



HAL
open science

L'indépendance réelle de la banque centrale et le biais inflationniste : une validation empirique

Abdelkader Aguir

► **To cite this version:**

Abdelkader Aguir. L'indépendance réelle de la banque centrale et le biais inflationniste : une validation empirique. 2013. halshs-00800059

HAL Id: halshs-00800059

<https://shs.hal.science/halshs-00800059>

Preprint submitted on 13 Mar 2013

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.

L'indépendance réelle de la banque centrale et le biais inflationniste : une validation empirique

Abdelkader Aguir

Résumé

Le corpus théorique qui propose la solution de la Banque Centrale indépendante, résulte des travaux menés dès le début des années soixante-dix autour d'une problématique toujours actuelle en théorie monétaire, celle de l'incohérence temporelle. Ce problème présente l'une des principales sources du biais inflationniste. La délégation de la politique monétaire à une Banque Centrale indépendante offre la garantie de la stabilité des prix et par conséquent elle augmente sa crédibilité. L'objectif primordial de ce travail est de valider un lien entre l'indépendance de la banque centrale et l'inflation. L'inspection visuelle de ce lien a confirmé le signe de la corrélation toutefois elle manque de robustesse dans les pays développés et en développement. Une modélisation économétrique de la relation entre l'inflation, l'indépendance de la Banque Centrale et des variables de performance économique permettra à répondre d'une manière patente à la problématique que si l'inflation est d'origine monétaire : pour réduire le biais inflationniste, la condition de l'indépendance de la Banque Centrale s'avère une condition nécessaire et/ou suffisante. En adoptant une mesure réelle de l'indépendance de la Banque Centrale pour 54 pays en développement classés par leur niveau de revenu pour la période 1991-2011, la régression de panel a donné les résultats attendus. Le taux de rotation du gouverneur (TOR) ne devient significatif que dans les pays qui connaissent des taux d'inflation élevés. Ce résultat prouve que la condition de l'indépendance de la banque centrale ne peut être que nécessaire.

L'introduction des variables de performance économiques prouve que l'inflation est d'origine monétaire. La prise en compte d'autres variables de contrôle, qui indiquent l'impact de régime des taux de change sur l'inflation, montre que la banque centrale doit mettre plus d'effort en matière de coordination entre la politique monétaire et la politique de taux de change. Ce résultat confirme que la condition de l'indépendance de la Banque Centrale n'est pas suffisante

Mots-clés : Biais inflationniste, incohérence temporelle, indépendance réelle, crédibilité, panel

1. Introduction

Les années quatre vingt dix ont été marquées par une évolution relativement généralisée vers l'adoption d'une banque centrale indépendante. La particularité de cette évolution n'est pas dans l'indépendance elle-même mais dans l'ampleur de sa diffusion. En effet, des banques centrales indépendantes existaient depuis plusieurs décennies, telle que la Bundesbank (1957) ou la banque suisse (A. Cukierman, 1994).

Ainsi, l'indépendance de la banque centrale devient l'option la plus fréquente dans plusieurs pays : La Nouvelle-Zélande (1990), L'Italie(1993), la France(1994). Avec la création de la Banque Centrale Européenne (BCE) (1999), les pays participants à l'euro ont dû adapter le statut des banques centrales à l'indépendance de la BCE. La même évolution est constatée aussi dans les pays de L'Est : la Hongrie(1991) et la Russie(1993). Enfin, les pays émergents et les pays en développement ont suivi le même mouvement, au moins au niveau légal, sur le conseil parfois du Fond Monétaire International (FMI).

Cette évolution peut s'expliquer par différents éléments. Le contexte monétaire international (la fin de système de Bretton Woods et les difficultés du Système Monétaire Européen) ainsi que les défauts des règles monétaires ayant poussé les économistes à identifier de nouvelles solutions pour assurer la stabilité monétaire.

Le succès de la Bundesbank et la Banque Nationale Suisse dans la lutte contre l'inflation a constitué un précédent intéressant qu'il fallait approfondir. En effet, lors de rédaction des statuts de la BCE, les législateurs se sont inspirés des textes et des lois régissant la banque Allemande. En outre le développement théorique de la fin des années soixante dix a donné une justification scientifique sur la nécessité de l'indépendance de la Banque Centrale. Cette production a largement servi de justificatif aux innovations institutionnelles de ces vingt années.

L'argument central de ces recherches peut se résumer en une formule laconique : 'pour contrôler l'inflation à un niveau bas et stable, l'indépendance de la Banque Centrale est incontournable'. Mieux, l'indépendance de la Banque Centrale agit sur la variable de l'inflation, mais surtout n'a pas de conséquence, positivement ou négativement, sur d'autres variables tels que la croissance ou le chômage.

Le sujet du biais inflationniste a été abordé pour la première fois pour F.Kydland et E.Prescott(1977) qui s'interrogeait sur le droit du gouvernement d'user de façon arbitraire des instruments de la politique économiques à des fins de maximisation d'utilité sociale. Pour ces auteurs d'une telle intervention se terminerait par un échec dès que ses conséquences sur l'activité économique feraient l'objet d'anticipation rationnelle de la part des agents. Quelques années plus tard, Barro et Gordon (1983) appliquent ce principe à la politique monétaire.

La légitimité de l'indépendance est confirmée dans la théorie de biais inflationniste. Celle-ci est basée sur l'idée que l'indépendance permet à la Banque Centrale d'acquérir plus de crédibilité de manière à ce que les agents économiques deviennent plus confiants. Par conséquent, ils n'anticipent pas l'abandonnement de l'objectif monétaire initialement déclaré. A la Lumière de ces arguments supra-mentionnés, l'objectif de notre travail consiste alors à reconsidérer l'indépendance de la Banque Centrale à deux niveaux. Tout d'abord en déterminant les raisons qui justifient que l'indépendance de la Banque Centrale vis-à-vis du gouvernement. Ensuite, en s'interrogeant sur l'efficacité de l'indépendance comme une solution au problème de l'inflation, notamment dans le cas des pays en développement. La raison de ce choix est la suivante : dans les pays industrialisés l'indépendance légale se traduit plus concrètement dans la vie économique. Contrairement aux pays en développement, la transposition de l'indépendance légale en une indépendance réelle est moins flagrante Cukierman(1992) , Strum et Hann(2001) ; dans ces pays , plusieurs considérations et contraintes sont présentes lors de l'application de la politique monétaire .

C'est pourquoi, la plupart des études se sont focalisées sur l'indépendance de la banque Centrale dans les pays développés, vu que les principaux indices disponibles sont basés sur l'aspect juridique (Grilli V.D, Masciandaro, et Tabellini G, De Souza(2001). Ainsi les études examinant la situation dans les pays en développement sont plus rares.

Pour atteindre les objectifs escomptés, nous présentons dans ce travail en premier lieu les mesures d'indépendance, la causalité et la robustesse de la relation entre l'indépendance, l'inflation et d'autres variables macroéconomiques. En second lieu, on mènera une inspection visuelle de cette relation sur deux groupes du pays (Développés et en développement), en utilisant les données fournies par De Souza (2001) qui portent sur la construction de l'indice légal de l'indépendance de la Banque Centrale pour les pays développés et celle de Strum et De Hann(2001) qui portent sur la mesure de l'indépendance réelle de la Banque Centrale pour les pays en développement. En fin, un modèle économétrique nécessaire pour répondre à notre objectif d'une manière patente. La régression couvre la période de 1990 jusqu'au 2011 pour un échantillon de 87 pays repérés par leurs niveaux de revenu selon le classement effectué par la Banque Mondiale en 2012.

2. Quelques évidences empiriques

2.1 Les mesures de l'indépendance de la Banque Centrale

Des travaux empiriques sont accomplis sur l'indépendance de la Banque Centrale ; l'idée principale de ces travaux consiste en la construction d'un indicateur d'indépendance et le test d'une corrélation entre celui-ci et l'inflation. Les conclusions de ces travaux sont parfois divergentes à cause de la subjectivité dans l'établissement de ces indicateurs. Pour le cas des pays en développement, les études ne sont pas assez nombreuses car les indices d'indépendance légale ne sont efficaces que dans les pays industrialisés. Seuls les indices d'indépendance réelle comme le TOR (Le taux de rotation du gouverneur) s'avèrent opérant dans les pays en transition.

Le premier de ces travaux empiriques, celui de Bade et Parkin(1982) est exemplaire d'une difficulté majeure en la matière de : la question de la définition et la transposition en terme mathématique de l'indépendance de la Banque Centrale. Le proxy utilisé par ces auteurs pour approcher l'indépendance de la Banque Centrale se base sur un indice formulé à partir d'une codification des critères d'indépendance tels que contenu dans la législation nationale. Bien que portant sur un échantillon réduit de pays, les résultats de leurs estimations montrent l'existence d'un lien entre indépendance de la Banque Centrale et l'inflation. Grilli, Masciandaro et Tabellini (1991) critiquent cette approche formaliste. Selon eux, la seule lecture des statuts juridiques de la Banque Centrale ne parvient pas à saisir l'indépendance réelle de l'institution. Ils proposent de remplacer l'indice de Bade et Parkin(1982) par l'indice politique -proche de celui de Bade et Parkin- et une indépendance qui se concentre sur les moyens effectifs mis à disposition des institutions pour atteindre leurs objectifs. Corrélant ce nouvel indice avec les niveaux d'inflation constatés dans les pays de l'OCDE, les auteurs mettent en évidence l'existence d'une relation négative.

Cukierman (1992), en collaboration avec ses collègues prolongent ces travaux sur deux points. Tout d'abord, ils proposent un nouvel indice pour dépasser le formalisme de Bade et Parkin (1982). Ensuite, ils étendent l'échantillon du test statistique. Cukierman (1992) et ses collègues définissent ainsi un nouvel indice à trois composants : l'indépendance légale (telle qu'elle est formulée dans le statut de la banque), la fréquence des changements des hommes à

la tête de l'institution monétaire (le turnover) et l'avis des spécialistes des banques centrales (données récoltées à travers des questionnaires). La combinaison de ces trois indicateurs intermédiaires en un index global et ensuite testée sur un échantillon incluant pour la première fois, les pays en développement. le résultat est mitigé puisque la relation négative entre degré d'indépendance de la banque centrale et l'inflation est confirmée dans le cas des pays industrialisés, mais non dans ceux en développement.

Plusieurs études ont remis en cause la fiabilité, l'exactitude et l'utilité des indicateurs de l'IBC (Indépendance de la Banque Centrale). Les critiques concernent en premier lieu la question de la causalité entre L'IBC et l'inflation et en second lieu la robustesse des tests.

Mangano (1997) a comparé l'indice de Grilli, Masciandaro-Tabellini (1991) (GMT) et l'indice d'indépendance de la Banque Centrale légal non pondéré de Cukierman (LVAU) de Cukierman (1992) ; il a conclu qu'il ya 40% des critères dans le premier ne sont pas considérés comme pertinents chez le deuxième (vice versa avec un niveau de 45%). Cela est dû à la différence des interprétations entre les deux auteurs. Par exemple, le critère des prêt accorde à l'Etat pour le cas de l'Autriche, Grilli et Talbillini (1991) lui ont affecté la valeur 1 alors que Cukierman (1992) lui a affecté la valeur 0.67. En plus, le choix des critères est crucial et il doit tenir compte des considérations réelles de l'économie. Cukierman (1992) cite que parfois quelques indices sont plus appropriés que d'autres pour certains objectifs.

2.2 Causalité et robustesse de la relation entre l'inflation, l'indépendance de la Banque Centrale et les Variables macroéconomiques

Cukierman, Kalitzidakis et Summers (1993) n'observent aucun lien entre indépendance de la banque centrale et croissance dans les pays industrielle des régressions tenant compte d'autres déterminants de la croissance. Néanmoins, en prenant le taux de rotation de gouverneurs comme indicateur de dépendance vis-à-vis du pouvoir politique, ils mettent en évidence un lien avec la croissance dans les pays en développement pour lesquels le taux de rotation est variable selon les pays et très supérieur aux taux de rotation observé dans les pays industriels. Selon ces auteurs, cet effet est distinct d'un pur effet d'instabilité politique. Le signe de la causalité reste cependant sujet à caution. Toutefois De Loong Summer (1992) mettent une liaison positive entre l'indépendance de la Banque Centrale et la croissance, lorsqu'on tient compte du niveau de PIB par tête.

Pour la question de la causalité selon Posen(1995), il existe un troisième facteur expliquant l'inflation faible. Il a pour cela testé sa variable FOI (financial opposition towards inflation) avec l'inflation et le degré d'indépendance. Posen(1995) conclut que l'IBC n'explique pas l'inflation lorsque sa variable FOI est présente dans le modèle. A la recherche d'un troisième facteur, Hayo(1998) a testé pour 9 pays de l'Union Européenne, entre 1973-1993, la relation entre l'inflation, l'IBC et l'opinion publique ; il a montré que dans les pays où les individus sont sensibles à la hausse des prix, l'inflation est plus stable. Les études de Posen(1995), Hayo(1998) ainsi que Moser(1999) considèrent que l'IBC est une variable endogène.

Fujiki(1996) a testé 16 pays l'OCDE sur la période 1960-1994 (coupe transversale). Il a conclu que la relation entre IBC et l'inflation dépend de l'échantillon de période et elle

devient très faible en utilisant des données de panel, en totale l'indépendance de la Banque Centrale affect la croissance économiques.

Jonsson(1995) stipule que l'indépendance a un effet notoire sur l'inflation lorsque les pays sont sous un régime de change flexible. Alors que Walsh(1997) a trouvé que l'IBC a aussi un effet lorsque le taux de change est fixe. Cet auteur a introduit aussi l'ouverture économique, le taux de chômage « naturel », le déficit budgétaire et enfin un variable dummy indiquant le conservatisme de l'Etat, le coefficient de l'IBC demeure significatif.

Selon Berger, DeHaan & Eijffinger (2001) la relation entre les indicateurs légaux de l'IBC et l'inflation dans les pays (OCDE) est assez robuste.

Campillo & Miron (1997) citent que la Banque centrale ne joue pas un rôle actif dans la lutte contre l'inflation dans les pays en développement alors que l'ouverture économique, la stabilité politique sont bien liées à l'inflation.

Eelke de Jong(2001) a mené une étude sur les pays de l'OCDE et il a montré qu'il ya une relation entre l'indépendance de la Banque Centrale, l'inflation et la culture de l'inflation. Le résultat trouvé montre que l'inflation est inférieure dans les pays où les agents détestent l'incertitude concernant l'inflation.

Carlstrom C.T., et Fuerst T.S (2006) ont fait une étude sur la relation existante entre l'inflation et l'indépendance de la Banque Centrale pour les pays industrialisés. Avec un échantillon de 26 pays industrialisés, ils ont trouvé qu'il ya une augmentation du degré de l'indépendance pour la période 1988-2000 par rapport à celle de 1955-1988. Cette augmentation a été accompagnée par une baisse de taux d'inflation pour ces pays pour la même période.

A.Ahsen et al (2006) on étudié la relation entre l'IBC, l'inflation et la gouvernance. L'étude concerne 36 pays du Pacifique sur la période 1991-2005. En utilisant la technique de Panel l'observation, ces auteurs prouvent qu'il y a une relation significative entre l'indice de l'indépendance de la Banque Centrale et gouvernance (CBIG) et l'inflation. Ils ont utilisé six proxy différente de (CBIG) à savoir : légale, politique, objectif de stabilité de prix, politique de taux de change, politique monétaire et financement du déficit, autonomie et transparence. Tous ces indices leurs permettent d'indiquer la fortune et la faiblesse d'une Banque Centrale particulière. Ils ont prouvé que le CBIG, après la crise de 1997, a baissé le taux d'inflation dans ces pays. A.Ahsen et Al (2006) ont montré qu'il n'y a pas une relation significative entre CBIG et l'inflation en terme de régime de taux de change ou flexible. En contrepartie, il y a des relations mixtes entre CBIG et l'inflation entre terme de revenu des pays (bas, moyen , élevé).

3. L'inspection visuelle de la relation entre l'inflation, l'indépendance de la Banque Centrale et la croissance

Selon la littérature théorique exposée précédemment, plus l'indépendance de la Banque Centrale est importante, plus le taux d'inflation atteint devrait être bas. Les résultats

empiriques (Grilli, Masciandaro & Talbillini(1991) , Alesina & Summers (1993) et De Souza(2001)) confortent en général cette conjoncture et trouvent une relation clairement négative entre les indices d'indépendance légale et le niveau et la moyenne des taux d'inflation . Alors que d'autres auteurs trouvent une relation positive entre l'indépendance réel et l'inflation (Cukierman (1992), Strum & De Hann(2001)). Mais les résultats restent dépendants de l'échantillon et les indices utilisés.

L'objectif de cette partie est de prouver l'existence d'une corrélation positive (négative) entre l'indépendance réel (légale) de la Banque Centrale et l'inflation dans les pays en développements (pays développés) et de vérifier que plus l'indépendance augmente plus la stabilité des prix est soutenu sans engendrer de coût.

3.1 Le cas des pays développés

Les concentrations sur les calculs de l'indice de l'indépendance de la Banque Centrale ont pris place dans un premier temps avec Cukierman (1992). Par la suite, plusieurs chercheurs ont réalisé des travaux pour construire des bases de données récentes. Une parmi d'autres est prise dans notre travail : De Souza (2001) qui calcule de l'indice légale de l'indépendance de la Banque Centrale, noté LCBI, a construit sa base de données à travers un questionnaire qui établit la relation entre les indicateurs de LCBI et les indicateurs de la responsabilité de la Banque Centrale.

Les variables légales de De Souza (2001) diffèrent de celles élaborées par Cukierman (1992). Tandis que sa base recouvre 32 banques centrales y compris la Banque Centrale Européenne (BCE).

Cukierman (1992) construit son indice à partir des 16 questions réparties en 4 catégories. Par contre, De Souza (2001) utilise seulement 9 questions réparties comme suit : l'indépendance personnelle (3 questions), l'indépendance politique (4 questions), l'indépendance économique et financière (2 questions), les valeurs de ces variables sont comprises entre 0 et 1. (Voir annexe 1).

3.1.1 La méthodologie et les hypothèses

Afin d'étudier l'effet de l'indépendance légale de la Banque Centrale (LCBI) sur l'inflation pour les pays industrialisés et émergents sur la période entre 1991-2011, on a choisi une méthode simple qui consiste à analyser la corrélation statistique entre les indices d'indépendance légale de De Souza (2001) et cette variable macro-économique.

Le choix de cet indice et celle de la période peuvent être justifiés par plusieurs raisons :

- C'est un indice qui couvre une multitude de critère et rend compte d'un ensemble de décisions du législateur. Il traduit la volonté du pouvoir public et des décisions qui tracent les grandes lignes du rôle de la Banque Centrale et sa relation avec les autres composantes de L'Etat.
- Le choix de cette période s'explique par l'apparition des nouvelles lois qui sont enfantées, la plus part après les années 90 (Lybek&Morris (2004)) (voir annexe 2).

La démarche à suivre dans notre travail repose sur l'interprétation de matrice de corrélation des variables macro-économiques et l'indice globale de l'indépendance légale de la Banque Centrale et à partir des graphiques à deux dimensions de nuage de points et qui intègre la droite d'ajustement "Scatter plots and the best-fitting linear trend lines " qui mettent la relation binaire entre ces différentes variables.

Dans une première étape, on va écarter de l'échantillon de De Souza (2001), les pays qui ont un taux d'inflation très élevé. De même la Banque centrale Européenne (BCE) elle considérée comme institution et n'ont pas comme un pays. Donc, elle aussi doit être bannie de notre échantillon. On aura au total 29 pays sur les 32 dont De Soussa (2001) a calculé l'indice global d'indépendance légale de la Banque Centrale.

Dans une deuxième étape, on va calculer le taux annuel moyen de l'inflation mesuré par le déflateur de PIB (inf) pour les 21 ans de 1991-2011 pour les 29 pays développés et émergents. De même, on calculera le taux annuel moyen de la croissance de PIB (g) pour la même période sauf qu'on décomposera cette période en trois sous période de 7 ans chacune.

Les données sur ces variables macro-économiques sont prises de WDI (World Development indicators (2012)) (voir annexe 3).

Les hypothèses à tester reposent sur :

- La corrélation négative entre l'inflation et l'indice de l'indépendance de la Banque Centrale.
- La relation existante entre l'inflation et la croissance.
- La justification de l'hypothèse de " free lunch". cette hypothèse stipule que par l'adoption d'une Banque Centrale indépendante, on peut réussir à stabiliser les prix sans coût d'une politique désinflationniste sur l'activité économique.

3.1.2 L'interprétation des résultats et les conclusions

3.1.2.1 La relation entre l'indépendance légale et le taux d'inflation

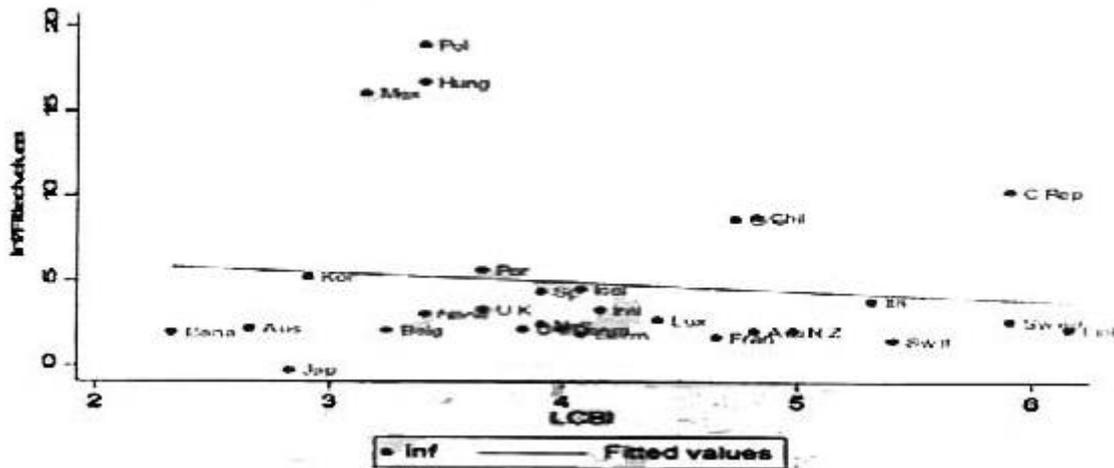
		INF					
	INF	1					
		54	g1				
	g1	-0,183	1				
		0,1853					
		54	54	g2			
	g2	-0,2567	0,7845***	1			
		0,061	0				
		54	54	54	g3		
	g3	-0,0481	0,7056***	0,2495*	1		
		0,7298	0	0,0689			
		54	54	54	54	g4	
	g4	-0,0366	0,7257***	0,2931**	0,4648*	1	
		0,7928	0	0,0315	0,0004		
		54	54	54	54	54	TOR
	TOR	0,0354	-0,2461	-0,1917	-0,186	-0,1532	1
		0,7992	0,0728	0,165	0,1554	0,2689	
		54	54	54	54	54	54

Pays en développement

Pays Développés
et emregents

		INF					
	INF	1					
		29	g1				
	g1	0,0795	1				
		0,682					
		29	29	g2			
	g2	-0,1783	0,7844***	1			
		0,3549	0				
		29	29	29	g3		
	g3	0,2842	0,8428***	0,4071	1		
		0,1351	0	0,0284			
		29	29	29	29	g4	
	g4	-0,1045	0,7434***	0,2709	0,7101***	1	
		0,5896	0	0,1552	0		
		29	29	29	29	29	TOR
	TOR	-0,1045	-0,2517	-0,2819	-0,1331	-0,0825	1
		0,5896	0,1877	0,1384	0,4911	0,6705	
		29	29	29	29	29	29

Comme le montre la matrice de corrélation, la corrélation entre l'indice LCBI et l'inflation est de l'ordre de -0.1045. Elle est bien négative mais elle n'est pas significative au seuil de 1% ($0.5896 > 0.1$) le signe de la corrélation est nette aussi bien dans la matrice que dans le graphique (graphique 1) puisque la droite d'ajustement s'avère décroissante.



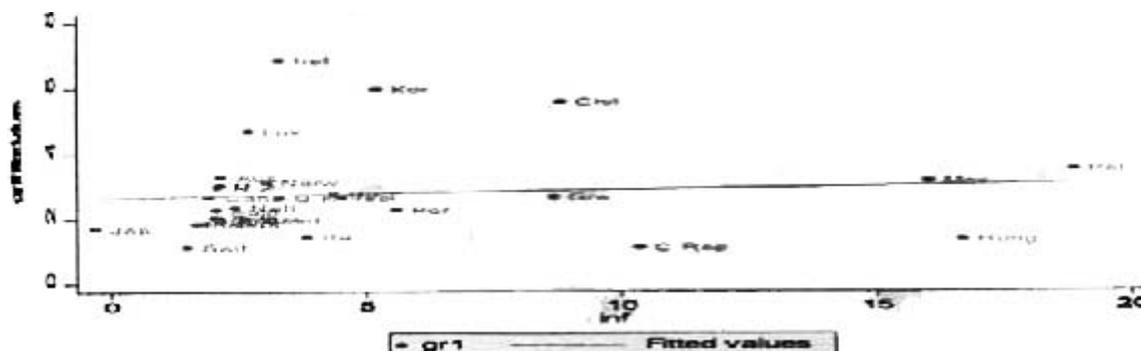
Graphique 1 : L'indice d'indépendance légale de la banque centrale (LCBI) & le taux annuel moyen de l'inflation pour la période : 1991-2011

On remarque dans le graphique (1) que le Japon représente un cas particulier car l'inflation moyenne dans ce pays atteint une valeur très faible voir même négative de -0.2947% avec une valeur de l'indice LCBI égale à 2.83. Le cas de Japon a souvent été souligné dans les études Walsh C.E (1997) et Mourougane(1997). Les valeurs montrent bien que le taux de l'inflation et de l'indépendance sont les plus faibles parmi les 29 pays choisis. Walsh (1997) explique ce paradoxe en introduisant d'autres facteurs explicatifs, en particulier le taux de chômage d'équilibre et le déficit public. Comme les valeurs sont faibles sans le cas Japonais, les agents privés savent que le gouvernement n'aura pas recours à l'inflation surprise. De ce fait, la situation du Japon s'explique en ayant recours à un modèle à la Barro-Gordon plutôt qu'à un modèle à la Rogoff. Ainsi, Mourougane (1997) conclut que le taux de préférence pour le présent du gouvernement Japonais serait assez faible pour que la condition de non déviation soit vérifiée et donc que la délégation du pouvoir monétaire à un organisme plus indépendant est inutile.

Les pays qui se trouvent plus proches de la droite d'ajustement (La Corée, Le Portugal, L'Espagne, L'Islande, L'Italie, La Suède, La Finlande...) confirment à moindre d'erreur la théorie qui stipule que plus est l'indépendance légale de la Banque Centrale est élevée, plus faible sera le niveau d'inflation. Alors que les pays qui sont au dessus et à la droite du droite d'ajustement (La Grèce, Le Chili, La république Tchèque) malgré un niveau d'indépendance élevé, possèdent un taux moyen d'inflation environ 9%, on peut dire que dans ces pays, l'indépendance de leurs Banque Centrale ne suffit pas pour atteindre un niveau proche d'inflation ciblé entre 2% et 3%. Cela peut être expliqué par des raisons telles que de la nature de régime des taux de change, l'endettement, etc... En revanche, les pays qui se trouvent à gauche et au dessus de la droite d'ajustement (La Pologne, Le Mexique et la Hongrie)

doivent faire plus d'effort en matière d'indépendance surtout économique et financière qui est égale à 0.

3.1.2.2 La relation entre l'inflation et la croissance



Graphique 2 : le taux annuel moyen de la croissance de PIB (g1) & le taux annuel moyen de l'inflation (inf) des pays développés et émergents pour la période 1991-2011

La matrice de corrélation affiche une relation positive entre le taux moyen de l'inflation et celui de la croissance pour les périodes entre 1991-2011 ($\text{corr} = 0.0795$) mais elle reste toute fois non significative différent de zéro au seuil de 1% ($0.6820 > 0.1$). Dans les pays industrialisés où l'inflation est modérée (L'Irlande, Le Canada, L'Australie, La Nouvelle Zélande ...) ne sont pas éprouvés d'un taux de croissance faible que les pays qui ont un taux d'inflation faible (Le Japon et La Suède).

Il existe des cas qui ne combinent pas les deux situations supra-mentionnées. Ces résultats prouvent que l'effet de l'inflation sur le taux de croissance à long-terme peut être non linéaire. Avec un niveau de l'inflation (anticipé faible), la relation entre l'inflation et la croissance devient non significative. Plusieurs économistes argumentent qu'une inflation modérée est favorable pour la croissance et il y a un niveau optimum à partir duquel l'inflation a un effet néfaste sur la croissance Khan&Senhadji, (2000) Fischer (1996) prouve que le niveau idéal de l'inflation pour atteindre les objectifs de long-terme de la politique monétaire est entre 1 et 3%. Sarel (1996) conclut que la relation entre l'inflation et la croissance passe de négative à positive si elle tourne autour de 8% du taux d'inflation.

3.1.2.3 La relation entre l'indépendance légale et le taux de croissance pour les périodes de 1991-2011

La corrélation binaire entre LCBI et les taux annuels moyens de la croissance de PIB pour les diverses périodes de 1991 à 2011 sont : de 1991-2011 = - 0.2517 ; 1991-1997 = - 0.2819 ; 1998-2004 = -0.1331 ; 2005-2011 = -0.0825.

La persistance de l'effet négatif de LCBI sur le taux de croissance, quoique cette corrélation reste non significativement différente de zéro au seuil de 1%, peut indiquer que l'indépendance de la Banque Centrale ne constitue pas un « Free Lunch ». Cependant, il apparaît que l'indépendance de la Banque Centrale a un coût léger en terme de la diminution de la croissance. Toutefois, parce que l'amplitude de la corrélation diminue successivement

au fur et à mesure quand on avance dans le temps. Il doit apparaître que le coût de la désinflation est réduit progressivement à travers l'apprentissage, l'adaptions et l'augmentation de la crédibilité de la politique monétaire.

3.2 Le cas des pays en développement

Rares sont les études qui traitent le cas des pays en développement pour tester la relation existante sur l'indépendance réel de la Banque Centrale et l'inflation. Dans ce contexte, notre recherche ne cesse pas de se continuer à tester la relation entre les deux variables supra-mentionnées.

3.2.1 Méthodologie et hypothèses

En ce qui concerne la base de données de l'indépendance réelle noté TOR, elle reviendrait au calcul fait par Strum & De Haan pour pouvoir dégager des résultats comparables avec ceux obtenus par les pays industrialisés et émergents, on a conservé les mêmes délais et amplitudes des périodes à tester. Les variables économiques relatives aux pays en développement sont extraites de la base des données de WDI 2012.

L'échantillon comprend 54 pays en développement dont répertoriés dans un tableau avec les valeurs macro-économiques

- Le taux de rotation de gouverneur TOR s'avère un bon indicateur de l'indépendance actuel de la Banque Centrale
- Le TOR est corrélé positivement avec le niveau de l'inflation dans les pays en développement
- La nature de la relation existante entre le TOR et le taux de croissance.

NBR	cod	pays	TOR	g1	g2	g3	g4	inf	rang
1	Alg	Algeria	0,11	2,45	0,32	3,46	4,22	17,48	43
2	Bang	Bangladesh	0,22	4,96	4,59	5,01	5,22	4,08	12
3	Bel	Belize	0,22	6,23	8,14	3,56	7	1,42	2
4	Bot	Bostwana	0,11	5,22	4,54	5,65	5,46	7,78	23
5	Bur	Burundi	0,11	-0,05	-0,07	-2,29	2,22	10,24	32
6	CV	Cape Verde	0,11	5,57	7,33	5,64	3,75	3,7	10
7	Chil	Chile	0,22	9,31	10,66	8,76	8,52	8,84	27
8	Colom	Colombia	0,11	2,86	4,33	1,41	2,86	17,85	44
9	Csta R	Costa Rica	0,56	4,71	5,42	5,4	3,31	16,85	41
10	Djib	Djibouti	0,11	-0,04	-1,62	-0,78	2,32	3,36	6
11	Domc	Dominican Rep	0,33	4,26	2,07	7,14	3,56	17,92	46
12	Ecu	Ecuador	0,89	2,6	2,88	0,8	4,12	6,02	14
13	Egy	Egypt	0,11	4,22	3,61	5,2	3,86	8,28	25
14	Esal	El Salvador	0,11	3,9	5,87	3,91	1,92	7,13	20
15	Ethi	Ethiopia	0,33	3,71	0,66	5,18	5,27	6,49	17
16	Gamb	Gambia	0,11	3,61	2,64	3,58	4,62	8,74	26
17	Ghan	Ghana	0,11	4,36	4,13	4,4	4,56	25,5	51

18	Guat	Guatemala	0,56	3,58	3,91	4,22	2,6	12,35	35
19	Guin	Guinea	0,11	3,72	3,41	5,01	2,47	8,85	28
20	Gui bsa	Guinea-Bissau	0,33	1,62	3,52	0,44	1,08	24,62	50
21	Hait	Haiti	0,78	-1,07	-3,96	1,55	-0,81	20,06	47
22	Hond	Honduras	0,33	3,11	3,78	2,73	3,83	15,43	40
23	Indi	India	0,33	5,71	4,86	6,53	5,74	7,11	18
24	Indo	Indonisia	0,22	4,77	7,99	1,68	4,63	14,27	38
25	Ira	Iran	0,11	5,03	6,19	3,1	5,79	24,19	49
26	Jam	Jamaica	0,33	1,52	3,37	-0,31	1,51	21,08	48
27	Jord	Jordan	0,11	4,93	6,22	3,53	5,05	3,41	7
28	Keny	Kenya	0,11	1,83	1,56	2,71	1,21	12,21	34
29	Kor	Korea, Rep	0,44	5,97	7,82	4,69	5,41	5,22	13
30	Lebn	Lebanon	0,11	7,96	16,85	3,13	3,89	17,88	45
31	Lesoth	Lesotho	0,11	3,62	4,36	3,62	2,87	9,39	29
32	Mdcar	Madagascar	0,22	1,95	0,01	3,23	2,62	15,19	39
33	Mlaw	Malawi	0,22	3,25	1,31	6,96	1,5	26,19	53
34	Mlsy	Malaysia	0,22	6,55	9,31	5,19	5,14	3,49	8
35	Malt	Malta	0,22	3,76	5,5	4,49	1,3	3,18	5
36	Mau	Mautitius	0,11	5,08	5,48	5,28	4,48	6,39	16
37	Moz	Mozambique	0,11	6,23	2,8	8,53	7,36	26,95	54
38	Nepl	Nepal	0,22	4,45	5,5	4,26	3,57	7,42	21
39	Nig	Nigeria	0,11	3,59	3,64	2,5	4,63	25,92	52
40	Paki	Pakistan	0,22	4,03	4,55	3,41	4,13	9,76	31
41	Para	Paraguay	0,44	1,92	2,92	1,73	1,1	14,16	37
42	Phil	Philippines	0,22	3,38	1,86	3,71	4,58	8,08	24
43	Seyc	Seychelles	0,22	2,82	4,46	5,26	-1,07	2,65	3
44	Sing	Singapore	0,11	6,51	9,23	6,05	4,24	1,3	1
45	Islan	Solom Islands	0,11	1,09	4,39	2,08	-3,2	7,75	22
46	S L	Sri Lanka	0,22	4,86	5,58	4,94	4,06	9,67	30
47	Swa	Swaziland	0,22	3,24	3,48	3,66	2,23	11,84	33
48	Syr	Syria	0,11	4,83	8,37	3,47	2,66	7,11	19
49	Tanz	Tanzania	0,22	4,22	2,5	3,78	6,39	16,99	42
50	Thai	Thailand	0,44	5,2	9,01	1,54	5,03	3,6	9
51	TrTo	Trini and Tobago	0,22	3,99	0,93	4,55	6,49	6,21	15
52	Tun	Tunisia	0,11	4,89	5,03	5,13	4,51	3,98	11
53	Uga	Uganda	0,11	6,5	6,03	7,7	5,76	13,29	36
54	Van	Vanuatu	0,33	2,62	6,73	1,03	0,1	2,77	4
		Moyenne	0,233	3,984	4,507	3,836	3,625	11,14	

inf = le taux annuel moyen de l'inflation pour la période 1991-2011

g1 : le taux annuel moyen de la croissance de PIB pour la période 1991-2011

g2 : le taux annuel moyen de la croissance de PIB pour la période 1991-1997

g3 : le taux annuel moyen de la croissance de PIB pour la période 1998-2004

g4 : le taux annuel moyen de la croissance de PIB pour la période 2005-2011

TOR: L'indice de mesure de l'indépendance Réel de la Banque Centrale pour la période 1991-2004

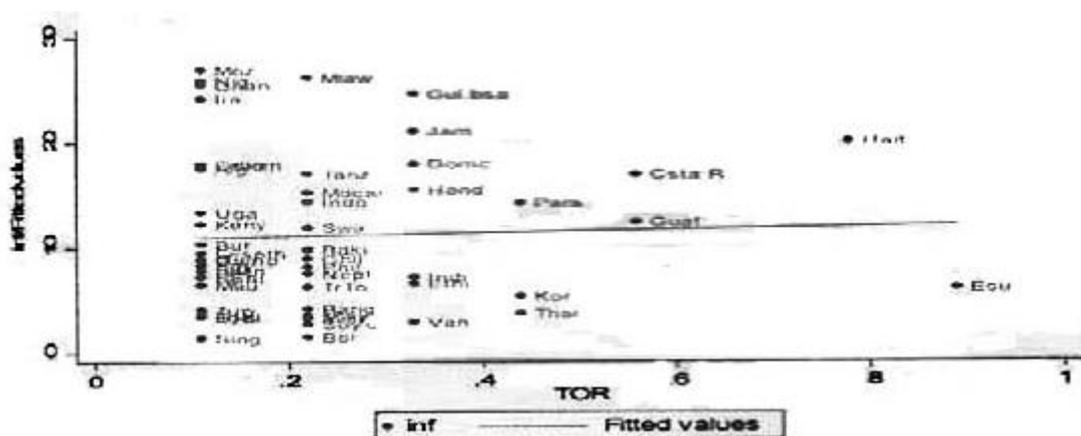
RANG = le rang de taux d'inflation

Source = WDI 2012

3.2.2 L'interprétation des résultats et les conclusions

Les résultats dégagés sont mixtes et différents de ceux élaborés dans les groupes de pays industrialisés et émergents.

3.2.2.1 La relation entre le TOR et l'inflation



Graphique 3 : L'indice d'indépendance réelle de la banque centrale (TOR) & le taux annuel moyen de l'inflation

Dès que l'on se situe dans l'échantillon des pays en développement, la corrélation entre l'indépendance actuel de la Banque Centrale TOR et l'inflation devient positive (corr : 0.0354) mais reste non significative au seuil de 1% ($0.7992 > 0.1$). On peut remarquer ces résultats à partir de la croissance de la droite d'ajustement (voir graphique 11). Ce graphique nous a permis de dégager une remarque concernant les pays de cet échantillon : plus le TOR est élevé, plus le niveau d'inflation est important (Le Costa Rica, Le Guatemala, Haïti...).

3.2.2.2 La relation entre l'inflation et la croissance

Contrairement à ce qui était prévu pour le groupe des pays développés, la relation entre l'inflation et la croissance entre 1991- 2011 a une corrélation négative de -0.183. Cela s'explique par la moyenne de taux d'inflation dans les pays développés qui est de l'ordre de 4.9% alors que la moyenne de pays en développement est de 11.14%. La différence de signe de la relation existante entre les deux groupes prend son explication dans la constatation de Sarel (1996) qui avoue qu'au-delà du seuil de 8% l'inflation a un effet néfaste sur la croissance.

3.2.2.3 La relation entre l'indépendance et la croissance

Le TOR est corrélé négativement à la croissance pendant la période totale ainsi que pour les trois sous périodes (voir annexe 8) et la période totale (graphique 13) , la corrélation s'avère non significativement différente de zéro au seuil de 1% ($0.0728 < 0.01$) . il est clair que l'indépendance réelle des Banques Centrales n' a pas d'effet négatif sur le niveau de la croissance dans les pays en développement. Ce qui prouve l'hypothèse « Free Lunch ».

Malgré le signe de la relation entre les différentes variables est bien vérifiée théoriquement et empiriquement, l'inspection visuelle menée sur les deux groupes n'a pas donné des liens significatifs tel que le lien entre l'inflation et l'indépendance légale et celle avec l'inflation et l'indépendance réelle. Dans ce qui suit nous allons focaliser sur l'impact de l'indépendance réelle des Banques Centrales des pays sur l'inflation en adoptant une nouvelle répartition de l'échantillon autre que la distinction entre pays en développement et pays développés à travers un modèle économétrique.

4. Les régressions économétriques

4.1. La présentation du modèle et la méthodologie

Notre essai empirique porte sur la relation entre le proxy de L'IBC, l'inflation et des variables macroéconomiques. Les données des variables sont recueillies de la manière suivante : les données des taux de rotation du gouverneur (TOR : turnover rate) pour la période de 1991 à 2011 m'ont été envoyés par M.Jacob de Hann. (E-mail : j.de.hann@eco.rug.nl)

Suivant la démarche suivie par Cukierman (1991) et Jan-Egber Sturm et Jacob de Haan(2001), on a utilisé le taux d'inflation mesuré par l'indice de prix de consommation transformée, noté D, dans le but de réduire l'hétéroscidasticité de l'erreur dans la régression.

Le modèle est de la forme suivante :

$$D_{i,t} = c_0 + c_1 \text{TOR}_{i,t} + c_2 \text{TRADE}_{i,t} + c_3 \text{M2}_{i,t} + c_4 \text{GDPCAP}_{i,t} + c_5 \text{CR}_{i,t} + \text{DUMMY}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Ainsi :

$i = 1 \dots N$ (N varie selon le groupe à étudier)

$t = 1991 \dots 2011$

D est définie comme le taux d'inflation le taux d'inflation dévisé sur un plus le taux d'inflation pour le pays i à l'instant t, de la sorte que : $D = P / (P+1)$. Si le taux d'inflation est positif alors D se trouvera dans l'intervalle 0 à 1. (Exemple : lorsque l'inflation est égale à $\pi = 100\%$, alors $P = 1$, donc $D=0.5$).

TOR : le taux de rotation de gouverneur, on affecte la valeur 0 dans le cas où il n'y a pas eu de changement du gouverneur alors qu'on affecte la valeur 1 dans le cas où il y a un seul changement. Ensuite, on calcule la moyenne arithmétique simple de ces affectations sur la période estimée pour chaque année.

TRADE : Cette variable est définie comme la somme des exportations et des importations du pays i rapporté au PIB.

GDPCAP : Elle représente les crédits accordés par les banques à tous les secteurs et à l'exception du gouvernement.

M2 : Elle représente la monnaie et le quasi monnaie (M2) en pourcentage de PIB.

DUMMY F_j : C'est une variable binaire qui prend une valeur 0 ou 1, où F_j est défini comme suite :

- F_1 prend la valeur 1 si le pays i adopte à la période t un régime de change fixe sinon elle prend 0.
- F_2 prend la valeur 1 si le pays i adopte à la période t un régime de taux des changes intermédiaires sinon elle prend 0.
- F_3 prend la valeur 1 si le pays i adopte à la période t un régime de taux des changes flexibles sinon elle prend 0.

Le classement des pays selon leur nature de régime des taux de change est extrait de la base de données fournis par Levy-Yeyati and Sturzenegger (2010).

Toutes les valeurs des variables macro-économiques sont prises de World Development Indicateurs (WDI 2012).

4.2. La méthodologie et le choix de la méthode

Pour puisse aboutir au bon résultat, on a essayé de rendre notre échantillon plus homogène (Annexe 9). Pour cela, on a privilégié le classement des pays effectué par la Banque Mondiale de l'année 2011 selon leurs niveaux de revenus, quatre groupes au final :

G_1 : 22 pays ont un revenu bas. (Ratio de GNI par tête \$ 765 ou moins)

G_2 : 30 pays ont un revenu moyen le plus inférieur. (Ratio de GNI par tête entre \$ 765 et \$ 3.035)

G_3 : 12 pays ont un revenu moyen le plus supérieur. (Ratio de GNI par tête entre \$ 3.036 et \$ 9.385)

G_4 : 23 pays OCDE qui ont un revenu supérieur (Ratio de GNI par tête \$ 9.385 ou plus).

Le choix de la méthode est lié au test de spécification de modèle. Selon Christophe Hurlin (2004), la procédure de ce test se présente comme suit :

Si on représente notre modèle sous sa forme linéaire suivante :

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta' x_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Avec $y_{i,t}$: la variable dépendante du pays i à la date t avec $i=1, \dots, N$ et $t = 1, \dots, T$

$x_{i,t}$: c'est un vecteur du K variable explicatives :

$$i,t = (x_{1,i,t}, x_{2,i,t}, \dots, x_{k,i,t}).$$

Les innovations sont supposées être i.i.d de moyenne nulle et de variance égale à σ^2_ε , $\forall i \in [1, N]$. Ainsi on suppose que les paramètres α_i et β_i du modèle (1) peuvent différencier dans la dimension individuelle, mais l'on suppose qu'ils sont constants dans le temps.

Pour discriminer les différents cas possibles et pour s'assurer du bien fondé de la structure de Panel, il convient d'adopter une procédure de tests d'homogénéité emboîtés.

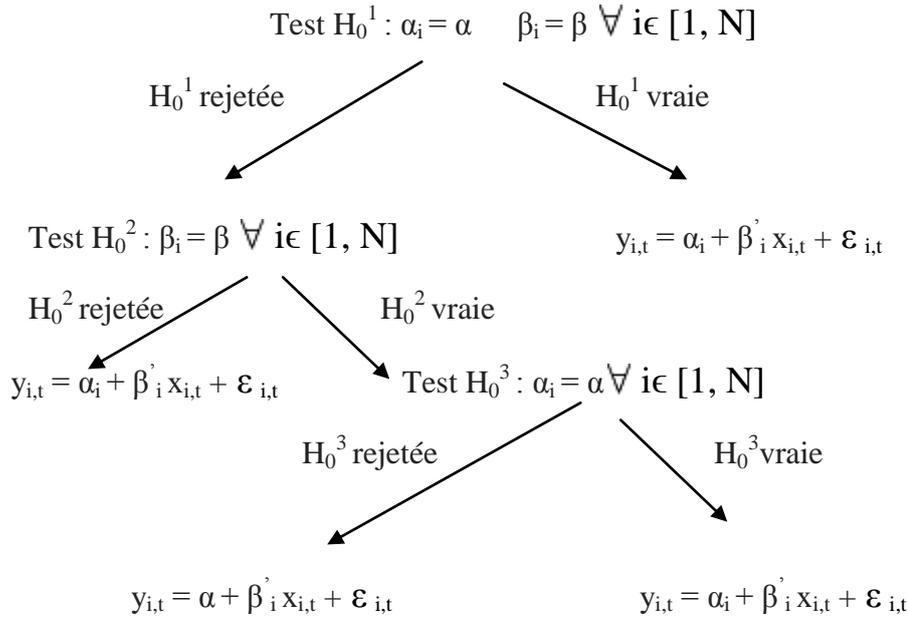


Figure 4: Procédure générale de Tests d'Homogénéité

4.3. Construction des statistiques de test

Nous allons à présent présenter les méthodes de construction des différents tests de Fischer utilisés dans cette procédure. On considère le modèle (1) et l'on suppose que les résidus $\varepsilon_{i,t}$

Sont indépendamment distribués dans les dimensions i et t , suivant une loi normale d'espérance nulle et de variance finie σ^2_ε . On suppose que la variance est connue.

4.3.1. Le test d'homogénéité globale

On considère tout d'abord, le test de l'hypothèse d'homogénéité totale :

$$H_0^1 : \alpha_i = \alpha \quad \beta_i = \beta \quad \forall i \in [1, N]$$

Soit F_1 la statistique du Fischer associée à ce test. Ce test revient à imposer $(k+1)(N-1)$ restriction linéaire sur les coefficients du modèle (1). De plus, sous l'hypothèse alternative H_0^1 il existe au plus Nk coefficients différents pour les composantes des N vecteurs β_i (de

dimension K) et N constantes individuelles. On dispose donc de $NT - N(K+1)$ degré de liberté. A lors la statistique de Fischer F_1 associée au test d'homogénéité H_0^1 totale s'écrit de la forme suivante :

$$F_1 = \frac{(SCR_{1,c} - SCR_1) / [(N-1)(K+1)]}{SCR_1 / [NT - N(K+1)]} \rightarrow F[(N-1)(K+1), NT - N(K+1)]$$

Où SCR_1 , désigne la somme des carrés des résidus du modèle (1) et $SCR_{1,c}$, désigne la somme des carrés des résidus du modèle contraint :

$$y_{i,t} = \alpha + \beta_i x_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Ainsi, si la réalisation de la statistique de Fischer pour l'échantillon considéré est supérieure au seuil théorique à $\alpha\%$, on rejette l'hypothèse nulle d'homogénéité.

4.3.2. test d'homogénéité des coefficients β_i

Considérons à présent le test de l'hypothèse d'homogénéité des coefficients β_i noté H_0^2 :

$$H_0^2 : \beta_i = \beta \quad \forall i \in [1, N]$$

Soit F_2 la statistique de Fischer associée à ce test sous l'hypothèse nulle, on n'impose aucune restriction sur les constantes individuelles α_i , toujours sous l'hypothèse d'indépendance et de normalité des résidus, on construit une statistique de Fischer pour tester ces $(N-1)K$ restrictions linéaires. Sous l'hypothèse alternative H_a^2 , on retrouve le modèle (1) et $NT - N(K+1)$ degré de liberté.

D'où F_2 s'écrit de la manière suivante :

$$F_2 = \frac{(SCR_{1,c'} - SCR_1) / [(N-1)K]}{SCR_1 / [NT - N(K+1)]} \rightarrow F[(N-1)K, NT - N(K+1)]$$

Où SCR_1 désigne la somme des carrés des résidus du modèle (1) et $SCR_{1,c'}$ la somme des carrés des résidus du modèle contraint (modèle à effet individuels) :

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta x_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

4.3.3. test d'homogénéité des coefficients α_i

C'est le dernier test d'homogénéité des coefficients α_i , notée H_0^3 :

$$H_0^3 : \alpha_i = \alpha \quad \forall i \in [1, N]$$

Soit F_3 la statistique de Fischer associée à ce test, elle s'écrit de la manière suivante :

$$F_1 = \frac{(SCR_{1,c} - SCR_{1,cl}) / [(N-1)]}{SCR_{1,cl} / [N(T-1) - K]} \rightarrow F[(N-1), N(T-1) - K]$$

Soit F_3 la statistique de Fischer associée à ce test. Sous l'hypothèse nulle, on n'impose aucune restriction sur les constante individuelles β_i . Toujours sous l'hypothèse d'indépendance et de normalité des résidus, on construit une statistique de Fischer pour tester ces (N-1) restrictions linéaires. Sous l'hypothèse alternative H_a^3 , on retrouve le modèle (1) et $NT - N - K$ degrés de liberté.

Où $SCR_{1,cl}$ désigne la somme des carrés des résidus du modèle (1) sous l'hypothèse $\beta_i = \beta$ (modèle à effets individuels) et $SCR_{1,c}$ la somme des carrés des résidus du modèle contraint (modèle de pooled)

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta' x_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Revenant maintenant à notre modèle, sachant que la procédure du test de spécification s'arrête que l'on accepte l'hypothèse nulle de F_1 , ou dans le cas du rejet de F_2 , sinon la décision de F_3 pour conclure quel type de régression convenable à notre modèle empirique.

A l'aide de sortie de logiciel STATA, on va calculer en premier temps la statistique de F_1 pour les quatre groups. Les résultats sont regroupés dans le tableau ci-dessus. Toutefois la statistique $F_{1, calculée} < F_{1, tabulée}$ au seuil critique de 5%. Donc, on accepte l'hypothèse H_0^1 de l'homogénéité globale et la procédure de test de spécification s'arrête à ce stade de calcul et on qualifie alors le Panel de Panel Homogène.

	G1	G2	G3	G4
SCR (contraint)	3.51	4.17	1.16	0.038
SCR1	1.89	3.91	0.582	0.019
F1 (calculée)	1.197	0.091	1.44	0.995
df	(126.176)	(174.24)	(66.144)	(138.274)
F1 (tabulée)	1.33	1.12	1.53	1.27
Décision H_0	H_0 acceptée	H_0 acceptée	H_0 acceptée	H_0 acceptée

Avec : SCR(contraint) : la somme carrée des résidus de modèle contraint

SCR1 : désigne la somme des carrés des résidus du modèle (1)

F1 (calculée) : la statistique de Fischer calculée du test d'homogénéité globale

F1 (tabulée) : la statistique de Fischer calculée du test d'homogénéité globale

df : le degré de liberté

4.4. Les estimations et les conclusions

4.4.1. La régression simple

Après l'identification de la structure de notre modèle, réalisons maintenant les estimations nécessaires par la méthode MCO en considérant le TOR comme notre principal proxy de mesure de l'IBC. Selon De Haan & Kooi (2000), l'indice TOR n'a pas été utilisé dans plusieurs études depuis sa conception par Cukierman et al (1991), avec un échantillon d'une quarantaine de pays et qui s'étend de 1980 à 1989, la plupart des études ont été faites à l'aide des indices légaux. De Haan et Kooi (2000) ont fait l'extension de cet indice jusqu'en 1998 pour un échantillon de 82 pays.

La première estimation consiste en une régression simple à deux variables par la méthode de moindres carrés ordinaires. L'équation à estimer est :

$$D_{i,t} = c_0 + c_1 \text{TOR}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

La simplicité de la méthode d'estimation a fait l'objet de plusieurs critiques. Cependant, les estimations avec d'autres méthodes n'ont pas abouti à des conclusions tranchantes ; vu la nature et la conception des proxys indexant l'indépendance de la banque centrale. Les résultats de cette première régression donne lieu à des différentes conclusions que nous allons énumérer une à une.

Régression simple : L'inflation transformée (D) & l'indice de l'indépendance de la Banque Centrale (TOR) durant la période (1991-2011)

D : Variable dépendante

Groupes	G(1)	G(2)	G(3)	G(4)
TOR	0.071 (1.98)**	0.159 (5.82)***	0.012 (8.33)	0.004 (0.50)
Const	0.150 (9.23)***	0.100 (8.84)***	0.059 (4.80)***	0.029 (15.31)***

Obs	308	420	168	322
R-squared	0.01	0.07	0.29	0.01

Absolute value of statistics in parentheses

*significant at 10% ; ** significant at 5% ; ***significant at 1%

Pour les groupes (1), (2) le coefficient de l'indice TOR est significativement différent de zéro au seuil de (5%, 1%) respectivement. L'indice TOR est alors un proxy fiable pour la mesure de l'IBC dans le cas des pays (revenu bas, plus ou moins inférieure). Tandis que le groupe des pays OCDE G(4) et le groupe des pays qui ont un revenu plus ou moins supérieur G(3) , le TOR n'est pas un bon indicateur pour éclairer la relation entre l'indépendance de la Banque Centrale et l'inflation. Ce résultat se coïncide avec les conclusions Strum & Hann (2001) qui avouent que le coefficient de TOR devient significativement différent de zéro seulement lorsque le taux d'inflation est élevé. En comparant la moyenne de la variable dépendante de D qui s'interprète comme le taux de l'inflation transformée pour chaque groupe on obtient le classement suivant :

$$D_{G(1)} = 0.1729 > D_{G(2)} = 0.145 > D_{G(3)} = 0.0812 > D_{G(4)} = 0.029.$$

Finalement, on peut conclure qu'il existe une relation significativement positive entre le taux de rotation du gouverneur et l'inflation dans les pays ayant un revenu (bas, moyen le plus inférieur et moyen le plus supérieure). On remarque dans le tableau au dessus, que la statistique de R^2 est faible, ce qui nous ramener à introduire d'autres variables macro-économique autres que le TOR pour expliquer le taux de l'inflation. Ce qui fait l'objet de notre deuxième régression.

4.4.2. La régression multiple

Parce que le TOR n'était pas un bon indicateur pour les pays de revenus, des pays OCDE (G4) et celui des groupes G(3), on va limiter notre estimation seulement pour les deux groupes G1 et G2. Toutefois, un modèle à deux variables est insuffisant pour l'explication d'un phénomène économique ; que dire d'un phénomène d'ampleur telle que l'inflation. C'est pourquoi, dans le paragraphe suivant on va essayer d'introduire des variables qui expliqueront mieux l'inflation. Dans cette deuxième étape, nous avons considéré le modèle de base représenté par :

$$D_{i,t} = c_0 + c_1 \text{TOR}_{i,t} + c_2 \text{TRADE}_{i,t} + c_3 \text{M2}_{i,t} + c_4 \text{GDPCAP}_{i,t} + c_5 \text{CR}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

On a appliqué le logarithme népérien aux variables macro-économiques à fin de stabiliser leur variance.

Dans un premier stade, on va effectuer la régression sans variable dummy, l'output de ce modèle présente l'estimation de ces coefficients et leurs significations.

La régression de l'inflation transformée (D) sur le TOR et des variables macro-économiques

Groupes	G(1)	G(2)
TOR	0.096 (3.87)***	0.088 (4.54)***
TRADE	-0.034 (2.19)***	-0.006 (0.44)
M2	0.125 (18.74)***	0.105 (16.67)***
CR	0.013 (1.47)	0.010 (1.29)
GDPCAP	-0.027 (1.68)*	-0.063 (4.09)***
Cons	-0.158 (1.34)	-0.656 (4.55)***
Obs	278	388
R-squared	0.61	0.54

Absolute value of statistics in parentheses

*significant at 10% ; ** significant at 5% ; ***significant at 1%

D'après les résultats figurant dans le tableau ci-dessus, on remarque bien que notre modèle s'améliore. La statistique de R^2 est élevée pour les trois groupes et qui atteint des valeurs de 0.61 et 0.54 respectivement pour les groupes G1 et G2. Cela implique que la variabilité des variables explicatives du modèle expliquerait plus de 50% la variabilité de taux de l'inflation transformée. A l'économie des résultats obtenus dans les travaux Cukierman et al(1991) et de Strum & De Haan (2001) où ces derniers suggèrent que à la suite de l'introduction des

variables macroéconomiques sur leurs modèles, le TOR demeure une variable non significative et n'explique pas la variation de taux de l'inflation sur les périodes 1980-1989 et 1990-1998 alors que d'autres variables macroéconomiques tel que la dette initiale des pays , l'ouverture commerciale et l'instabilité politiques dans les pays en développement ont la part du lion dans l'explication de la variation de l'inflation dans ces pays.

Toutefois les résultats obtenus dans notre travail de recherche trouvent leur validité :

Premièrement, la manière dont on a traité notre échantillon. La majorité des travaux de recherche classent leurs échantillons du pays dans des repères soit contiguïté géographique, soit en étude de cas sur un pays donné.

Deuxièmement, l'apparition de nouveau contexte de la conduite de la politique monétaire. Nous mettons ici l'accent sur le régime de ciblage d'inflation. Une parmi les conditions de réussite de l'application de ce régime est l'indépendance de la Banque Centrale.

Le coefficient de la variable M2 est en relation positive avec l'inflation. Il est significativement différent de zéro au seuil de 1% dans les deux groupes G(1) et G(2). Cela signifie que plus l'agrégat M2 augmente plus le taux d'inflation sera élevé. Sa valeur demeure la plus élevée dans notre estimation. Cette remarque nous permet de conclure que l'inflation est d'origine monétaire.

L'ouverture commerciale mesurée par la variable TRADE est corrélée négativement avec l'inflation et significativement différente de zéro au seuil de 1% pour le groupe G(1). Plus le degré de l'ouverture commerciale du pays augmente moins le taux d'inflation sera élevé. Le pays qui maintient un taux d'inflation stable à un niveau faible peut concurrencer ces partenaires sur le marché des biens et services.

Dans ce qui suit de notre travail empirique, on va s'intéresser seulement aux pays de groupe G(2). Ce choix est imposable suite à l'insuffisance des données pendant certains périodes de l'estimation portant sur la nature du régime des taux de change pour le groupe G(1).

Nous ajoutons une variable DUMMY $F_j \forall j = \{1,2,3\}$ au modèle précédent pour vérifier l'impact du régime de change sur l'inflation. Le modèle s'écrit de la manière suivante :

$$D_{i,t} = c_0 + c_1 TOR_{i,t} + c_2 TRADE_{i,t} + c_3 M2_{i,t} + c_4 GDPCAP_{i,t} + c_5 CR_{i,t} + DUMMY F_j + \epsilon_{i,t}$$

	modèle (1)	modèle(2)	modèle (3)
TOR	0.060 (2.11)**	0.065 (3.34)***	0.070 (3.63)***
TRADE	-0.016 (1.17)	-0.020 (1.48)	-0.016 (1.21)

M2	0.087 (13.12)***	0.086 (12.92)***	0.087 (13.13)***
CR	0.023 (3.07)***	0.024 (3.24)***	0.023 (3.02)***
GDPCAP	-0.039 (2.55)**	-0.048 (3.16)***	-0.044 (2.82)***
F ₁	-0.026 (3.04)***		
F ₂		0.020 (1.77)*	
F ₃			0.002 (0.19)
Constant	-0.310 (2.13)**	-0.374 (2.60)***	-0.364 (2.50)**
Obs	332	332	332
R-squared	0.48	0.48	0.47

Absolute value of statistics in parentheses

*significant at 10% ; ** significant at 5% ; ***significant at 1%

D'après cet output, on remarque l'instabilité de coefficient associée à l'indépendance de la Banque Centrale (TOR). Sa valeur s'accroît en passant du régime des taux de change fixe au flexible. Nous rejoignons l'idée avancée par Mark S. , Harald A., et Romain V. (2008) qui précisent que le régime des taux de change flottant offre l'avantage de pérenniser une politique monétaire indépendante. Le maintien d'un régime fixe pour ceux qui le participent explique le niveau faible de l'inflation atteint dans ces périodes. Le coefficient TOR devient significatif à 5% dès que la variable représente le régime des taux de change fixes s'ajoute au modèle. Tandis que la variable dummy F₁ est corrélée négativement avec l'inflation transformée (D) est elle est significative au seuil de 1% de risque d'erreur. Cette observation montre que le niveau faible de l'inflation observée à la date t est assuré par l'adoption du régime des taux de change fixes plus que par l'indépendance de la Banque Centrale.

5. Conclusion

Ce papier a pour objectif d'exposer l'indépendance de la Banque Centrale, solution pour le biais inflationniste. Dans un premier temps nous avons rappelé les mesures les plus citées pour approximer l'indépendance de la Banque Centrale. A ce niveau, force est de constater l'existence de plusieurs proxys qui diffèrent dans la méthodologie de construction selon l'auteur. On remarque une différenciation au niveau de la pondération des critères sous lesquels se base le questionnaire adressé à la Banque Centrale de l'Auriche dans les études de Grilli, Masciandro, Tabellini (1991) et Cukierman (1992). Donc, le choix des critères est important s'il tient compte des spécificités réelles de l'économie.

Deuxième point, l'étude de la causalité et de la robustesse de la relation entre l'inflation et l'indépendance de la Banque Centrale et les variables macroéconomiques a permis d'observer une multitude de facteurs explicatifs de l'inflation. Les résultats se diffèrent selon la période et l'échantillon d'étude.

Dans un second temps, une série d'hypothèses a été posée afin d'observer visuellement la relation existante entre l'inflation, l'indépendance de la Banque Centrale et la Croissance sur deux groupes de pays (développés et en développement). Une série d'hypothèses a été posée afin d'observer visuellement la relation existante entre l'inflation, l'indépendance de la Banque Centrale et la Croissance. Cette méthode a bien confirmé d'une part, le signe prévu de la corrélation entre ces différentes variables et d'autre part, la vérification des hypothèses supra-mentionnées. Toutefois elle souffre du non significativité de cette corrélation. Pour relever ces insuffisances, et pour des raisons de robustesse nous sommes entrés plus dans le détail en utilisant des régressions économétriques.

L'output (1) montre que le taux de rotation de gouverneur TOR est un indice fiable pour la mesure de l'indépendance de la Banque Centrale dans les pays à croissance faible G(1) et G(2). Son coefficient est significatif seulement lorsque l'échantillon comprend des pays ayant un taux d'inflation élevé en moyenne. Dans notre cas, la variable $D \geq 0.145$ c'est à dire un taux d'inflation qui dépasse 16.95%. La corrélation positive entre l'inflation et l'indépendance de la Banque Centrale est confirmée. Avec plus d'indépendance, on peut réaliser des taux d'inflation faibles et garantir une stabilité de prix à long terme.

Il en ressort d'après cette conclusion que l'indépendance de la Banque Centrale peut être une solution pour réduire le biais inflationniste si les Banques Centrale peut être une solution pour réduire le biais inflationniste si les Banques Centrales mettent plus d'efforts pour faire isoler la politique monétaire des mains du pouvoir gouvernemental. Au total, on peut affirmer que

l'indépendance de la Banque Centrale s'avère une condition nécessaire pour réduire le biais inflationniste. Il reste maintenant à répondre à la question : est ce que cette condition est-elle suffisante ?

La réponse est donnée par l'output 2 et 3. Après avoir dégagé la différence interprétation supra-mentionnée. IL en ressort que l'indépendance de la Banque Centrale n'est pas une condition suffisante. Cela peut être éclairé à deux niveaux d'interprétation : d'abord, la déclination de la valeur de coefficient de TOR d'une régression à une autre, chaque fois que le nombre des variables explicatives s'ajoute au modèle de la régression simple entre le taux d'inflation et la variable mesurant l'indépendance réelle de la Banque Centrale, le coefficient de TOR de la première régression pour le groupe G(2) est $TOR_{output(1)} = 0.159$ qui est inférieur à celle obtenue dans la deuxième régression $TOR_{output(2)} = 0.088$ pour atteindre une valeur dans la dernière régression $TOR_{output(3)} = \{0.070, 0.065, 0.060\}$ respectivement pour le régime des taux de change {flexible, intermédiaire, fixe}.

Cette décroissance est expliquée par le poids d'autres variables macroéconomiques en matière de l'explication du niveau de l'inflation obtenue dans le groupe G(2). Le coefficient de la variable qui représente M2 en pourcentage de PIB prend la valeur la plus élevée dans la régression. La valeur en moyenne de cette variable dans le groupe G(2) égale 2.89. Cette même valeur est de l'ordre de 1.77 pour le groupe G(4) de pays OCDE. Cette observation prouve que l'inflation dans ces pays {G(1), G(2)} ne peut être que d'origine monétaire.

Sur la lumière de ca qui a été observé et interprété, rien ne nous empêche de répondre à notre problématique supra-motionnée d'une manière aussi bien patente et flagrante. Pour réduire le biais inflationniste d'origine monétaire. La condition de l'indépendance de la Banque Centrale s'avère une condition nécessaire mais n'est pas suffisante. Ainsi que le TOR est une mesure fiable pour expliquer la relation entre l'indépendance réelle de la Banque Centrale dans les pays en développement.

Références

Aglietta M. (1992) « l'indépendance des banques Centrale », Revue d'économie financière, n°22

Ahsen A. (2006) « Central Bank Independence & Gouvernance (CBIG) and inflation in Asia Pacific » phd Candidate, Departement of Accounting and finance, Level 10, Building 11, Layto Campus, Wellington Road, V ic 3168, Monash University, Australia.

Alesina A., et Gatti R.(1995) « How independent should the central bank be ? Independent central banks : low inflation at no cost ? », American Economic Review, Paper and Proceeding , vol.85,mai,pp.196-200

Alesina A., et summers L.H(1993) « Central bank independence and macro-economic performance : some comparative evidence », journal of money, credit and banking,vol .25.Mai ,pp.151-162

Barro B., et Gordon D. (1983a) « Apositive Theory of monetary policy in a natural rate model », journal of political economy,vol .91,n°4,aout ,pp.589-610

Barro B., et Gordon D. (1983b) « Rules, discretion and reputation in mode of monetary policy », journal of monetary economics, vol.12, pp.104-106

Brash T.D.(2002a) « Inflation targeting :New Zealand's exp4 years », the North American Journal of Economics and Finance,vol.13,p.103

Carlstrom C.T, et Fuerst T.S(2006) « Central Bank Independence and Inflation : A Note » , Federal Reserve Bank of Cleveland Working paper 06/21

De Hann J. and Kooi W(2000) « Dose Central Bank Independence Really Matter ? New evidence for developing countries using a new indicators », Journal of banking and finance , Vol.24,643-664.

De Souza(2001) « Independent and Accountable Central Banks and the European Central Bank », European Integration online Papers, Vol 5, No.9

Eelke de jong (2010) « Way are the price Stability and statutory Independence of central Banks Negatively correlated ? The role of culture » Departement of Economics , Nijmegen School of managment , New Jersey.

Geraats P.M (2008) « Why adopt Transparency ? The Publication of Central Banks Forecast » Document de travail, n°41 ,BCE, Janvier

Levy-Yeyati and Sturzenegger (2008) « Classifying exchange rate regimes :Deeds vs words » ,European Economic Review,49(6),1603-1635

Lybek and Morris (2009) « Central Bank Governance :A Survey of Boards and managment » , IMF Working Paper 04/226,Washington : Inter national Monetary Fund.

Sturm J.E.and de Hann J.(2001) « Inflation in developing countries :does central bank independence matter ? New evidence based on a new data set » Department of Economics, University of Groningen,The Netherlands Version, March2001

Winkler B.(2000) « Which Kind of Transparency ? On the Need for Clarity in Monetary Policy-Making », Document de travail,n°25,BCE,Août,p24

Annexe

1. Questionnaire formulé par De Souza(2001) pour la mesure de l'Indépendance de la Banque Centrale

ISSUE	CRITERIA	POINTS
	Personal Indépendance	
1	Appointment of the central bank(CB) board members.	
	a) All the appointment to the CB board are made independently of the government.	1.00
	b) More than half of the appointments to the CB board are made independently of the government .	0.66
	c) Less than half of the appointments to the CB board are made independently of the government.	0.33
	d) Gov't has influence in all the appointments to the CB board.	0.00
2	Mandate duration of the more than half of the CB board members.	
	a) Equal to or more than eight years	1.00
	b) Between six and eight years	0.75
	c) Five years	0.50
	d) Four years	0.25
	e) Less than four years	0.00
3	Government (or other fiscal branches representatives) participation at CB meetings, where monetary decisions are taken.	
	a) No government representation at CB meetings.	1.00
	b) Gov't represented at CB meetings, but without right to vote	0.50
	c) Gov't represented at CB meetings, with right to vote	0.00
	Political Independence	
4	Ultimate responsibility and authority on monetary policy (MP) decisions.	
	a) CB has the ultimate/final responsibility in MP decisions.	1.00
	b) CB has not the ultimate responsibility in MP decisions.	0.00
5	Price stability .	
	a) It is the sole objective.	1.00
	b) It is one of two objectives, but preference is given to price stability.	0.66
	c) It is one among various other objectives.	0.33
	d) Law does not establish anything about policy objectives.	0.00

6	Banking supervision. a) Not considered in the objectives or functions of the CB. b) It is one of the CB functions or objectives, where we find also price stability as a policy objective. c) It dominates other CB functions or objectives.	1.00 0.50 0.00
7	Monetary policy (MP) instruments a) CB enjoys autonomy in MP instruments selection b) CB is not autonomous in the selection of MP instruments.	1.00 0.00
	Economic and Financial Independence	
8	Government financing. a) CB cannot directly finance the government b) Law allows that CB provides credit facilities to government and other financing help.	1.00 0.00
9	Ownership of the central bank's equity capital. a) Government does not own any central bank's capital. b) Government owns less than half of the central banks capital. c) Government owns more than half of the central banks capital. d) Government owns all the central banks capital.	1.00 0.66 0.33 0.00

Source : De Souza(2001)

2. Pays & les nouvelles lois pour augmenter l'autonomie de leurs Banques Centrales

Date of New Law or Latest Amendement	Countries	Number
1913	USA	1
1968	Kuwait	1
1973	West African States	8
1980	United Arab Emirates	
1981	Bahrain	1
1989	Malawi	1
1992	Barbados,Colombia,Jordan,Mozambique,Philippines	5
1993	Morocco,Peru	2
1994	Madagascar, Malaysia, Trinidad&Tobago,Turkmenistan	4
1995	Bolivia, China, Tanzania	3
1996	Armenia,Cambodia,El Salvador,Tajikistan, Zambia	5
1997	Angola,Eritrea,South Korea,Kyrgyz Rep., Namibia,Praguay,Qatar,Rwanda	8
1998	Belgium,Fiji,Finland,Italy,Nigeria,Spain	6
1999	Botswana,Estonia,Kzakhstan,LaoPDR, Liberia,Norway , Romania,Singapore,Ukraine	9
2000	Bhamas,Brasil,France,Lesotho, Netherlands, Oman,Papua New Guinea,Sierra Leone, South Africa, Switzerland, Tunisia, Uzbekistan,Yemen	13
2001	Canada, Croatie,Georgia,Hangary, Iceland,Jamaica, Japon,Kenya, Lithuania,Moldava,Nicaragua,Portugal ,Sweden,Turkey, United Kingdom,Vnezuela	16
2002	Australia,Austria,Bulgaria, Cape Verde, Chile, Cyprus, Czech Rep, Germany, Guatemala, Honduras, Latvia, Macedonia, Nepal, Pakistan, Russia, Slovenia, Sudan	17
2003	Argentina,Bosnia&Herzegovina,New Zealand, Serbia	4

2004	Poland	1
------	--------	---

3. Mesure de L'indépendance de la Banque Centrale Légale, l'inflation & la croissance :
cas des pays développés

NBR	COD E	CONTRY	INF	GR1	GR2	GR3	GR4	LCBI	RANG
1	Aus	Australia	2.172	3.2653	2.39	4.306	3.1	2.66	11
2	Aust	Austria	2.0667	2.2433	2.674	2.358	1.698	4.82	7
3	Belg	Belgium	2.0653	2.012	1.754	2.44	1.838	3.25	6
4	Cana	Canada	1.9393	2.65	1.216	3.664	3.17	2.33	5
5	Chil	Chile	8.838	5.5747	7.33	5.642	3.752	4.83	25
6	C.Rep	Czech Republic	10.3879	1.0971	-2.4625	1.888	3.154	5.91	26
7	Denm	Denmark	2.158	1.9833	1.6352	2.67	1.648	3.99	10
8	Finl	Finland	2.186	1.8773	-1.568	4.392	2.808	6.16	12
9	Franc	France	1.7	1.8267	1.256	2.256	1.968	4.66	3
10	Germ	Germany	1.864	1.8407	2.864	1.58	1.078	4.08	4
11	Gre	Greece	8.694	2.6607	0.84	2.976	4.166	4.76	24
12	Hung	Hungary	16.7233	1.328	-3.216	3.278	3.922	3.41	28
13	Icel	Iceland	4.5313	2.634	0.558	3.95	3.394	4.08	21
14	Irel	Ireland	3.3227	6.8613	4.438	9.788	6.358	4.16	18
15	Ita	Italy	3.8607	1.4367	1.09	1.898	1.322	5.32	19
16	Jap	Japan	-0.2947	1.6853	2.174	1.226	1.656	2.83	1
17	Kor	Korea, Rep	5.2207	5.9733	7.82	4.692	5.408	2.91	22
18	Lux	Luxembourg	2.7067	4.6893	4.76	5.562	3.746	4.41	15
19	Mex	Mexico	16.0593	3.1233	3.866	2.896	2.608	3.16	27
20	Netl	Netherlands	2.4513	2.344	2.294	3.652	1.086	3.91	13
21	NZ	New Zealand	2.1053	2.9507	2.3	2.882	3.67	4.99	8
22	Norw	Norway	3.0553	3.1187	3.39	3.912	2.054	3.41	16
23	Pol	Poland	18.8907	3.4807	1.15	5.74	3.086	3.41	29
24	Por	Portugal	5.616	2.252	1.666	4.032	1.058	3.66	23
25	Sp	Spain	4.39	2.7353	1.722	3.56	2.924	3.91	20

26	Swed	Sweden	2.6627	1.958	1.66	3.202	2.506	5.91	14
27	Swit	Switzerland	1.5113	1.1227	0.756	1.382	1.23	5.41	2
28	UK	United Kingdom	3.316	2.633	1.268	2.948	2.574	3.66	17
29	US	United States	2.15	3.0153	2.352	3.91	2.784	3.83	9
		MOYENNE	4.90861379	2.77147241	1.999919655	3.54075862	2.7505517	4.13137931	

Inf= le taux annuel moyen de l'inflation pour la période 1990-2004

g1 : le taux annuel moyen de la croissance de PIB pour la période 1990-2004

g2 : le taux annuel moyen de la croissance de PIB pour la période 1990-1994

g3 : le taux annuel moyen de la croissance de PIB pour la période 1995-1999

g4 : le taux annuel moyen de la croissance de PIB pour la période 2000-2004

LCBI : L'indice de mesure de l'indépendance légale de la Banque Centrale pour la période 1999-2004

RANG = le rang de taux de l'inflation

Source= WDI 2005, De Souza (2001)

4. Calcul de l'indépendance légale de la Banque Centrale (De souza2001)

Nbr	Pays ou institution	Indépendance				
		Personnelle	Politique	Economique et financier	Totale	Rang
1	Argentina	1.25	1.83	1	4.08	14
2	Australia	0.5	2.16	0	2.66	30
3	Austria	1.66	2.16	1	4.82	10
4	Belgium	1.75	1.5	0	3.25	26
5	Canada	0.5	1.83	0	2.33	31
6	Chile	2	1.83	1	4.83	9
7	Czech Reoublic	2.75	2.16	1	5.91	3
8	Denmark	2.16	1.83	0	3.99	17
9	EMU-ECB	2.5	2.66	1	6.16	1
10	Finland	2.5	2.66	1	6.16	2
11	France	1.5	2.66	1	5.16	7
12	Germany	1.25	1.83	1	4.08	15
13	Greece	1.58	2.16	1	4.74	11
14	Hungary	1.58	1.83	0	3.41	23
15	Iceland	1.75	2.33	0	4.08	16
16	Ireland	1	2.16	1	4.16	13
17	Italy	2.16	2.16	1	5.32	6
18	Japan	1	1.83	0	2.83	29
19	Korea, Rep	0.75	2.16	0	2.9	28
20	Luxembourg	1.25	2.16	1	4.41	12
21	Mexico	1.83	1.33	0	3.91	18
22	Netherlands	1.75	2.16	0	3.91	18
23	New Zealand	1.83	2.16	1	4.99	8
24	Norway	1.58	1.83	0	3.41	24
25	Poland	1.25	2.16	0	3.41	25

26	Portugal	0.5	2.16	1	3.66	21
27	Spain	0.75	2.16	1	3.91	19
28	Sweden	2.75	2.16	1	5.91	4
29	Switzerland	2.08	2.33	1	5.41	5
30	Turkey	1.66	1.83	0	3.49	22
31	United States	2	1.83	0	3.83	20

5. Classification des pays par leurs niveaux de revenu

Groupes								
	G(1)		G(2)		G(3)		G(4)	
Nbr	Code	Pays	Code	Pays	Code	Pays	Code	Pays
1	BGD	Bangladesh	DZA	Algeria	ARG	Argentina	AUS	Australia
2	BDI	Burundi	BOL	Bolivia	BRB	Barbados	AUT	Austria
3	CAF	Central Afri Rep	BGR	Bulgaria	BWA	Botswana	BEL	Belgium
4	TCD	Chad	CHN	China	CHL	Chile	CAN	Canada
5	ZAR	Congo	COL	Colombia	CZE	Czech Republic	DNK	Denmark
6	ETH	Ethiopia	DOM	Dominic Rep	GAB	Gabon	FIN	Finland
7	GHA	Ghana	ECU	Ecuador	HUN	Hungary	FRA	France
8	HTI	Haiti	EGY	Egypt	MYS	Malaysia	DEU	Germany
9	IND	India	SLV	El salvador	MEX	Mexico	GRC	Greece
10	KEN	Kenya	FJI	Fiji	POL	Poland	ISL	Iceland
11	MDG	Madagascar	GEO	Georgia	SAU	Saoudi Arabia	IRL	Ireland
12	MWI	Malawi	GTM	Guatemala	TTO	Trinidad Tobago	ITA	Italy
13	MNG	Mongolia	HND	Honduras	URY	Uruguay	JPN	Japan
14	MOZ	Mozambique	IDN	Indonisia	VEN	Venezuela	KOR	Korea, Rep
15	NPL	Nepal	IRN	Iran			NLD	Netherlands
16	NIC	Nicaragua	JAM	Jamaica			NZL	New Zealand
17	NGA	Nigeria	JOR	Jordan			NOR	Norway
18	PAK	Pakistan	KAZ	Kazakhstan			PRT	Portugal
19	SDN	Sudan	MAR	Morocco			ESP	Spain
20	TZA	Tanzania	PRY	Paraguay			SWE	Sweden
21	UGA	Uganda	PER	Peru			CHE	Switzerland
22	ZMB	Zambia	PHL	Philippines			GBR	United Kingdom
23			ROM	Romania			USA	United States
24			ZAF	South Africa				
25			LKA	SriLanka				
26			SWZ	Swaziland				
27			SYR	Syrian				
28			THA	Thailand				
29			TUN	Tunisia				
30			TUR	Turkey				

6.

Régression Simple

Groupe G(1) :

Source	SS	df	MS	Number of obs =	308
Model	.157714099	1	.157714099	F(1, 306) =	3.93
Residual	12.2758574	306	.040117181	Prob > F =	0.0483
Total	12.4335715	307	.040500233	R-squared =	0.0127
				Adj R-squared =	0.0095
				Root MSE =	.20029

D	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
TOR	.071438	.0360296	1.98	0.048	.0005409	.1423351
_cons	.1500258	.0162608	9.23	0.000	.1180286	.1820229

Groupe G(2) :

Source	SS	df	MS	Number of obs =	420
Model	.963860645	1	.963860645	F(1, 418) =	33.83
Residual	11.9078422	418	.028487661	Prob > F =	0.0000
Total	12.8717028	419	.030720054	R-squared =	0.0749
				Adj R-squared =	0.0727
				Root MSE =	.16878

D	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
TOR	.1594972	.0274204	5.82	0.000	.1055981	.2133963
_cons	.100193	.0113367	8.84	0.000	.077909	.122477

Groupe G(3) :

Source	SS	df	MS	Number of obs =	168
Model	1.0390019	1	1.0390019	F(1, 166) =	69.34
Residual	2.48720205	166	.014983145	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.2947
				Adj R-squared =	0.2904
Total	3.52620395	167	.021114994	Root MSE =	.12241

D	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
TOR	.01246005	.06371	1.33	0.155	-.0875347	.1156662
_cons	.0593018	.0123544	4.80	0.000	.0349098	.0836937

Groupe G(4) :

Source	SS	df	MS	Number of obs =	322
Model	.000143093	1	.000143093	F(1, 320) =	0.25
Residual	.179813755	320	.000561918	Prob > F =	0.6142
				R-squared =	0.0008
				Adj R-squared =	-0.0023
Total	.179956848	321	.000560613	Root MSE =	.0237

D	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
TOR	.004456	.0088302	0.50	0.614	-.0129166	.0218286
_cons	.0288173	.0018825	15.31	0.000	.0251136	.0325209

Régression multiple sans variable dummy

Groupe G(1) :

Source	SS	df	MS	Number of obs =	278
Model	5.65455226	5	1.13091045	F(5, 272) =	86.90
Residual	3.51986285	272	.013014202	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.6150
				Adj R-squared =	0.6079
Total	9.19441511	277	.033192834	Root MSE =	.11408

D	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
TOR	.0961946	.0248463	3.87	0.000	.047279	.1451101
TRADE	-.0339179	.0154905	-2.19	0.029	-.0644144	.054215
M2	.1249787	.0066687	18.74	0.000	.1118499	.1381075
CR	.0132561	.009006	1.47	0.142	.0044742	.0309865
GDPCAP	-.0273685	.0162887	-1.68	0.094	-.0594364	.0046994
_cons	-.1576438	.1180846	-1.34	0.183	-.3901198	.0748322

Groupe G(2)

Source	SS	df	MS	Number of obs =	388
Model	4.82179372	5	.964358743	F(5, 382) =	88.20
Residual	4.17674815	382	.010933896	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.5358
				Adj R-squared =	0.5298
Total	8.99854187	387	.023252046	Root MSE =	.10457

D	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
TOR	.0881721	.0194008	4.54	0.000	.0500264	.1263179
TRADE	-.0061662	.0138972	-0.44	0.658	-.0334908	.0211583
M2	.1049306	.0062931	16.67	0.000	.0925571	.117304
CR	-.0100057	.007773	-1.29	0.199	-.0252888	.0052775
GDP CAP	-.0629993	.0154055	4.09	0.000	-.0932895	.0327092
_cons	-.6564248	.1442004	-4.55	0.000	-.9399507	-.372899

Régression multiple avec variable dummy

Source	SS	df	MS	Number of obs =	332
Model	2.66944883	6	.444908138	F(6, 325) =	49.92
Residual	2.89673371	325	.008913027	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.4796
				Adj R-squared =	0.4700
Total	5.56618254	331	.016816261	Root MSE =	.09441

D	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
TOR	.0603673	.0286100	2.11	0.033	.0213503	.0993843
TRADE	-.0155617	.013334	-1.17	0.244	-.0417935	.0106702
M2	.0866998	.0066104	13.12	0.000	.0736953	.0997043
CR	-.0227753	.0074266	-3.07	0.002	-.0373856	-.008165
GDP CAP	-.038936	.0152866	-2.55	0.011	.0690091	.0088629
F1	-.025706	.0121954	-3.04	0.003	-.0496978	-.0017141
_cons	-.3104675	.1460498	-2.13	0.034	-.5977898	-.0231451

Source	SS	df	MS	Number of obs =	332
-----+-----					
Model	2.65802836	6	.443004727	F(6, 325) =	49.51
Residual	2.90815417	325	.008948167	Prob > F =	0.0000
-----+-----					
Total	5.56618254	331	.016816261	R-squared =	0.4775
				Adj R-squared =	0.4679
				Root MSE =	.09459

D	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
TOR	.0651862	.0195049	3.34	0.001	.0268144	.103558
TRADE	-.0199136	.0134519	-1.48	0.140	-.0463773	.0065501
M2	.0860282	.0066605	12.92	0.000	.0729252	.0991313
CR	.024236	.0074834	3.24	0.001	.0089579	.09514
GDPCAP	-.0477419	.0151286	-3.16	0.002	-.0879796	-.0017504
F2	.0203266	.0114541	1.77	0.077	-.0022069	.0428601
_cons	-.3735334	.1438999	-2.60	0.010	-.6566263	-.0904406
-----+-----						

source	SS	df	MS	Number of obs =	552
-----+-----					
Model	2.63017718	6	.438362864	F(6, 325) =	48.52
Residual	2.93600536	325	.009033863	Prob > F =	0.0000
-----+-----					
Total	5.56618254	331	.016816261	R-squared =	0.4725
-----+-----					
				Adj R-squared =	0.4628
				Root MSE =	.09505

D	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
TOR	.0704045	.0194046	3.63	0.000	.03223	.108579
TRADE	-.0164816	.0135944	-1.21	0.226	-.0432257	.0102624
M2	.0874967	.0066617	13.13	0.000	.0743913	.1006021
CR	.022676	.0075192	3.02	0.003	.0074683	.048836
GDP CAP	-.0441641	.0156786	-2.82	0.005	-.0733199	.0050084
flex	.0021345	.0111841	0.19	0.849	-.019868	.0241369
_cons	-.3637151	.1455371	-2.50	0.013	-.6500287	-.0774015
-----+-----						

Description des variables

Groupe G(1)

variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
D	308	.1729919	.2012467	-.0883345	.9958112
TOR	308	.3214834	.3172757	0	2
M2	308	3.180352	1.070578	.120663	8.946093

Groupe G(2)

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
D	420	.1455085	.1752714	-.04	.9868103
TOR	420	.2841149	.3007095	0	2
M2	420	2.890526	.9309039	-.9368525	8.761694

Groupe G(3)

Variable	Obs	mean	Std. Dev.	Min	Max
D	168	.0812	.14531	-.1323247	.4585744
TOR	168	.1720453	.3591838	0	3
M2	168	1.864832	.9458868	.3266873	7.015059

Groupe G(4)

variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
D	322	.0294941	.0236773	-.0092357	.1694668
TOR	322	.1518825	.1498351	0	1
M2	332	1.772847	.8716247	-3.226694	3.30969