharad, E. & B. Eden (2004). Price rigidity and price dispersion : Evidence from micro data. *Review of Economic Dynamics* 7(3), 613–641.
- Bakhshi, H. & A. Yates (1999). To trim or not to trim ? An application of an trimmed mean inflation estimation to the United Kingdom. *Bank of England Working Paper* (97).

- Balassa, B. C. (1964). The purchasing power parity doctrine : A reappraisal. *Journal of Political Economy* 72(6), 584–596.
- Ball, L., G. N. Mankiw, D. Romer, G. A. Akerlof, A. Rose, J. L. Yellen, & C. A. Sims (1988). The new keynesian economics and the output-inflation trade-off. *Brookings Papers on Economic Activity* 1988(1), 1–82.
- Ball, L. & N. G. Mankiw (1994). Asymmetric price adjustment and economic fluctuations. *Economic Journal* 104(423), 247–261.
- Ball, L. & N. G. Mankiw (1995). Relative-price changes as aggregate supply shocks. *The Quarterly Journal of Economics* 110(1), 161–193.
- Baqae, D. (2010). Using wavelets to measure core inflation : The case of New Zealand. *North American Journal of Economics and Finance* 21, 241–255.
- Barro, R. (1972). A theory of monopolistic price adjustment. *Review of Economic Studies* 39, 17–26.
- Barro, R. (1977). Long-term contracting, sticky prices and monetary policy. *Journal of Monetary Economics* 3, 306–316.
- Barro, R. (1990). Comment on R. Dornbusch, F. Sturzenegger, H. Wolf, extreme inflation : Dynamics and stabilization. *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 68–75.
- Barro, R. J. (1978). Unanticipated money, output and the price level. *Journal of Political Economy* 86(4), 549–580.
- Barro, R. J. (1996). Inflation and growth. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 78, 153–169.
- Baudchon, H. (1997). Le paradoxe du ralentissement du progrès technique. *Revue de l'OFCE* (60), 187–217.
- Baudry, L., H. L. Bihan, P. Sevestre, & S. Tarrieu (2005). La rigidité des prix en France : quelques enseignements des relevés des prix à la consommation. *Economie et Statistique* (386), 37–57.
- Baum, C. F. & T. Room (2001). A test for long-range dependence in a time series. *Stata Technical Bulletin, StataCorp LP* 10(60).
- Baumeister, C. & G. Peersman (2013). Time-varying effects of oil supply shocks on the U.S. economy. *American Economic Journal : Macroeconomics* 5(4), 1–28.
- Bautista, C. C. (2005). Core inflation in the Philippines : Measurement and evaluation. Available at <https://www.up.edu.ph/~bautista>.
- Beaton, R. & P. Fischer (1995). The construction of RPIY. *Working Paper* (28), Bank of England.

- Beetsma, R. & L. Bovenberg (1998). Monetary union without fiscal coordination may discipline policymakers. *Journal of International Economics* 45(2), 239–258.
- Ben-Aïssa, M. S. & O. Musy (2005). La persistance de l'inflation dans les modèles néo-keynésiens. *Recherches Economiques de Louvain* 71(2), 175–191.
- Berkem, P. (2002). Measuring core inflation for Turkey : Trimmed means approach. *Central Bank Review* 2, 1–18. Central Bank of the Republic of Turkey.
- Bernanke, B. S. (2011). The economic outlook and monetary and fiscal policy. *Testimony before the Committee on the Budget*, U.S. House of Representatives, Washington D.C., February 9.
- Bernanke, B. S. & A. S. Blinder (1992). The Federal funds rate and the channels of monetary transmission. *American Economic Review* 82(4), 901–921.
- Bernanke, B. S. & M. Gertler (1995). Inside the black box : The credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives* 9(4), 27–48, Fall.
- Bernanke, B. S., T. Laubach, & F. Mishkin (1999). *Inflation Targeting : Lessons from the International Experience*. Princeton University Press.
- Beveridge, S. & C. R. Nelson (1981). A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of 'business cycle'. *Journal of Monetary Economics* 7, 151–174, North-Holland Publishing Company.
- Beveridge, S. & C. Oickle (1993). Estimating fractionally integrated time series models. *Economics Letters* (43), 137–142.
- Bick, A. (2010). Threshold effects of inflation on economic growth in developing countries. *Economics Letters* 108, 126–129.
- Bihan, H. L. & F. Sédillot (1999). Quatre indicateurs d'inflation sous-jacente : application et interprétation. *Banque de France, Notes d'études et de recherche* (69).
- Bittencourt, M. (2012). Inflation and economic growth in latin america : Some panel time-series evidence. *Economic Modelling* 29, 333–340.
- Bjornland, H. (2001). Identifying domestic and imported core inflation in Canada. *Applied Economics* 33(14), 1819–1831.
- Blanchard, O. & J. Gali (2010). The macroeconomic effects of oil price shocks : Why are the 2000s so different from the 1970s? in J. Gali and M. Gertler, eds. *International Dimensions of Monetary Policy*, 373–421.

- Blanchard, O. J. & S. Fischer (1989). *Lectures on Macroeconomics*. The MIT Press, Cambridge Massachusetts.
- Blanchard, O. J. & D. Quah (1989). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review* 79, 655–673, September.
- Blinder, A. (1977). Commentary on measuring short-run inflation for central bankers. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, May/June.
- Blinder, A. S. (1982). The anatomy of double-digit inflation in the 1970s. in R. E. Hall (eds), *Inflation : Causes and Effects*, 261–282, University of Chicago Press.
- Blinder, A. S. (1994, January). *On Sticky Prices : Academic Theories Meet the Real World*, pp. 117–154. In Mankiw (1994).
- Blix, M. (1995). Underlying inflation : A common trends approach. *Working Paper* (23), Sveriges Riksbank.
- Bénassy, J.-P. (2008). Dynamic models with non-clearing markets. in *The New Palgrave Dictionary of Economics On line*.
- Bogdanski, J., A. Tombini, P. Freitas, & I. Goldfajn (2001). Inflation targeting in Brazil : Shocks, backward looking prices, and imf conditionality. *Working Paper Series 11*, Banco Central do Brasil.
- Bonnet, X. (1999). Peut-on mettre en évidence des rigidités à la baisse des salaires nominaux ? Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE. *Revue économique* 50(3), 557–570.
- Bonnet, X., E. Dubois, & L. Fauvet (1999). Asymétrie des inflations relatives et "menu costs". Tests sur l'inflation française. *Revue économique* 50(3), 547–556.
- Bordes, C. (2007). *La politique monétaire*. Editions La Découverte, Collection REPERES, Economie, Paris.
- Brischetto, A. & A. Richards (2006). The performance of trimmed mean measures of underlying inflation. *Research Discussion Paper* (2006-10), Reserve Bank of Australia.
- Bruno, M. (1995). Does inflation really lower growth? *Finance and Development* 32, 35–38, september.
- Bruno, M. & W. Easterly (1998). Inflation crises and long-run growth. *Journal of Monetary Economics* 41, 3–26.
- Bruno, O. & P. Musso (2000). Volatilité de l'inflation et croissance économique. *Revue Economique* 51(3), 693–701.

- Bryan, M. F. & S. G. Cecchetti (1993). The consumer price index as a measure of inflation. *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review* 29(4), 15–24, Fourth Quarter.
- Bryan, M. F. & S. G. Cecchetti (1996). Inflation and the distribution of price changes. *NBER Working Paper Series*, 5793.
- Bryan, M. F. & S. G. Cecchetti (1999a). Inflation and the distribution of price changes. *Review of Economics and Statistics* 81, 188–196.
- Bryan, M. F. & S. G. Cecchetti (1999b). Inflation and the distribution of price changes. *The Review of Economics and Statistics* 81(2), 188–196, May.
- Bryan, M. F., S. G. Cecchetti, & R. L. Wiggins (1997). Efficient inflation estimation. *NBER Working Paper n° 4505*.
- Bryan, M. P. & S. G. Cecchetti (1994). *Monetary Policy*, Chapter Measuring Core Inflation, pp. 195–215. Chicago University Press.
- Bryan, M. P. & C. J. Pike (1991). Median price changes : An alternative approach to measuring current monetary inflation. *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Commentary*, December 1.
- Buiter, W. H. (1998). The young person's guide to neutrality, price level indeterminacy, interest rate pegs and fiscal theories of the price level. *CEPR Discussion Papers* 799.
- Buiter, W. H. (1999). The fallacy of the fiscal theory of the price level. *CEPR Discussion Papers* 2205.
- Buiter, W.-H. & I. Hewitt (1981). Staggered wage setting with real wage relativities : Variations on a theme of Taylor. *The Manchester School* 49(3), 221–228.
- Bullard, J. & J. W. Keating (1995). The long-run relationship between inflation and output in postwar economies. *Journal of Monetary Economics* 36, 477–496.
- Burnside, C. & M. Eichenbaum (1996). Factor-hoarding and the propagation of business-cycle shocks. *The American Economic Review* 86(5), 1154–1174.
- Le Cacheux, J. L. (1997). Héritages keynésiens dans la pensée économique contemporaine. *La Documentation Française, Découverte de l'économie 2, Histoire de la pensée économique* (280), 79–84.
- Calvo, G. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics* 12(3), 383–398.
- Cameron, N., D. Hum, & W. Simpson (1996). Stylized facts and stylized illusions : Inflation and productivity revisited. *Canadian Journal of Economics* 29, 152–162.

- Campbell, J. Y. & N. G. Mankiw (1987). Permanent and transitory components in macroeconomic fluctuations. *American Economic Review* 77(2), 111–117.
- Canzoneri, M. & J. Gray (1985). Monetary policy games and the consequences of non-cooperative behavior. *International Economic Review* 26(3), 547–64.
- Capoen, F., H. Sterdyniak, & P. Villa (1994). Indépendance des banques centrales, politiques monétaire et budgétaire : une approche stratégique. *Revue de l'OFCE* 50, 65–102.
- Card, D. (1990). Unexpected inflation, real wages and unemployment determination in union contracts. *American Economic Review* 76, 1045–1071.
- Catte, P. & T. Slok (2005). Assessing the value of indicator of underlying inflation for monetary policy. *OECD Economics Department Working Papers N° 461*. November.
- Cecchetti, S. G. (1997). Measuring inflation for central bankers. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 79(3), 134–155, May.
- Chan, J. C. (2017). The stochastic volatility in mean model with time-varying parameters : An application to inflation modeling. *Journal of Business & Economic Statistics* 35(1), 17–28.
- Chan, J. C., G. Koop, & S. Potter (2013). A new model of trend inflation. *Journal of Business & Economic Statistics* 31(1), 94–106, American Statistical Association, January.
- Chari, V., L. E. Jones, & R. E. Manuelli (1996). Inflation, growth, and financial intermediation. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 78(3), 18–32.
- Chaudhuri, K., M. Greenwood-Nimmo, M. Kim, & Y. Shin (2013). On the asymmetric U-shaped relationship between inflation, inflation uncertainty, and relative price skewness in the UK. *Journal of Money, Credit and Banking* 45(7), 1431–1449.
- Chen, S.-S. (2009). Oil price pass-through into inflation. *Energy Economics* 31(1), 126–133.
- Chen, S.-W. & C.-S. Hsu (2016). Threshold, smooth transition and mean reversion in inflation : New evidence from european countries. *Economic Modelling* 53, 23–36.
- Christiano, L. & T. Fitzgerald (2000). Understanding the fiscal theory of the price level. NBER Working Papers 7668, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Christiano, L. J. & M. Eichenbaum (1990). Unit roots in real GNP : Do we know, and do we care ? *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Elsevier* 32(1), 7–61.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, & C. Evans (1996). The effects of monetary policy shocks : Evidence from the flow funds. *The Review of Economics and Statistics* 78(1), 16–34.
- Christoffersen, P. F. & P. Doyle (1998). From inflation to growth : Eight years of transition. *IMF Working Paper 98/99*.

- Chu, A. C., G. Cozzi, C.-C. Lai, & C.-H. Liao (2015). Inflation R&D and growth in an open economy. *Journal of International Economics* 96, 360–374.
- Chumo, N. A. M. & E. U. Mounkala (2020). Estimation empirique des courbes “OG-DG” de l’économie camerounaise depuis 2001. *BEAC Occasional Paper n° 02/20* (02/20).
- Clark, T. E. (1997). Cross-country evidence on long-run growth and inflation. *Economic Inquiry* XXXV, 70–81.
- Clark, T. E. (2001). Comparing measures of core inflation. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review* 86, 5–31.
- Clark, T. E. & T. Doh (2011). A bayesian evaluation of alternative models of trend inflation. *Working Paper* (1134), Federal Reserve Bank of Cleveland.
- Claus, I. (1997). A measure of underlying inflation in the United States. *Bank of Canada Working Paper* 97-20.
- Cochrane, J. H. (1988). How big is the random walk in GNP? *Journal of Political Economy* 96(5), 893–920.
- Cogley, T. (2002). A simple adaptive measure of core inflation. *Journal of Money, Credit and Banking* 34(1), 94–113.
- Cogley, T. & T. J. Sargent (2002). Evolving Post-World War II U.S. inflation dynamics. *NBER Macroeconomics Annual 2001*, MIT Press, Cambridge.
- Cogley, T. & A. M. Sbordone (2008). Trend inflation, indexation, and inflation persistence in the New Keynesian Phillips Curve. *American Economic Review* 98(5), 2101–2126.
- Colletaz, G. & C. Hurlin (2006). Threshold effects in the public capital productivity : An international panel smooth transition approach. *Working Paper, University of Orléans*.
- Conrad, C. & M. Karanasos (2005). Dual long-memory in inflation dynamics accross countries of the Euro Area and the link between inflation uncertainty and macroeconomic performance. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics* 9(4), November.
- Cooley, T. F. & G. D. Hansen (1991). The welfare cost of moderate inflation. *Journal of Money, Credit and Banking* 23, 483–503.
- Cotter, J. & K. Dowd (2006). U.S. core inflation : A wavelet analysis. *Available at <http://ssrn.com/abstract=993936>*.
- Creel, J. & H. Sterdyniak (2000). La théorie budgétaire du niveau des prix, un bilan critique. *hal-00972874, HAL archives-ouvertes.fr*.

- Cristodaro, R., M. Forni, L. Reichlin, & G. Veronese (2005). A core inflation indicator for the Euro Area. *Journal of Money, Credit and Banking* 37(3), 539–560.
- Croissant, Y. & G. Millo (2008). Panel data econometrics in R : The plm package. *Journal of Statistical Software* 27(2), 1–43.
- Crone, T. M., N. N. Khettry, L. J. Mester, & J. A. Novak (2013). Core measures of inflation as predictors of total inflation. *Journal of Money, Credit and Banking* 45(2-3), 505–519.
- Cukierman, A., S. Edwards, & G. Tabellini (1992). Seignorage and political instability. *American Economic Review* 82(3), 537–555.
- Cusbert, T. (2017). Estimating the NAIRU and the unemployment gap. *Reserve Bank of Australia Bulletin*, June Quarter, 13–22.
- Cutler, J. (2001). Core inflation in the UK. *External MPC Discussion Paper* (3), Bank of England.
- de Guimaraes e Souza, G. J., H. F. de Mendonça, & J. P. de Andrade (2016). Inflation targeting on output growth : A pulse dummy analysis of dynamic macroeconomic panel data. *Economic Systems* 40, 145–169.
- Debrun, X. & C. Wyplosz (1999). Onze gouvernements et une banque centrale. *Revue d'Economie Politique* 109(3), 387–424.
- del Negro, M. & C. Otrok (2008). Dynamic factor models with time-varying parameters : Measuring changes in international business cycles. *Staff Report, Federal Reserve Bank of New York* (326).
- Desquilbet, J.-B. & P. Villieu (1998). La théorie du policy mix : un bilan critique. *Revue d'économie financière* (45), 31–62.
- Dewachter, H. & H. Lustig (1997). A cross-country comparison of CPI as a measure of inflation. *Center for Economics Studies Discussion Paper Series* (97.06).
- Dimand, R. W. & B. J. Spencer (2009). Trevor Swan and the neoclassical growth model. *History of Political Economy* 41, 107–126.
- Dixon, H. D. (2007). New Keynesian macroeconomics : Entry For New Palgrave Dictionary of Economics, 2nd Edition. Cardiff Economics Working Papers E2007/3, Cardiff University, Cardiff Business School, Economics Section.
- Donath, L. & B. Dima (2003). The structural inflation in Romania. *West University Timisoara, Faculty of Economics*.

- Dornbusch, R. & J. A. Frenkel (1973). Inflation and growth : Alternative approaches. *Journal of Money, Credit and Banking* 5(1), 141–156.
- Dorrance, S. (1963). The effect of inflation on economic development. *IMF Staff Papers* 10, 1–47.
- Dossche, M. & G. Everaert (2005). Measuring inflation persistence : A structural time series approach. *ECB Working Paper Series No. 495, European Central Bank*.
- Dotsey, M. & P. D. Sarte (2000). Inflation uncertainty and growth in a cash-in-advance economy. *Journal of Monetary Economics* 45(3), 631–655.
- Drukker, D., P. Gomis-Porqueras, & P. Hernandez-Verme (2005). Threshold effect in the relationship between inflation and growth : A new panel-data approach. *MPRA Working Paper 38225*.
- Eckstein, O. (1981). *Core Inflation*. NJ, Prentice Hall.
- Eggoh, J. C. & M. Khan (2014). On the nonlinear relationship between inflation and economic growth. *Research in Economics* 68, 133–143.
- Espinoza, R., H. Leon, & A. Prasad (2012). When should we worry about inflation? *The World Bank Economic Review* 26(1), 100–127.
- Fabayo, J. A. & O. T. Ajilore (2006). Inflation : How much is too much for economic growth in nigeria. *Indian Economic Review, New Series* 41(2), 129–147.
- Fase, M. & G. Folkertsma (1996). Measuring core inflation : An attempt to operational Carl Menger’s concept of the inner value of money. *Staff Report* (8), De Nederlandsche Bank.
- Feldstein, M. (1996). The cost and benefits of going from low inflation to price stability. *NBER Working Paper* 5469.
- Fischer, S. (1977). Long-term contracts, rational expectations, and the optimal money supply rule. *Journal of Political Economy* 85, 191–205.
- Fischer, S. (1993). The role of macroeconomic factors in growth. *Journal of Monetary Economics* 32, 485–512.
- Flayols, A. (2011). Hétérogénéité de la zone euro et politique monétaire. *Economies et Finances, dumas-00647031*.
- Flouzat, D. (2003). *Les stratégies monétaires* (1ère édition ed.). Puf.
- Fournier, J.-M. (2005). Mesurer l’inflation sous-jacente de la zone euro. *Diagnostics, Prévisions et Analyses Economiques* 74, 1–9, juin.

- Friedman, M. (1963). *Inflation : causes and consequences*. Asia Publishing House, New York.
- Friedman, M. (1970). *The Counter-Revolution in Monetary Theory*. Fifth Impression, Transatlantic Arts Publisher.
- Friedman, M. & A. J. Schwartz (1963). *A Monetary History of the United States, 1867-1960*. Princeton University Press.
- Frimpong, J. M. & E. F. Oteng-Abayie (2010). When is inflation harmful? Estimating the threshold effect for Ghana. *American Journal of Economics and Business Administration* 2(3), 225–232.
- Fuhrer, J. & G. Moore (1995). Inflation persistence. *Quarterly Journal of Economics* 110(1), 127–160.
- Fuhrer, J. C. (2005). Intrinsic and inherited inflation persistence. *Working Papers , No. 05-8, Federal Reserve Bank of Boston, Boston, MA*.
- Fuhrer, J. C. (2009). Inflation persistence. *Federal Reserve Bank of Boston Research Department Working Paper No. 09-14*.
- Gadea, M. D. & L. Mayoral (2005). The persistence of inflation in OECD countries : A fractionally integrated approach. *MPRA Paper n° 815, Munich Personal Repec Archive*.
- Galí, J. & M. Gertler (1999). Inflation dynamics : A structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics* (44), 195–222.
- Galí, J., M. Gertler, & D. Lopez-Salido (2001). European inflation dynamics. *European Economic Review* 45(7), 1237–1270, June.
- Gamber, E. N. & J. K. Smith (2016). Time-series measures of core inflation. *RPF Working Paper N° 2016-008*.
- Garcia, M. M., J. R. Ruiz, & N. J. A. Vazquez (2005). A svar model for estimating core inflation in the euro zone. *Applied Economics Letters* 12(3), 149–154.
- Garnier, C., E. Mertens, & E. Nelson (2015). Trend inflation in advanced economies. *International Journal of Ventral Banking* 11 (S1), 65–136.
- Gartner, C. & G. D. Wehinger (1998). Core inflation in selected european union countries. In *Topics in monetary policy modelling, BIS Conference Papers*, Volume 6, pp. 1–44.
- Gassen, J. (2018). *ExPanDaR : Explore Panel Data Interactively*. R package version 0.2.0.
- Gautier, E. (2009). Les ajustements microéconomiques des prix : une synthèse des modèles théoriques et résultats empiriques. *Revue d'économie politique* 119(3), 323–372.

- Geweke, J. & S. Porter-Hudak (1983). The estimation and application of long memory time series models. *Journal of Time Series Analysis* 4(4), 221–238.
- Ghosal, V. & P. Loungani (1995). Evidence on nominal wage rigidity from a panel of U.S. manufacturing industries. *International Finance Discussion Papers* (512). Board of Governors of the Federal Reserve System, June.
- Ghosh, A. & S. Phillips (1998). Warning : Inflation may be harmful to your growth. *IMF Staff Papers* 45, 672–710.
- Giannone, D. & T. Matheson (2006). A new core inflation indicator for New Zealand. *Discussion Paper* (2006/10), Reserve Bank of New Zealand, December.
- Gillman, M. & M. Kejak (2002). Modelling the effect of inflation : Growth, levels, and Tobin. In D. K. Levine (Ed.), *Proceeding of the 2002 North American Summer Meetings of the Econometric Society : Money*.
- Gillman, M. & M. Kejak (2005). Contrasting models of the effect of inflation on growth. *Journal of Economic Surveys* 19(1), 113–136.
- Gillman, M. & M. Kejak (2011). Inflation, investment and growth : A money and banking approach. *Economica* 78(310), 260–282.
- Gillman, M., M. Kejak, & A. Valentinyi (1999). Inflation and growth : Non-linearities and financial development. *Transition Economics Series 13, Institute of Advanced Studies, Vienna*.
- Gomme, P. (1993). Money and growth : Revisited. *Journal of Monetary Economics* 32, 51–77.
- Gonzalez, A., T. Teräsvirta, & D. van Dijk (2005). Panel smooth transition regression models. *Working Paper Series in Economics and Finance* (No. 604).
- Gonzalez, A., T. Teräsvirta, D. van Dijk, & Y. Yang (2017). Panel smooth threshold regression models. *CREATES Research Paper 2017-36*.
- Gonzalo, J. & C. Granger (1995). Estimation of common long-memory components in cointegrated systems. *Journal of Business & Economic Statistics* 13(1), 27–35.
- Goodfriend, M. & R. King (1997). *NBER Macroeconomics Annual 1997*, Volume 12, Chapter The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy, pp. 231–296. MIT Press.
- Gospodinov, N. (2016). The role of commodity prices in forecasting U.S. core inflation. *Working Paper Series, Working Paper 2016-5, Federal Reserve Bank of Atlanta*. February.
- Granger, C. W. J. (1986). Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48(3), 213–228.

- Granger, C. W. J. & R. Joyeux (1980). An introduction to long-range time series models and fractional differencing. *Journal of Time Series Analysis* 1, 15–29.
- Gray, J.-A. (1976). Wage indexation : A macroeconomic approach. *Journal of Monetary Economics* 2, 221–235.
- De Gregorio, J. (1993). Inflation, taxation and long-run growth. *Journal of Monetary Economics* 31, 271–298.
- Grimes, A. (1991). The effects of inflation on growth : Some international evidence. *Weltwirtschaftliches Archiv* 127(4), 631–644.
- Guillaumont-Jeanneney, S. & H. Ping (2002). L’effet Balassa-Samuelson et les différences d’inflation entre les provinces chinoises. *Revue d’économie du développement* 10, 33–60.
- Gylfason, T. (1991). Inflation, growth and external debt : A view of the landscape. *World Economy* 56, 279–297.
- Gylfason, T. (1998). Output gains from economic stabilization. *Journal of Development Economics* 56, 81–96.
- Gylfason, T. (1999). Exports, inflation, and growth. *World Development* 14(3), 1031–1057.
- Gylfason, T. & T. T. Herbertsson (2001). Does inflation matter for growth? *Japan and the World Economy* 13, 405–428.
- Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *Econometrics Journal* 3(2), 148–161.
- Hairault, J.-O. (2000). *Analyse macroéconomique - Tome 1*. La Découverte.
- Hairault, J.-O. & F. Portier (1993). Monnaie et inflation dans un modèle de cycles réels. *Recherches Economiques de Louvain* 59(4), 427–461.
- Hall, R. E. (1989). Invariance properties of Solow’s productivity residual. *NBER Working Paper No. w3034*.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. Princeton : Princeton University Press.
- Hansen, B. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels : Estimating, testing and inference. *Journal of Econometrics* 93, 345–368.
- Hartmann, M. & J. Roestel (2013). Inflation, output and uncertainty in the era of inflation targeting - a multi-economy view on causal linkages. *Journal of International Money and Finance* 37, 98–112.

- Hasanov, F. (2011). Relationship between inflation and economic growth in azerbaijani economy : Is there any threshold effect ? *MPRA Paper No 33494, posted 23. October 2011 03 :30 UTC*.
- Haslag, J. H. (1998). Monetary policy, banking, and growth. *Economic Inquiry* 36, 489–500.
- Haubrich, J. & R. King (1990). Sticky prices, money and business fluctuations. *Journal of Money, Credit and Banking* 23(243-259).
- Heather, L. & R. Tierney (2012). Examining the ability of core inflation to capture the overall trend of total inflation. *Applied Economics* 44, 493–514.
- Henchoz, P. (2016). *Les éléphants blancs dans les projets africains*. Editions HHH - Montreux.
- Hineline, D. R. (2007). Examining the robustness of the inflation and growth relationship. *Southern Economic Journal* 73(4), 1020–1037.
- Hogan, S., M. Johnson, & T. Lafèche (2001). Core inflation. *Bank of Canada Technical Reports* 89.
- Hogg, R. V. (1967). Some observations on robust estimation. *Journal of the American Statistical Association* 62, 1179–1186.
- Hosking, J. R. M. (1981). Fractional differencing. *Biometrika* 68(1), 165–176.
- Hume, D. (1752). *Essays*. George Routledge and Sons, London.
- Hurlin, C. & V. Mignon (2007). Une synthèse des tests de cointégration sur données de panel. *Economie & prévision* (180-181), 241–265.
- Ibarra, R. & D. R. Trupkin (2016). Reexamining the relationship between inflation and growth : Do institutions matter in developing countries. *Economic Modelling* 52, 332–351.
- Irac, D. (2000). Estimation of a time varying NAIRU for France. *Banque de France, Working papers NER* 75.
- Ireland, P. (1994). Money and growth : An alternative approach. *American Economic Review* 55, 1–14.
- Ireland, P. (2004). A method for taking models to the data. *Journal of Economic Dynamics and Control* 28(6), 1205–1226.
- Jacquinot, P. (2001). L'inflation sous-jacente en France, en Allemagne et Royaume-Uni. *La documentation française, Economie & Prévision* 2001/1 (147), 171–185.
- Jaramillo, C. F. (1999). Inflation and relative price variability : Reinstating Parks' results. *Journal of Money, Credit and Banking* 31(3), pp. 375–385.

- Jayathileke, P. M. B. & R. M. K. T. Rathnayake (2013). Testing the link between inflation and economic growth : Evidence from Asia. *Modern Economy* 4, 87–92.
- Johnson, M. (1999). *Core Inflation : A Measure for Policy Purposes*. Bank of International Settlements.
- Jorgenson, D. W. & Z. Griliches (1967). The explanation of productivity change. *The Review of Economic Studies* 34(99), 249–280.
- Judson, R. & A. Orphanides (1999). Inflation, volatility and growth. *International Finance* 2, 117–138.
- Kar, S. (2009). Statistical tools as measures of core inflation for India. *Indian Economic Review, New Series* 44(2), 225–245.
- Kasa, K. (1992). Common stochastic trends in international stock markets. *Journal of Monetary Economics* 29(1), 95–124.
- Kearns, J. (1998). The distribution and measurement of inflation. *Research Discussion Paper* (9810), Reserve Bank of Australia.
- Kempf, H. (1992a). Les rigidités nominales : développements récents - I. *Revue d'économie politique* 102(1), 1–44, janvier–février 1992, Editions Dalloz.
- Kempf, H. (1992b). Les rigidités nominales : développements récents - II. *Revue d'économie politique* 102(2), 55–206.
- Kempf, H. (2000). Chocs nominaux, rivalités salariales et non stationnarité du produit agrégé. *Revue économique* 51(4), 831–841.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. International Relations and Security Network, ETH Zurich.
- Khan, M., L. Morel, & P. Sabourin (2015). A comprehensive evaluation of measures of core inflation for Canada. *Discussion Paper 2015-12, Bank of Canada*. October.
- Khan, M. & A. S. Senhadji (2001). Threshold effects in the relationship between inflation and growth. *IMF* 48, 1–21.
- King, R. G., C. I. Plosser, J. H. Stock, & M. W. Watson (1991). Stochastic trends and economic fluctuations. *American Economic Review* 81, 819–858.
- Kleiber, C. & C. Lupi (2011). *punitroots : Testing for unit roots in panels of (Economic) time series, with and without cross-sectional dependence*.
- Kormendi, R. & P. Meguire (1985). Macroeconomic determinants of growth : Cross-country evidence. *Journal of Monetary Economics* 16(2), 141–163.

- Kozicki, S. & P. A. Tinsley (2010). Les sources de la persistance de l'inflation. *Banque du Canada WP*.
- Kremer, S., A. Bick, & D. Nautz (2013). Inflation and growth : New evidence from a dynamic panel threshold analysis. *Empirical Economics* 44, 861–878.
- Kydland, F. E. & E. C. Prescott (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica* 50(6), 1345–1370.
- Labarthe, G. & F.-X. Verschave (2007). *L'Or africain : Pillages, trafics & commerce international*. Agir ici et Survie, Dossiers Noirs 22.
- Labrousse, A. & F.-X. Verschave (2002). *Les pillards de la forêt*. Agir ici et Survie, Dossiers Noirs 17.
- Laffargue, J.-P. & P. Malgrange (1995). Les développements récents de la macro-économie de la concurrence imparfaite : Avant-propos. *Annales d'Economie et de Statistique* (37/38), 1–27.
- Laffargue, J.-P., P. Malgrange, & P. Morin (2012). La nouvelle synthèse néoclassique : une introduction. *Economie et Statistique* (451-453), 31–44.
- Lafèche, T. (1997). Mesures du taux d'inflation tendanciel. *Document de travail de la Banque du Canada n° 97-9*.
- Landais, B. (2008). *Leçons de politique monétaire*. Ouvertures Economiques, 1ère édition, De Boeck Université.
- Lardic, S. & V. Mignon (1999). La mémoire longue en économie : une revue de la littérature. *Journal de la société française de statistique* 140(2), 5–48.
- Lardic, S., V. Mignon, & C. Jessua (1996). Les tests de mémoire longue appartiennent-ils au "camp du démon" ? *Revue économique* 47(3), 531–540.
- Laskar, D. (2001). Coordination des politiques budgétaires entre pays et variable de stratégie de la banque centrale. *Revue Economique* 52(3), 553–561.
- Laskar, D. (2003). Policy-mix : le besoin de coordination des politiques budgétaires entre pays est-il accru en union monétaire ? *Recherches Economiques de Louvain* 69, 267–292.
- Lassoued, A. (2008). Quel(s) indicateur(s) d'inflation sous-jacente pour la Tunisie. *Stateco* 103, 19–37.
- Leeper, E. M. (1991, February). Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies. *Journal of Monetary Economics* 27(1), 129–147.
- Leschinski, C. (2019). *LongMemoryTS : Long Memory Time Series*. R package version 0.1.0.

- Levin, A., C.-F. Lin, & C.-S. J. Chu (2002). Unit root tests in panel data : Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics* 108, 1–24.
- Levy, D., M. Bergen, S. Dutta, & R. Venable (1997). The magnitude of menu costs : Direct evidence from large U.S. supermarket chains. *The Quarterly Journal of Economics* 112(3), 791–825.
- L’Horty, Y. & F. Thibault (1997). Le NAIRU en France : les insuffisances d’une courbe de Phillips. *Economie & Prévision* (127), 83–99.
- Litterman, R. B. (1979). Techniques of forecasting using vector autoregressions. Working Papers 115, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Litterman, R. B. (1986). Forecasting with bayesian vector autoregressions : Five years of experience. *Journal of Business & Economic Statistics* 4(1), 25–38.
- Lopez-Villavicencio, A. & V. Mignon (2011). On the impact of inflation on output growth : Does the level of inflation matter ? *Journal of Macroeconomics* 33(455-464).
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer.
- Lütkepohl, H., P. Saikkonen, & C. Trenkler (2004). Testing for the cointegrating rank of a VAR process with level shift at unknown time. *Econometrica* 72(2), 647–662.
- Lucas, R. E. J. (1972). Expectations and the neutrality of money. *Journal of Economic Theory* 4, 103–124.
- Lucas, R. E. J. (1980). Two illustrations of the quantity theory of money. *The American Economic Review* 70(5), 1005–1014.
- Macklem, T. (2001). A new measure of core inflation. *Research Department, Bank of Canada, Autumn*.
- Maddala, G. S. & S. Wu (1999). A comparative study of unit root test with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61(51), 631–652.
- Maechler, M. (2020). *fracdiff : Fractionally Differenced ARIMA aka ARFIMA(P,d,q) Models*. R package version 1.5-1.
- Mallik, G. & A. Chowdhury (2001). Inflation and economic growth : Evidence from south asian countries. *Asian Pacific Development Journal* 8, 123–135.
- Mankikar, A. & J. Paisley (2004). Core inflation : A critical guide. *Bank of England Working Paper* (242).
- Mankiw, G. N. (2001). The inexorable and mysterious tradeoff between inflation and unemployment. *Economic Journal* (111), C45–C61.

- Mankiw, N. G. (1985). Small menu cost and large business cycles : A macroeconomic of monopoly. *Quarterly Journal of Economics* 100, 529–537, May.
- Mankiw, N. G. (1994). *Monetary Policy*. The University of Chicago Press.
- Mankiw, N. G. & R. Reis (2002). Sticky information versus sticky prices : A proposal to replace the New Keynesian Phillips Curve. *Quarterly Journal of Economics* 117(4/2002), 1295–1328.
- Marques, C. R., P. D. Neves, & L. M. Sarmiento (2003, July). Evaluating core inflation indicators. *Economic Modelling, Elsevier* 20(4), 765–775.
- Martel, S. (2008). A structural VAR approach to core inflation in Canada. *Discussion Paper n° 2008-10*.
- McCallum, B. T. (1993). Unit roots in macroeconomic time series : Some critical issues ,. *FRB Richmond Economic Quarterly* 79(2), 13–43.
- McCallum, B. T. (2001, February). Indeterminacy, bubbles, and the fiscal theory of price level determination. *Journal of Monetary Economics* 47(1), 19–30.
- McCallum, B. T. & M. S. Goodfriend (1988). Money : Theoretical analysis of the demand for money. *FRB Richmond-Economic Review* 74(1), 16–24.
- McCandless, G. T. & W. Weber (1995). Some monetary facts. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 19(Sum), 2–11.
- Mellander, E., A. Vredin, & A. Warne (1992). Stochastic trends and economic fluctuations in a small open economy. *Journal of Applied Econometrics* 7(4), 369–394.
- Mertens, E. & J. M. Nason (2015). Inflation and professional forecast dynamics : An evaluation of stickiness, persistence, and volatility. *CAMA Working Paper No. 6/2015*.
- Mialou, A. (2002). L'inflation sous-jacente en Afrique du Sud et au Gabon : une modélisation à partir de l'approche VAR structurelle. *BEAC Notes d'Etudes et de Recherche N° 1*.
- Mohseni, M. & F. Jouzaryan (2016). Examining the effects of inflation and unemployment on economic growth in Iran (1996-2012). *Procedia Economics and Finance* 36, 381–389.
- Mondjeli, I. M. M. N. & P. C. Tsopmo (2017). Non-linéarité entre inflation et croissance économique : quels enseignements pour la zone BEAC ? *Revue d'économie du développement* 25(2), 41–62.
- Morana, C. (2004). A structural common factor approach to core inflation estimation and forecasting. *Working Paper Series N° 305, European Central Bank, February*.
- Moukalla, E. U. (2018). Estimation d'une fonction de demande de monnaie dans la CEMAC. *Stateco* (112), 35–51.

- Mubarik, A. Y. (2005). Inflation and growth : An estimate of the threshold level of inflation in pakistan. *State Bank of Pakistan Working Paper N° 8*.
- Mundell, R. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *The Canadian Journal of Economics and Political Science* 29(4), 475–485.
- Nakamura, E. & J. Steinsson (2013). Price rigidity : Microeconomic evidence and macroeconomic implications. *Annual Review of Economics, Annual Reviews* 5(1), 133–163.
- Narayan, P. K., S. Narayan, & S. Mishra (2011). Do remittances induce inflation ? Fresh evidence from developing countries. *Southern Economic Journal* 77(4), 914–933.
- NBP (2018). Methodology of calculating core inflation measures published by Narodowi Bank Polski. *Economic Department Analysis, Warsaw*.
- Ndoricimpa, A. (2017). Threshold effects of inflation on economic growth in Africa : Evidence from a dynamic panel threshold regression. *African Development Bank Group Working Paper Series N° 249*.
- Nessén, M. & U. Söderström (2000). Core inflation and monetary policy. *Sveriges Riksbank Working Paper* (110).
- Nickerson, D. (1985). A theorem on policy neutrality. *European Economic Review* 28, 331–345.
- Nielsen, M. O. & P. Frederiksen (2011). Fully modified narrow-band least squares estimation of weak fractional cointegration. *The Econometrics Journal* 14(1), 77–120.
- OCDE (2005). Mesurer et évaluer l'inflation sous-jacente. *Perspectives Economiques de l'OCDE* 1(77), 155–173.
- OCDE (2010). Evaluation générale de la situation macroéconomique. *Perspectives Economiques de l'OCDE* 2010(2), 11–81.
- Okun, A. (1970). *Inflation in the Problems it Creates and the Policies it Requires*, Chapter Inflation : The Problems and Prospects Before Us, pp. 3–53. New York University Press.
- Oxfam-France (1999). *Projet pétrolier Tchad-Cameroun : Dés pipés sur le pipe-line*. Agir ici et Survie, Dossiers Noirs 13.
- Padoa-Schioppa, T. (1987). *Efficacité, stabilité, équité*. Economica.
- Passet, O., C. Riffart, & H. Sterdyniak (1997). Ralentissement de la croissance potentielle et hausse du chômage. *Revue de l'OFCE* (60), 109–146.
- Pedersen, M. (2006). An alternative measure of core inflation. *Central Bank of Chile Working Paper N° 366*.

- Pedroni, P. (1998). Testing for convergence to common steady states in nonstationary heterogeneous panels. *Working Paper in Economics, Indiana University*.
- Pereau, J.-C. (1998). Négociation salariale en terme réel et en terme nominal : Une analyse des propriétés dynamiques d'un modèle avec contrats échelonnés. *Recherches Economiques de Louvain* 64(3), 293–317.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica* 57(6), 1361–1401.
- Perron, P. (1992). Racines unitaires en macroéconomie : le cas d'une variable. *L'Actualité économique* 68(1-2), 325–356.
- Pfaff, B. (2008). *Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R* (Second ed.). New York : Springer. ISBN 0-387-27960-1.
- Phelps, E. & J. B. Taylor (1977). Stabilizing powers of monetary policy under rational expectations. *Journal of Political Economy* 85, 163–190.
- Picchetti, P. & F. Kanczuk (2001). An application of Quah and Vahey's SVAR methodology for estimating core inflation in Brazil. Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 29th Brazilian Economics Meeting] 019, ANPEC - [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics].
- Pincheira, P., J. Selaive, & J. L. Nolzco (2016). The evasive predictive ability of core inflation. *MPRA Paper N° 68704*.
- Pollin, R. & A. Zhu (2006). Inflation and economic growth : A cross-country nonlinear analysis. *Journal of Post Keynesian Economics* 28(4), 593–614.
- Portier, F. (1994). Les ajustements des prix et des salaires : enjeux théoriques et mesure statistique. *Economie & Statistique* (273), 53–73.
- Poterba, J. M., J. J. Rotemberg, & L. Summers (1986). A tax-based test of nominal rigidities. *American Economic Review* 76, 659–675.
- Quah, D. & S. P. Vahey (1995). Measuring core inflation. *The Economic Journal* 105, 1130–1144, September.
- Quijada, A. (2004). Productivité globale des facteurs et croissance dans un contexte de changement institutionnel : le cas du Venezuela. *CERDI*.
- Reisen, V. A. (1994). Estimation of the fractional difference parameter in the ARFIMA(p,d,q) model using the smoothed periodogram. *Journal of Time Series Analysis* 15(1), 335–350.

- Rich, R. W. & S. Charles (2007, December). A comparison of measures of core inflation. *Economic Policy Review* 13(3), 19–38.
- Roache, S. K. (2014). Inflation persistence in Brazil - accross country comparison. *IMF Working Paper WP/14/55, International Monetary Fund*.
- Roberts, I. (2005). Underlying inflation : Concepts measurement and performance. *Research Discussion Paper* (2005-05), Reserve Bank of Australia.
- Robinson, P. M. (1994). Semiparametric analysis of long-memory time series. *The Annals of Statistics* 22(1), 515–539.
- Roger, S. (1995). Measures of underlying inflation in New Zealand. *Discussion Paper* (G95/5), Reserve Bank of New Zealand.
- Roger, S. (1997). A robust measure of core inflation in New Zealand. *Discussion Paper* (G97/7), Reserve Bank of New Zealand.
- Roger, S. (1998a). Core inflation : Concepts, uses and measurement. *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper, G98/9*.
- Roger, S. (1998b). Core inflation : Concepts, uses and measurement. *Discussion Paper* (G98/9), Reserve Bank of New Zealand.
- Romer, C. & D. Romer (1989). Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz. *NBER Macroeconomics Annual* 4, 121–184.
- Romer, D. (1996). *Advanced macroeconomics*. Mc Graw Hill, New York.
- Romer, D. (2008). *Real Rigidities*. From The New Palgrave Dictionary of Economics.
- Rotemberg, J. (1982a). Monopolistic price adjustment and aggregate output. *Review of Economic Studies* 44, 517–531.
- Rotemberg, J. (1982b). Sticky prices in the United States. *Journal of Political Economy* 90, 1187–1211.
- Rousseau, P. L. & P. Wachtel (2002). Inflation thresholds and the finance-growth nexus. *Journal of International Money and Finance* 21, 777–793.
- Rousseeuw, P., I. Ruts, & J. W. Tukey (1999). The bagplot : A bivariate boxplot. *The American Statistician* (53), 382–387.
- Saeed, A. A. J. (2007). Inflation and economic growth in kuwait 1985-2005 : Evidence from co-integration and error correction model. *Journal of Applied Econometrics and International Development* 7, 143–155.

- Samuelson, P. A. (1964). Theoretical notes on trade problems. *Review of Economics and Statistics* 46(2), 145–154.
- Sapir, J. (2012). Inflation monétaire ou inflation structurelle ? Un modèle hétérodoxe bi-sectoriel. *FMSH-WP-2012-14*, juin.
- Sarel, M. (1996). Nonlinear effects of inflation on economic growth. *International Monetary Fund Staff Papers* 43, 199–215.
- Sargent, T. J. & N. Wallace (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 5(3), 1–18.
- Sax, C. & P. Steiner (2016). *tempdisagg : Methods for Temporal Disaggregation and Interpolation of Time Series*. R package version 0.25.0.
- Schembri, L. (2017). Les fondements de l’inflation fondamentale. In *Discours prononcé au Département d’économie, Université Western London (Ontario) par le Sous-Gouverneur à la Banque du Canada*.
- Seleteng, M., M. Bittencourt, & R. van Eyden (2013). Non-linearities in inflation-growth nexus in the SADC region : A panel smooth transition regression approach. *Economic Modelling* 30, 149–156.
- Shahiduzzaman, M. (2009). Measuring core inflation in Bangladesh : The choice of alternative methods. *The Bangladesh Development Studies XXXII*(1), 23–44.
- Shamim, A. & G. Mortaza (2005). Inflation and economic growth in Bangladesh : 1981-2005. *Policy Analysis Unit, Research Department, Bangladesh Bank, Working Paper Series WP 0604*.
- Shao, J.-L. (2016). Estimate of chinese core inflation rate : The application of state space model based on time-varying parameter. *2nd Annual International Conference on Social Science and Contemporary Humanity Development*, 761–767.
- Shi, S. (1999). Search, inflation and capital accumulation. *Journal of Monetary Economics* 44, 81–103.
- Shiratsuka, S. (1997). Inflation measures for monetary policy : Measuring underlying inflation trend and its implication for monetary policy implementation. *Bank of Japan Institute for Monetary and Economic Studies, IMES Discussion Paper Series 97-E-7*.
- Sidrauski, M. (1967). Rational choice and patterns of growth in a monetary economy. *American Economic Review* 57, 534–544.
- Silver, M. (2007). Core inflation : Measurement and statistical issues in choosing among alternative measures. *IMF Staff Papers* 54(1), 163–190. International Monetary Fund.

- Sims, C. A. (1994). A Simple Model for Study of the Determination of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policy. *Economic Theory* 4(3), 381–399.
- Singh, K. & K. Kalirajan (2003). The inflation-growth nexus in India : An empirical analysis. *Journal of Policy Modeling* 25(4), 377–398.
- Siviero, S. & G. Veronese (2011). A policy-sensible benchmark core inflation measure. *Oxford Economic Papers* 63, 648–672.
- Smets, F. & R. Wouters (2003). An estimated stochastic dynamic general equilibrium model of the Euro Area. *Journal of the European Economic Association* 1(5), 1123–1175.
- Smith, J. K. (2004). Weighted median inflation : Is this core inflation ? *Journal of Money, Credit and Banking* 36(2), 253–263.
- Solow, R. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics* 70, 65–94.
- Solow, R. (1957). Technical change and the aggregate production function. *Review of Economics and Statistics* 39(3), 312–320.
- Sowell, F. (1992). Maximum likelihood estimation of stationary univariate fractionally integrated time series models. *Journal of Econometrics* 53, 165–188.
- Sterdyniak, H., H. L. Bihan, P. Cour, & H. Delessy (1997). Le taux de chômage d'équilibre, anciennes et nouvelles approches. *Revue de l'OFCE* (60), 147–186.
- Sterdyniak, H. & P. Villa (1993). Equilibres conjoncturels cohérents et coordination des politiques économiques. *Revue d'Economie Politique* 103(2), 221–251.
- Stock, J. H. & M. W. Watson (1988). Testing for common trends. *Journal of the American Statistical Association* (83), 1097–1107.
- Stock, J. H. & M. W. Watson (1991). *A probability model of the coincident economic indicators*, Chapter in K. Lahiri & G. H. Moore (eds), “Leading economic indicator : New approach and forecasting records”, pp. 63–90. Cambridge University Press.
- Stock, J. H. & M. W. Watson (2007). Why has U.S. inflation become harder to forecast ? *Journal of Money, Credit and Banking, Supplement to* 39(1), 3–33.
- Stock, J. H. & M. W. Watson (2015). Core inflation and trend inflation. *NBER Working Paper N° 21282*.
- Stockman, A. C. (1981). Anticipated inflation and the capital stock in a cash-in-advance economy. *Journal of Monetary Economics* 8, 387–393.

- Sumner, S. & S. Silver (1989). Real wages, employment and the Phillips Curve. *Journal of Political Economy* 97, 706–720.
- Svensson, J. (1998). Investment, property rights and political instability : Theory and evidence. *European Economic Review* 42(7), 1317–1341.
- Swan, T. (1956). Economic growth and capital accumulation. *Economic Record* 32, 344–361.
- Taylor, J. B. (1979). Staggered wage setting in macro model. *American Economic Review* 69, 108–113.
- Taylor, J. B. (1980a). Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of Political Economy* 88, 1–23.
- Taylor, J. B. (1980b). Staggered wage and price setting in macroeconomics. *Journal of Political Economy* 88(1), 1–23.
- Taylor, J. B. (1999). *Monetary Policy Rules*. The University of Chicago Press.
- Temple, J. (2000). Inflation and growth : Stories short and tall. *Journal of Economic Surveys* 14, 395–426.
- Teräsvirta, T., D. Tjorstheim, & C. Granger (2010). *Modelling nonlinear economic relationships*. Oxford : Oxford University Press.
- Thanabalasingam, V. (2013). Inflation and economic growth : A dynamic panel threshold analysis for asian economics. *Journal of Asian Economics* 26(C), 31–41.
- Thanh, S. D. (2015). Threshold effects of inflation on growth in the ASEAN-5 countries : A panel smooth transition regression approach. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science* 20, 41–48.
- Thirlwall, A. & A. Barton (1971). Inflation and growth : The international evidence. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review* 24(98), 263–275.
- Thomas, Y. (2016). *Centrafrique : un destin volé*. Agir ici et Survie, Dossiers Noirs 26.
- Tobin, J. (1965). Money and economic growth. *Econometrica* 33, 671–684.
- Tobin, J. (1972). Inflation and unemployment. *American Economic Review* (62), 1–18.
- Trichet, J.-C. (2003). Zone monétaire optimale et mise en oeuvre des politiques économiques, allocution prononcée à l’occasion du 40ème anniversaire de la société universitaire européenne de recherches financières. *Bulletin de la banque de France* (120).
- Tukey, J. W. (1977). *Exploratory data analysis*. Reading, MA.

- Turner, D., L. Boone, C. Giorno, M. Meacci, D. Rae, & P. Richardson (2001, November). L'estimation du taux de chômage structurel des pays de l'OCDE. *Revue de l'OCDE* (33).
- Verschave, F.-X. (2001). *L'envers de la dette : Criminalité politique et économique au Congo-Brazza et en Angola*. Agir ici et Survie, Dossiers Noirs 16.
- Villieu, P. (1993). Inflation et accumulation du capital : le rôle de la substituabilité entre consommation et encaisses réelles. *Annales d'Economie et de Statistique* (27), 73–89.
- Villieu, P. (2000). *Macroéconomie : l'investissement* (La Découverte ed.). Paris : La Découverte.
- Villieu, P. (2003). Pacte de stabilité, crédibilité du policy mix et coordination des politiques budgétaires en union monétaire. *Revue économique* 54(1), 25–46.
- Villieu, P. (2004). Une macroéconomie sans LM? Un modèle de synthèse pour l'analyse des politiques conjoncturelles. *Revue d'économie politique* 114, 289–322.
- Villieu, P. (2019). *Macroéconomie : l'investissement* (La Découverte ed.), Chapter V. Investissement, progrès technique et croissance, pp. 93–114. Paris : La Découverte.
- Villieu, P. & T. Rajhi (1993). Accélération monétaire et croissance endogène. *Revue économique* 44(2), 257–286.
- Wang, B., M. Wang, & N. H. Chan (2015). Residual-based test for fractional cointegration. *Economics Letters* (126), 43–46.
- Wickens, M. (2010). *Analyse macroéconomique approfondie : Une approche par l'équilibre général dynamique* (Traduction de la première édition américaine par Marc Sangnier, Mouhamadou Sy et Hamidreza Tabarraei, De Boeck ed.). Ouvertures Economiques, De Boeck Université.
- Wieland, V., E. Afanasyeva, M. Kuete, & J. Yoom (2016). *New Methods for Macro Financial Model Comparison and Policy Analysis*. in John B. Taylor & Harald Uhlig (Eds), Handbook of Macroeconomics, vol. 2, Elsevier, Amsterdam.
- Wiesiolek, P. & A. Kosior (2010). To what extent can we trust core inflation measures? The experience of CEE countries. In B. f. I. Settlements (Ed.), *Measurement of inflation and the Philippines monetary policy framework*, Volume 49, pp. 297–323. Bank for International Settlements.
- Woodford, M. (1994). Monetary policy and price level determinacy in a cash-in-advance economy. *Economic Theory* 4(3), 345–80.
- Woodford, M. (1995, December). Price-level determinacy without control of a monetary aggregate. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 43(1), 1–46.

- Woodford, M. (1998a). *Control of the Public Debt : A Requirement for Price Stability?*, pp. 117–158. London : Palgrave Macmillan UK.
- Woodford, M. (1998b). Public debt and price level. *Prepared for the Bank of England conference on Government Debt and Monetary Policy, June 18-19.*
- Woodford, M. (2001). Fiscal requirements for price stability. *Journal of Money, Credit and Banking* 33(3), 669–728.
- Woodford, M. (2003). *Interest and Prices*. Princeton University Press.
- Woodford, M. (2009). Information constrained state-dependent pricing. *Journal of Monetary Economics* 56(1 (Supplement)), S100–S124.
- Wynne, M. A. (1999). Core inflation : A review of some conceptual issues. *ECB Working Paper* (5), Banque Centrale Européenne, Francfort.
- Wynne, M. A. (2008). Core inflation : A review of some conceptual issues. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 90(3, Part 2), 205–228, May/June.
- Yang, Y. (2018). *PSTR : Panel Smooth Transition Regression Modelling*. R package version 1.2.1.
- Yellen, J. L. (2016). Macroeconomic research after the crisis. In *Remarks at “The Elusive ‘Great’ Recovery : Causes and Implications for Future Business Cycle Dynamics”, 60th annual economic conference sponsored by the Federal Reserve Bank of Boston, Boston, Massachusetts.*

# Éléments annexes du chapitre 1 : caractérisation des rigidités nominales dans les modèles théoriques

## **Annexe A.1. : Cadre commun de modélisation du processus d’ajustement dynamique des prix**

La justification rigoureuse des fondements des rigidités nominales dans la Nouvelle macroéconomie keynésienne repose sur un univers caractérisé, en plus du défaut de coordination et du salaire d’efficience, par la concurrence imparfaite, l’incomplétude ou l’asymétrie d’information, l’incertitude et l’endogénéisation du processus de fixation des prix et/ou des salaires. Pour Dixon (2007), cet univers prend en compte l’hypothèse des anticipations rationnelles<sup>1</sup> introduite dans l’analyse économique par les néoclassiques, relèvent Ball & al. (1988). L’endogénéisation du processus de fixation des grandeurs nominales se fonde sur le postulat que les agents fixent eux-mêmes unilatéralement ou multilatéralement leur prix au travers d’un mécanisme d’ajustement coûteux. C’est dans ce sens que les différentes approches recensées dans la littérature suivent une logique consistant à poser une capacité individuelle d’action sur les prix et une raison plus ou moins complexe empêchant l’agent de charger des prix d’équilibre walrassien (Kempf, 1992a). Ainsi, le cadre commun de mise en évidence du mécanisme théorique d’engendrement des rigidités nominales, adossé à la modélisation du processus d’ajustement dynamique des prix dans l’économie, présente successivement :

---

1. L’hypothèse des anticipations rationnelles n’implique pas une connaissance parfaite du fonctionnement réel du système économique par les agents, mais plutôt le fait qu’ils disposent tous de la même information stylisée abstraite que le modélisateur (Hairault, 2000).

1. le niveau général des prix ( $p_t^*$ ) auquel une entreprise fixerait son prix optimal si celui-ci était parfaitement flexible. Blanchard & Fischer (1989) et Romer (1996) ont proposé la spécification log-linéaire suivante de ce niveau général des prix :

$$p_t^* = p_t + \phi y_t \quad (\text{A.1})$$

où  $p_t$  désigne le niveau général des prix dans l'économie, et  $\phi$  un paramètre qui mesure le degré de rigidité effective des prix. Si  $\phi$  est faible, plus la rigidité des prix est forte, c'est-à-dire plus les entreprises seraient enclines à maintenir constants leurs prix relatifs peu importe les conditions macroéconomiques.

Pour l'output gap,  $y_t$ , Ben-Aïssa & Musy (2005) le spécifient en référence à la théorie quantitative de la monnaie, avec une vitesse de circulation supposée constante, comme suit :

$$y_t = m_t - p_t \quad (\text{A.2})$$

où  $m_t$  est l'agrégat nominal de monnaie dans cette équation log-linéarisée ;

2. le niveau des prix effectivement en vigueur dans l'économie ( $x_t$ ) au moment où l'entreprise fixe son prix ( $p_t$ ) ;
3. l'expression du niveau général des prix dans l'économie ( $p_t$ ), une fois intégrée l'information contenue dans les deux prix précédents, à savoir  $p_t^*$  et  $x_t$ . Cette dernière expression décrit précisément le processus d'ajustement dynamique des prix, au niveau dont la variation entre deux dates consécutives fournit la courbe de Phillips correspondante.

## Annexe A.2. : Quelques règles d'ajustement dynamique du niveau général des prix et équations de Phillips de forme réduite correspondante, avec illustration des sources théoriques d'engendrement des rigidités nominales mobilisées

### 1- Règle d'ajustement à prix prédéterminés pour deux périodes (Fischer, 1977)

- Sources d'engendrement de rigidités nominales mobilisées : Contrats de salaires échelonnés avec salaires prédéterminés sur deux périodes et anticipations rationnelles
- Règle d'ajustement dynamique du niveau général des prix :

$$p_t = p_{t-1} + \frac{\phi}{1+\phi} (m_t - m_{t-1}) + \frac{1}{1+\phi} [\mathbb{E}_{t-1}(m_t) - \mathbb{E}_{t-2}(m_{t-1})]$$

- Courbe de Phillips de forme réduite correspondante :

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \frac{\phi}{1+\phi} \Delta m_t + \frac{1}{1+\phi} [\mathbb{E}_{t-1}(m_t) - \mathbb{E}_{t-2}(m_{t-1})]$$

### 2- Règle d'ajustement à prix prédéterminés pour une durée aléatoire (Mankiw & Reis, 2002)

- Sources d'engendrement de rigidités nominales mobilisées : Même cadre d'analyse que Fischer (1977) avec plutôt une durée aléatoire de prédétermination des contrats, et asymétrie d'information
- Règle d'ajustement dynamique du niveau général des prix :

$$p_t = p_{t-1} + \frac{\theta\phi}{1-\theta} y_t + \theta \sum_{j=0}^{\infty} (1-\theta)^j \mathbb{E}_{t-1-j} [p_t - p_{t-1} + \phi\Delta y_t]$$

- Courbe de Phillips de forme réduite correspondante :

$$\pi_t = \frac{\theta\phi}{1-\theta} y_t + \theta \sum_{j=0}^{\infty} (1-\theta)^j \mathbb{E}_{t-1-j} (\pi_t + \phi\Delta y_t)$$

### 3- Règle d'ajustement à prix fixes pour une durée déterminée (Taylor, 1980b)

- Sources d'engendrement de rigidités nominales mobilisées : Contrats de fixation échelonnée des salaires, information incomplète
- Règle d'ajustement dynamique du niveau général des prix :

$$p_t = \frac{1}{3} p_{t-1} + \frac{1}{3} (\mathbb{E}_{t-1} p_t + \mathbb{E}_t p_{t+1}) + \frac{\phi}{3} (y_{t-1} + \mathbb{E}_{t-1} y_t + y_t + \mathbb{E}_t y_{t+1})$$

- Courbe de Phillips de forme réduite correspondante :

$$\pi_t = \frac{\mathbb{E}_{t-1} \pi_t + \mathbb{E}_t \pi_{t+1}}{2} + \frac{\phi}{2} (y_{t-1} + \mathbb{E}_{t-1} y_t + y_t + \mathbb{E}_t y_{t+1})$$

#### 4- Règle d'ajustement à prix fixes et coûts de changement de prix (Rotemberg, 1982b)

- Sources d'engendrement de rigidités nominales mobilisées : Concurrence monopolistique, information incomplète et coûts de changement des prix
- Règle d'ajustement dynamique du niveau général des prix :

$$p_t = p_{t-1} + \left( \frac{1}{\alpha} - 1 \right) \phi y_t$$

- Courbe de Phillips de forme réduite correspondante :

$$\pi_t = \left( \frac{1}{\alpha} - 1 \right) \phi y_t$$

#### 5- Règle d'ajustement à prix fixes pour une durée aléatoire (Calvo, 1983)

- Sources d'engendrement de rigidités nominales mobilisées : Cadre d'analyse à la Taylor (1980a), avec concurrence monopolistique, information incomplète et anticipations rationnelles
- Règle d'ajustement dynamique du niveau général des prix :

$$p_t = \frac{1}{2} (p_{t-1} + \mathbb{E}_t p_{t+1}) + \frac{\phi}{2} \frac{\theta}{1-\theta} y_t$$

- Courbe de Phillips de forme réduite correspondante :

$$\pi_t = \mathbb{E}_t \pi_{t+1} + \frac{\phi \theta^2}{1-\theta} y_t$$

#### 6- Règle d'ajustement à prix fixes stipulés en termes réels (Fuhrer & Moore, 1995)

- Sources d'engendrement de rigidités nominales mobilisées : Prolongement du modèle de Buiter & Hewitt (1981), théorie des contrats de salaires fondés sur des négociations en termes réels, et conservation de toutes les autres hypothèses du cadre d'analyse de Taylor (1980a)
- Règle d'ajustement dynamique du niveau général des prix :

$$p_t = p_{t-1} + \frac{1}{2} (\mathbb{E}_t p_{t+1} - p_{t-2}) + \frac{\phi}{3} (y_{t-1} + \mathbb{E}_{t-1} y_t + y_t + \mathbb{E}_t y_{t+1})$$

- Courbe de Phillips de forme réduite correspondante :

$$\pi_t = \frac{\pi_{t-1} + \mathbb{E}_{t-1} \pi_t + \mathbb{E}_t \pi_{t+1}}{3} + \frac{2\phi}{3} (y_{t-1} + y_t + \mathbb{E}_{t-1} y_t + \mathbb{E}_t y_{t+1})$$

#### 7- Règle d'ajustement à prix fixes pour une durée aléatoire et anticipations adaptatives (Galì & Gertler, 1999)

- Sources d'engendrement de rigidités nominales mobilisées : Cadre d'analyse de Calvo (1983) avec anticipations adaptatives pour une fraction donnée  $\omega$  d'entreprises

- Règle d'ajustement dynamique du niveau général des prix :

$$p_t = \frac{1}{2} (p_{t-1} + \mathbb{E}_t p_{t+1}) + \frac{\phi}{2} \frac{\theta^2}{1-\theta} (1-\omega) y_t$$

- Courbe de Phillips de forme réduite correspondante :

$$\pi_t = \frac{\pi_{t-1} + \mathbb{E}_t \pi_{t+1}}{2} + \frac{\theta^2 \phi (1-\omega)}{1-\theta + \omega} y_t$$

## 8- Combinaison prix fixes et prix prédéterminés pour une durée aléatoire (Arslan, 2010)

- Sources d'engendrement de rigidités nominales mobilisées : Cadre d'analyse combinant une proportion  $\lambda$  d'entreprises à la Calvo (1983) et l'autre proportion,  $1-\lambda$ , à la Mankiw & Reis (2002)
- Règle d'ajustement dynamique du niveau général des prix :

$$p_t = \lambda p_{t-1} + (1-\lambda) (1-\omega) p_t^{si} + (1-\lambda) \omega p_t^{sp}$$

- Courbe de Phillips de forme réduite correspondante :

$$\pi_t = \lambda \pi_{t-1} + (1-\lambda) (1-\omega) \pi_t^{si} + (1-\lambda) \omega \pi_t^{sp}$$

## 9- Règle d'ajustement sans hypothèse explicite sur les prix (Andersen, 1983)

- Sources d'engendrement de rigidités nominales mobilisées : Concurrence monopolistique, négociations salariales et information incomplète.
- Règle d'ajustement dynamique du niveau général des prix :  
Chaque entreprise  $j$  fixe son prix de vente ( $x_t^j$ ), pour l'ensemble de l'économie, le niveau moyen du prix fixé par les entreprises peuplant l'économie est :

$$\bar{x}_t^j = \tilde{p}_t + \chi \mathbb{E} \left( p_t | \mathcal{I}_t^j \right)$$

où  $\tilde{p}_t = \kappa_0 + \kappa_1 \omega_t + \kappa_2 m_{t-1}$ , les paramètres  $\kappa_0$ ,  $\kappa_1$  et  $\kappa_2$  ne sont pas libres les uns des autres.

- Courbe de Phillips de forme réduite correspondante :

$$\pi_t = g(\Delta \omega_t, \Delta m_{t-1}) + \chi \mathbb{E} \left( p_t | \mathcal{I}_t^j \right)$$

avec  $g(.,.)$  une fonctionnelle.

## Éléments annexes du chapitre 2

### Annexe B1 : Illustration théorique de l'inflation par les variations des prix relatifs à partir du cadre de mise en évidence de l'effet Balassa-Samuelson

Mis en évidence simultanément dans deux études différentes par Balassa (1964) et Samuelson (1964), l'effet portant leurs deux noms, considère une économie en rattrapage de niveau de développement et engagée dans les échanges commerciaux internationaux, partitionnée en un secteur des biens échangeables ( $T$ ) exposés à la concurrence internationale, pesant  $\alpha$ , et un secteur de biens non échangeables ( $N$ ), non exposés à la concurrence internationale, et pesant  $1 - \alpha$ .

Soit  $\tau$ , le taux de change réel, donné par :

$$\tau = e \times \frac{p^*}{p} \quad (\text{B.1})$$

où  $e$  désigne le taux de change nominal coté à l'étranger,  $p^*$  et  $p$  représentent le niveau général des prix respectivement à l'étranger et dans l'économie domestique. En considérant les secteurs des biens échangeables et non échangeables dans chacune des économies, le niveau général des prix peut être exprimé comme la moyenne des prix des biens dans ces deux secteurs, soit  $p = (p_T)^\alpha (p_N)^{1-\alpha}$ , pour l'économie domestique, et  $p^* = (p_T^*)^\beta (p_N^*)^{1-\beta}$ , où  $\beta$  désigne le poids du secteur des biens échangeables, dans l'économie étrangère. Par conséquent, le taux de change réel s'écrit :

$$\tau = e \times \frac{(p_T^*)^\beta (p_N^*)^{1-\beta}}{(p_T)^\alpha (p_N)^{1-\alpha}} = \left( e \frac{p_T^*}{p_T} \right) \times \frac{(p_N^*/p_T^*)^{1-\beta}}{(p_N/p_T)^{1-\alpha}}$$

Il ressort de cette dernière expression que le taux de change réel  $\tau$  est le produit d'un taux de change réel  $\tau_t = e \frac{p_T^*}{p_T}$ , basé sur les prix des biens échangeables, et d'un facteur qui dépend des

prix relatifs entre biens échangeables et biens non échangeables à l'étranger et dans l'économie domestique  $\frac{(p_N^*/p_T^*)^{1-\beta}}{(p_N/p_T)^{1-\alpha}}$ .

Sous l'hypothèse (forte certes) de parité de pouvoir d'achat, c'est-à-dire que le niveau des prix des biens échangeables est le même partout,  $ep_T^* = p_T$ , donc  $\tau_t = 1$ , il vient que le taux de change réel a tendance à s'apprécier en termes réels, car alors :

$$\tau = \frac{(p_N^*/p_T^*)^{1-\beta}}{(p_N/p_T)^{1-\alpha}} \quad (\text{B.2})$$

C'est l'effet Balassa-Samuelson, qui montre ici que l'appréciation du taux de change réel est donc imputable aux variations des prix relatifs. Cette dernière inflation, qui est due à des facteurs autres que monétaires, est assimilable, au regard de la démarche de Quah & Vahey (1995), à une composante non fondamentale de l'inflation observée. Dès lors, sa composante complémentaire est alors par déduction, la composante fondamentale, c'est-à-dire le noyau d'inflation.-

## Annexe B2 : Quelques résultats d'estimation

TABLE B.1 – Résultats d'estimation du modèle VAR structurel et de la décomposition de Blanchard & Quah (1989)

### VAR Estimation Results :

---

---

Endogenous variables : Y, P

Deterministic variables : const

Sample size : 125

Log Likelihood : 1206.724

Roots of the characteristic polynomial :

0.8547      0.8547    0.8475                      0.8475

Call :

VAR(y = Endogene, p = 2, type = "const", exogen = Exogene)

Estimation results for equation Y :

---

---

Y = Y.l1 + P.l1 + Y.l2 + P.l2 + const + exo1

	Estimate	Std. Error	t-value	<i>Pr(&gt;  t )</i>
Y.l1	1.5291985	0.0622347	24.571	< 2e - 16***
P.l1	0.0168476	0.0854919	0.197	0.84411
Y.l2	-0.7288070	0.0622741	-11.703	< 2e - 16***
P.l2	-0.0008919	0.0852348	-0.010	0.99167
const	0.0008681	0.0002692	3.225	0.00163**
exo1	0.0035297	0.0031057	1.137	0.25802

Signif. codes : 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error : 0.002313 on 119 degrees of freedom

Multiple R-Squared : 0.8997, Adjusted R-squared : 0.8955

F-statistic : 213.6 on 5 and 119 DF, p-value : < 2.2e - 16

---

---

Source : Nos travaux sous R.

TABLE B.2 – Résultats d'estimation du modèle VAR structurel et de la décomposition de Blanchard & Quah (1989) (suite)

---



---

P = Y.l1 + P.l1 + Y.l2 + P.l2 + const + exo1

	Estimate	Std. Error	t-value	$Pr(>  t )$
Y.l1	0.0169229	0.0459665	0.368	0.71341
P.l1	1.5025345	0.0631442	23.795	$< 2e - 16^{***}$
Y.l2	-0.0065678	0.0459956	-0.143	0.88670
P.l2	-0.7198767	0.0629543	-11.435	$< 2e - 16^{***}$
const	0.0005814	0.0001988	2.924	0.00414**
exo1	-0.0012469	0.0022939	-0.544	0.58775

Signif. codes : 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error : 0.001708 on 119 degrees of freedom

Multiple R-Squared : 0.8896, Adjusted R-squared : 0.885

F-statistic : 213.6 on 5 and 119 DF, p-value :  $< 2.2e - 16$

---



---

Source : Nos travaux sous R.

## Annexe B3 : Cadre théorique du modèle de croissance exogène de Solow (1956)

S'appuyant sur le modèle de croissance exogène de Solow (1956), le cadre général d'analyse sur lequel s'appuie la comptabilité de la croissance, tel que proposé par Solow (1957), considère une fonction de production  $F(\cdot)$  à rendements d'échelle constants, et rendements décroissants de chaque facteur traditionnel, à savoir le capital ( $K$ ) et le travail ( $L$ ), le tout dans un environnement de concurrence parfaite où le progrès technologique ( $A$ ) est neutre au sens de Hicks.

Sur cette base, la quantité d'output ( $Y$ ) produite à la date  $t$  est donnée par :

$$Y_t = A_t F(K_t, L_t) \quad (\text{B.3})$$

Par différentiation logarithmique de cette équation, il vient :

$$\frac{\Delta Y_t}{Y_t} = \frac{\Delta A_t}{A_t} + \left( \frac{\partial F}{\partial K} \frac{K_t}{Y_t} \right) \frac{\Delta K_t}{K_t} + \left( \frac{\partial F}{\partial L} \frac{L_t}{Y_t} \right) \frac{\Delta L_t}{L_t} \quad (\text{B.4})$$

Cette dernière exprime le taux de croissance de l'output comme la somme du taux de croissance de la technologie et des taux de croissance des facteurs, pondérés par leurs élasticités de production.

En concurrence parfaite, les facteurs de production sont rémunérés à leur productivité marginale, soit  $\frac{\partial F}{\partial K} = \frac{r_t}{p_t}$  et  $\frac{\partial F}{\partial L} = \frac{\omega_t}{p_t}$ , avec  $r$  le rendement nominal du stock de capital,  $\omega$  le coût unitaire du travail, et  $p$  le niveau général des prix. Alors, le taux de croissance de l'output s'écrit :

$$\frac{\Delta Y_t}{Y_t} = \frac{\Delta A_t}{A_t} + \left( \frac{r_t K_t}{p_t Y_t} \right) \frac{\Delta K_t}{K_t} + \left( \frac{\omega_t L_t}{p_t Y_t} \right) \frac{\Delta L_t}{L_t}$$

Notons  $\frac{r_t K_t}{p_t Y_t} \equiv S_t^K$  et  $\frac{\omega_t L_t}{p_t Y_t} \equiv S_t^L$ , les parts respectives des coûts du capital et du travail dans le revenu total. La dernière expression du taux de croissance est alors telle que :

$$\frac{\Delta Y_t}{Y_t} = \frac{\Delta A_t}{A_t} + S_t^K \frac{\Delta K_t}{K_t} + S_t^L \frac{\Delta L_t}{L_t}$$

A partir de cette dernière expression, le "résidu de Solow",  $\frac{\Delta A_t}{A_t} \equiv R_t$ , mesurant la productivité globale des facteurs, est défini comme suit :

$$R_t = \frac{\Delta Y_t}{Y_t} - S_t^K \frac{\Delta K_t}{K_t} - S_t^L \frac{\Delta L_t}{L_t} \quad (\text{B.5})$$

En d'autres termes, le résidu de Solow mesure la croissance de la production qui n'est pas expliquée par l'accroissement des facteurs de production. Il correspond de ce fait au déplacement de la fonction de production pour un niveau donné d'inputs.

## Annexe B3.1 - Proposition 1

« Le résidu de Solow est un prix relatif donné par l'accroissement des prix des facteurs de production pondérés par leurs parts respectives dans le revenu total. »

Preuve :

Considérant les critiques multiples du résidu de Solow au niveau des évaluations empiriques, dont celle de Jorgenson & Griliches (1967), avec leur approche duale expliquant l'évolution du progrès technique par des changements dans les prix des facteurs, sans nullement supposer les conditions de maximisation du profit dans le cadre proposé par Solow (1957), l'équation du taux de croissance peut s'écrire comme suit<sup>1</sup> :

$$\frac{\Delta Y_t}{Y_t} = S_t^K \left( \frac{\Delta r_t}{r_t} + \frac{\Delta K_t}{K_t} \right) + S_t^L \left( \frac{\Delta \omega_t}{\omega_t} + \frac{\Delta L_t}{L_t} \right) \quad (\text{B.6})$$

Sur cette base, et en reprenant la définition du résidu de Solow, il vient :

$$\frac{\Delta Y_t}{Y_t} - S_t^K \frac{\Delta K_t}{K_t} - S_t^L \frac{\Delta L_t}{L_t} = S_t^K \frac{\Delta r_t}{r_t} - S_t^L \frac{\Delta \omega_t}{\omega_t}$$

D'où :

$$R_t = S_t^K \frac{\Delta r_t}{r_t} + S_t^L \frac{\Delta \omega_t}{\omega_t} \quad (\text{B.7})$$

Ce qui montre que le résidu de Solow exprime bien un accroissement des prix relatifs.-

## Annexe B3.2 - Proposition 2

« Le progrès technique fait tendanciellement baisser le niveau des prix. »

Preuve :

Considérant une fonction de production de type Cobb-Douglas dans le cadre général de Solow (1957),  $F(K_t, L_t) = A_t K_t^\alpha L_t^\beta$ , Villieu (2000) rappelle que le théorème d'Euler implique que la rémunération des facteurs de production épuise le produit, soit à l'optimum :

$$p_t Y_t^* = \omega_t L_t^* + r_t K_t^*$$

Cette équation exprimée en termes d'intensité capitaliste, avec  $k_t^* = \frac{K_t^*}{L_t^*}$ , s'écrit après substitution de l'output par son expression, comme suit :

$$p_t A_t (k_t^*)^\alpha = \omega_t + r_t k_t^*$$

d'où l'on déduit le niveau des prix tel que :

$$p_t = \frac{1}{A_t} (\omega_t + r_t k_t^*) (k_t^*)^{-\alpha}$$

---

1. Voir par exemple Quijada (2004)

Ainsi, en prenant cette dernière expression à l'état régulier (*steady state*) ou état stationnaire, l'on peut écrire :

$$\bar{p} = \frac{(\bar{\omega} + \bar{r} \bar{k}^*) (\bar{k}^*)^{-\alpha}}{\bar{A}} \quad (\text{B.8})$$

où  $\bar{x}$  désigne la trajectoire d'état stationnaire de  $x_t$ .

Il apparaît évidemment d'après cette expression du niveau des prix à l'état régulier que :

$$\frac{\partial \bar{p}}{\partial \bar{A}} = -\frac{\bar{\omega} + \bar{r} \bar{k}^*}{\bar{A}^2 (\bar{k}^*)^\alpha} < 0$$

De ce fait, l'on voit effectivement que le progrès technologique fait tendanciellement baisser le niveau des prix.-

## Éléments annexes du chapitre 3

Il est repris dans cette annexe les captures d'écran de la console R présentant les résultats des analyses statistiques réalisées dans ce chapitre, telles que nous les avons implémentées.

### Annexe C1 : Résultats des tests de racine unitaire sur les variables utilisées dans l'analyse économétrique

Série du taux de croissance du PIB réel

```
> summary(txPIB_Madwu)
Maddala-Wu Unit-Root Test
Exogenous variables: None
Automatic selection of lags using SIC: 2 - 3 lags (max: 4)
statistic: 64.753
p-value: 0

  lags obs      rho      trho      p.trho
X1    3 127 -0.01815058 -1.602962 0.1027754659
X2    2 128 -0.09652962 -4.202118 0.0000278096
X3    3 127 -0.06655878 -3.011126 0.0025377727
X4    2 128 -0.04778178 -3.101682 0.0018797121
X5    2 128 -0.02921845 -2.358693 0.0177291914
X6    3 127 -0.02868242 -2.080979 0.0359555680
```

Série du taux d'inflation (semi-logarithmique)

```
> summary(txINFL_Madwu)
Maddala-Wu Unit-Root Test
Exogenous variables: Individual Intercepts
Automatic selection of lags using SIC: 1 - 3 lags (max: 4)
statistic: 163.731
p-value: 0

  lags obs      rho      trho      p.trho
X1    3 127 -0.26445685 -5.635269 8.584142e-07
X2    2 128 -0.12124628 -3.974387 1.555039e-03
X3    2 128 -0.15615002 -4.492822 1.977095e-04
X4    1 129 -0.23583285 -8.719928 3.477849e-15
X5    3 127 -0.07584433 -3.998834 1.421229e-03
X6    2 128 -0.17794335 -5.458866 2.141797e-06
```

## Série du taux de croissance de la masse monétaire M2

```
> summary(txM2_Madwu)
Maddala-Wu Unit-Root Test
Exogenous variables: Individual Intercepts
Automatic selection of lags using SIC: 2 - 4 lags (max: 4)
statistic: 56.861
p-value: 0

lags obs      rho      trho      p.trho
X1    2 128 -0.09143351 -4.250064 0.0005369153
X2    2 128 -0.07321703 -3.873200 0.0022512913
X3    3 127 -0.05671404 -2.714153 0.0715528595
X4    4 126 -0.08633866 -3.110475 0.0258146578
X5    2 128 -0.05109725 -3.111278 0.0257568589
X6    2 128 -0.06397255 -3.507825 0.0078161277
```

## Série du taux directeur de la BEAC (TIAO)

```
> summary(txTIAO_LLC)
Levin-Lin-Chu Unit-Root Test
Exogenous variables: None
Automatic selection of lags using SIC: 3 - 3 lags (max: 4)
statistic: -4.418
p-value: 0

lags obs      rho      trho      p.trho      sigma2ST      sigma2LT
X1    3 127 -0.01136312 -1.811179 0.06675455 0.2327494 0.1975147
X2    3 127 -0.01136312 -1.811179 0.06675455 0.2327494 0.1975147
X3    3 127 -0.01136312 -1.811179 0.06675455 0.2327494 0.1975147
X4    3 127 -0.01136312 -1.811179 0.06675455 0.2327494 0.1975147
X5    3 127 -0.01136312 -1.811179 0.06675455 0.2327494 0.1975147
X6    3 127 -0.01136312 -1.811179 0.06675455 0.2327494 0.1975147
```

## Série du taux de croissance des cours internationaux du pétrole brut

```
> summary(txOIL_LLC)
Levin-Lin-Chu Unit-Root Test
Exogenous variables: None
Automatic selection of lags using SIC: 0 - 0 lags (max: 4)
statistic: -0.17
p-value: 0.432

lags obs      rho      trho      p.trho      sigma2ST      sigma2LT
X1    0 130 -0.0002337572 -0.06981534 0.6595558 0.004951442 0.003803559
X2    0 130 -0.0002337572 -0.06981534 0.6595558 0.004951442 0.003803559
X3    0 130 -0.0002337572 -0.06981534 0.6595558 0.004951442 0.003803559
X4    0 130 -0.0002337572 -0.06981534 0.6595558 0.004951442 0.003803559
X5    0 130 -0.0002337572 -0.06981534 0.6595558 0.004951442 0.003803559
X6    0 130 -0.0002337572 -0.06981534 0.6595558 0.004951442 0.003803559
```

## Série du taux d'investissement

```
> summary(txINV_Madwu)
Maddala-Wu Unit-Root Test
Exogenous variables: Individual Intercepts
Automatic selection of lags using SIC: 2 - 2 lags (max: 4)
statistic: 8.154
p-value: 0.773

lags obs      rho      trho      p.trho
X1    2 128 -0.001940380 -0.852643 0.8034492
X2    2 128 0.008099723 1.540403 0.9994319
X3    2 128 -0.004535282 -1.144367 0.7003343
X4    2 128 -0.007266845 -1.669747 0.4467588
X5    2 128 -0.018344569 -2.193162 0.2089201
X6    2 128 -0.015106107 -1.920587 0.3230153
```

## Série du taux de croissance des dépenses gouvernementales

```
> summary(txDGOUV_Madwu)
Maddala-Wu Unit-Root Test
Exogenous variables: None
Automatic selection of lags using SIC: 2 - 3 lags (max: 4)
statistic: 3.929
p-value: 0.985

  lags obs      rho      trho    p.trho
X1   2 128  5.943267e-04  0.545296391  0.8339262
X2   2 128  2.112916e-03  1.246702241  0.9463906
X3   2 128  2.058599e-04  0.127330566  0.7227777
X4   2 128 -2.321364e-06 -0.001389079  0.6822385
X5   2 128 -1.269492e-03 -0.442411719  0.5233063
X6   3 127  6.707308e-05  0.018496973  0.6886980
```

## Série du taux de croissance des dépenses publiques

```
> summary(txDP_Madwu)
Maddala-Wu Unit-Root Test
Exogenous variables: None
Automatic selection of lags using SIC: 2 - 4 lags (max: 4)
statistic: 77.342
p-value: 0

  lags obs      rho      trho    p.trho
X1   3 127 -0.03940432 -2.198246  2.691503e-02
X2   2 128 -0.08398359 -4.216129  2.619785e-05
X3   3 127 -0.06145868 -2.698914  6.751150e-03
X4   2 128 -0.08534957 -4.665053  3.593695e-06
X5   4 126 -0.05012851 -1.960251  4.782016e-02
X6   2 128 -0.02717701 -2.320666  1.961683e-02
```

## Série du taux de croissance de l'indice des termes de l'échange

```
> summary(txTE_Hadri)
Hadri Test
Exogenous variables: Individual Intercepts and Trend
statistic: 12.212
p-value: 0

      LM      sigma2
X1 0.2985895 0.004608204
X2 0.2035754 0.001747680
X3 0.3854329 0.010506909
X4 0.2070863 0.011606333
X5 0.1719808 0.032048789
X6 0.3833097 0.047703092
```

## Annexe C2 : Spécification de l'objet PSTR définissant le modèle exploré

```

> pstr = NewPSTR(don, dep = 'tx_pib', indep = c('tx_te', 'tx_pib0', 'infl_SL', 'tx_inv', 'tx_m2'),
+             indep_k = c('infl_SL', 'tx_pib0', 'tx_inv', 'TIA0', 'tx_oil', 'dgouv'),
+             tvars = c('infl_SL'), im = 3, iT = 131)
> print(pstr)
#####
## PSTR 1.2.5 (Orange Panel)
#####
Summary of the model:
-----
time horizon sample size = 131, number of individuals = 5
-----
Dependent variable: tx_pib
-----
Explanatory variables in the linear part:
tx_te tx_pib0 infl_SL tx_inv tx_m2
-----
Explanatory variables in the non-linear part:
infl_SL tx_pib0 tx_inv TIA0 tx_oil dgouv
-----
Potential transition variable(s) to be tested:
infl_SL
#####
Results of the linearity (homogeneity) tests:
-----
Sequence of homogeneity tests for selecting number of switches 'm':
-----
#####

```

## Annexe C3 : Résultats des tests de spécification du modèle PSTR

```

> print(pstr)
#####
## PSTR 1.2.5 (Orange Panel)
#####
Summary of the model:
-----
time horizon sample size = 131, number of individuals = 5
-----
Dependent variable: tx_pib
-----
Explanatory variables in the linear part:
tx_te tx_pib0 infl_SL tx_inv tx_m2
-----
Explanatory variables in the non-linear part:
infl_SL tx_pib0 tx_inv TIA0 tx_oil dgouv
-----
Potential transition variable(s) to be tested:
infl_SL
#####
Results of the linearity (homogeneity) tests:
-----
LM tests based on transition variable 'infl_SL'
m LM_X PV LM_F PV HAC_X PV HAC_F PV
1 27.67 1.086e-04 4.499 1.782e-04 5.039 0.5388 0.8193 0.5551
2 75.83 2.559e-11 6.107 3.367e-10 4.434 0.9743 0.3571 0.9773
3 112.70 9.992e-16 5.995 1.563e-13 13.060 0.7878 0.6948 0.8182
-----
Sequence of homogeneity tests for selecting number of switches 'm':
-----
LM tests based on transition variable 'infl_SL'
m LM_X PV LM_F PV HAC_X PV HAC_F PV
1 27.67 1.086e-04 4.499 1.782e-04 5.039 0.5388 0.8193 0.5551
2 50.29 4.117e-09 8.100 1.897e-08 5.000 0.5439 0.8053 0.5660
3 41.74 2.072e-07 6.659 7.643e-07 5.001 0.5437 0.7978 0.5718
-----
#####

```

## Annexe C4 : Résultats d'estimation du modèle PSTR

```
> ## II - Estimation du modèle PSTR
> pstr = EstPSTR(use = pstr, im = 1, iq = 'infl_SL', useDelta = TRUE, par = c(1.6, 0.5), vLower = 4,
+           vUpper = 10, method = "Nelder-Mead")
Warning message:
In if (class(tmp) == "try-error") { :
  la condition a une longueur > 1 et seul le premier élément est utilisé
> print(pstr,"estimates", digits = 4)
#####
## PSTR 1.2.5 (Orange Panel)
#####
*****
Results of the PSTR estimation:
-----
Transition variable 'infl_SL' is used in the estimation.
-----
Parameter estimates in the linear part (first extreme regime) are
  tx_te_0 tx_pib0_0 infl_SL_0 tx_inv_0 tx_m2_0
Est  1.0470  1.0220 -0.09103 -0.03764 0.040410
s.e. 0.4204  0.1001  0.05022  0.22780 0.008275
-----
Parameter estimates in the non-linear part are
  infl_SL_1 tx_pib0_1 tx_inv_1 TIAO_1 tx_oil_1 dgouv_1
Est  -0.1660 -0.4762  4.659 -0.1377  2.0060 -9.596
s.e.  0.5034  0.1601  1.156  0.1017  0.6262  1.934
-----
Parameter estimates in the second extreme regime are
  tx_pib0_{0+1} infl_SL_{0+1} tx_inv_{0+1}
Est  0.54580 -0.2571  4.622
s.e.  0.08541  0.4823  1.111
-----
Non-linear parameter estimates are
  gamma c_1
Est 3.724 2.1330
s.e. 1.273 0.1869
-----
Estimated standard deviation of the residuals is 1.761
*****
#####
```

## Annexe C5 : Résultats d'estimation du modèle linéaire simple sur données de panel

```
> pstr0 = EstPSTR(use = pstr)
Warning message:
In if (class(tmp) == "try-error") { :
  la condition a une longueur > 1 et seul le premier élément est utilisé
> print(pstr0,"estimates", digits = 4)
#####
## PSTR 1.2.5 (Orange Panel)
#####
*****
A linear panel regression with fixed effects is estimated.
-----
Parameter estimates are
  tx_te tx_pib0 infl_SL tx_inv tx_m2
Est  1.9420 0.91090 -0.07769 0.1533 0.038390
s.e. 0.6435 0.01189  0.04467 0.2835 0.005982
-----
Estimated standard deviation of the residuals is 1.905
*****
#####
```

## Annexe C6 : Résultats des tests de diagnostic et de validation du modèle PSTR estimé

```
> ## III - Evaluation de l'estimation du modèle
> ## Tests d'évaluation
> pstr = EvalTest(use = pstr, vq = pstr$mQ[,1])
Warning messages:
1: In if (class(invS1) == "try-error") { :
  la condition a une longueur > 1 et seul le premier élément est utilisé
2: In if (class(invS1) == "try-error") { :
  la condition a une longueur > 1 et seul le premier élément est utilisé
3: In if (class(invS1) == "try-error") { :
  la condition a une longueur > 1 et seul le premier élément est utilisé
4: In if (class(invS1) == "try-error") { :
  la condition a une longueur > 1 et seul le premier élément est utilisé
5: In if (class(invS1) == "try-error") { :
  la condition a une longueur > 1 et seul le premier élément est utilisé
6: In if (class(invS1) == "try-error") { :
  la condition a une longueur > 1 et seul le premier élément est utilisé
> print(pstr, "eval")
#####
## PSTR 1.2.5 (Orange Panel)
#####
*****
Results of the evaluation tests:
-----
Parameter constancy test
m LM_X PV LM_F PV HAC_X PV HAC_F PV
1 37.69 8.825e-05 3.285 2.141e-04 6.292 0.8532 0.5484 0.8703
2 74.78 1.145e-07 3.202 1.475e-06 9.516 0.9902 0.4075 0.9931
3 99.32 1.455e-08 2.785 7.448e-07 3.000 1.0000 0.0841 1.0000
-----
No remaining nonlinearity (heterogeneity) test
m LM_X PV LM_F PV HAC_X PV HAC_F PV
1 47.07 2.092e-06 4.102 7.598e-06 4.978 0.9322 0.4339 0.941
2 80.75 1.218e-08 3.458 2.313e-07 2.701 1.0000 0.1157 1.000
3 95.13 6.179e-08 2.667 2.299e-06 10.340 0.9999 0.2899 1.000
*****
#####
```

Evrard Ulrich H. MOUNKALA

**Rigidités nominales, noyau d'inflation et croissance dans la Communauté  
Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale**

**Résumé**

En accord avec le consensus désormais établi par la Nouvelle Synthèse sur le potentiel des variations du stock nominal de monnaie pour influencer à court terme l'évolution des variables de la sphère réelle, la présente thèse analyse l'objectif final au plan interne de la politique monétaire de la BEAC. Plus précisément, les investigations empiriques menées dans le cadre de cette thèse visent à étudier une norme d'inflation pertinente pour la stabilité des prix à moyen terme et un taux d'inflation désirable pour la croissance économique à court terme dans la CEMAC. Pour cela, nous procédons en trois étapes. Dans un premier temps, après avoir posé les bases conceptuelles des processus théoriques d'engendrement des rigidités nominales et réelles, nous visons à fournir un socle empirique solide à la politique monétaire de la BEAC, en établissant l'irréfutabilité de leur existence dans sa zone d'émission (**chapitre 1**). Puis, dans un second temps, nous nous plaçons dans le contexte induit par cette issue, dont l'une des incidences est l'existence d'un noyau d'inflation à caractériser, en discriminant dans les origines de l'inflation, ses composantes monétaire et non essentiellement monétaire. L'objectif poursuivi est alors de déterminer une norme positive d'inflation exprimée en fonction du noyau d'inflation, pour servir d'indicateur de référence à la stabilité des prix à moyen terme, de l'objectif final au plan interne de la politique monétaire de la BEAC (**chapitre 2**). Enfin, toujours en relation avec la présence de rigidités nominales et réelles dans l'UMAC, dont une autre implication est le potentiel des impulsions monétaires pour induire des effets réels, nous recherchons un taux d'inflation désirable pour la croissance économique à court terme dans les Etats membres de la CEMAC. Pour éviter toute ambiguïté quant à l'objectif d'inflation de la BEAC, nous rappelons que cette inflation désirable, plutôt normative, converge vers l'inflation sous-jacente, puisqu'à l'équilibre de long terme l'inflation reste un phénomène exclusivement monétaire, donc dépendant du noyau d'inflation (**chapitre 3**). Au total, nous nous proposons de verser ainsi une modeste contribution à la réflexion en cours dans l'UMAC qui s'attèle à réformer la coopération monétaire avec le partenaire français.-

**Mots clés : rigidité nominale ; rigidité réelle ; noyau d'inflation ; politique monétaire ; seuil d'inflation ; modèles SVEC, SVAR, PSTR.**

**Nominal Rigidities, Core inflation and Economic Growth in Central African  
Economic and Monetary Community**

**Abstract**

This thesis analyzes BEAC's monetary policy internal final objective relative to inflation. The adopted approach is in accordance with the now established New Synthesis consensus which recognizes monetary impulses potential impact on real variables in the short-term. More precisely, the carried out empirical investigations within the thesis framework aim to study, in one hand, a relevant inflation norm for price stability in the medium-term and, in the other and, a desirable inflation rate for short-term economic growth in the CEMAC area. We do this in three steps. First, after having laid the conceptual and theoretical nominal and real rigidities generating processes, we aim to provide a solid empirical background for BEAC's monetary policy, in order to test the irrefutability of their presence hypothesis in its area of influence (**chapter 1**). Second, we place ourselves in the context induced by the outcome of non-refutation of the aforementioned hypothesis, one consequence of which is the existence of a core inflation component in inflation rate dynamics. The goal pursued is then to determine and quantify a level of core inflation rate, which can serve as benchmark for medium-term price stability of BEAC's monetary internal final objective (**chapter 2**). Third, still in the concern of nominal and real rigidities presence in CEMAC which another implication is related to monetary policy impulse to have real effects in the short-term, we look for a desirable inflation rate which is coherent in short-term with achievement of the high economic growth-rate in CEMAC's member states. In order to avoid any ambiguity about the co-existence of two inflation rates as monetary policy reference for BEAC, we precise that this desirable inflation, as a normative measure, converges towards core inflation rate, which is a positive measure, in the long-term, since at equilibrium in the long-term, inflation is exclusively a monetary phenomenon, therefore dependent on core inflation (**chapter 3**). At the end, we hope that analyses conducted in this thesis, would contribute modestly to the ongoing reflexion in UMAC, in order to reform monetary cooperation with french partner.-

**Keywords : nominal rigidity ; real rigidity ; core inflation ; monetary policy ; inflation threshold ; SVEC, SVAR, PSTR models.**

Laboratoire d'Économie d'Orléans (LEO), UMR 7322, Faculté de Droit, d'Économie  
et de Gestion, Rue de Blois, BP 26739, 45067 Orléans Cedex 2