

MPRA

Munich Personal RePEc Archive

Policy-mix coherence index : a proposal

GAMMADIGBE, Vigninou

CERFEG, FaSEG, Université de Lomé

31 March 2015

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/63286/>

MPRA Paper No. 63286, posted 31 Mar 2015 23:06 UTC

Indice de cohérence du *policy-mix* : une proposition

Vigninou GAMMADIGBE*

Mars 2015

Résumé

De la théorie du *policy-mix* aux travaux empiriques associés, la quantification du degré de coordination des politiques monétaire et budgétaire semble manquer. Dans cette contribution, nous proposons un indice (ICPM) qui mesure le caractère cohérent du *policy-mix* plutôt que son aspect restrictif ou expansif. Il est défini comme le nombre moyen de périodes où les politiques monétaire et budgétaire ont été en phase dans une perspective keynésienne. Après le calcul de l'indice pour trente (30) pays sur la période de 1990 à 2013, nous explorons le lien entre la cohérence du *policy-mix* et la stabilisation de l'activité. L'analyse économétrique apporte une preuve empirique qu'une bonne coordination des politiques monétaire et budgétaire réduit la volatilité de la production.

JEL Codes : C21, C43, E61

Mots clés : Coordination, Politique monétaire, Politique budgétaire.

*Centre de Recherche et de Formation en Sciences Économiques et de Gestion (CERFEG), FaSEG, Université de Lomé (Togo). E-mail: dodogamma@gmail.com

1 Introduction

La littérature économique a souligné depuis les travaux de Tinbergen [1952] et Mundell [1962] le rôle crucial de la coordination des politiques monétaire et budgétaire (*policy-mix*). La récente crise financière internationale ayant montré les limites du dogme néolibéral, l'inflation et l'équilibre budgétaire sont passés au second plan. La priorité du jour est le redressement économique. A ce titre, les politiques économiques conjoncturelles sont mobilisées avec un accent particulier sur leur coordination.

Intrinsèquement lié aux politiques de stabilisation, le *policy-mix* est défini dans la littérature comme l'orientation conjointe des politiques monétaire et budgétaire à un moment donné du cycle économique. Le *policy-mix* est qualifié de contracyclique lorsqu'en phase haute et ascendante du cycle, son orientation est plutôt restrictive pour éviter une surchauffe, ou lorsqu'en phase basse et descendante, elle est accommodante afin de limiter l'impact récessif du retournement [L'Angevin et Montagné, 2006]. Sur le plan empirique, plusieurs travaux ont montré hors du cadre des zones monétaires, les enjeux et l'importance de la coordination des politiques dans la stabilisation macroéconomique (Alesina et Tabellini [1987], Villieu et al [1998], Beetsma et Bovenberg [2001]). Dans le contexte des unions monétaires où la politique monétaire est conduite par une banque centrale commune, la problématique du *policy-mix* couvre également la coordination des politiques budgétaires des pays membres (Klein et Marion [1997], Fatas et Mihov [2002], Gali et Perotti [2003]).

Dans une analyse comparative du *policy-mix* aux États-Unis et dans la zone Euro, L'Angevin et Montagné [2006] ont développé un indicateur de *policy-mix* qui permet de regrouper en un seul indicateur, les interactions des décisions des autorités monétaires et budgétaires sur les conditions monétaires et économiques. L'indicateur mesure le caractère restrictif ou expansif du *policy-mix*. De par sa construction, l'indicateur proposé par L'Angevin et Montagné [2006] ne prend pas en compte la cohérence du *policy-mix*. En effet, dans une perspective de cohérence, les « deux mains » du *policy-mix* doivent être orientées dans la même direction. Ainsi, de la même manière qu'un *policy-mix* expansif, un *policy-mix* restrictif peut être cohérent en fonction de la conjoncture économique.

Malgré l'abondance des travaux théoriques relatifs à la coordination des politiques économiques (PE par la suite), la quantification de la cohérence du *policy-mix* manque. Cette étude comble ce vide. Elle enrichit la littérature en proposant un indice qui mesure le degré de cohérence du *policy-mix* plutôt que son caractère expansif ou restrictif. Évaluer le degré de coordination des politiques monétaire et budgétaire peut être utile à plus d'un titre. D'une part, une meilleure coordination des PE conduit à une meilleure qualité de la stabilisation macroéconomique (Vickers [2000], Muscatelli et Tirelli [2005]). En union monétaire, la coordination des PE évite des conflits d'objectif entre les autorités monétaire et budgétaires. À l'aide de la théorie des jeux, Loewy [1988] et Nordhaus [1994] montrent que les défauts de coordination entraînent des équilibres sous optimaux. Dans cette optique, construire un indice qui mesure le degré de coordination des PE peut être utile pour les décideurs de politique économique et les professionnels académiques. D'autre part, la connaissance du degré de coordination des PE constitue une étape déterminante dans la dynamique d'une convergence institutionnelle visant à garantir l'optimalité de ces dernières.

L'objectif principal de cette étude est de développer rigoureusement l'indice de cohérence du *policy-mix* (ICPM) ou l'indice de coordination des politiques économiques (ICPE) sous une autre appellation. L'indice proposé mesure le nombre moyen de périodes où les politiques monétaire et budgétaire ont été en phase dans une perspective keynésienne. Après la construction de l'indice pour un échantillon de 30 pays sur la période de 1990 à 2013, l'étude explore le lien entre la cohérence du *policy-mix* et la stabilisation de l'activité. Les résultats des estimations économétriques supportent l'idée selon laquelle une bonne coordination des PE réduit la volatilité de la production. Ces résultats soulignent une fois de plus la portée de la coordination des politiques conjoncturelles et la nécessité des mécanismes de coordination des PE surtout en union monétaire.

Le reste de l'article est organisé comme suit. La section 2 présente les données et les différentes étapes dans la construction de l'indice proposé. La section 3 met en œuvre la méthodologie et présente les principaux résultats : le calcul de l'ICPM et l'estimation économétrique de la relation entre la coordination des PE et la stabilisation de l'activité économique. La section 5 conclut.

2 Méthode et données

Dans cette section, nous décrivons les principales étapes de la construction de l'ICPM. Ensuite, nous présentons les données utilisées et leurs sources. Nous identifions initialement les deux régimes de la politique monétaire évaluée à partir de l'indice des conditions monétaires (ICM). Ensuite, nous effectuons le même exercice pour la politique budgétaire à partir du solde budgétaire structurel (SBS). Dans la dernière étape, nous présentons le calcul de l'ICPM.

2.1 La politique monétaire

L'orientation de la politique monétaire (PM par la suite) est captée dans ce papier par l'indice des conditions monétaires (ICM). En effet, à partir des années 1990, l'indice des conditions monétaires (ICM) est utilisé pour apprécier l'orientation de la PM du fait de l'insuffisance du taux d'intérêt comme instrument de la PM en économie ouverte¹. Son principe est de synthétiser en un indicateur unique les variables monétaires (et financières), en accordant à chacune un poids proportionnel à son influence sur une variable de référence intéressant la politique économique, par exemple l'activité ou l'inflation [Aubert, 2003].

Dans la littérature, l'ICM est défini comme la somme pondérée de la différence entre le logarithme du taux d'intérêt réel et sa valeur de base, et la différence entre le logarithme du taux de change effectif réel (TCER) et sa valeur de base. Formellement l'ICM s'écrit :

$$ICM_t = \alpha(i_t - i_{base}) + \beta(e_t - e_{base}) \quad (1)$$

où i représente le logarithme du taux d'intérêt réel et e , le logarithme du taux de change effectif réel². De par sa construction, une augmentation (diminution) de l'ICM par rapport à son niveau de référence exprime le caractère restrictif (expansif) de la PM.

1. Voir Duguay [1994], Eika et al [1996], Ericsson et al [1998], Verdelhan [1998], Diarisso et Samba Mamadou [2000], Aubert [2003], Dembo Toe [2012], Ary et al [2012].

2. Du fait que le taux d'intérêt réel peut prendre des valeurs négatives, sa valeur a été augmentée d'une unité avant sa transformation logarithmique.

Le calcul de l'ICM impose la détermination des pondérations (α et β) et le choix d'une année de base. En ce qui concerne le choix de l'année de base, on retient conventionnellement les valeurs moyennes sur la période d'analyse à défaut des valeurs de référence ou d'équilibre (Ary et al [2012]). Pour la détermination des pondérations, deux méthodes sont retenues dans la littérature. D'une part, les pondérations du taux de change et du taux d'intérêt peuvent être estimées par le degré d'ouverture de l'économie. Cette approche repose sur l'hypothèse selon laquelle le taux de change n'impacte que les échanges extérieurs et le taux d'intérêt impacte la demande intérieure [Dembo Toe, 2012].

La seconde approche, que nous retenons ici, est une estimation économétrique. Nous suivons la démarche des Banques Centrales (Canada, France, UEMOA) en déduisant les paramètres α et β de l'estimation de la relation entre la demande agrégée (variation du PIB réel, Δy_t) et les deux instruments de la PM (i_t et e_t).

$$\Delta y_t = a_1 i_t + a_2 e_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

où ε_t est un terme d'erreur. L'équation 2 est estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) au cas où les variables sont stationnaires. Dans le cas où les variables ne sont pas stationnaires, l'équation 2 est estimée sur la base d'un modèle à correction d'erreur. Dans ce papier, toutes les variables prises en différence sont stationnaires, ce qui permet d'estimer l'équation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). L'équation estimée se présente comme suit :

$$\Delta y_t = a_1 \Delta i_t + a_2 \Delta e_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Les coefficients estimés \hat{a}_1 et \hat{a}_2 permettent de déterminer les pondérations α et β de la manière suivante :

$$\alpha = \frac{\hat{a}_1}{\hat{a}_1 + \hat{a}_2} \text{ et } \beta = \frac{\hat{a}_2}{\hat{a}_1 + \hat{a}_2} \quad (4)$$

A partir de l'ICM nous déterminons les différents régimes de la PM comme suit : la PM est restrictive si l'ICM est supérieur à sa valeur médiane. Elle est expansive dans le cas contraire. Le choix de la médiane plutôt que la moyenne se justifie par

le fait qu'elle est moins sensible aux valeurs extrêmes. Nous construisons la variable $S_{m,t}$ comme ci-dessous :

$$S_{m,t} = \begin{cases} 1 & \text{si } ICM_t < ICM_{médiane} \\ 0 & \text{si } ICM_t \geq ICM_{médiane} \end{cases}$$

La variable $S_{m,t}$ qui décrit les deux régimes de la politique monétaire sera utilisée dans la construction de l'ICPM. Elle vaut 1 si la politique monétaire est expansionniste et 0 sinon.

2.2 La politique budgétaire

L'indicateur généralement utilisée pour qualifier l'orientation de la politique budgétaire (PB par la suite) est la variation du solde public corrigé du cycle (L'Angevin et Montagné [2006]). En effet, la variation du solde effectif des finances publiques dépend de choix politiques mais aussi de l'activité économique, les recettes et les dépenses publiques étant sensibles à l'évolution de la conjoncture. Le déficit global est ainsi traditionnellement scindé en deux composantes, le déficit structurel d'une part³, censé refléter les conséquences des choix de politique économique, le déficit conjoncturel d'autre part, lié à la position de l'économie dans le cycle (Garcia et Verdelhan [2001]).

D'autres indicateurs sont aussi utilisés dans la littérature, tels que le solde budgétaire de base et le solde budgétaire primaire. Ici, l'orientation de la PB est appréciée par le solde budgétaire structurel (SBS). Il est calculé comme le résidu estimé de l'équation qui lie le solde budgétaire (SB) à la composante cyclique du PIB réel. La composante cyclique du PIB réel (*output gap*) est obtenue à l'aide du filtre de Hodrick-Prescott avec un paramètre de lissage égal à 100. Nous estimons l'équation suivante :

$$SB_t = \lambda OG_t + \mu_t \tag{5}$$

où OG_t représente l'*output gap* et μ_t un terme d'erreur qui représente la composante du solde budgétaire non influencée par le cycle économique ($SBS_t = \mu_t$). Toutefois,

3. Bouthevillain et Garcia [2000] offrent une synthèse des différentes méthodes d'évaluation du déficit structurel.

cette approche de détermination du solde budgétaire structurel (SBS) souffre, comme l'ont montré Cette et Jaillet [1998], des incertitudes pesant sur le calcul de l'*output gap* et de la non-prise en compte de l'influence réciproque du déficit sur l'activité. C'est pourquoi nous estimons l'équation 5 par la méthode des doubles moindres carrés (DMC) pour éliminer l'influence du solde budgétaire (SB) sur le cycle économique. La variable OG_t est instrumentée par ses valeurs retardées. A partir du solde budgétaire structurel (SBS), nous construisons la variable $S_{b,t}$ comme suit :

$$S_{b,t} = \begin{cases} 1 & \text{si } SBS_t < 0 \\ 0 & \text{si } SBS_t \geq 0 \end{cases}$$

La PB est restrictive lorsque $SBS_t \geq 0$ et expansionniste dans le cas contraire. La variable $S_{b,t}$, qui capte les deux régimes de la PB sera utilisée dans la construction de l'ICPM.

2.3 Calcul de l'ICPM

L'indice de cohérence du *policy-mix* (ICPM) ou l'indice de coordination des politiques économiques (ICPE) que nous proposons mesure le degré de cohérence du *policy-mix* sur une période donnée. Dans la littérature, le *policy-mix* est cohérent si les deux PE vont dans la même direction par rapport à une cible donnée, généralement l'activité ou l'inflation. Par exemple, dans une perspective keynésienne la PM doit être expansionniste lorsque la PB est également expansionniste. De manière similaire, en cas de menace de surchauffe de l'activité, *policy-mix* est cohérent lorsque les deux PE sont restrictives. Il est qualifié d'incohérent lorsque sur une même période, la PM est expansionniste (restrictive) alors que la PB est restrictive (expansionniste).

A partir des variables $S_{m,t}$ et $S_{b,t}$ précédemment définies, nous construisons une troisième variable $S_{mb,t}$ comme suit :

$$S_{mb,t} = \text{Max} \{(1 - S_{m,t})(1 - S_{b,t}); S_{m,t}S_{b,t}\} \quad (6)$$

En d'autres termes :

$$S_{mb,t} = \begin{cases} 1 & \text{si } S_{m,t} = S_{b,t} \\ 0 & \text{si } S_{m,t} \neq S_{b,t} \end{cases}$$

Ainsi, si le *policy-mix* est cohérent alors $S_{mb,t}$ est égal à 1 et si le *policy-mix* est incohérent alors $S_{mb,t}$ est égal à 0. Le tableau 1 suivant représente les différents régimes du *policy-mix* et les différentes valeurs prises par la variable $S_{mb,t}$. Formellement,

TABLE 1 – Récapitulatif des différents régimes du *policy-mix*

Régimes	PM expansionniste	PM restrictive
PB expansionniste	<i>policy-mix</i> cohérent $S_{mb,t} = 1$	<i>policy-mix</i> incohérent $S_{mb,t} = 0$
PB restrictive	<i>policy-mix</i> incohérent $S_{mb,t} = 0$	<i>policy-mix</i> cohérent $S_{mb,t} = 1$

PM = politique monétaire et PB = politique budgétaire

Source : l'auteur

l'indice de cohérence du *policy-mix* noté ICPM se définit comme le nombre moyen de période où le *policy-mix* a été cohérent, soit :

$$\begin{aligned}
 ICPM &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \text{Max} \{ (1 - S_{m,t})(1 - S_{b,t}) ; S_{m,t}S_{b,t} \} \\
 &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [(1 - S_{m,t})(1 - S_{b,t}) + S_{m,t}S_{b,t}] \\
 &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T S_{mb,t}
 \end{aligned}$$

avec $S_{m,t} = [0; 1]$ et $S_{b,t} = [0; 1]$. Par construction, l'ICPM est compris entre 0 et 1. L'indice vaut 1 en cas de parfaite coordination des politiques monétaire et budgétaire. Lorsqu'il prend la valeur 0, l'indice traduit une absence de coordination des PE sur l'intervalle de temps T considéré. L'ICPM peut être calculé sur une période d'une année ou plus. Sur une période d'une année, il vaut 0 ou 1.

2.4 Les données

Les données utilisées dans cette étude couvrent un échantillon de 30 pays sur la période de 1990 à 2013. La composition de l'échantillon est conditionnée par la disponibilité des données. Les données du solde budgétaire et du PIB réel sont tirées de la base WEO 2013 (*World Economic Outlook*). Les données de taux d'intérêt

réel et de taux de change réel effectif proviennent de la base WDI 2014 (*World Development Indicators*).

3 Résultats

Dans cette section, nous mettons en lumière les principaux résultats. Nous présentons initialement, les résultats du calcul de l'ICPM suivant la méthode décrite plus haut. Ensuite, les résultats de l'analyse économétrique de la relation entre la cohérence du *policy-mix* et la stabilisation de l'activité sont présentés.

3.1 L'indice de cohérence du *policy-mix*

Les résultats du calcul de l'ICPM⁴ sont présentés dans le tableau 2. Sur la période de 1990 - 2013, le Burundi est le pays où la cohérence du *policy-mix* a été plus marquée avec un ICPM de l'ordre de 0.8421. En d'autres termes, sur une base annuelle, la politique monétaire et la politique budgétaire ont été en phase dans 84% des cas. Dans l'échantillon considéré, le Singapour est le pays où l'ICPM a été le plus faible avec un indice de 0.25. Trois (3) fois sur quatre (4) le *policy-mix* a été incohérent sur la période d'étude. Le Chili est le pays où le *policy-mix* a été autant de fois cohérent qu'incohérent.

Les statistiques descriptives de l'ICPM sont également présentées dans la dernière ligne du tableau 2. L'ICPM moyen de l'échantillon se chiffre à 0.5971 alors que la médiane de l'indice est de 0.6139. Ces statistiques suggèrent qu'en moyenne et pour les pays de l'échantillon, le *policy-mix* a été légèrement plus cohérent qu'incohérent sur la période de 1990 - 2013. La variabilité de l'ICPM d'un pays à un autre, appréciée par l'écart-type de l'échantillon, est de 0.1601. Les résultats montrent aussi que la coordination des politiques monétaire et budgétaire a été relativement bonne (ICPM supérieur ou égal à 0.75) pour six (6) pays sur un total de 30, soit 20%. On note également que 27% des pays de l'échantillon ont un ICPM inférieur à 0.5. Nous résumons les statistiques suivantes sur le graphique 1. Il s'agit de la densité kernel estimée (Epanechnikov) de l'ICPM. Ce graphique suggère une

4. Les calculs ont été programmés sous Stata. Le code est disponible auprès de l'auteur sur simple demande.

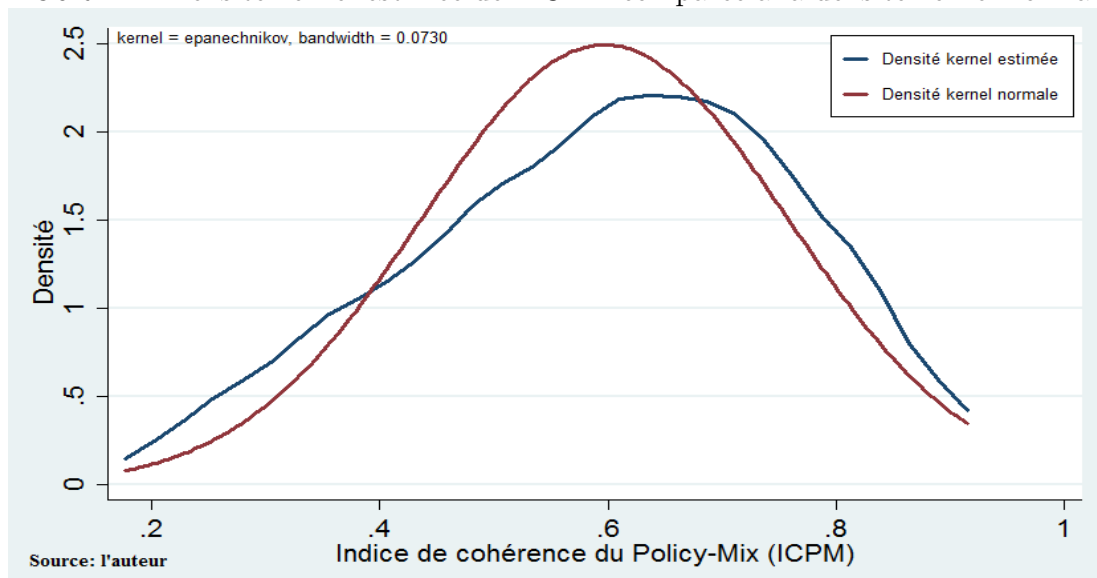
3.1 L'indice de cohérence du *policy-mix*

TABLE 2 – Résultats du calcul de l'ICPM sur la période de 1990 - 2013

Rang	Pays	ICPM	Rang	Pays	ICPM
1	Burundi	0.8421	16	Ste. Lucie	0.6087
2	Antiga et Barbade	0.8333	17	Bahamas	0.5833
3	Islande	0.8333	18	Canada	0.5833
4	Royaume-Uni	0.7917	19	Chine	0.5833
5	Colombie	0.7500	20	Australie	0.5417
6	Italie	0.7500	21	Paraguay	0.5417
7	Mexique	0.7143	22	Chili	0.5000
8	Grenade	0.7083	23	Îles Salomon	0.4783
9	Japon	0.7083	24	Bahreïn	0.4583
10	Lesotho	0.7083	25	Papouasie	0.4583
11	Malaisie	0.7083	26	Algérie	0.4000
12	St. Kitts et Nevis	0.6667	27	Bolivie	0.3750
13	La Dominique	0.6250	28	Suisse	0.3333
14	St. Vincent et Grenadines	0.6250	29	Venezuela	0.3333
15	Fidji	0.6190	30	Singapour	0.2500
Obs	Moyenne	Min	Max	Ecart-type	Médiane
30	0.5971	0.2500	0.8421	0.1601	0.6139

Source : calculs de l'auteur

FIGURE 1 – Densité kernel estimée de l'ICPM comparée à la densité kernel normale



distribution uni-modale avec une allure proche d'une distribution normale.

3.2 L'analyse économétrique

Après la construction de l'ICPM, nous tentons d'analyser le lien entre la cohérence du *policy-mix* et la stabilisation de l'activité économique. En effet, depuis les travaux de Tinbergen [1952] et Mundell [1962], une importance particulière est accordée à la coordination des politiques conjoncturelles. Le modèle IS-LM constitue sans doute le cadre théorique qui illustre bien l'impact du dosage de la politique monétaire et budgétaire sur l'activité économique à court terme. D'après la littérature, si un pays a une croissance et une inflation faibles, son *policy-mix* doit être globalement expansionniste. Si un pays connaît une reprise économique solide, son *policy-mix* doit devenir progressivement plus restrictif [Artus, 2014] et dans ce cadre, la cohérence du *policy-mix* est déterminante pour une meilleure efficacité de la stabilisation de l'activité.

Notre objectif dans cette section est d'évaluer de façon empirique, l'impact de la cohérence du *policy-mix* sur la volatilité de la production. Le modèle en coupe transversale proposé est spécifié comme suit :

$$\tilde{Y}_i = c + \gamma ICPM_i + \theta \tilde{X}_i + \mu_i \quad (7)$$

où c est une constante, \tilde{Y}_i une mesure de la volatilité du PIB réel, \tilde{X}_i un vecteur de variables de contrôle et μ_i est un terme d'erreur classique. Le terme μ_i représente aussi toutes les autres variables de l'économie réelle qui peuvent influencer la volatilité de la production et qui ne sont pas prises en compte explicitement dans le modèle. γ et θ sont des paramètres à estimer.

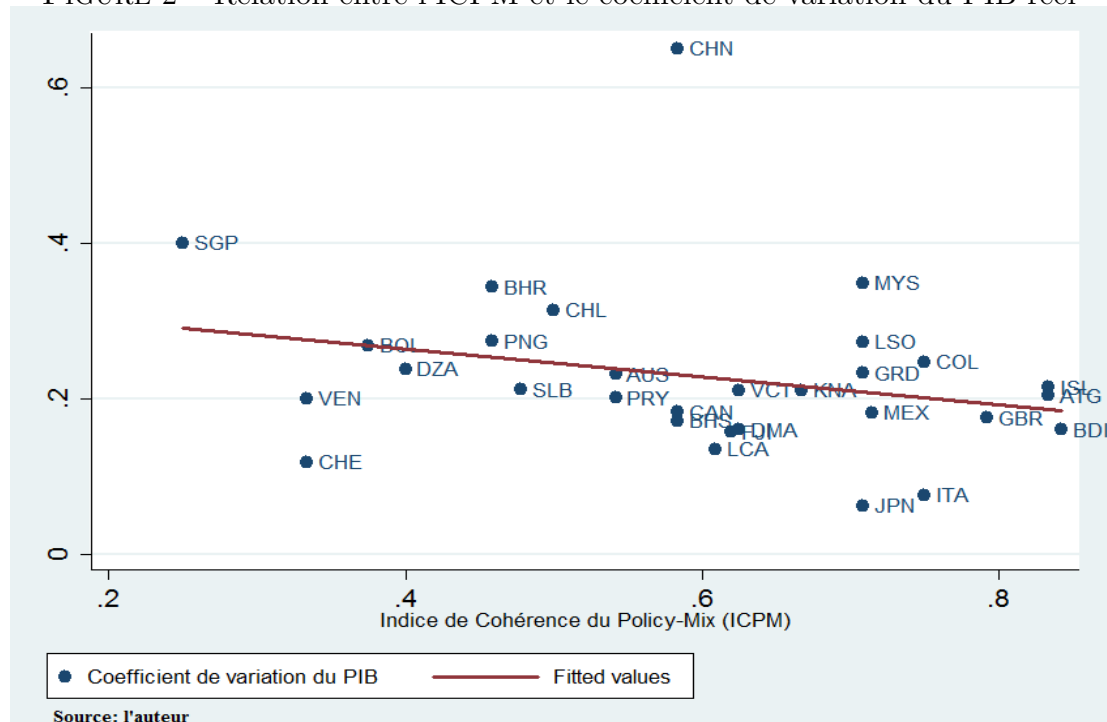
La volatilité de la production est mesurée par le coefficient de variation du PIB réel, c'est à dire sa variabilité relative. Ce choix se justifie par le fait que l'échantillon traité est composé d'économies de tailles relativement différentes. Il est calculé comme suit :

$$\tilde{Y}_i = \frac{\sigma_{Y_i}}{\bar{Y}_i} \quad (8)$$

où σ_{Y_i} et \bar{Y}_i représentent respectivement l'écart-type et la moyenne du PIB réel du pays i sur la période d'étude. Le vecteur \tilde{X}_i est composé des variables suivantes : la

volatilité du taux de change réel effectif (*VT CER*), la volatilité du taux d'intérêt réel (*VT IR*) et la volatilité du solde budgétaire globale (*V SBG*). Les variables de contrôle sont également transformées en coefficients de variation suivant la même formule 8. La variable d'intérêt dans cette analyse est l'ICPM. Nous espérons un signe négatif de son coefficient γ suivant l'idée qu'une bonne coordination des PE réduit les fluctuations de la production. Nous supposons implicitement d'une part que le *policy-mix* est restrictif en cas de surchauffe et expansif en cas de ralentissement de l'activité et que d'autre part les canaux de transmission des politiques monétaire et budgétaire sont opérationnels. Avant de présenter les résultats des estimations, nous représentons sur un graphique les couples ICPM et coefficients de variation du PIB réel de notre échantillon. Le graphique 2 suggère

FIGURE 2 – Relation entre l'ICPM et le coefficient de variation du PIB réel



une relation négative entre l'ICPM et la volatilité du PIB réel. Ce premier résultat est confronté aux résultats des estimations économétriques.

L'estimation du modèle 7 est effectuée initialement par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) avec la prise en charge de l'hétéroscédasticité par la

méthode de White [1980]. Les résultats des estimations sont présentés dans le tableau 3. Faits marquants : on note la significativité à 10% du coefficient γ avec

TABLE 3 – Résultats des estimations par les MCO, écart-types robustes

Modèles	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
<i>ICPM</i>	-0.1797* (0.078)	-0.1777* (0.095)	-0.1797* (0.097)	-0.1827* (0.070)	-0.1789 (0.113)	-0.1842* (0.100)
<i>VTCEr</i>		0.0809 (0.661)			0.0840 (0.672)	0.5957 (0.771)
<i>VTIR</i>			0.0001 (0.995)		-0.0001 (0.898)	-0.0003 (0.756)
<i>VSBG</i>				0.0028 (0.539)		0.0025 (0.631)
<i>Const(c)</i>	0.336*** (0.000)	0.325*** (0.000)	0.336*** (0.000)	0.340*** (0.000)	0.326*** (0.000)	0.334*** (0.000)
Obs	30	30	30	30	30	30
R^2	0.069	0.072	0.069	0.073	0.072	0.074

() probabilité de significativité des paramètres
 (***) , (**), (*) significatif respectivement à 1%, 5% et 10%

Source : Estimations de l'auteur par le logiciel Stata

le signe attendu sauf dans le modèle [5]. Ce résultat est orthodoxe et confirme la relation établie à partir de l'analyse graphique. Cependant, la significativité du coefficient γ s'altère progressivement avec l'inclusion des variables de contrôle. La qualité de l'ajustement n'est pas satisfaisante avec un R^2 de l'ordre de 7%. Il convient de préciser que l'objectif ici n'est pas d'analyser les déterminants de la volatilité de la production. Il s'agit simplement d'une analyse exploratoire de la relation entre la cohérence du *policy-mix* et la volatilité de la production. Les autres variables ne sont pas statistiquement significatives. Les résultats suggèrent qu'un *policy-mix* cohérent semble réduire la volatilité de la production. En d'autres termes, plus les PE sont coordonnées, plus l'activité est stable.

Nous poursuivons l'analyse en notant que les estimateurs des MCO sont sensibles à la présence des observations extrêmes (*outliers*). La sensibilité des méthodes de régression conventionnelles aux *outliers* peut engendrer l'estimation des coefficients qui ne reflètent pas la relation statistique qui lie les variables du modèle. Nous

reconnaissons que les économies étudiées ne sont pas homogènes ce qui peut engendrer la présence des *outliers*. En effet, comme le témoigne le graphique 2, on note la présence des valeurs extrêmes (On note par exemple une volatilité du PIB réel relativement très élevée pour la Chine sur la période 1990 - 2013). C'est pourquoi nous mobilisons également la méthode de la régression robuste (*Robust Least Squares*)⁵ suivant l'approche itérative de Huber [1965] qui prend en compte ce problème. La méthode élimine si nécessaire les valeurs extrêmes identifiées. Les résultats sont présentés dans le tableau 4. Ils sont qualitativement similaires à ceux

TABLE 4 – Résultats des estimations par la méthode de la régression robuste

Modèles	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
<i>ICPM</i>	-0.1644* (0.081)	-0.1488 (0.121)	-0.2281** (0.030)	-0.1688* (0.079)	-0.2565** (0.014)	-0.2582** (0.017)
<i>VTCE</i>		0.1338 (0.514)			0.3546 (0.138)	0.3433 (0.189)
<i>VTIR</i>			0.0135 (0.247)		0.0241* (0.072)	0.0237* (0.091)
<i>VSBG</i>				0.0033 (0.539)		0.0008 (0.907)
<i>Const(c)</i>	0.312*** (0.000)	0.285*** (0.000)	0.344*** (0.000)	0.317*** (0.000)	0.313*** (0.000)	0.316*** (0.000)
Obs	30	30	29	30	29	29
Prob > F	0.0814	0.2277	0.0841	0.1931	0.0660	0.1403

() probabilité de significativité des paramètres
 (***), (**), (*) significatifs respectivement à 1%, 5% et 10%

Source : Estimations de l'auteur par le logiciel Stata

obtenus par les MCO. Le coefficient γ est significatif dans toutes les régressions sauf dans le modèle [2]. Les pays qui ont le plus coordonné leurs politiques économiques ont eu une faible volatilité de l'activité. Le coefficient de la volatilité du taux d'intérêt réel est significatif à 10% avec le signe attendu dans les modèles [5] et [6]. La volatilité de la production semble être liée positivement à celle du taux d'intérêt réel. Ce résultat n'est cependant pas robuste. Les autres variables du modèle ne sont pas statistiquement significatives.

5. Pour une présentation détaillée de la méthode, se référer à Hamilton [1991].

4 Conclusion

Le *policy-mix*, concept à l'origine issu de la théorie keynésienne, trouve jusqu'à aujourd'hui des applications pratiques même dans les unions monétaires. La coexistence d'un soutien budgétaire et d'un soutien monétaire soulève la question de la coordination de ces deux politiques pour des effets optimaux sur l'activité. Dans l'abondante littérature de la coordination des politiques monétaire et budgétaire, on note une absence de la quantification de la cohérence du *policy-mix*. L'indicateur proposé par L'Angevin et Montagné [2006] ne mesure que le caractère expansif ou restrictif du *policy-mix*. Dans cette étude, nous nous sommes intéressés à l'évaluation du degré de cohérence du *policy-mix* dans une perspective keynésienne. L'indice proposé, noté ICPM, est défini comme le nombre moyen de périodes où les politiques monétaire et budgétaire ont été en phase. L'indice peut servir de repère et en même temps guider les décideurs de politique économique dans le processus de coordination de leurs actions. Dans le monde universitaire, il peut être mobilisé dans les travaux empiriques relatifs à la coordination des politiques économiques. Après le calcul de l'indice pour un échantillon de trente (30) pays et en usant des méthodes des moindres carrés ordinaires (MCO) et des moindres carrés robustes, l'étude a analysé en coupe transversale et de façon empirique la relation entre la cohérence du *policy-mix* et la stabilité de l'activité économique. Les résultats des différentes estimations suggèrent que dans les pays où les régimes des politiques économiques ont été plus synchrones, la production a été relativement moins volatile. Ce résultat, conforme à la théorie des politiques conjoncturelles, constitue un argument qui plaide en faveur des mécanismes institutionnels de coordination des politiques économiques.

Références

- [1] **Alesina, A et G. Tabellini** [1987], Rules and discretion with noncoordinated monetary fiscal policies, *Economic Inquiry*, Vol. 25, pp. 619-630.
- [2] **Artus, P.**[2014], Il faut un policy-mix cohérent, *Economic research*, No 892, Novembre 2014.
- [3] **Ary Tanimoune, N. J. Combes et R. Tapsoba**[2012], Policy-mix coherence : what does it mean for monetary policy in west Africa? *Etudes et Recherches*, CERDI, E 2012.13.
- [4] **Aubert, L.** [2003], Les indices des conditions monétaires, *Économie Internationale*, 2003/4 No 96, pp. 63-102.
- [5] **Beetsma, R. et A. Bovenberg** [2001], The optimality of a monetary union without a fiscal union, *Journal of Money, Crédit and Banking*, Vol.33 pp. 179-204.
- [6] **Bouthevillain, C. et S. Garcia** [2000], Limites des méthodes d'évaluation et pertinence du concept de déficit public structurel, *Revue Française d'économie*, Vol. 15, pp. 75 - 121.
- [7] **Cette, G. et P. Jaillet** [1998], L'évaluation du Policy-mix : du bon usage de quelques indicateurs, *Note de banque de France*, miméo, Janvier.
- [8] **Dembo Toe, M.** [2012], Calcul de l'indice des conditions monétaires dans l'UEMOA, *Document d'étude et de recherche*, No DER/12/01, BCEAO, Juin 2012.
- [9] **Diarisso, S et M. Samba.** [2000], Les conditions monétaires dans l'UEMOA : confection d'un indice communautaire, *Document d'étude et de recherche*, No DER/99/03, BCEAO, Mai 1999.
- [10] **Duguay, P.** [1994], Empirical evidence on the strength of the transmission mechanism in Canada : an aggregate approach, *Journal of Monetary Economics*, Vol.33 (01), pp. 39-61.
- [11] **Eika, K.H., N.R Ericson et Nymoén** [1996], Hazards in implementing a Monetary Condition Index, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.58, pp. 765-790.

- [12] **Ericsson, N., E. Jansen, N. Kerbeshian et R. Nymoen** [1998], Interpreting a monetary conditions index in economic policy, *BIS conference papers*, Vol.6, 237-254.
- [13] **Fatas, A et I. Mihov** [2003], The case for restricting fiscal policy discretion, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.118, pp. 1419-1447.
- [14] **Gali, J. et R. Perotti** [2003], Fiscal Policy and Monetary Integration in Europe, *Economic Policy*, Vol.18, pp. 533-572.
- [15] **Garcia, S. et A. Verdelhan** [2001], Le policy-mix de la zone euro : une évaluation de l'impact des chocs monétaires et budgétaires, *Économie et Prévision*, No 148, 2001/02.
- [16] **Hamilton, L. C.**[1991], How robust is robust regression ? *Technical Bulletin Reprints*, Vol. 1, pp. 169 - 175. College Station, TX : Stata Press.
- [17] **Hodrick R. and E. Prescott** [1980], Postwar U.S. Business cycles : An Empirical Investigation, *Document de Travail*, 451, Carnagie-Mellon University.
- [18] **Huber, P. J.** [1964], Robust estimation of a location parameter, *Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 35, pp 73 - 101.
- [19] **Klein, M. et N. Marion** [1997], Explaining the duration of exchange rate pegs, *Journal of Development Economics*, Vol. 54, pp. 387 - 404.
- [20] **L'Angevin, C. et F. Montagné** [2006], Le policy mix en zone euro et aux Etats Unis de 1999 à aujourd'hui, *Diagnostics Prévisions et Analyses Economique*, No 113 juin 2006.
- [21] **Loewy, M.** [1988], Equilibrium policy in an overlapping generations economy, *Journal of Monetary Economics*, Vol.22 pp. 485-499.
- [22] **Muscatelli, V. et P. Tirelli** [2005], Fiscal policy in EMU : evidence using an estimated model, University of Glasgow.
- [23] **Mundell R.** [1962], The appropriate use of monetary and fiscal policy under fixed exchange rates, *IMF Staff Papers*, Vol. 9, pp. 70 - 79.
- [24] **Nordhaus D.** [1994], Marching to different drummers : coordination and independence in monetary and fiscal policies, Yale University.
- [25] **Tinbergen J.** [1952], *On the theory of economic policy*, North Holland.

- [26] **Verdelhan, A** [1998], Construction d'un indicateur des conditions monétaires pour la zone euro, *Bulletin de la banque de France*, pp.75-82.
- [27] **White, H. L.** [1980], A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity, *Econometrica*, Vol. 48 pp. 817-838.
- [28] **Vickers, J** [2000], Economic growth and monetary union, Papers 10, Warwick - Development Economics.
- [29] **Villieu, P et J. Desquilbet** [1998], L'indépendance de la Banque Centrale peut-elle être contreproductive ? Une illustration en économie ouverte, *Revue Économique*, Vol. 49 pp. 1415-1434.