



Munich Personal RePEc Archive

Does the WAEMU Zone Policy mix Guarantees Internal Stability and growth?

Combey, Adama

Chercheur au Centre de Recherche et de Formation en Sciences
Economiques et de Gestion (CERFEG), Université de Lomé

28 February 2014

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/54064/>
MPRA Paper No. 54064, posted 02 Mar 2014 14:18 UTC

Le Policy mix de la zone UEMOA garantit-il la Stabilité Intérieure et la Croissance ?

Adama COMBEY*

Résumé

Un Policy mix caractérisé par une politique monétaire dont l'objectif principal est la stabilité des prix et une politique budgétaire soumise à une discipline budgétaire peut-il permettre de maintenir les prix et la production à leurs niveaux d'optimum sociaux pour soutenir la croissance économique ? Dans ce papier, un indice du Policy mix est construit permettant de regrouper en un seul indicateur, les interactions des décisions des autorités monétaires et budgétaires sur les conditions monétaires, financières et économiques de la zone. Puis, nous mobilisons les développements méthodologiques récents notamment, les techniques d'estimation des modèles de panel spatiaux-dynamiques qui offrent des opportunités de tenir compte des effets de voisinage et d'hétérogénéité inobservés des pays membres de la zone pour analyser les effets du Policy mix sur l'inflation, l'output gap et la croissance économique. Les résultats fournissent une preuve empirique que l'articulation de la politique monétaire et budgétaire, dans l'état actuel, ne concourt qu'à la stabilité des prix sans pour autant produire des effets de stabilité macroéconomique globale pour soutenir la croissance économique de long terme. Le papier plaide pour compléter le Policy mix actuel par deux nouveaux instruments : un mécanisme d'atténuation de la propagation des chocs affectant le niveau d'inflation des pays membres et un dispositif de stabilisation de la production.

Mots clés : Policy mix ; Stabilité Intérieure ; Inflation ; Output gap ; Croissance ; Politique monétaire ; Politique budgétaire ; UEMOA.

Codes classification JEL : E61 ; E63 ; E31 ; E23 ; E52.

*Chercheur au Centre de Recherche et de Formation en Sciences Economiques et de Gestion (CERFEG), Université de Lomé. Contact : adama.combey@gmail.com. Tel : (00228) 90 11 96 92

Introduction

La récente crise économique et financière de la zone euro couplée avec la mauvaise performance de la dernière décennie des économies des pays membres de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) interpellent la littérature économique sur les conditions d'optimalité de l'articulation de la politique monétaire unique et les politiques budgétaires décentralisées dans la réalisation des objectifs macroéconomiques de court, moyen et de long termes.

Depuis les travaux de Kaldor, quatre (4) principaux objectifs sont toujours assignés aux politiques économiques conjoncturelles. Il s'agit d'œuvrer pour : une croissance économique forte ; un plein-emploi des facteurs de production ; une stabilité des prix ; et un équilibre des échanges extérieurs voire même un excédent. Mais, la question qui a toujours fait débats tant sur le plan théorique qu'empirique est le dosage des seuls instruments disponibles : la politique monétaire et la politique budgétaire pour l'atteinte de ces objectifs. De façon générale, les discussions ont porté sur les questions suivantes : les deux politiques monétaire et budgétaire devraient-elles être restrictives ? Ou l'une doit-elle être restrictive et l'autre expansionniste ? Et si oui, laquelle ? L'articulation des deux politiques devrait-elle être dynamique ou statique ?

Les expériences des Etats Unis d'Amérique (USA), des pays de l'Europe et de la plupart des pays en développement montrent que la configuration du Policy mix - articulation de la politique monétaire et budgétaire - est non seulement dynamique mais aussi hétérogène d'un pays à un autre ou d'une union à une autre. La différence est souvent relative : à la nature de la configuration (restrictive, expansionniste ou mix) ; aux cadres institutionnels de pilotage et de gestion ; aux objectifs intermédiaires ; et surtout aux instruments utilisés ainsi qu'aux mécanismes de coordination des autorités monétaires et budgétaires.

La zone UEMOA, depuis 1994, semble opter pour un Policy mix restrictif : une politique monétaire active visant principalement la stabilité des prix et des politiques budgétaires soumises à une discipline budgétaire à travers la mise en œuvre du Pacte de Convergence, de Stabilité, de Croissance et de la Solidarité (PCSCS).

Cette configuration a certainement permis à la zone de réaliser des performances en termes de stabilité des prix et à la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) d'obtenir une plus grande crédibilité comme le prévoyait Barro (1991).

Toutefois, la stabilité des prix, est-elle suffisante pour une stabilité macroéconomique globale qui impliquerait une croissance économique forte et durable ? Les faits stylisés suggèrent que comparativement aux pays d'Afrique subsaharienne et même à ceux de la Communauté Economique et Monétaire d'Afrique Centrale (CEMAC), la stabilité des prix obtenue par la zone UEMOA ne s'est pas suffisamment accompagnée de la croissance économique espérée sur la période 2006-2011. En 2006, par exemple, l'UEMOA a enregistré un taux d'inflation de 2,3% contre 6,9% pour l'Afrique subsaharienne, mais la croissance économique était de 2,9% dans la zone UEMOA et de 6,4% pour l'Afrique subsaharienne (FMI, 2012). De même, on a observé sur la période 1994-2010, une instabilité de la production de la zone autour de son niveau potentiel posant le problème de stabilité macroéconomique globale.

Gbenyo et Kpodar (2010) avaient souligné l'importance de la stabilité macroéconomique dans la promotion de la croissance économique, tout comme les conclusions de l'étude de Nubukpo (2002) qui plaidait pour une amélioration de la connaissance des mécanismes de transmission de la politique monétaire au secteur réel. Dans le même ordre d'idées, Combey et Nubukpo (2010), reprennent le débat qu'un niveau d'inflation structurellement faible est non seulement source de distorsions dans l'activité économique, mais peut également accentuer l'irrégularité et le ralentissement de la croissance économique. Les travaux de Dramani et Thiam (2012) montrent que la perte de croissance relative à la réduction de l'inflation (ratio de sacrifice) serait de 0,6 point sur la période 1970-2007.

Le présent article se propose d'examiner l'impact du Policy mix sur la stabilité intérieure et la croissance économique dans la zone UEMOA. Ainsi, il s'appuie sur la construction d'un indice de Policy mix qui permet de regrouper en un seul indicateur, les interactions des décisions des autorités monétaires et budgétaires sur les conditions monétaires, financières et économiques de la zone. Ensuite, il mobilise les développements méthodologiques récents notamment, les techniques d'estimation des modèles de panel spatiaux-dynamiques qui offrent des opportunités de tenir compte des effets d'interdépendance, de voisinage et d'hétérogénéité inobservés des pays membres de la zone.

La première section donne un aperçu de la littérature relative à l'importance de la stabilité intérieure dans la promotion de la croissance économique et les faits stylisés de la zone UEMOA. La deuxième présente l'approche méthodologique, les techniques d'estimation ainsi que les variables et données. La troisième présente les résultats, analyses, et discussions. Enfin la dernière section conclut.

1. Stabilité Intérieure et Croissance Economique : Aperçu de la Littérature et Faits Stylisés de la zone UEMOA

Pour les monétaristes et néoclassiques, la stabilité intérieure correspond avant tout à la stabilité des prix à moyen et à long termes. Par contre, les keynésiens estiment que la stabilité intérieure est assurée lorsqu'il n'y a pas de déséquilibres notables de sous-emploi. En conséquence, la stabilité intérieure se caractériserait par une situation où le niveau d'inflation ainsi que les attentes inflationnistes sont basses et stables à moyen et à long termes et que des écarts de production par rapport à leurs niveaux potentiels (output gap) ont de faibles amplitudes.

L'un des rôles des deux instruments de politiques conjoncturelles, notamment les politiques monétaire et budgétaire, est de maintenir cette stabilité globale pour éviter des coûts relatifs aux investissements productifs et à la croissance économique.

Easterly et Kraay (1999), ont démontré l'existence d'une relation positive entre la stabilité intérieure, l'investissement, la productivité et la croissance économique. Les pays ayant bénéficié des conditions macroéconomiques stables, ont un peu plus de souplesse dans le choix d'une orientation appropriée de leurs politiques macroéconomiques. L'articulation optimale de la politique monétaire et budgétaire est un élément fondamental de cette stabilité puis qu'elle contribue non seulement à assurer une inflation faible et stable mais aussi un équilibre des conditions macroéconomiques nécessaires (Woodford, 2003) pour augmenter les investissements productifs et la croissance économique soutenue et durable (Leeper, 1991).

Le consensus de Washington avait mis en évidence l'importance du maintien des politiques économiques prudentes ainsi que des équilibres macroéconomiques. Les politiques macroéconomiques doivent promouvoir le bien-être de la population à travers la stabilité des prix, la stabilité de la production, la croissance économique soutenable créatrice d'emploi, et le développement. Particulièrement, la stabilité des prix et de la production assure un grand rôle de maintien de confiance car l'instabilité de la production, de l'emploi et de l'inflation peuvent compromettre la croissance potentielle de long terme d'une économie.

Une forte variabilité du niveau général des prix se traduirait, à court terme, par des écarts élevés de la production effective par rapport à son niveau potentiel et aurait des effets néfastes sur la production réelle (Fischer, 1993 ; Lucas, 1994 et Motley, 1994). Mais, la stabilité des prix n'est pas suffisante pour une stabilité macroéconomique garantissant une croissance

économique forte et durable (Christiano et Fitzgerald, 2000). Dans le cadre des pays de l'Organisation de Coopération et de Développement Economique (OCDE), Ramey et Ramey (1995) et Rogers (1995) ont mis en évidence une relation négative et statistiquement significative entre l'instabilité de l'activité de court terme et la croissance économique de long terme. Par contre, Cabalero et Hammour (1991) montrent que, tout effort de stabilisation ou de lissage des cycles économiques de court terme réduirait la croissance économique de long terme.

A partir d'un modèle simple combinant la fonction de perte de l'autorité de gestion de la politique monétaire et la courbe de Phillips, De Gregorio (2007) met en évidence les déterminants de l'instabilité de l'inflation, de celle de la production ainsi que la relation entre l'instabilité de la production et celle de l'inflation. Il considère que l'autorité monétaire cible la stabilité des prix comme objectif principal en minimisant la fonction de perte qui dépend à la fois du niveau d'inflation et de l'output gap. Il obtient les équations suivantes :

$$L = \mu Z_t^2 + (\pi_t - \pi^*)^2 \quad (1)$$

$$\pi_t = \alpha \pi_{t-1} + (1 - \alpha) E_{t-1}(\pi_t) + \beta Z_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Z_t représente l'output gap ; π_t , le taux d'inflation ; π^* , le taux d'inflation cible et ε_t représente les chocs de demande ou d'offre affectant le niveau d'inflation. Les résultats du modèle suggèrent qu'une diminution de la variabilité de l'inflation et de celle de la production pourrait traduire la faible amplitude des chocs affectant l'inflation ou bien d'un changement structurel de l'économie affectant le paramètre autorégressif de l'inflation¹. Par contre, un changement structurel du paramètre de la courbe de Phillips par exemple une augmentation du commerce, de la concurrence ou de la mobilité des capitaux conduit à une diminution de l'instabilité de l'inflation sans pour autant nécessairement réduire la variabilité de la production.

Tableau 1: sources de l'instabilité de la production et de l'inflation

Paramètres	Impact des paramètres sur l'instabilité de:	
	Production	Inflation
μ , paramètre de l'output gap de la fonction de perte	-	+
α , paramètre autorégressif de l'inflation	+	+
β , pente de la courbe de Phillips	?	-
σ_ε , variance des chocs de l'inflation	+	+

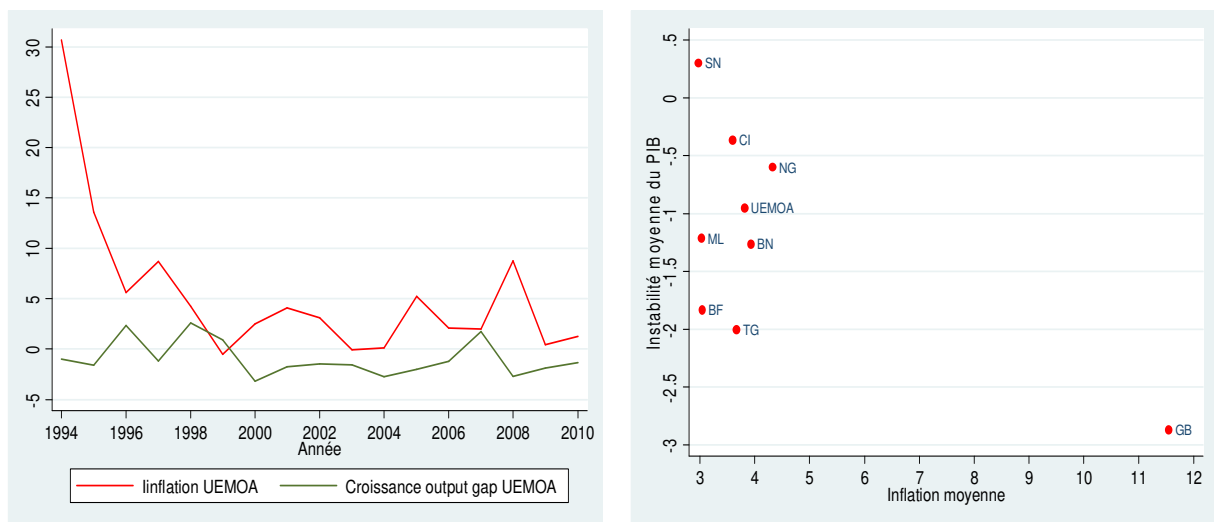
Source: Gregorio (2007)

¹ Une réduction de α par exemple, pourrait provenir d'une faible indexation des salaires ou d'une augmentation de la crédibilité des autorités monétaires par rapport à leur cible d'inflation.

Dans la zone UEMOA, depuis 1998, le niveau général des prix a été relativement maîtrisé autour de la cible communautaire de 3%. Cependant, la production est restée instable sur toute la période de 1994 à 2010. On note, par ailleurs, une production effective qui est restée en deçà de son niveau potentiel sur toute la période à l'exception de 2007. De même, on remarque que les périodes de forte croissance économique de la zone étaient celles où le niveau d'inflation s'est établi entre 3 et 10% et que la production effective était au-dessus de la production potentielle. Particulièrement, les pays comme le Burkina Faso, le Sénégal et le Mali ont enregistré un taux moyen d'inflation de 3%. Pourtant, les productions du Mali, et du Burkina ont été non seulement instables, mais aussi caractérisées par une sous-utilisation de leurs capacités productives, contrairement au Sénégal qui a affiché une plus grande stabilité couplée d'une utilisation des facteurs de production au-dessus de leurs capacités productives (figure1).

Ces caractéristiques des économies de la zone reposent la question relative au rôle de l'articulation de la politique monétaire et budgétaire dans la dynamique de l'inflation, de la production et de la croissance économique.

Figure 1 : Evolution de l'output gap et de l'inflation



Source: Calcul de l'auteur sur la base des données de la BCEAO

En principe, le maintien de la stabilité des prix devrait permettre d'obtenir des niveaux de taux d'intérêt réels qui boosteraient les activités économiques et partant une croissance économique soutenue et soutenable. Les faits stylisés semblent démontrés que le maintien de l'inflation à niveau faible n'est pas suffisant pour créer un climat de confiance auprès des investisseurs.

2. Méthodologie, Techniques d'Estimation et Données

Dans cette section, nous présentons les spécifications des différentes équations, respectivement de l'inflation, de l'output gap et de la croissance. Puis nous décrivons la technique d'estimation ainsi que les différents tests. Et finalement, nous exposons les sources des données. Pour examiner l'effet du Policy mix sur la stabilité intérieure. Deux équations sont spécifiées : l'équation de l'output gap et l'équation de l'inflation. Ensuite, une troisième équation a été spécifiée pour analyser l'effet du Policy mix sur la croissance économique. Le Policy mix a été capté par un indicateur calculé par notre soin sur la base des travaux de L'angevin et Montagné (2002).

Modéliser l'autocorrélation et l'hétérogénéité spatiale et utiliser les procédures d'estimation et d'inférence adaptées sont devenus l'un des défis majeurs de l'analyse des données de panel en vue de minimiser les biais des coefficients. Pour cela, les équations ont été spécifiées, en tenant compte de certaines spécificités liées aux traitements et analyses² des données de panel.

2.1. Spécification des équations

a. Equation de l'output gap

$$Z_{i,t} = \alpha Z_{i,t-1} + \delta \sum_{j=1}^N w_{i,j} Z_{j,t} + \gamma IPMix_{i,t} + \beta' X_{i,t} + \mu_i + \vartheta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Où $Z_{i,t}$, représente l'output gap ; $IPMix_{i,t}$, indicateur de Policy mix ; $w_{i,j}$, représente un élément de la matrice d'interaction spatiale ; μ_i , effet fixe pays ; ϑ_t , effet fixe temporel commun à tous les pays ; $\varepsilon_{i,t}$, écart aléatoire idiosyncratique supposé identiquement et indépendamment distribué ; $X_{i,t}$ l'ensemble des variables de contrôle identifiées de façon pertinente dans la littérature empirique comme facteurs affectant la variabilité de l'output gap. Il s'agit de : la part des dépenses publiques totales dans le PIB (GOUV) ; la part du service dans la valeur ajoutée (SERV) ; l'instabilité du commerce international (INSOUV) ; le solde budgétaire de base structurelle (SOLDS) ; le développement financier mesuré par le ratio crédit à l'économie sur PIB (DEVFIN).

² C'est-à-dire l'autocorrélation spatiale qui se réfère à l'absence d'indépendance entre observations géographiques et hétérogénéité spatiale qui est liée à la différenciation des variables et des comportements dans l'espace

b. Equation de l'inflation

Inspirée des travaux de Bruno et Melnick (1994), cette équation est spécifiée de la façon suivante :

$$\pi_{i,t} = \alpha\pi_{i,t-1} + \delta \sum_{j=1}^N w_{i,j}\pi_{j,t} + \theta IPMix_{i,t} + \beta' X_{i,t} + \mu_i + \vartheta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$\pi_{i,t}$, représente le taux d'inflation d'un pays i à la date t ; $\pi_{i,t-1}$, le taux d'inflation anticipé ; $X_{i,t}$, l'ensemble des variables de contrôle identifiées comme déterminants pertinents de l'inflation au sein de la zone à savoir : INSTER, l'instabilité du taux de change effectif réel (écart du taux de change effectif réel par rapport à sa tendance de long terme) ; INSTE, Instabilité des termes de l'échanges (écart des termes de l'échange par rapport à sa tendance de long terme) ; TR, Taux d'intérêt réel.

c. Equation de croissance économique

$$y_{i,t} = \alpha y_{i,t-1} + \delta \sum_{j=1}^N w_{i,j}y_{j,t} + \varphi IPMix_{i,t} + \beta' X_{i,t} + \mu_i + \vartheta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$y_{i,t}$, représente le PIB par tête en logarithme ; $X_{i,t}$, regroupe le taux d'investissement TINV ; le taux d'ouverture OUV; la consommation publique GOUV et l'instabilité des termes de l'échange INSTE.

2.2. Techniques d'estimations

Dans l'analyse économétrique utilisant des modèles de panel spatiaux dynamiques à effets fixes, il est connu que l'administration des moindres carrés ordinaires sur les données transformées en premières différences conduit à des biais d'efficacité dans le paramètre de la variable retardée. De ce fait, l'utilisation des techniques de variables instrumentales ou de l'estimateur (SPGMM-DIFF³) d'Arrelano et Bond (1991) permettent de corriger ces types de biais. Arrelano et Bover (1995), Blundell et Bond (1998) ont démontré que ces techniques souffrent de problèmes d'instruments surtout lorsque le paramètre de la variable retardée est proche de l'unité. Les auteurs développent et proposent à cet effet, un nouvel estimateur (SPGMM-SYS⁴) (Wooldridge, 2002 ; Green, 2007). Très récemment, Han et Phillips (2010)

³ (Spatial Autoregressive Generalized Method of Moments) en première différence

⁴ (Spatial Autoregressive Generalized Method of Moments) en système

ont développé un nouvel estimateur (SPGMM-HAN-PHILIPS) qui est meilleur en termes d'efficacité et d'efficience dans l'estimation des modèles de panel spatiaux⁵ dynamiques. Les auteurs ont démontré que cet estimateur permet d'éliminer les problèmes de faiblesse d'instruments même lorsque le paramètre de la variable retardée est proche de l'unité. Le rythme de convergence est le même pour des données non stationnaires que pour des données stationnaires. Par ailleurs, cet estimateur n'impose aucune restriction sur la dimension du panel.

2.3. Variables, données et sources

a. Variables

- Indicateur de Policy mix

L'indicateur retenu permet de synthétiser en une seule variable, les impulsions de la politique monétaire et de la politique budgétaire. Il représente, en réalité, une extension de l'indice des conditions monétaires et financières (ICMF)⁶, en y incluant une mesure de l'impulsion budgétaire, captée par la variation du solde budgétaire de base. Il est calculé à l'aide de la formule suivante :

$$IPMix = \Delta ICMF - \mu \Delta SBB \quad (6)$$

Le Policy mix est qualifié de restrictif si $IPMix < 0$, c'est-à-dire que l'effet des conditions monétaires et financières ne permettent même pas à la politique budgétaire de jouer son rôle de stabilisation de la demande et de soutien à la croissance. Par contre, le Policy mix est qualifié d'expansif si les conditions monétaires et financières permettent non seulement à la politique budgétaire de jouer son rôle de stabilisation en plus de ceux d'allocation et de redistribution, mais aussi de favoriser la relance durable de la croissance économique. Le Policy mix est neutre si les conditions monétaires et financières contre-balancent juste la capacité stabilisatrice de la politique budgétaire. L'enjeu principal de calcul de cet indicateur réside dans l'estimation de la valeur du paramètre μ représentant l'effet multiplicateur des impulsions budgétaires sur l'activité économique. D'après les travaux d'Ary et al (2005),

⁵ La présence d'autocorrélation spatiale été identifiée à l'aide de trois (3) tests. Le test de Moran, de Geary et de Getis et Ord.

⁶ $ICMF = \theta_r (r - r_{base}) + \theta_q (q - q_{base})$ Avec r le taux d'intérêt réel, q le taux de change effectif réel, r_{base} et q_{base} des valeurs de référence que nous assimilons ici aux valeurs de l'année 1994. θ_r et θ_q sont des coefficients de pondération respectivement de l'écart du taux d'intérêt à sa valeur de référence et de l'écart du taux de change effectif réel à sa valeur de référence. La valeur de (θ_q/θ_r) est approximée ici par la part des exportations dans le PIB (Aubert, 2003).

cette valeur, pour la zone UEMOA, se situerait entre 1,5 et 2. Cette valeur serait comprise entre 0,5 et 1 pour la zone euro et de 1 pour les Etats Unis (L'angevin et Montagné (2002)).

- Output gap

L'instabilité de la production est mesurée dans ce papier par l'écart en pourcentage entre la production actuelle et la production potentielle soit :

$$GAP_{i,t} = \frac{Y_{i,t} - \bar{Y}_{i,t}}{\bar{Y}_{i,t}} \quad (7)$$

GAP représente l'output gap ; *Y*, représente la production actuelle en terme réel et \bar{Y} , la production potentielle. La production potentielle n'est pas directement observable donc elle fait toujours l'objet d'une estimation. Deux (2) méthodes sont souvent utilisées. L'approche statistique qui permet d'extraire ou de décomposer la série du PIB observée en deux composantes : le cycle et le potentiel. Et l'approche économique qui repose plutôt sur l'évaluation d'une fonction d'offre agrégée de l'économie. Nous retenons, pour des raisons de disponibilité des données, l'approche statistique pour l'estimation du PIB potentielle.

Plusieurs techniques statistiques ou filtres ont été développées et utilisées pour séparer la composante cyclique de la tendance des séries macroéconomiques. Parmi celles-ci, on note principalement : les filtres *Band pass* à l'instar de Baxter-King (BK) et Christiano-Fitzgerald (CF) qui extraient les composantes cycliques aléatoires ayant une fréquence appartenant à un intervalle donné et bloquent les autres composantes ; et les filtres *High-pass* comme celui de Hodrick Prescott (HP) et Butterworth (BW) qui extraient uniquement les composantes cycliques aléatoires qui sont au-dessus d'une fréquence spécifique donnée et bloquent les composantes correspondantes aux fréquences faibles.

Pour Ravn et Uhling (2002), le filtre HP est devenu une méthode standard d'extraction du cycle de la tendance. Mais, dans ce papier, c'est plutôt le filtre de Butterworth qui est utilisé. Pollock (2000) argumente que l'utilisation des filtres *High-pass* à l'instar de HP n'est pas suffisamment flexible pour tenir compte de certaines caractéristiques des données notamment, les changements de régimes ou les ruptures ayant intervenu dans l'évolution des séries. A cet effet, il propose le filtre Butterworth, souvent utilisé en ingénierie comme une meilleure technique de lissage des données. Rappelant que le filtre HP utilise un seul paramètre λ pour contrôler le lissage de la tendance des séries, Pollock souligne que ce paramètre affecte à la

fois la fréquence et le rythme de transition entre la bande passante et la bande d'arrêt. Par contre, le filtre Butterworth a une grande flexibilité dans l'approximation des séries.

- Matrice d'interaction spatiale

Pour contrôler les effets de voisinage dans l'analyse de la relation Policy mix, stabilité intérieure et croissance économique, la matrice de contiguïté d'ordre 1 est utilisée. C'est une matrice carrée, symétrique, ayant autant de lignes que de colonnes qu'il y a de zones géographiques N. Chaque élément $w_{i,j}$ est défini comme suit :

$$w_{i,j} = \begin{cases} 1 & \text{si les pays } i \text{ et } j \text{ partagent la même frontière} \\ 0 & \text{si non} \end{cases}$$

Par convention, un pays n'est pas contigu avec lui-même par conséquent $w_{i,i} = 0$, quelque soit i. Ainsi, nous avons construit une matrice d'interaction géographique basée sur le partage d'une frontière commune des huit pays de la zone UEMOA⁷. Cette matrice contenant des éléments $w_{i,j}$ a été standardisée afin d'obtenir une matrice de pondération W contenant des éléments $\bar{w}_{i,j}$ tels que :

$$\bar{w}_{i,j} = \frac{w_{i,j}}{\sum_j w_{i,j}} \quad (8)$$

b. Données et sources

Les données utilisées pour estimer les équations portent sur les 8 pays de la zone UEMOA et couvrent la période 1995-2010. L'année 1994 a été marquée, pour les pays de la zone UEMOA, par une dévaluation du franc CFA et la signature d'un nouveau traité donnant naissance à l'UEMOA. Cette année est généralement connue comme étant une année de changement d'un nouveau régime de politique monétaire et de politique budgétaire au sein de la zone. L'année 2010 a été marquée par une indépendance totale de la BCEAO dans la conduite de la politique monétaire de la zone. De ce fait, la période 1995-2010 a été une combinaison de la politique monétaire et des politiques budgétaires en vue d'une bonne gestion de la monnaie commune d'une stabilité macroéconomique susceptible de soutenir la croissance économique de la zone. Ces données sont issues de différentes sources : base de données des statistiques économiques et financières de la BCEAO ; et de celle de la

⁷Benin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Guinée Bissau, Mali, Niger, Sénégal, et Togo.

Commission de l'UEMOA et la base de données du Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International (CERDI).

3. Résultats, Analyses et Discussions

Les résultats des estimations des équations de l'inflation, de l'instabilité de la production et de celle de croissance économique sont respectivement présentés dans les tableaux 3, 4 et 5 (Cf. annexe). Les colonnes 1 et 2 présentent les résultats de l'estimateur d'Arrelano et Bond. Les colonnes 3 et 4 présentent les résultats de l'estimateur d'Arrelano et Bover / Blundell et Bond et les colonnes 5 et 6 présentent les résultats de l'estimateur Han et Phillips. Pour des questions de robustesse, les différents tests, notamment ceux de validité globale des modèles, d'identification d'autocorrélation spatiale, d'identification d'hétéroscédasticité et de normalité du résidu, sont également présentés dans les tableaux. Ces différents tests rejettent l'hypothèse nulle d'inexistence d'autocorrélation spatiale, validant ainsi la spécification de ce modèle.

Globalement, les résultats montrent que l'articulation de la politique monétaire et budgétaire, dans l'état actuel, ne concoure qu'à la stabilité des prix sans pour autant produire des effets de stabilité macroéconomique globale et de croissance économique de long terme.

3.1. Policy mix et Stabilité des prix

Que ce soit la technique de SPGMM-DIFF ou SPGMM-SYS, les résultats suggèrent une relation à la fois négative et statistiquement significative entre l'indicateur de Policy mix et l'inflation. Le coefficient de la variable d'intérêt est plus élevé en SPGMM-SYS qu'en SPGMM-DIFF confirmant ainsi la présence de biais à la baisse en estimateur SPGMM-DIFF. Par contre, le coefficient de IPMix devient statistiquement non significatif et d'une ampleur moindre en estimateur de Han-Phillips.

Une restriction du Policy mix, traduite par une augmentation de l'indicateur du Policy mix d'un point, s'accompagne d'une réduction du taux d'inflation de 0,24 point à court terme et de 0,66 à long terme soit $[0,244 / (1-0,634)]$. La qualité de l'ajustement est bonne car le coefficient de détermination est très élevé soit environ 70% de la variation du taux d'inflation expliquée par le modèle. La grande partie de la variabilité du taux d'inflation est expliquée par les anticipations du niveau d'inflation future, les chocs affectant le niveau d'inflation des autres pays partenaires de la zone UEMOA et les dépenses gouvernementales. Un choc

affectant le niveau d'inflation d'un pays membre de la zone UEMOA se répercute sur un pays partenaire de l'ordre de 0.2 point. Le coefficient est positif et statistiquement significatif à 1%.

L'effet stabilisateur des prix par le Policy mix semble passer par le taux d'intérêt réel car le coefficient de cette variable perd sa significativité suite à l'introduction de la variable d'intérêt IPMix. Un choc positif d'une grandeur d'une unité affectant le taux d'intérêt en l'absence d'une articulation de Policy mix, se traduirait par une réduction du niveau d'inflation d'environ 0,16 point.

S'agissant du ratio dépenses totales du gouvernement rapportées au PIB, le coefficient est à la fois positif et statistiquement significatif quelle que soit la technique d'estimation utilisée. Une réduction de ce ratio d'une unité permet de réduire le taux d'inflation de l'ordre de 0,1. L'instabilité du taux de change effectif réel ne semble pas avoir d'effets statistiquement significatifs sur la stabilité des prix en estimation SPGMM-DIFF ou SPGMM-SYS. Cependant, les résultats de l'estimateur HAN-PHILLIPS suggèrent qu'une modification d'un (1) point à la hausse de l'instabilité du taux de change effectif a un impact positif et statistiquement significatif sur l'inflation de l'ordre de 0.3 point. De même, une augmentation de l'instabilité des termes de l'échange se traduit par une augmentation du niveau d'inflation.

3.2. Policy mix et stabilisation de la production

Les résultats montrent que le Policy mix n'a aucun effet sur la stabilité de la production. Le coefficient est positif mais statistiquement non significatif. La qualité de l'ajustement est bonne car le coefficient de détermination est très élevé, soit environ 64% de la variation de l'instabilité de la production expliquée par le modèle. La grande partie de cette variation semble être expliquée par le ratio solde budgétaire de base rapporté au PIB et les dépenses totales du gouvernement rapportées au PIB.

Contrairement aux effets de stabilisateurs automatiques que le premier critère de la règle budgétaire est supposé produire, les résultats démontrent qu'une modification à la hausse de ce ratio, se traduit par une augmentation de l'instabilité de la production de l'ordre de 0.15. Le déficit budgétaire produit des effets de stabilisation de la production. Par contre, une augmentation des dépenses totales du gouvernement a des effets haussiers sur l'instabilité de la production. Le coefficient est positif et statistiquement significatif de l'ordre de 0,06. Par ailleurs, un choc affectant la production d'un pays de la zone, se répercute sur la production des pays partenaires. Le coefficient de la variable W.GAP est positif et statistiquement

significatif. Le développement financier et le poids du service dans le PIB ne semblent pas avoir d'effets statistiquement significatifs sur l'instabilité de la production. En effet, le développement financier est censé offrir des opportunités d'atténuation de risques financiers aux agents économiques et par conséquent servir d'instrument de stabilisation de la production via le lissage intertemporel de la consommation et la spécialisation de la production. En conséquence, on devrait s'attendre à un coefficient négatif et statistiquement significatif. Cependant, au regard de l'état relativement embryonnaire du secteur financier de la zone, la relation ne semble pas exister.

Par rapport à l'effet de l'instabilité du commerce international, les résultats suggèrent une relation positive mais statistiquement non significative. En effet, l'ouverture commerciale peut affecter l'instabilité de la production de différentes manières. Une augmentation des échanges suppose qu'une grande partie des chocs spécifiques affectant un pays pourra être lissée via le canal de transmission aux partenaires commerciaux. Plus précisément, les chocs de demandes sont en partie transformés aux partenaires commerciaux. Cependant, les chocs d'offres augmentent la concurrence. De ce fait, il peut exister une relation négative entre l'ouverture commerciale et l'instabilité de la production. Or une plus grande ouverture commerciale peut conduire à une spécialisation et par conséquent changer la relation ouverture et stabilité de la production.

3.3. Policy mix et croissance économique

L'impact du Policy mix sur la croissance a été estimé à l'aide des trois techniques. Cependant, les résultats obtenus à l'aide de l'estimateur Han et Phillips ne sont pas interprétables car les tests de normalité des résidus ne sont pas concluants. Les résidus ne sont pas asymptotiquement distribués suivant la distribution normale. De plus, leurs distributions présentent des biais d'aplatissement et d'asymétrie. Seul, l'estimateur en SPGMM-SYS présente des propriétés statistiquement interprétables. La qualité de l'ajustement est bonne car le coefficient de détermination est très élevé, soit environ 99% de la variation de la croissance économique expliquée par le modèle.

La grande partie de cette variation est expliquée principalement par le taux d'investissement, le PIB de la période précédente, le commerce international, le niveau du taux d'inflation, ainsi que les chocs qui affectent la production des pays partenaires de la zone UEMOA. En effet, les résultats démontrent que la configuration actuelle du Policy mix de la zone UEMOA n'a pas d'effet statistiquement significatif sur la croissance économique de la zone. Par contre, une

augmentation du ratio d'investissement d'un point se traduit par une hausse de 4,56 points sur la croissance économique. Quel que soit la technique d'estimation utilisée, le coefficient est positif et statistiquement significatif. L'introduction de la variable Policy mix dans le modèle réduit l'amplitude de l'effet de l'investissement sur la croissance économique. Le coefficient passe de 4,86 à 4,44. Par ailleurs, les résultats suggèrent l'inexistence de relation entre les chocs qui affectent les niveaux de croissance économique des pays de la zone. De même, une augmentation du niveau d'inflation avec la configuration du Policy mix produit des effets positifs sur la croissance économique. Ce qui signifie qu'une tentative de maintien de l'inflation à un niveau faible agit négativement sur la croissance économique de la zone. En conséquence, la recherche d'un taux d'inflation modéré serait plutôt favorable à la croissance économique de la zone.

En rapport avec la plupart des résultats de la littérature empirique sur le sujet, l'ouverture commerciale des pays de la zone UEMOA semble être corrélée positivement et statistiquement significatif avec la croissance économique. Cependant, les deux (2) variables qui sont supposées capter les effets du changement structurel des politiques budgétaires à savoir les dépenses gouvernementales et les termes de l'échange sont toutes deux statistiquement non significatifs.

Conclusion

Dans ce papier, nous construisons un indice du Policy mix de la zone UEMOA qui permet de regrouper en un seul indicateur, les interactions des décisions des autorités monétaires et budgétaires sur les conditions monétaires, financières et économiques de la zone. Ensuite, nous mobilisons les développements méthodologiques récents, notamment les techniques d'estimation des modèles de panel spatiaux-dynamiques, qui offrent des opportunités de tenir compte des effets de voisinage et d'hétérogénéité inobservés des pays membres de la zone, pour analyser les effets du Policy mix sur l'inflation, l'output gap et la croissance économique.

Les résultats fournissent une preuve empirique que l'articulation de la politique monétaire et budgétaire, dans l'état actuel, ne concoure qu'à la stabilité des prix, sans pour autant produire des effets de stabilité intérieure pour soutenir la croissance économique de long terme de la zone.

S'agissant de la stabilité des prix, les résultats révèlent l'importance du dispositif de Policy mix de : maintenir la crédibilité de la banque centrale dans la lutte contre l'inflation et de poursuivre la discipline budgétaire. Mais, le dispositif devra être complété par un mécanisme d'atténuation de la propagation des chocs affectant le niveau d'inflation des pays membres.

Par rapport à la stabilité de la production, des réflexions devront être menées par rapport au critère clé de la règle de discipline budgétaire adoptée par les pays de la zone afin de rétablir le caractère stabilisateur. De plus, une réflexion allant dans la promotion de l'investissement productif, notamment à travers une politique monétaire plus accommodante avec des niveaux d'inflation plus modéré, accompagné d'un dispositif de stabilisation de la production est nécessaire pour une croissance économique soutenue et durable de la zone.

Nous proposons que le dispositif du Policy mix soit configuré comme suit : (i) une politique monétaire qui vise principalement la stabilité des prix couplée avec un mécanisme d'atténuation de la propagation des chocs affectant le niveau d'inflation des pays membres de la zone ; (ii) des politiques budgétaires soumises à une discipline budgétaire mais ayant une marge de manœuvre pour agir sur les instruments tels que les impôts et taxes ainsi que des programmes de subventions pour stabiliser l'activité économique ; et (iii) un dispositif de stabilisation de la production⁸ pour réduire les effets des distorsions et impulser une véritable stabilisation macroéconomique et une relance soutenue de la croissance économique.

Cette proposition, issue des implications de politiques économiques de ce papier, soulève quelques questions qui devront faire l'objet des recherches futures : faut-il revoir l'objectif de la politique monétaire en y incluant la croissance et conserver la règle budgétaire en l'état ? Ou bien plutôt revoir la règle budgétaire pour permettre aux gouvernements des Etats membres de disposer des marges de manœuvres et conserver l'objectif de la banque centrale ? Ou bien maintenir la configuration actuelle en la complétant par des dispositifs et mécanismes complémentaires qui permettraient d'optimiser les interventions de la politique monétaire commune et des politiques décentralisées?

⁸ Ce dispositif pourra être opérationnalisé sous la forme d'un fonds de stabilité conjoncturel et d'un fonds de productivité.

Références Bibliographiques

- ARELLANO M. and BOND S. (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *The Review of Economic Studies* 58; 277-297.
- ARY T., PLANE P., et COMBES A, (2005), « Les effets non linéaires de la politique budgétaire : le cas de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine » Communication aux journées de l'AFSE, Clermont-Ferrand, 19 et 20 mai 2005.
- ARELLANO M. and BOVER O., (1995), "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models", *Journal of Econometrics* 68; 29-51.
- ARELLANO, M. and BOND S., (1998), "Dynamic Panel Data Estimation Using DPD98 for Gauss", A Guide for Users.
- ROBERT J., and BARRO R., (1991), "World Interest Rates and Investment," NBER Working Papers 3849, National Bureau of Economic Research, Inc.
- BLUNDELL R. and BOND S., (1998), "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models", *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- CABALLERO R. and HAMMOUR M. L., (1991), "The Cleansing Effect of Recessions", National Bureau of Economic Research Working Paper No. 3922.
- CHRISTIANO L. and Fitzgerald T., (2000), "Understanding the Fiscal Theory of the Price Level", *Economic Review* 36, pp. 1-37.
- COMBEY A. et NUBUKPO K., (2010), "Non Linear effects of Inflation on Growth in the WAEMU", MRA Paper n° 23542.
- DE GREGORIO, J., (2007), "Defining Inflation Targets, the Policy Horizon and the Output-Inflation Tradeoff," Working Papers Central Bank of Chile 415, Central Bank of Chile.
- DRAMANI L et THIAM I., (2012), Sacrifice Ratio in West African Economic and Monetary Union (WAEMU), *Journal of Contemporary Management*
- EASTERLY W. and KRAAY A., (1999), "Small States, Small Problems?", World Bank Policy Research Working Paper n° 2139, june.
- KRILJENKO C. et IVAN J., (2010), South Africa "Macro Policy Mix and Its Effects on Growth and the Real Exchange Rate: Empirical Evidence and GIMF Simulations", IMF working paper.
- FISCHER S., (1993), "The Role of Macroeconomic Factors in Growth", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32, pp. 485-512.
- GEARY R.C, (1947), "Testing for Normality", *Biometrika*, Vol. 34; 209-242.
- GREENE W., (2007), "Econometric Analysis", 6th ed., Macmillan Publishing Company Inc., New York, USA Growth", *American Economic Review*, 85, 1138-1151

- HODRICK, R. J. and PRESCOTT E. C., (1997), "Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 1–16.
- L'ANGEVIN C. et MONTAGNE F., (2002), « Le Policy mix en zone euro et aux Etats Unis de 1999 à aujourd'hui », *La Doc Français, Economie et prévision* : P. 199-184.
- LEEPER, E.M., (1991), "Equilibrium under 'Active' and 'Passive' Monetary and Fiscal Policies", *Journal of Monetary Economics* 27(1): 129-47.
- LUCAS R. E., (1994). "On the Welfare Costs of Inflation.", Paper presented at Center for Economic Policy Research-Federal Reserve Bank of San Francisco conference, March
- MOTLEY, B.,(1994), "Growth and Inflation: A Cross-Country Study." Paper presented at Center for Economic Policy Research-Federal Reserve Bank of San Francisco conference, March.
- NUBUKPO K., (2002), L'impact de la variation des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur l'inflation et la croissance dans l'UMOA , *Notes d'Information et Statistiques, Série Études et Recherches* , n526, BCEAO, Dakar, juin 2002, 32p.
- POLLOCK, D. S. G., (2000), "Trend estimation and de-trending via rational square-wave filters," *Journal of Econometrics*, 99, 317–334
- RAMEY, G. and V. RAMEY, (1995), "Cross-country Evidence on the Link Between Volatility and Processing and Dynamics", London: Academic Press
- RAVN, M. O. and UHLIG H. (2002), "On adjusting the Hodrick–Prescott filter for the frequency of observations," *Review of Economics and Statistics*, 84, 371–376.
- ROGERS E., (1995), "Diffusion of innovation", Free Press, New York, 4th edition.
- WOODFORD, M., (2003), « Money, Interest, and Prices », Princeton: Princeton University Press.

Annexes

Tableau 2 : Policy mix et stabilité des prix

VARIABLES	ARELLANO-BOND		ARELLANO-BOVER/ BLUNDELL-BOND		HAN-PHILIPS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
INFL (-1)	0,617*** (0,00)	,673*** (0,00)	0,566*** (0,00)	0,634*** (0,00)	1,002*** (0,013)	1,0148*** (0,011)
W,INFL	0,171*** (0,00)	0,176*** (0,00)	0,235*** (0,00)	0,244*** (0,00)	0,243*** (0,00)	0,245*** (0,00)
IPMix		-0,200*** (0,004)		-0,244*** (0,00)		-0,035 (0,46)
INSTER	-0,014	0,242 (0,33)	-0,035 (0,851)	0,289 (0,15)	0,272 (0,206)	0,316** (0,027)
INSTE	0,117 (0,31)	,126 (0,26)	0,183** (0,049)	0,187** (0,042)	0,073 (0,214)	0,078 (0,189)
TR	-0,171** (0,05)	,059 (0,61)	-0,118* (0,096)	0,148 (0,114)	-0,163*** (0,00)	-0,114 (0,179)
GOUV	0,131*** (0,00)	0,126*** (0,00)	0,099*** (0,00)	0,098*** (0,00)	0,105*** (0,00)	0,104*** (0,00)
CONS	-1,786 (0,11)	-3,381*** (0,007)	-1,468* (0,084)	-3,50*** (0,00)	-0,44 (0,275)	-0,493 (0,23)
Test de validité global du modèle						
Test de Wald	139,62*** (0,00)	152,40*** (0,00)	201,53*** (0,00)	225,48*** (0,00)		134,18*** (0,00)
Test de Fisher	23,27*** (0,00)	21,77*** (0,00)	33,589*** (0,00)	32,21*** (0,00)		19,16*** (0,00)
R ²	0,88	0,85	0,71	0,73	0,53	0,54
R ² Ajusté	0,86	0,83	0,69	0,72	0,51	0,52
Test d'identification d'autocorrélation spatiale						
Moran global	0,272*** (0,00)	0,22*** (0,00)	0,013 (0,76)	-0,028 (0,78)	0,397*** (0,00)	0,397*** (0,00)
Geary global	0,529*** (0,00)	0,60*** (0,00)	0,699** (0,03)	0,59*** (0,00)	0,44*** (0,00)	0,443*** (0,00)
Getis-Ords global	-0,75*** (0,00)	-0,596*** (0,00)	-0,035 (0,77)	0,079 (0,78)*	-1,09*** (0,00)	-1,09*** (0,00)
Test d'identification d'hétéroscédasticité						
LM test	163,22*** (0,00)	124,07*** (0,00)				
LR test	85,86*** (0,00)	70,8*** (0,00)				
Wald Test	341,26*** (0,00)	300,92*** (0,00)				
Test de normalité du résidu						
Jarque Bera	270,42*** (0,00)	299,44*** (0,00)	206,19*** (0,00)	91,99*** (0,00)	104,51*** (0,00)	106,17*** (0,00)
White IM test	276,42*** (0,00)	304,87*** (0,00)	218,45*** (0,00)	107,12*** (0,00)	156,97*** (0,00)	157,65*** (0,00)
Skewness Z Test	1,8938* (0,058)	1,9975** (0,046)	2,68*** (0,00)	0,98 (0,32)	-5,42*** (0,00)	-5,43*** (0,00)
Kurtosis Z Test	5,302*** (0,00)	5,39*** (0,00)	2,68*** (0,00)	4,30*** (0,00)	3,92*** (0,00)	3,94*** (0,00)

Source: Auteur

Note : (P-value en parenthèse *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1)

Tableau 3 : Policy mix et stabilité de la production

VARIABLES	ARELLANO-BOND		ARELLANO-BOVER/ BLUNDELL-BOND		HAN-PHILIPS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
GAP (-1)	-0,378*** (0,00)	-0,38*** (0,00)	-0,327*** (0,00)	-0,335*** (0,00)	-0,415*** (0,00)	-0,41*** (0,00)
W.GAP	0,086* (0,07)	0,086* (0,07)	0,096** (0,04)	0,091* (0,06)	0,125** (0,04)	0,122** (0,03)
IPMix		0,003 (0,82)		0,002 (0,89)		-0,009 (0,55)
GOUV	0,058*** (0,00)	0,058*** (0,00)	0,06*** (0,00)	0,059 (0,00)	0,041 (0,00)	0,05 (0,00)
SERV	-0,035 (0,56)	-0,033 (0,59)	-0,082 (0,01)	-0,074 (0,012)	-0,034 (0,00)	-0,031 (0,46)
INSOUV	0,041 (0,75)	0,035 (0,79)	-0,081 (0,60)	0,062 (0,64)	0,291** (0,05)	0,26 (0,067)
SBB	0,154** (0,034)	0,158** (0,036)	0,189*** (0,00)	0,18*** (0,01)	0,071 (0,046)	0,106** (0,05)
DEVFIN	0,002 (0,89)	0,003 (0,86)	0,004 (0,84)	0,006 (0,74)	0,004 (0,72)	-0,008 (0,55)
CONS	0,70 (0,81)	0,56 (0,85)	2,79 (0,07)	2,39 (0,12)	1,27 (0,047)	1,34 (0,64)
Test de validité global du modèle						
Test de Wald	173,67*** (0,00)	172,6*** (0,00)	290,21*** (0,00)	283,8*** (0,00)	783,2*** (0,00)	561,65*** (0,00)
Test de Fisher	24,81*** (0,00)	21,57*** (0,00)	41,45*** (0,00)	35,48*** (0,00)	111,8*** (0,00)	70,21*** (0,00)
R ²	0,64	0,64	0,65	0,66	0,61	0,63
R ² Ajusté	0,59	0,59	0,64	0,64	0,59	0,61
Test d'identification d'autocorrélation spatiale						
Moran global	-0,029 (0,74)	-0,029 (0,74)	-0,073 (0,346)	-0,06 (0,43)	-0,06 (0,42)	-0,06 (0,43)
Geary global	0,648*** (0,089)	0,65* (0,09)	0,727 (0,158)	0,71 (0,14)	0,66 (0,11)	0,68 (0,11)
Getis-Ords global	0,08 (0,74)	0,08 (0,74)	0,201 (0,346)	0,168 (0,44)	0,17 (0,42)	0,17 (0,44)
Test d'identification d'hétéroscédasticité						
LM test	153,4*** (0,00)	152,7*** (0,00)				
LR test	106,38*** (0,00)	105,55*** (0,00)				
Wald Test	1331,53*** (0,00)	1311,6*** (0,00)				
Test de normalité du résidu						
Jarque Bera	2831,03*** (0,00)	2884,29*** (0,00)	1600,3*** (0,00)	1812,2*** (0,00)	2435,8*** (0,00)	1820,3*** (0,00)
White IM test	2831,6*** (0,00)	2884,78*** (0,00)	1600,7*** (0,00)	1812,5*** (0,00)	2438,3*** (0,00)	1821,8*** (0,00)
Skewness Z Test	8,04*** (0,00)	8,08*** (0,00)	6,86*** (0,00)	7,15*** (0,00)	8,06*** (0,00)	7,42*** (0,00)
Kurtosis Z Test	7,17*** (0,00)	7,19*** (0,00)	6,66*** (0,00)	6,75*** (0,00)	6,96*** (0,00)	6,75*** (0,00)

Source: Auteur

Note : (P-value en parenthèse *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1)

Tableau 4: Policy mix et croissance économique

VARIABLES	ARELLANO-BOND		ARELLANO-BOVER/ BLUNDELL-BOND		HAN-PHILIPS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
PIB (-1)	0,912*** (0,00)	0,914*** (0,00)	1,012*** (0,00)	1,012*** (0,00)	2,008*** (0,00)	1,98*** (0,00)
W,PIB	0,024*** (0,00)	0,024*** (0,00)	0,0008 (0,79)	0,0019 (0,58)	0,222*** (0,00)	0,24*** (0,00)
IPMix		1,059 (0,17)		1,22 (0,13)		0,42 (0,80)
TINV	5,62*** (0,00)	5,82*** (0,00)	4,56*** (0,01)	4,44*** (0,01)	14,48*** (0,01)	13,8*** (0,01)
OUV	-1,18 (0,49)	-1,367 (0,425)	3,36* (0,08)	3,27* (0,09)	-15,4*** (0,01)	-16,8*** (0,00)
INSTE	0,157 (0,92)	-0,086 (-0,05)	1,39 (0,42)	1,027 (0,55)	0,879 (0,8)	0,937 (0,77)
INFL	1,61 (0,12)	1,73 (0,10)	2,08 (0,09)	2,55** (0,05)	-0,899 (0,78)	-0,478 (0,87)
GOUV	0,50 (0,15)	0,535 (0,14)	0,35 (0,39)	0,33 (0,42)	0,54 (0,56)	0,51 (0,56)
CONS	84,7 (0,17)	79,22 (0,21)	-145,7*** (0,01)	-153,3*** (0,01)	-1428* (0,07)	-1317*** (0,00)
Test de validité global du modèle						
Test de Wald	6598,6*** (0,00)	6508,2*** (0,00)	65580,5*** (0,00)	64128,2*** (0,00)	178,4*** (0,00)	202,55*** (0,00)
Test de Fisher	942,6*** (0,00)	813,5*** (0,00)	9368,6*** (0,00)	8016*** (0,00)	25,48*** (0,00)	25,31*** (0,00)
R ²	0,99	0,99	0,99	0,99	0,96	0,96
R ² Ajusté	0,99	0,99	0,99	0,99	0,96	0,96
Test d'identification d'autocorrélation spatiale						
Moran global	0,035 (0,54)	0,026 (0,63)	0,10 (0,11)	0,099 (0,13)	1,018*** (0,00)	1,026*** (0,00)
Geary global	0,82 (0,13)	0,82 (0,14)	0,71** (0,04)	0,71** (0,03)	0,230*** (0,00)	0,23*** (0,00)
Getis-Ords global	-0,096 (0,54)	-0,071 (0,63)	-0,29 (0,12)	-0,273 (0,14)	-2,80*** (0,00)	-2,82*** (0,00)
Test d'identification d'hétéroscédasticité						
LM test	201,77*** (0,00)	195,9*** (0,00)				
LR test	122,87*** (0,00)	123,35*** (0,00)				
Wald Test	1724,91*** (0,00)	1769,57*** (0,00)				
Test de normalité du résidu						
Jarque Bera	96,18*** (0,00)	93,79*** (0,00)	205,07*** (0,00)	193,92*** (0,00)	0,25 (0,88)	0,28 (0,86)
White IM test	96,19*** (0,00)	93,82*** (0,00)	205,08*** (0,00)	193,93*** (0,00)	1,08 (0,58)	0,29 (0,86)
Skewness Z Test	-2,05** (0,04)	-2,14** (0,03)	0,41 (0,67)	0,25 (0,79)	-0,24 (0,811)	-0,29 (0,77)
Kurtosis Z Test	18,83*** (0,00)	4,31*** (0,00)	5,02*** (0,00)	4,96*** (0,00)	0,74 (0,45)	0,75 (0,45)

Source: Auteur

Note : (P-value en parenthèse *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1)