Munich Personal RePEc Archive

How the recent financial crisis have revived the debate on the parity between fcfa and euro

Kuikeu, Oscar

7 July 2011

Online at https://mpra.ub.uni-muenchen.de/32579/
MPRA Paper No. 32579, posted 05 Aug 2011 00:21 UTC

COMMENT LA DERNIÈRE CRISE FINANCIÈRE A RELANCÉ LE DÉBAT RELATIF À L'ARRIMAGE DU FCFA À L'EURO

Oscar KUIKEU

INTRODUCTION GENERALE

Au cours de la manifestation de la dernière crise financière, c'est-à-dire, la tourmente des marchés financiers de 2008, lors d'une visite en Inde, le Secrétaire Général des Nations Unies, Ban Ki-moon, déclare au sujet de l'impact, sur les pays émergents, de la dite crise :

« les pays les moins avancés, *les plus pauvres du monde pauvre*, *leurs enfants et leurs personnes âgées*, *risquent de souffrir le plus ».*

Si M. Ban justifie cette déclaration à partir d'inquiétudes relatives au volume d'aide au développement que reçoivent ces pays, *« je suis très inquiet que l'aide au développement pâtisse* (*de la crise*) *et que des investisseurs se retirent des marchés émergents »*, les fluctuations de la valeur des monnaies, causées par la dite crise, permettent également de justifier cette déclaration du Secrétaire Général des Nations Unies, au sujet de l'impact, sur les pays émergents, de la dite crise ; en effet, alors que la dette externe des pays émergents est principalement libellée en dollar[1], comparativement à la devise des principales économies industrialisées, dont, en l'occurrence, l'euro, la majorité de ces économies émergentes ont connue une forte dépréciation du cours de leur devise par rapport au dollar : considérons, à preuve, l'évolution, par rapport au dollar, du cours de la devise d'économies émergentes (voir, ci-dessous, tableau 1).

[1] A propos du déficit américain, Milton Friedman déclare : « notre déficit est libellé en dollars, pas en francs ou en livres, donc, nous ne devons rien, il suffit de faire marcher la planche à billets ». Extrait, de l'édition du 3/11/1988, du *Monde* ; à propos du même sujet, c'est-à-dire, du déficit américain, au début des années 1970, ironiquement, mais non sans raison, John Connally, secrétaire au Trésor américain, affirmait : « le dollar, c'est notre monnaie, mais c'est votre problème ».

Tableau 1 : taux de variation globale, entre le 01/10/08 et le 31/10/08, des devises

Devises	Taux de variation globale (*en pourcentage*) entre le 01/10/08 et le 31/10/08
Economies industrialisées	
Zone euro Euro	10
Canada Dollar	14
Japon Yen	-7
Russie Rouble	5.22
Royaume-Uni Livre Sterling	10
Economies émergentes membres du G20	
Afrique du Sud Rand	18
Argentine Peso	8
Australie Dollar	18
Brésil Real	12
Chine Yuan	-0.06
Corée du Sud Won	7,35
Inde Rupee	6
Indonésie Rupiah	14
Mexique Peso	17
Turquie La nouvelle lire	21
Zone franc	
franc cfa BEAC	9.38
franc cfa BCEAO	11
Quelques économies d'ASS	
Namibie Dollar	19
Zimbabwe Dollar	297.25
Tanzanie Shilling	12
Botswana Pula	15
Nigéria Naira	0.06
Economies émergentes ayant eu recours au FMI	
Hongrie Forint	16
Pakistan Rupee	4
Islande Couronne	102
Ukraine Hryvnia	16

Source : Thomson Reuters.
Note : Le signe + (respectivement le signe -) signifie une hausse de la valeur du dollar par rapport à la valeur de la monnaie nationale ou dépréciation de la monnaie nationale (respectivement, une baisse de la valeur du dollar par rapport à la valeur de la monnaie nationale ou appréciation de la monnaie nationale), ASS pour Afrique Sub-Saharienne.

Ainsi, comme il apparaît de ce tableau, tableau 1 ci-dessus, au cours du mois d'apparition de la tourmente financière, le mois d'octobre, la dépréciation de l'euro par rapport au dollar a été faible, comparativement à la devise des économies émergentes, à l'exception de l'Argentine, de la Chine, de la Corée du sud et de l'Inde ; autrement dit, pendant la tourmente financière, par rapport au dollar, l'euro est l'une des monnaies a s'être bien comportée.

Ceci dit, ce constat ne permet-il pas de comprendre la déclaration suivante du ministre de l'Economie et des Finances d'un des Etats membres de la zone franc :

« Si l'euro résiste à cette crise, je crois que le franc cfa a un [*bon* ?] *parapluie. Nous avons une monnaie qui est soutenue par une monnaie plus forte »*[2].

En effet, puisque le franc cfa est lié à l'euro par une parité fixe (voir Encart), par rapport au dollar, comme la dépréciation de l'euro a été moindre, celle du franc cfa l'a été également, en moyenne, comme l'euro, d'environ 10% ; autrement dit, l'arrimage du franc cfa à l'euro semble avoir été salvatrice, dans la mesure où, elle aura permis que la zone franc soit, plus ou moins, à l'abri de la crise financière : du coup, la dernière crise financière a relancé le débat relatif à l'arrimage du franc cfa à l'euro.

ANNONCE DU PLAN

La suite de cet ouvrage sera organisée ainsi qu'il suit :

Au *chapitre* 1, deux questions : premièrement, faut-il dévaluer le franc cfa une fois encore ? Ensuite, la zone franc dispose de quels atouts pour être, en Afrique Sub-Saharienne (ASS), un exemple au sujet de la lutte contre l'inflation ? Ceci dit, c'est au regard de la dernière crise financière que ces deux interrogations seront l'objet de cette contribution.

Au *chapitre* 2, l'objet est de montrer l'importance des tests économétriques de stabilité des paramètres d'un modèle économique, à cet effet, comme la critique dite de Lucas (Lucas (1976)) est une description du comportement qu'ont les agents économiques, alors que les paramètres d'un modèle économique correspondent aussi à une description du comportement des agents économiques, nous proposons d'illustrer la critique dite de Lucas, afin de révéler, l'objectif de

[2] Propos d'Essimi Meyé, ministre des Finances du Cameroun, prononcés, le 7 octobre 2008 à Yaoundé, à l'issue de la réunion des ministres de l'Economie et des Finances des Etats membres de la zone franc.

cette contribution, toute l'importance des tests économétriques de stabilité des paramètres d'un modèle économique.

Au *chapitre* 3, selon la méthodologie développée par Baffes, Elbadawi et O'Connel (1999), nous évaluons, entre 1980 et 2001, le taux de change réel d'équilibre de l'économie gabonaise, puis, nous en déduisons le mésalignement, c'est-à-dire, les phases de sur/sous-évaluation, du taux de change réel de la dite économie ; d'une manière générale, d'après les résultats obtenus, nous acceptons l'idée, assez répandue au sein de la littérature, d'un franc cfa surévalué avant la dévaluation du franc cfa de janvier 1994.

Au *chapitre* 4, nous évaluons, à partir d'expériences Monte Carlo, les propriétés, à distance finie, lorsque $N<T$, d'estimateurs usuels du modèle dynamique en données de panel ; comme la double dimension des données en panel affecte les propriétés statistiques des estimateurs, c'est-à-dire, l'efficacité ou biais et la précision ou variance des estimateurs, l'on s'est intéressé, par rapport à l'étude des propriétés à distance finie, à la détermination des limites d'échantillon fini, c'est-à-dire, le nombre d'individus N et le nombre d'observations T, auxquelles les estimateurs présentent les propriétés, convenables de l'horizon asymptotique, d'absence de biais et de variance minimale : d'une manière générale, suite aux simulations, les résultats obtenus révèlent qu'il convient d'avoir $T\geq 30$ afin d'user de l'estimateur, intra-individuel, qui est sans biais et le plus précis lorsque $N<T$.

Au *chapitre* 5, l'objectif est d'identifier la stratégie, de lutte contre l'inflation, suivie par la BEAC, dans une période de réapparition de l'inflation, à la suite de l'ajustement de la parité du fcfa en janvier 1994 et de vérifier, ainsi, l'idée, assez répandue au sein de la littérature, d'une stratégie de lutte contre l'inflation, ou politique monétaire, orientée vers la maîtrise de l'inflation à la suite de l'ajustement de la parité du fcfa en janvier 1994.

Au *chapitre* 6, puisque, nous pouvons montrer que l'inflation peut-être persistante même si tous les agents sont rationnels, alors que Gali et Gertler (1999) montrent que l'inflation est persistante parce qu'il y a des agents irrationnels, l'objet de cette contribution est d'abord de proposer une nouvelle compréhension de l'explication donnée par Gali et Gertler (1999) à la persistance de l'inflation, puis, après avoir étudié comment mesurer le degré de persistance de l'inflation (c'est-à-dire, en d'autres termes, le nombre de périodes nécessaires pour que l'inflation cesse d'augmenter ou de diminuer), de présenter le résultat de la mesure du degré de persistance de l'inflation de la zone CEMAC.

Au *chapitre* 7, l'objet principal est de proposer une nouvelle explication, parmi celles qui existent déjà et qui se distingue de ces dernières, à propos du ralentissement de la performance économique entraîné par les distorsions du taux de change réel (les phases d'appréciation/dépréciation du taux de change réel) ; cette nouvelle explication se distingue de celles qui existent déjà, en raison du fait qu'elle va au-delà de l'analyse qui considère les phases d'appréciation (respectivement dépréciation) du taux de change réel comme un signe d'une dégradation (respectivement amélioration) de la compétitivité-prix externe de l'économie nationale par rapport à l'étranger : en effet, cette nouvelle explication considère les phases d'appréciation (respectivement dépréciation) du taux de change réel comme un signe d'existence (respectivement d'absence) d'un ensemble de facteurs qui freinent la performance économique. Ensuite, à l'aide de cette nouvelle explication, on s'assurera qu'on peut montrer que les distorsions du taux de change réel ralentissent effectivement la performance économique ; à cet effet, on s'intéressera à l'économie camerounaise, une économie dont la monnaie a été dévaluée alors qu'elle était confrontée à un ralentissement de sa performance économique.

Au *chapitre* 8, l'objet est d'expliquer comment savoir si les écarts de richesse, c'est-à-dire, en d'autres termes, les écarts de niveau de vie, se réduisent ou diminuent ou disparaissent entre

économies pauvres et économies riches et si, par conséquent, les économies pauvres rattrapent ou pas le niveau de richesse des économies riches.

BIBLIOGRAPHIE

Lucas, R.E.Jr. 1975. "Econometric Policy Evaluation : a Critique" in K. Bruner et A. Meltzer, (eds), *The Phillips Curve and Labor Markets*, Carnegie-Rochester Conferences Series in Public Policy, 1(1), pp. 19-46, Amsterdam : North-Holland.

PREMIÈRE PARTIE
ENSEIGNEMENTS DU DÉBAT RELATIF À L'ARRIMAGE DU FCFA À L'EURO

De cet ouvrage, quels enseignements du débat relatif à l'arrimage du fcfa à l'euro ?

1. d'après le *chapitre* 2, de cet ouvrage, *l'inflation est très persistante en zone franc* ; en effet, des résultats (voir, ci-dessous, tableau)[3] de l'estimation des paramètres associés à la courbe de phillips néo-keynésienne hybride de la CEMAC, on observe que, au cours du présent, l'inflation y est plus influencée par son passé que par son futur.

Tableau : estimation MMG de la courbe néo – keynésienne de phillips hybride de la CEMAC

	β	ω	α	γ_b	γ_f	λ	$1/(1-\alpha)$	*J–stat*
forme structurelle	0.5271 (0.24)*	0.9079 (0.06)*	0.6111 (0.23)*	0.7224	0.2563	0.0192	2.57	6.89 **(0.33)**
forme structurelle (β =0.99)	0.99	0.9277 (0.02)*	0.4187 (0.13)*	0.6909	0.3087	0.0183	1.72	7.07 **(0.31)**

Notes : *(**, ***) l'hypothèse nulle est rejetée au seuil de 1% (5%, 10%). La période d'estimation est 1980 :1 – 2005 :4. (.) désigne l'écart-type, **(.)** désigne le niveau de significativité. La liste des instruments inclut, l'ouput gap, des retards d'ordre 1 du taux d'inflation, de l'output gap, des retards d'ordre 2 de la différence logarithmique des indices de prix du pétrole brut et des équipements agricoles, *J-stat* la statistique *J* de Hansen.

2. d'après le *chapitre* 2, de cet ouvrage, *en zone franc*, *à l'égard des prix*, *contrairement aux économies industrialisées*, *le comportement des agents n'évolue pas* ; en effet, d'après le résultat du test de stabilité des paramètres associés à la courbe de phillips néo-keynésienne hybride de la CEMAC (voir, ci-dessous, tableau), nous acceptons l'hypothèse de stabilité des paramètres associés à la courbe de phillips néo-keynésienne hybride de la CEMAC.

3. d'après le *chapitre* 3, de cet ouvrage, *la zone franc est sensible à des chocs extérieurs* (*c'est-à-dire*, *en d'autres termes*, *à des phénomènes non contrôlés par l'économie*, *comme*, *par exemple*, *pour une économie price-taker vis-à-vis de l'étranger*, *l'évolution du marché des devises ou des matières premières*) ; en effet, d'après les enseignements de l'étude de l'économie gabonaise, on observe que, l'évolution défavorable à la dite économie, entre 1985 et 1993, du marché des devises et des matières premières, avec l'appréciation nominale du dollar américain par rapport au franc français

[3] Nous avons vérifié la véracité de ces résultats (voir, ci-dessous, annexe) à partir d'une comparaison des valeurs de l'inflation fondamentale (c'est-à-dire, en d'autres termes, les valeurs de l'inflation d'après la courbe de phillips néo-keynésienne hybride) aux valeurs de l'inflation observées.

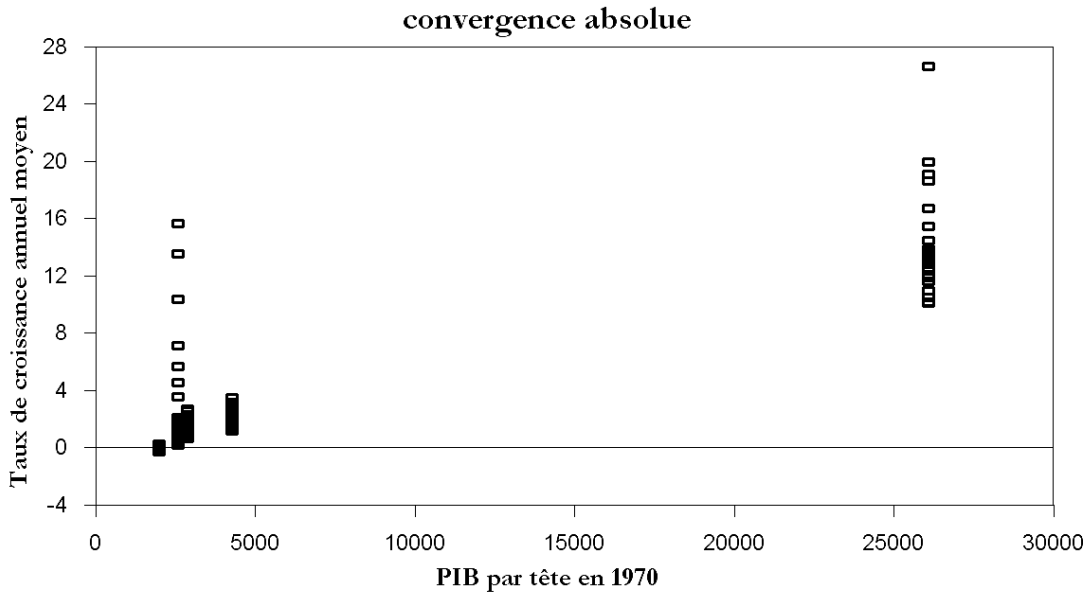
d'environ 70% et la dégradation de ses termes de l'échange extérieur, coïncide avec le ralentissement de sa performance économique (voir, ci-dessous, tableau).

Tableau : taux de change réel et taux de croissance du PIB/habitant de l'économie gabonaise

	Mésalignement du taux de change réel[a]		Taux de croissance du PIB/habitant
	Scénario 1	*Scénario* 2	
1980-1985	-3.50%	-4.4%	1.33%
1985-1993	4.80%	6.84%	-0.75%

[a] le signe + (respectivement, le signe -) désigne l'appréciation du taux de change réel ou dégradation de la compétitivité-prix externe de l'économie (respectivement, la dépréciation du taux de change réel ou amélioration de la compétitivité-prix de l'économie).

4. d'après le *chapitre* 4, de cet ouvrage, *les disparités de niveau vie* (*c'est-à-dire*, *en d'autres termes*, *les écarts de richesse*) *n'ont pas diminuées entre les économies membres de la zone franc*, *autrement dit*, *en zone franc*, *les économies pauvres ne rattrapent pas le niveau de richesse des plus riches* ; en effet, d'après les résultats du test de convergence absolue (voir, ci-dessous, figure), il y a pas de relation inverse entre le taux de croissance du revenu et le niveau initial du revenu



Chapitre 1

Le débat relatif à l'arrimage du FCFA à l'euro : deux questions

La zone franc, qui constitue un espace monétaire, rassemble les quatorze pays d'ASS qui signent, en 1972 et 1973, des accords de coopération monétaire avec la France ; huit, de ces pays, sont en Afrique de l'Ouest : Bénin, Burkina – Faso, Côte – d'ivoire, Guinée – Bissau, Mali, Niger, Sénégal, Togo ; six, d'entre eux, en Afrique Centrale : Cameroun, Congo, Gabon, Guinée-équatoriale, République Centraficaine, Tchad.

La zone dispose d'une monnaie commune, le FCFA – Franc de la Coopération Financière en Afrique en Afrique Centrale et Franc de la Communauté Financière Africaine en Afrique de l'Ouest –, liée par une parité fixe au franc français (FF) et émise par la BCEAO (Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest) en Afrique de l'Ouest et par la BEAC (Banque des Etats de l'Afrique Centrale) en Afrique Centrale ; le quinzième membre africain de la zone franc, la République islamique des Comores, a sa propre monnaie et sa propre banque centrale.

Avec la France, la coopération monétaire s'articule autour de quatre axes : la *stabilité*, la *convertibilité*, la *transférabilité*, la *solidarité* ; la *stabilité* résulte de l'existence d'une parité fixe entre le FCFA et le FF, la *convertibilité* du FCFA est réalisée à travers le mécanisme dit du « compte des opérations », compte, domicilié auprès de la direction française du Trésor, où les Etats membres sont tenus d'y verser au moins 65% de leurs avoirs extérieurs, la *libre transférabilité* est illimitée entre les membres de la zone, enfin, la *solidarité* est garantie, entre les membres, par la mise en commun de leurs réserves de change.

Le 12 janvier 1994, le FCFA et le franc comorien ont été dévalués, par rapport au FF, respectivement de 50% pour le FCFA, pour s'établir à 1 FF pour 100 FCFA, et de 33,3% pour le franc comorien ; à l'issue de la dévaluation des FCFA, en janvier 1994, la volonté d'approfondir le processus d'intégration régionale, en zone franc, se traduit : par la signature, au sein de la zone d'émission BEAC, le 16 mars 1994 à N'djamena au Tchad, du Traité qui institue la Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC) et, au sein de la zone d'émission BCEAO, par la signature, le 10 janvier 1994 à Dakar au Sénégal, du Traité qui institue l'UEMOA (l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine).

Depuis l'avènement de l'euro, en janvier 2002, le FCFA y est lié au taux de 1 euro pour 655.957 FCFA, soit 1 euro pour 6.55957 FF, et il continue de bénéficier de la garantie illimitée du Trésor français.

Ceci dit, cette contribution sera organisée ainsi qu'il suit : comme la dévaluation de janvier 1994 a pour origine la hausse relative, par rapport aux partenaires commerciaux, du prix des produits de la zone par rapport au prix des mêmes produits chez les partenaires commerciaux, puisque, de nouveau, assez récemment, entre janvier 2001 et décembre 2006, on a observé l'augmentation du prix relatif, par rapport aux partenaires commerciaux, des produits de la zone par rapport au prix des mêmes produits chez les partenaires commerciaux (voir Ramirez et Tsangarides Charalambos (2007)), n'est-il pas légitime de se demander, à ce propos du débat relatif à l'arrimage du franc cfa à l'euro, s'il faut dévaluer le franc cfa une fois encore (section 2), en outre, en raison de la crise récente d'hyperinflation de l'économie zimbabwéenne, économie émergente d'ASS, n'est-il pas légitime d'identifier, au profit de l'économie zimbabwéenne, les atouts dont dispose la zone franc pour être un exemple, en ASS, au sujet de la lutte contre l'inflation (section 3), enfin, comme, pour contribuer à ce débat relatif à l'arrimage du franc cfa à l'euro, il peut être nécessaire de mener une étude économétrique, en guise de conclusion, des

suggestions ou recommandations à propos de la conduite d'une étude économétrique sur la zone franc (section 4).

5. BIBLIOGRAPHIE

Bouoiyour, J. et Kuikeu, O. 2007. « Pertinence de la dévaluation du fcfa de janvier 1994 : une évaluation par le taux de change réel d'équilibre – cas de l'économie camerounaise – », MPRA Paper N° 31357.

Clausen, J.R., Coorey, S., Funke, N., Muñoz, S. et Ould-Abdallah, B. 2007. "Lessons from high inflation episodes for stabilizing the economy in Zimbabwe", IMF Working Papers N° 07/99, International Monetary Fund.

Hanke, H.S. 2008. "Zimbabwe from hyperinflation to growth", CATO Development Policy Analysis, N°6, CATO INSTITUTE.

Kovanen, A. 2004. "Zimbabwe : A quest for a nominal anchor", IMF Working Papers, N° 04/130, International Monetary Fund.

Kuikeu, O. 2009. « Courbe de phillips néo-keynésienne hybride : résultats empiriques pour la Communauté Economique et Monétaire d'Afrique Centrale (CEMAC) », 26ème journées internationales d'économie monétaire, bancaire et financière, Orléans : France.

Lucas, R.E.Jr. 1975. "Econometric Policy Evaluation : a Critique" in K. Bruner et A. Meltzer, (eds), *The Phillips Curve and Labor Markets*, Carnegie-Rochester Conferences Series in Public Policy, vol 1, N°1, pp. 19-46, Amsterdam : North-Holland.

Ramirez et Tsangarides Charalambos 2007. "Competitiveness in the CFA Franc zone", IMF Working Paper, N° 07/212, International Monetary Fund.

Chapitre 2

Importance des tests économétriques de stabilité des paramètres : examen de la critique de Lucas

La critique dite de Lucas (Lucas (1976)) s'adresse à l'approche *normative* traditionnelle, contrairement à l'approche dite *descriptive*, de la politique économique[4].

A ce propos de l'approche *normative* traditionnelle de la politique économique, depuis les premiers travaux de Jan Tinbergen, pour décider de la stratégie de politique économique à adopter, l'on se sert d'une représentation simplifiée de l'activité économique à partir de variables[5] et relations dont l'ensemble constitue alors ce que l'on désigne le modèle économique ; soit donc, l'expression générale suivante du modèle économique adoptée par Lucas (1976) :

$$y_{t+1} = F(y_t, x_t, \theta, \varepsilon_t) \qquad (1),$$

où F est une fonction prédéfinie, y le vecteur de variables *objectifs* du centre en charge de la politique économique, x le vecteur de variables *instrumentales*, θ un vecteur de paramètres, ε un vecteur de chocs aléatoires, t le temps.

A partir de cette expression générale du modèle économique, pour déterminer la stratégie de politique économique à adopter, l'approche *normative* traditionnelle de la politique économique

[4] L'approche dite normative de la politique économique a pour ambition d'identifier la stratégie de politique économique qui permet au centre en charge de la politique économique de mieux réaliser son objectif alors que l'approche dite descriptive de la politique économique a pour ambition de décrire le comportement qu'a eu le centre en charge de la politique économique au cours d'une période de temps donnée.

[5] L'on distinguera, les variables dites *exogènes* ou « données », dont la valeur est donnée et insusceptible d'être modifiée sous l'effet des décisions de politique économique, les variables, dites *instrumentales*, sur lesquelles les centres en charge de la politique économique peuvent agir, les variables, dites *objectifs*, dont l'évolution résultera des précédentes et dont le niveau ou taux de variation sera considéré comme plus ou moins souhaitable par la société.

consiste à réaliser des exercices de prévision ou de simulation, c'est-à-dire, à déterminer la valeur des *objectifs* y à partir de valeurs quelconques x^* des *instruments*, de telle sorte que, la stratégie optimale, c'est-à-dire, la stratégie à adopter, sera la valeur des *instruments* x^* qui permet de maximiser la fonction de bien-être[6] du centre en charge de la politique économique.

Selon Lucas (1976), de mauvais enseignements sur l'action à entreprendre et de ses effets seraient tirés de l'approche *normative* traditionnelle de la politique économique, c'est-à-dire, des simulations issues de ces modèles économiques d'expression générale (1) ; en effet, selon cet auteur, lauréat en 1995 du prix nobel d'économie, puisque les agents sont rationnels, ils ajustent leur comportement en réaction aux modifications qui affectent leur environnement, dont, notamment, celles relatives à l'orientation de la politique économique : soit donc, la critique de Lucas.

Ceci dit, comme l'objectif de cette contribution est de montrer l'importance des tests économétriques de stabilité des paramètres d'un modèle économique, dans la mesure où la critique dite de lucas (Lucas (1976)) est une description du comportement des agents économiques alors que les paramètres d'un modèle économique correspondent aussi à une description du comportement des agents économiques, nous proposons d'illustrer la critique dite de Lucas, afin de révéler, l'objectif de cette contribution, toute l'importance des tests économétriques de stabilité des paramètres d'un modèle économique.

Cette contribution sera organisée ainsi qu'il suit : après avoir illustré la critique dite de Lucas et révélé toute l'importance des tests économétriques de stabilité des paramètres d'un modèle économique (section 2), nous rappellerons, dans la lignée des travaux de Chow (1960), le principe des tests économétriques de stabilité des paramètres (section 3)[7], puis, en guise d'application,

[6] Cette fonction, dite de bien-être du centre en charge de la politique économique, désigne les préférences du centre en charge de la politique économique à l'égard de la valeur des *objectifs*.
[7] Au contraire de données en panel, la présentation se limitera aux séries temporelles.

nous dégagerons les enseignements d'un test économétrique de stabilité des paramètres associés à la courbe de phillips néo-keynésienne hybride de la CEMAC (section 4), enfin, en guise de conclusion, nous présenterons une synthèse des principaux résultats obtenus (section 5).

6. BIBLIOGRAPHIE

Andrews, D.W.K. 1993. "Tests for parameter instability and structural change with unknown change point", Econometrica, vol 61, N°4, pp. 821-856.

Andrews, D.W.K. 2003. "Tests for parameter instability and structural change with unknown change point: A corrigendum", Econometrica, vol 71, N°1, pp. 395-397.

Andrews, D.W.K. et Fair, R.C. 1988. "Inference in nonlinear econometric models with structural change", Review of Economic Studies, vol 55, N°4, pp. 615-640.

Andrews, D.W.K. et Ploberger, W. 1994. "Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative", Econometrica, vol 62, N°6, pp. 1383-1414.

Brown, R.L., Durbin, J. et Evans, J.M. 1975. "Techniques for testing the constancy of regression relationships over time", Journal of the Royal Statiscal Society, Serie B, vol 37, N°2, pp. 149-192.

Chow, G.C. 1960. "Tests of equality between two sets of coefficients in two linear regressions", Econometrica, vol 38, N°2, pp. 591-605.

Favero, C. et Hendry, D. 1992. "Testing the Lucas Critique: A Review", Econometric Reviews, vol 11, N°3, pp. 265-306.

Gali, J. et Gertler, M. 1999. "Inflation dynamics : A structural econometric analysis", Journal of Monetary Economics, vol 44, N°2, pp. 195-222.

Hansen, L.P. 1982. "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", Econometrica, vol 50, N°4, pp. 1029-1054.

Kydland, F. et Prescott, E. 1982. "Time to build and aggregate fluctuations", Econometrica, vol 50, N°6, pp. 1345-1370.

Lucas, R.E.Jr. 1975. "Econometric Policy Evaluation : a Critique" in K. Bruner et A. Meltzer, (eds), *The Phillips Curve and Labor Markets*, Carnegie-Rochester Conferences Series in Public Policy, vol 1, N°1, pp. 19-46, Amsterdam : North-Holland.

Lucas, R.E.Jr. 1981. *Studies in Business Cycle Theory*, Cambridge (Mass.) : MIT Press.

Marschak, J. 1953. "Economic Measurements for Policy and Prediction." in Hood and Koopmans (eds), *Studies in Econometric Method*, New York : Wiley.

Rotemberg, J. et Woodford, M. 1997. "An optimisation-Based Econometric Framework for the evaluation of monetary policy", NBER Macroeconomics Annual, vol 12, pp. 297-346.
Sargent, T.J. 1987. *Dynamic Macroeconomic Theory*, Cambridge, Massachusetts : Harvard University Press.

Chapitre 3

Pertinence de la dévaluation du FCFA de janvier 1994 : une évaluation par le taux de change réel d'équilibre – cas de l'économie gabonaise –

A la sortie de l'indépendance, la croissance de l'économie gabonaise peut être qualifiée de respectable et celle-ci repose d'abord sur l'importance du secteur pétrolier, en effet, de 1965 à 1980, le taux de croissance du PIB/tête a été en moyenne de 2.5% l'an, alors que, avec la découverte et l'exploitation des gisements pétroliers, au cours de la décennie 1970, la croissance s'accélère ; pourtant, dès le milieu de la décennie 1980, la bonne performance économique de l'économie gabonaise connaît un revers sans précédent, puisque, en 1985, contre une progression de 6 à 7% en 1984, le PIB en terme réel diminue d'au moins 1.5% : c'est ainsi que, comme, par ailleurs, les autres partenaires de la zone franc, l'économie gabonaise, sous pression des institutions de Bretton-Woods, s'engage vers la voie des « ajustements internes », dont l'objectif est de déprécier le taux de change réel, à l'aide d'une politique de déflation des prix domestiques, cependant, ces mesures sont incapables d'améliorer la performance économique de l'économie gabonaise, en effet, le PIB nominal diminue de 1.7% en 1993, la hausse des prix à la consommation atteint 2.9% contre 2.1% l'année précédente, alors, face à ce climat de persistance et de résistance des déséquilibres macroéconomiques aux politiques d'ajustement interne, l'économie gabonaise, en collaboration avec ses partenaires membres de la zone franc, accepte la dévaluation de 50%, intervenue le 12 janvier 1994, de la monnaie communautaire, le franc cfa, par rapport au Franc Français.

Plusieurs facteurs peuvent permettre d'expliquer la mauvaise performance économique que connaît l'économie gabonaise dès 1985, dont, notamment, comme résultat d'une évolution défavorable, à l'économie, entre 1985 et 1993, du marché des devises et des matières premières, l'affaiblissement de la compétitivité-prix externe de l'économie (autrement dit, la hausse relative, par rapport aux partenaires commerciaux, du prix des produits de l'économie par rapport au prix des mêmes produits chez les partenaires commerciaux), en effet, comme la plupart des économies d'ASS, cette économie exporte d'abord les produits primaires ou de base[8], or, au contraire du prix des produits manufacturés, le prix des produits de base est extrêmement sensible à l'évolution du marché des devises et des matières premières, ainsi, la performance économique de l'économie est aussi, en toute logique, sensible à l'évolution de ces marchés, à preuve, entre 1985 et 1993, l'évolution défavorable, à l'économie, de ces marchés[9] entraîne, entre 1987 et 1993, la baisse relative du prix des produits exportés par l'économie par rapport au prix des produits importés par l'économie (autrement dit, voir annexe 1, la dégradation de ses termes de l'échange extérieur), en outre, de l'analyse, entre 1980 et 1993, du taux de change réel dit « externe » (voir encart) de l'économie gabonaise, on observe une dépréciation progressive (Zafar (2004)), mais, par rapport à l'hypothèse de PPA, une appréciation d'environ 73%.

Encart : compétitivité extérieure et taux de change réel

Afin d'estimer la compétitivité-prix externe d'une économie, dans la pratique, le plus souvent, l'on se sert de la notion de taux de change réel ; en effet, défini comme un prix relatif, le taux de change réel représente la compétitivité-prix externe d'une économie.

De cette notion, dite du taux de change réel, deux définitions :

[8] Ancien membre de l'OPEP, en 2001, le pétrole représente environ 42% du PIB de l'économie et 58% des recettes de l'Etat, contre, respectivement, en 1997, 43% et 41%, les produits forestiers (dont, en particulier, le bois) 13,4% des recettes d'exportation en 2001 contre 13.6% en 1996, le manganèse, 1% des recettes d'exportation en 2001 contre 2% en 1996.

[9] Cette évolution défavorable se caractérise par : la baisse, d'environ 64%, entre 1984 et 1985, du prix à l'exportation des produits agricoles et pétroliers, en outre, la dépréciation nominale, d'environ 70%, du dollar américain par rapport au Franc Français.

→ la première, d'entre elles, est celle issue du modèle de l'économie dépendante de Salter–Swan–Corden–Dornbusch (Salter (1959), Swan (1961), Corden (1960) et Dornbusch (1980)) où l'économie est divisée en deux secteurs, « échangeable » et « non échangeable », le taux de change réel dit « interne » noté *IRER* est défini comme le prix relatif, au sein d'une même économie, des biens « non échangeables » par rapport aux biens « échangeables » :

$$IRER = P_N / P_T \tag{1}$$

où P_N représente le prix des biens non échangés, P_T le prix des biens échangés.

Ainsi défini, les variations du taux de change réel encouragent les agents à produire des biens « échangeables » ou des biens « non échangeables », par exemple, une augmentation de *IRER* encourage les agents à produire des biens « non échangeables » et, par conséquent, entraîne un déplacement de ressources du secteur des biens « échangeables » vers le secteur des biens « échangeables », ainsi, sous l'hypothèse d'une évolution inchangée du prix relatif des partenaires commerciaux, ce mouvement correspondra à une dégradation de la compétitivité-prix externe de l'économie, ceci, puisque, la production des biens du secteur « échangeables » utilise moins de ressources qu'auparavant.

→ la seconde, d'entre elles, est celle issue de l'hypothèse de Parité de Pouvoir d'Achat (PPA) où le taux de change réel dit « externe » noté *ERER* est défini comme le prix relatif, de l'économie par rapport au partenaire commercial, d'un même panier de biens produits ou consommés localement et chez le partenaire commercial :

$$ERER = E^j P / P^j \tag{2}$$

où E^j désigne le taux de change nominal bilatéral côté au certain entre l'économie et le partenaire commercial *j*, P le niveau général des prix de l'économie, P^j le niveau général des prix du partenaire commercial *j*.

Sous l'hypothèse d'une productivité globale des facteurs inchangée, toute augmentation (respectivement diminution) de *ERER* correspondra à une dégradation (respectivement amélioration) de la compétitivité-prix extérieure de l'économie, soit donc, selon l'hypothèse de PPA, à une appréciation (respectivement dépréciation) du taux de change réel.

Cependant, si l'hypothèse de PPA permet d'estimer assez rapidement la compétitivité-prix externe d'une économie, c'est-à-dire, les phases de sur/sous-évaluation du taux de change réel, à partir d'une comparaison de la valeur du taux de change réel à l'unité, supposée être, d'après cette hypothèse de PPA, la valeur d'équilibre du taux de change réel[10], aujourd'hui, cette hypothèse apparaît insuffisante pour estimer le mésalignement du taux de change réel, en effet, aujourd'hui, contrairement à l'hypothèse de PPA, on accepte l'idée que l'évolution du taux de change réel d'une économie est influencée par l'évolution de la dite économie, ceci, depuis les travaux d'Edwards (1989), ainsi, contrairement à l'hypothèse de PPA, la valeur d'équilibre du taux de change réel n'est plus l'unité, ceci, dans la mesure où, l'influence qu'exerce l'évolution d'une économie sur son taux de change réel peut empêcher le taux de change réel de la dite économie d'être égale à l'unité, de ce fait, la valeur d'équilibre du taux de change réel d'une économie doit être la valeur du taux de change réel issue de l'influence exercée par l'évolution de la dite l'économie.

Ceci dit, l'objectif de cette contribution est d'estimer le mésalignement du taux de change réel de l'économie gabonaise à l'aune de la dévaluation du franc cfa de janvier 1994, c'est-à-dire, au cours de la période antérieure à la dévaluation, ceci, afin de juger la pertinence de la dite dévaluation ; en effet, l'estimation du mésalignement du taux de change réel de l'économie gabonaise à l'aune de la dévaluation permettra d'infirmer ou non l'idée, assez répandue au sein de la littérature, d'un franc cfa surévalué à l'aune de la dévaluation : à cet effet, d'après la

[10] La valeur d'équilibre du taux de change réel désigne la valeur que le taux de change réel devrait avoir.

méthodologie adoptée par Baffes, Elbadawi et O'Connel (1999) pour estimer le mésalignement du taux de change réel d'une économie, cette contribution, conformément à la démarche en trois étapes adoptée par Baffes, Elbadawi et O'Connel (1999), sera organisée ainsi, qu'il suit, à la section 1, nous définirons l'équation du taux de change réel, c'est-à-dire, l'expression qui représente l'influence exercée par l'évolution d'une économie sur le taux de change réel de la dite économie, à la section 2, nous estimerons les paramètres associés à l'équation du taux de change réel de l'économie gabonaise, à la section 3, nous en déduirons le mésalignement du taux de change réel de l'économie gabonaise, enfin, en guise de conclusion, à la section 4, nous présenterons une synthèse des principaux résultats obtenus.

5. BIBLIOGRAPHIE

Baffes, J., Elbadawi, I. et O'Connel, S. 1999. "Single equation estimation of the equilibrium real exchange rate", in Hinkle, L.E et Montiel, P.J (eds), *Exchange rate misalignments : Concepts and measurement for developing countries*. World Bank Research Publication.

Bhargava, S. 1986. "On the theory of testing for Unit Roots in observed times series", Review of Economis Studies, vol. 53, pp. 369-384.

Bouoiyour, J., Marimoutou, V. et Rey, S. 2004. « Taux de change réel d'équilibre et politique de change au Maroc : une approche non paramétrique », Economie Internationale No 97, 1er trimestre, pp. 81-104.

Clark, P.B. et MacDonald, R. 1998. "Exxgange retaes and economic fundamentals – A methodological comparison of BEERs and FEERs", IMF Working Papers 98/67, International Monetary Fund.

Corden, W.M. 1960. "The Geometric Representation of Policies to Attain Internal and External Balance," Review of economics studies, vol. 28, N°1, pp. 1-22.

Devarajan, S., Lewis, J. et Robinson, S. 1993. "External Shocks, Purchasing Power Parity, and the Equilibrium Real Exchange Rate", World Bank Economic Review, vol 7, N°7, pp.45-63.

Dornbusch, R. 1980. *Open economy macroeconomics*, New York: Basic Books.

Edwards, S. 1989. *Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

Engle, R.F. et Granger, C.W. 1987. "Co-integration and Error Correction : Representation, Estimating and Testing", Econometrica, vol. 55, pp. 251-276.

Hodrick, R. et Prescott, E.C. 1997. "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation.", Journal of Money Credit and Banking, vol.19, pp.1-16.

Johansen, S. et Juselius, K. 1990. "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol 52, pp. 169-210.

Johansen, S. 1995. *Likelihood-Based inference in cointegrated vector autoregressive models*, *Oxford University Press, Oxford*, *UK*.

Johansen, S., Mosconi, R. et Nielsen, B. 2001. "Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend", Econometric Journal, vol. 3, pp. 216-249.

Johansen, S. 1994. "The role of the constant and the linear terms in cointegration analysis of non – stationary variables", Econometric Reviews, vol 13, N°2, pp. 205 – 229.

Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. et Shin, Y. 1992. "Testing the null of stationary against the alternative of a unit root", Journal of Econometrics, vol 54, pp. 159-178.

MacDonald, R. 1997. "What Determines Real Exchange Rates ? The Long and Short of It", IMF Working Papers, 97/21, International Monetary Fund.

MacKinnon, J.G. 1991. "Critical values for co-integration tests", in Engle, R.F., Granger, C.W.J. (Eds), *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press.

Montiel, P.J. 1999. "Determinants of the long-run equilibrium real exchange rate: an analytical model", in Hinkle, L.E et Montiel, P.J (eds), *Exchange rate misalignments* : *Concepts and measurement for developing countries*. World Bank Research Publication.

Mann, C.L. 1999. "*Is the U.S. Trade Deficit Sustainable?*", Washington: Institute for International Economics.

Milesi – Ferretti, G. M. et Razin, A. 1996. "Current Account Sustainability", *Princeton Essay in International Finance* , N° 81.

Osterwald–Lenum 1992. "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood cointegration Rank Test Statistics", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol 54, pp. 461-472.

Perron, P. 1989. "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", Econometrica, vol 57, N°6, pp.1361-1401.

Rama, M. 1998. "Wage misalignment in CFA countries : Are labor market policies to blame?", Policy Research Working Paper, No 1873, World Bank Research Publication.

Salter, W.E.G. 1959. "Internal and External Balance: The Role of Price and Expenditure Effects," Economic Record, vol. 35, N° 71, pp. 226-238.

Swan, T. 1960. "Economic Control in a Dependent Economy" *Economic Record*, Vol. 36, N° 73, pp. 51-66.

Zivot, E. et Andrews, D.W.K. 1992. "Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis", Journal of Business and Economic Statistics, vol. 10, pp. 251-270.

Zafar, A. 2004. "What happens when a country does not adjust to terms of trade shocks? – The case of oil-rich Gabon", World Bank Policy Research Working Paper 3403.

Chapitre 4

Propriétés à distance finie d'estimateurs usuels du modèle dynamique en données de panel à effets fixes lorsque $N < T$: étude par simulation de Monte Carlo

Les données de panel est le terme employé pour désigner des données où l'on dispose, au sujet de variables, d'observations successives (séries temporelles) - les observations sont généralement représentées par l'index t avec $t = 1, 2, ... T$ - sur plus d'un individu (coupe transversale) - les individus sont généralement représentés par l'index i avec $i = 1, 2, ... N$ -[11].

L'objet de cette contribution est de déterminer le nombre NT d'observations à utiliser, pour obtenir des estimations convergentes[12], des paramètres d'un modèle économétrique, à partir de données de panel ; pour répondre à cette problématique, encore appelée « étude de propriétés à distance finie[13] », nous adopterons la méthode des expériences Monte Carlo ; la démarche, de cette méthode, est la suivante :

premièrement, nous allons créer un nombre NT de données fictives de la variable exogène du modèle économétrique considéré et un nombre NT de données fictives de la variable endogène du modèle économétrique considéré, ceci, à l'aide de ce modèle économétrique, donc aussi à l'aide du nombre NT de données fictives de la variable exogène, où, cependant, l'on y a attribué

[11] Jusqu'à avoir un panel non cylindré, où le nombre d'observations NT n'est pas le même pour chaque individu i, l'estimation économétrique des paramètres est généralement effectuée avec un même nombre T d'observations successives (séries temporelles) pour chaque individu.

[12] une estimation convergente d'un paramètre est une estimation qui est, à la fois, efficace (autrement dit, une estimation dont la distance à la vraie valeur du paramètre est nulle) et précise (autrement dit, une estimation dont les écarts à la vraie valeur du paramètre sont nulles)

[13] Autrement dit, l'étude des propriétés statistiques des procédures économétriques en univers (échantillon) fini, par opposition aux propriétés statistiques de procédures économétriques en échantillon (ou horizon) asymptotique.

une valeur fictive à chacun de ses paramètres (à estimer) ; la valeur fictive attribuée à chacun des paramètres est ainsi supposée être la vraie valeur du paramètre.

Ensuite, à l'aide de ces données fictives créées, nous allons estimer à l'aide de méthodes appropriées, les paramètres du modèle économétrique.

Enfin, nous allons évaluer si les estimations obtenues sont convergentes : puisque nous avons créé des données de la variable endogène et des données de la variable exogène à partir de valeurs fictives attribuées à chacun des paramètres, du modèle économétrique, pour ces données créées, ces valeurs fictives représentent les vraies valeurs des paramètres ; puisque l'estimation des paramètres est effectuée à partir de ces données créées, afin d'évaluer si les estimations obtenues sont convergentes, nous allons calculer la distance entre la valeur estimée du paramètre et sa valeur attribuée : si cette distance est nulle, l'estimation effectuée sera considérée comme convergente.

Ici, on s'intéressera aux panels où, le nombre d'individus est relativement plus petit que le nombre d'observations par individu, $N < T$; l'intérêt est double : premièrement, comme Sevestre (1999) l'observe, on travaille avec ce type de panel de plus en plus, ensuite, sur ce sujet, « d'étude des propriétés à distance finie », aucune étude entreprise ne s'est intéressée à ce type de panel où $N < T$, comme l'atteste le tableau suivant qui présente les tailles d'échantillon pris en compte par un certain nombre de travaux au sein de la littérature :

Tableau 1 : *N* et *T* au sein de la littérature

	N	*T*
Arellano et Bond (1991)	100	7
Kiviet (1995)	100	3, 6
Islam (1998)	22, 74, 96	5
Judson et Owen (1999)	20, 100	5, 10, 20, 30
Beck et Katz (2004)	20	4, 10, 20, 30, 40

Note : *N* désigne le nombre d'individus, *T* le nombre d'observations

Cette contribution sera organisée ainsi qu'il suit : à la section suivante (section 2), nous présenterons les éléments nécessaires à la mise en œuvre des expériences Monte Carlo ; à savoir,

le cadre d'analyse (le Processus Générateur de Données (PGD) ou le modèle économétrique et les méthodes d'estimation utilisées pour l'estimation des paramètres du modèle économétrique), à la section 3, nous expliquerons le déroulement des expériences Monte Carlo, à la section 4, nous exposerons les résultats issus des expériences Monte Carlo, à la section 5, nous allons éprouver les résultats issus de ces expériences Monte Carlo, par le test de l'hypothèse que les résultats issus de ces simulations est correct, en guise de conclusion, à la section 6, nous présenterons une synthèse des principaux résultats obtenus

7. BIBLIOGRAPHIE

Arellano, M. et Bond, S. 1991. "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", The Review of Economic Studies, vol 58, n°2, pp. 277-297.

Beck, N. et Katz, J.N. 2004. "Times-Series-Cross-Section issues : Dynamics", Presented at the Annual Meeting of the Political Methodology Section of the American Political Science Association, Stanford University.

Islam, N. 1995. "Growth empirics : A panel data approach", Quarterly Journal of Economics, vol 110, N°4, pp. 1127 – 1170.

Islam, N. 1998. "Small Sample Performance of Dynamic Panel Data Estimators : A Monte Carlo Study on the Basis of Growth Data", Emory University Department of Economics Working Papers, N° 98-11.

Judson, R.A. et Owen, A.L. 1999. "Estimating dynamic panel data models: a guide for macroeconomists", Economic Letter, vol 65, N°1, pp. 9 – 15.

Kiviet, J.F. 1995. "On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models", Journal of Econometrics, vol 68, N°1, pp. 53 – 78.

Nerlove, M. 1967. "Experimental Evidence on the Estimation of Dynamic Economic Relations from a Time Series of Cross-sections, Economic Studies Quarterly, vol. 18, pp.42-74.

Nerlove, M. 1971. "Further Evidence on the Estimation of Dynamic Economic Relations from a Time Series of Cross Sections", Econometrica, vol 39, N°2, pp. 359-382.

Sevestre, P. 1999. « Changements et continuité en économétrie des données de panel, 1977 – 1997 », Annales d'Economie et de Statistiques, N° 55-56.

Sevestre, P. et Trognon, A. 1983. « Propriétés de grands échantillons d'une classe d'estimateurs des modèles autorégressifs a erreurs composées ». *Annales de l'INSEE*, N°50, pp. 25-48.

Sevestre, P. et Trognon, A. 1985. "A note on autoregressive error-components models", Journal of Econometrics, vol. 28, n°2, pp. 231-245.

Sevestre, P. et Trognon, A. 1995. "Linear Models with Random Regressors", in L. Matyas et P. Sevestre (eds), *The Econometrics of Panel Data. A Handbook of the Theory with Applications*, Kluwer Academic Publishers.

ANNEXE : l'inflation *fondamentale*

DEUXIÈME PARTIE
ENSEIGNEMENTS DU DÉBAT RELATIF À L'ARRIMAGE DU FCFA À L'EURO

Alors que la partie précédente expose des enseignements, au nombre de quatre, au sujet du débat relatif à l'arrimage du fcfa à l'euro, cette partie, la seconde de cet ouvrage, expose des éléments méthodologiques nécessaires afin de dégager ces enseignements, en effet :

1. premièrement, à propos de l'inflation, sujet des enseignements n°1 et n°2, alors que le *chapitre* 5 montre comment définir la stratégie, de lutte contre l'inflation, adoptée par une Banque Centrale, le *chapitre* 6 montre comment mesurer le degré de persistance de l'inflation, c'est-à-dire, en d'autres termes, le temps nécessaire pour que l'inflation cesse d'augmenter ou de diminuer.

2. ensuite, à propos de la performance économique, sujet de l'enseignements n°3, au *chapitre* 7, l'objet principal est de proposer une nouvelle explication, parmi celles qui existent déjà et qui se distingue de ces dernières, à propos du ralentissement de la performance économique entraîné par les distorsions du taux de change réel (les phases d'appréciation/dépréciation du taux de change réel) ; cette nouvelle explication se distingue de celles qui existent déjà, en raison du fait qu'elle va au-delà de l'analyse qui considère les phases d'appréciation (respectivement dépréciation) du taux de change réel comme un signe d'une dégradation (respectivement amélioration) de la compétitivité-prix externe de l'économie nationale par rapport à l'étranger : en effet, cette nouvelle explication considère les phases d'appréciation (respectivement dépréciation) du taux de change réel comme un signe d'existence (respectivement d'absence) d'un ensemble de facteurs qui freinent la performance économique. Ensuite, à l'aide de cette nouvelle explication, on s'assurera qu'on peut montrer que les distorsions du taux de change réel ralentissent effectivement la performance économique ; à cet effet, on s'intéressera à l'économie camerounaise, une économie dont la monnaie a été dévaluée alors qu'elle était confrontée à un ralentissement de sa performance économique.

3. enfin, à propos de la convergence, sujet de l'enseignement n°4, au *chapitre* 8, l'objet est d'expliquer comment savoir si les écarts de richesse, c'est-à-dire, en d'autres termes, les écarts de niveau de vie, se réduisent ou diminuent ou disparaissent entre économies pauvres et économies riches et si, par conséquent, les économies pauvres rattrapent ou pas le niveau de richesse des économies riches.

Chapitre 5

Règle de Taylor et politique monétaire en zone CEMAC au lendemain de la dévaluation des franc cfa : quels enseignements ?

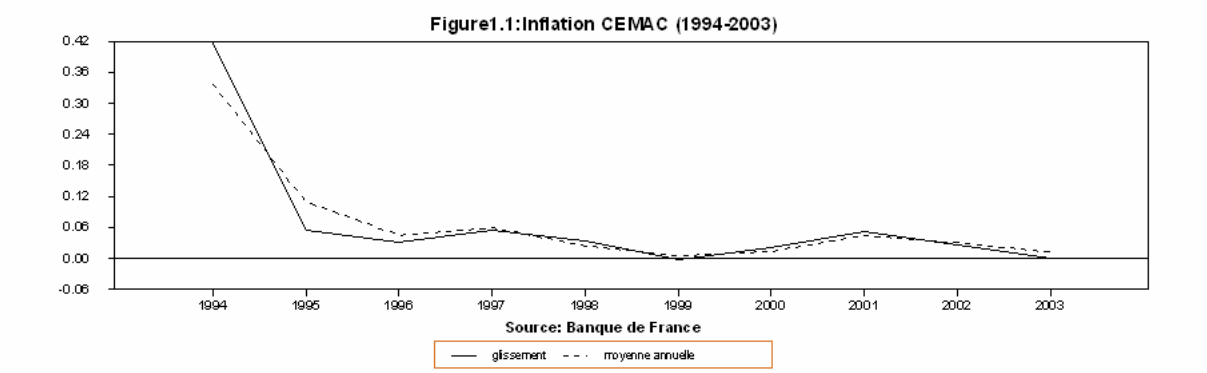
Après plusieurs années de PAS, sous la houlette des institutions de Bretton-Woods, sans résultats satisfaisants, voir, à ce propos, *chapitre* 3, Bouoiyour et Kuikeu (2007), ce n'est qu'en janvier 1994, à l'issue de la conférence des Chefs d'Etat des deux unions (BCEAO et BEAC) à Dakar au Sénégal, que les Etats membres de la zone franc acceptent la dévaluation de la monnaie communautaire, le franc cfa, en effet, malgré que, au cours du passé, la question de la dévaluation ait été évoquée, assez fréquemment, par certaines organisations internationales, dont le FMI, dans le cadre de ses missions de consultation visant une économie ou une autre de la zone, à cette époque, les autorités politiques des deux unions ont été, le plus souvent, très réticentes à cette idée de la dévaluation, car, sans être convaincues de l'efficacité de la mesure, les Banques Centrales de la zone y voient, de ce fait, de mésentente, entre économies membres de la zone, à propos de la décision de dévaluer et, par conséquent, un facteur de dislocation des unions, puisque, en l'absence d'entente entre économies membres de la zone, la décision de dévaluer le franc cfa comporterait un risque élevé de désagrégation des unions, dans la mesure où, il faut une entente, entre économies membres de la zone, avant que ne soit prise la décision de modifier le taux de conversion du franc cfa vis-à-vis du franc français.

A l'époque, à propos de la décision de dévaluer le franc cfa, la principale inquiétude est la préservation des avantages de la zone franc, dont, notamment et principalement, la stabilité des

prix, à ce propos, voir *chapitre* 1, en effet, puisque la dévaluation, du franc cfa, a pour objectif l'amélioration de la compétitivité-prix externe, des économies membres de la zone, autrement dit, la baisse relative, par rapport aux partenaires commerciaux, du prix des produits de l'économie par rapport au prix des mêmes produits chez les partenaires commerciaux, or, en zone franc, cet objectif paraît peu probable de se produire, puisque, en zone franc, la dévaluation est un facteur, non négligeable, d'apparition ou d'augmentation de l'inflation, alors que, la dévaluation, du franc cfa, a aussi pour objectif la maîtrise de l'inflation, en zone franc, c'est-à-dire, la baisse du prix des produits de l'économie, ceci, dans la mesure où, la maîtrise de l'inflation ou baisse du prix des produits de l'économie correspond à la dépréciation du taux de change réel dit externe ou amélioration de la compétitivité-prix externe de l'économie, voir, à ce propos, l'encart, du *chapitre* 3, intitulé compétitivité extérieure et taux de change réel, en effet, ses économies membres importent d'abord des produits manufacturés, voir, à ce propos, *chapitre* 3, Bouoiyour et Kuikeu (2007), Kuikeu (2004), alors que, d'une part, la dévaluation accroît le prix de ces produits, manufacturés importés, d'autre part, en zone franc, les quantités achetées de ces produits, manufacturés importés, sont inélastiques, c'est-à-dire, en d'autres termes, insensibles, à leur prix d'achat ou de vente, dans la mesure où, en zone franc, ces produits manufacturés sont, à la fois, nécessaires à la production de l'économie et peu substituables, c'est-à-dire, en d'autres termes, remplaçables, par des produits de l'économie (Kamin (1988), Rose (1991), Ghei et Pritchett (1999)).

Pourtant, dix ans après la dévaluation, cet avantage de la zone franc, c'est-à-dire, la stabilité des prix, a été conservé ; en zone CEMAC, au cours des mois qui suivent la dévaluation, l'on observe l'augmentation de l'inflation en moyenne en 1994 de 37% (respectivement, en glissement de décembre 1994 par rapport à décembre 1993) de 49%, déjà, dès 1995, un an après la dévaluation, l'inflation commence à diminuer et poursuit ainsi jusqu'en 1999, puis, en raison des difficultés d'approvisionnement en produits vivriers auxquelles sont confrontées certaines des

économies de la zone, dès 2000, l'inflation augmente de nouveau, cependant, pour une durée assez courte, car, dès 2002, l'inflation commence à baisser (voir, ci-dessous, figure), soit donc, globalement, entre 1994 et 2003, une baisse de l'inflation en moyenne annuelle (respectivement, de l'inflation en glissement) de 99.7% (respectivement, de 96.4%)



Comme il est raisonnable d'attribuer cette maîtrise de l'inflation, en zone franc, à l'issue de la dévaluation, à la politique monétaire des Banques Centrales, BEAC et BCEAO, de la zone, ceci, dans la mesure où, en dépit de la multiplicité des stratégies de lutte contre l'inflation, c'est la politique monétaire qui a pour objectif de maintenir la stabilité des prix, l'objectif de cette contribution est de décrire la stratégie, de lutte contre l'inflation, adoptée par la BEAC à l'issue de la dévaluation de janvier 1994, à l'aide de la règle de Taylor, dans la mesure où, celle-ci permet de connaître le comportement qu'a eu la Banque Centrale à l'égard de l'inflation au cours d'une période donnée, ceci dit, cette contribution sera organisée ainsi qu'il suit, après avoir débattu de la lutte contre l'inflation (section 1), nous rappellerons, assez brièvement, le déroulement de l'action monétaire en zone CEMAC à l'issue de la dévaluation de janvier 1994 (section 2), puis, nous présenterons la notion de règle monétaire (section 3), la méthode d'estimation des paramètres associés à la règle de Taylor (section 4), ensuite, le résultat des estimations associées à la CEMAC (section 5), enfin, en guise de conclusion, une synthèse des principaux résultats obtenus (section 6).

7. BIBLIOGRAPHIE

Barro, R. et Gordon, D. 1983. « Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy », Journal of Monetary Economics, vol. 12, N° 1, pp. 101 – 121.

Bhargava, A. 1986. « On the theory of testing for Unit Roots in observed times series », Review of Economics Studies, vol. 53, N° 3, pp. 369 – 384.

Bouoiyour, J. et Kuikeu, O. 2007. « Pertinence de la dévaluation du fcfa de janvier 1994 : une évaluation par le taux de change réel d'équilibre – cas de l'économie camerounaise – », MPRA Paper N° 31357.

Calvo, G.A. 1978. « On the time consistency of optimal policy in a monetary economy », Econometrica, vol. 46, N° 6, pp. 1411 – 1428.

Carrère, E. et Jaillet, P. 2004. « La Zone franc, une zone monétaire robuste en voie d'intégration économique », Revue d'Economie Financière, N° 75.

Clarida, R., Gali, J. et Gertler, M. 1998. « Monetary policy rules in practice : some international evidence », European Economic Review, vol. 42, N° 6, pp. 1661 – 1707.

Clarida, R., Gali, J. et Gertler, M. 1999. « The science of monetary policy : a new keynesian perspective », Journal of Economic Literature, vol. 37, N° 4, pp. 1661 – 1707.

Clarida, R., Gali J. et Gertler, M. 2000. « Monetary policy rules and macroeconomic stability : evidence and theory », Quarterly Journal of Economics, vol. 115, N° 1, pp. 147 – 180.

Friedman, M. 1968. « The role of monetary policy », American Economic Review, vol. 58, N° 1, pp. 1 – 17.

Giannoni, M.P. et Woodford, M. 2002. « Optimal interest rate rule : I. General theory », NBER Working Paper N° 9419.

Ghei N. et Hinkle L. 1999. « A note on nominal devaluation, inflation, and the real exchange rates », in Hinkle, L.E. et Montiel, P.J. eds., *Exchange rate misalignments* : *Concepts and measurement for developing countries*. World Bank Research Publication.

Ghei N. et Pritchett L. 1999. « The three pessimisms : exchange rates and trade flows in the Franc Zone », in Hinkle, L.E. et Montiel, P.J. eds., *Exchange rate misalignments* : *Concepts and measurement for developing countries*. World Bank Research Publication.

Goodfriend, M. 1991. « Interest rate and the conduct of monetary policy », Canergie – Rochester Conference Series on Public Policy, vol. 34, pp. 7 – 30.

Hansen, L.P. 1982. « Large sample properties of generalized method of moments estiators », Econometrica, vol. 50, N° 4, pp. 1029 – 1054.

Henderson D.W. et McKibbin W.J. 1993a. « A comparison of some basic monetary policy regimes for open economies : implications of different degrees of instrument adjustment

and wage persistence », Canergie – Rochester Conference Series on Public Policy, vol. 39, p. 221 – 317.

Henderson, D.W. et McKibbin, W.J. 1993b. « An assessment of some basic monetary policy regime pairs : analytical and simulation results from simple multi – region macroeconomc models », in Bryant R., Hooper P., Mann C. eds., *Evaluating policy regimes* : *new research in empirical macroeconomics*, Brookings Institution, Washington D.C.

Kamin, S.B. 1988. « Devaluation, external balance, and macroeconomic performance : a look at the numbers », Princeton Studies in International Finance, N° 62.

Kamin, S.B. 1998. « A multi – country comparison of the linkages between inflation and exchange rate competitiveness », Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper, N° 603.

Kuikeu, O. 2004. « Mésalignement du taux de change réel, facteur explicatif de la structure des exportations des économies africaines au sud du sahara : cas des PAZF », XIV^{èmes} journées internationales du SESAME Séminaire d'Études et de Statistiques Appliquées à la Modélisation en Économie, Pau : France.

Kydland, F. et Prescott, E. 1977. « Rules rather thah discretion : the inconsistency of optimal plans », Journal of Political Economy, vol. 85, N° 3, pp. 473 – 492.

Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P., Shin Y. 1992., « Testing the null of stationarity against the alternative of a unit root : how sure are we that economic time series have a unit root », Journal of Econometrics, vol. 54, N° 1 – 3, pp. 159 – 178.

McCallum, B.T. 1988. « Robustness properties of a rule for monetary policy », Canergie – Rochester Conference Series on Public Policy, vol. 29, pp. 173 – 203.

Meyer, L.H. 2000., « Structural change and monetary policy », *Remarks before the joint conference of the Federal Reserv Bank of San Francisco and the Stanford Institute for Economic Policy Research*, Federal Reserv Bank of San Francisco, San Francisco, California March 3..

Monga, C. et Tchatchouang, J–C. 1996. « *Sortir du piège monétaire* », Economica, Paris.

Padoa – Schioppa, T. *et al* 1987. « *Efficiency*, *stability and equity* : *A strategy for the evolution of the economic system of the european community* », Oxford University Press, Oxford.

Rose, A.K. 1991. « The role of exchange rates in a popular model of international trade : does the marshall – lerner condition hold ? », Journal of International Economics, vol. 30, N° 3 – 4, pp. 301 – 316.

Rotemberg, J. et Woodford, M. 1997. « An optimisation – based econometric framework for the evaluation of monetary policy », NBER Macroeconomics Annual, vol. 12, pp. 297 – 346.

Rudebusch, G.D. 1995. « Federal Reserve interest rate targeting, rational expectations and the term structure », Journal of Monetary Economics, vol. 35, N° 2, pp. 245 – 274.

Sargent T.J. et Wallace, N. 1975. « Rational expectations, the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule », Journal of Political Economy, vol. 83, N° 2, pp. 241 – 254.

Shortland A. et Stasavage D. 2004., « Monetary policy in the franc zone : Estimating interest rate rules for the BCEAO », Research Paper, N° 2004/20, UNU – Wider, Helsinki, Finland.

Svensson, L.E.O. 2001. « Inflation targeting : Should it be modeled as an instrument rule or a targeting rule », European Economic Review, vol. 46, N° 4 – 5, pp. 771 – 780.

Taylor, J. 1993. « Discretion versus policy rules in pratice », Canergie – Rochester Conference Series on Public Policy, vol. 39, pp. 195 – 214.

Taylor, J. 1999. « Monetary policy rules eds. », *NBER – Business Cycles Series volume* 31, University of Chicago Press.

Tenou, K. 2002. « La règle de Taylor : Un exemple de règle de politique monétaire appliquée au cas de la BCEAO », Notes d'Informations et de Statistiques, N° 523, BCEAO.

Wicksell, K. 1898. « *Interest and Prices* », transcript Richard Kahn, London, Macmillan, 1936.

Woodford, M. 2001. « The taylor rule and optimal monetary policy », American Economic Review, vol. 91, N° 2, pp. 232 – 237.

Yellen, J.L. 1996. « Monetary policy : goals and strategy », *Remarks at the National Association of Business Economists* (March 13).

Chapitre 6

La persistance de l'inflation : nouvelle compréhension, mesure du degré de persistance — résultats empiriques pour la CEMAC —

Pour expliquer ou comprendre pourquoi l'inflation est persistante, c'est-à-dire, en d'autres termes, pourquoi il faut attendre un temps avant que l'inflation change de comportement, autrement dit, pour que l'inflation cesse d'augmenter ou de diminuer, d'après Gali et Gertler (1999), par la suite GG (1999), c'est parcequ'il y a des individus qui sont irrationnels, c'est-à-dire, en d'autres termes, des individus qui ne s'occupent pas de la demande pour déterminer leur prix, au contraire des individus, dits rationnels, qui s'occupent de la demande, en effet, lorsqu'on suppose que ces individus existent, contrairement à l'idée que tous les individus sont rationnels, GG (1999) montrent que, au présent, l'inflation se comporte comme au cours du passé, or, comme dire que l'inflation est persistante signifie aussi que, au présent, l'inflation se comporte comme au cours du passé, alors, il est raisonnable d'affirmer que l'inflation est persistante parcequ'il y a des individus irrationnels, et, par rapport au type de comportement irrationnel décrit par GG (1999), il s'agit d'individus qui s'occupent seulement des coûts de production pour donner une valeur à leur prix, or, comme le taux d'inflation représente la variation des coûts de production, au présent, le taux d'inflation d'un de ces individus irrationnels au sens de GG (1999), c'est-à-dire, d'individus qui s'occupent seulement des coûts de production pour donner une valeur à leur prix, est, tout simplement, le taux d'inflation du passé, ceci, dans la mesure où,

au présent, c'est le taux d'inflation du passé qui représente la variation des coûts de production, supportés par les individus pour produire, au cours du présent, alors que ces individus irrationnels au sens de GG (1999) s'occupent seulement des coûts de production pour donner une valeur à leur prix, autrement dit, ces individus ont un prix qui varie comme les coûts de production varient, ceci dit, si ω désigne la proportion de ces agents irrationnels, b le taux d'inflation d'un des agents rationnels, au cours du présent, le taux d'inflation est tel que :

$$\pi_t = \omega\, \pi_{t-1} + (1 - \omega)\, b \text{ avec } 0 < \omega < 1$$

où π désigne le taux d'inflation, t l'indice du temps.

Cependant, à propos de cette explication donnée à la persistance de l'inflation par GG (1999), comme :

« il faut quelque temps pour que la monnaie circule à travers tout le pays et fasse sentir ses effets sur toutes les catégories de personne » Hume (1752)

ou comme la monnaie change de main à une certaine vitesse (ou à un certain rythme), ou encore, comme les échanges entre les agents prennent un certain temps, nous pouvons montrer que l'inflation peut être persistante même si tous les agents sont rationnels, ceci dit, comme d'après GG (1999), l'inflation est persistante parcequ'il y a des agents irrationnels, n'est il pas raisonnable d'avoir une nouvelle compréhension de l'explication donnée par GG (1999) à la persistance de l'inflation, à cet effet, cette contribution sera organisée ainsi qu'il suit, après avoir montré que l'inflation peut être persistante même si tous les agents sont rationnels (section 1), nous présenterons une nouvelle compréhension de l'explication donnée par GG (1999) à la persistance de l'inflation (section 2), puis, les conséquences de l'existence d'agents irrationnels sur la conduite de la politique monétaire (section 3) enfin, en guise de conclusion, premièrement, nous montrerons comment mesurer le degré de persistance de l'inflation, ensuite, le résultat de la mesure du degré de persistance de l'inflation en zone CEMAC (section 4).

5. BIBLIOGRAPHIE

Gali, J. et Gertler, M. 1999. "Inflation dynamics : A structural econometric analysis", Journal of Monetary Economics, vol 44, N°2, pp. 195 – 222.

Hume, D. 1752. "Of money", The History of Economic Thought Site.

Kuikeu, O. 2009. « Courbe de phillips néo-keynésienne hybride : résultats empiriques pour la Communauté Economique et Monétaire d'Afrique Centrale (CEMAC) », 26ème journées internationales d'économie monétaire, bancaire et financière, Orléans : France.

Chapitre 7

Mésalignement du taux de change réel et croissance économique : cas de l'économie camerounaise

Puisqu'à l'aide seulement de données d'économies et sans aucune hypothèse, donc, en d'autres termes, d'après la réalité, puisqu'une hypothèse est une idée de la réalité qui peut ne pas être vraie, dans la mesure où, l'explication donnée à la réalité par l'hypothèse peut ne pas être vraie, on s'aperçoit qu'il est raisonnable d'affirmer que les écarts de richesse ou de niveau de vie se réduiront entre économies pauvres et économies riches et que, par conséquent, les économies pauvres rattraperont le niveau de richesse ou le niveau de vie des plus riches si seulement les économies ont accès à la même technologie ou technique de production, puisque, les théories de la croissance économique appelées ou dites « théorie de la croissance endogène » montrent que d'autres éléments, en dehors des facteurs de production, influencent aussi la production, alors que, avant que l'on s'aperçoive que cette idée dite de « convergence absolue » est vraie, sous l'hypothèse que seuls les facteurs de production, capital et travail, influencent la production, les théories de la croissance économique appelées ou dites « théorie de la croissance exogène de Solow » ont montré que cette idée est vraie, que l'on considère ou pas que d'autres éléments, en dehors des facteurs de production, n'est-il pas raisonnable de considérer que seuls les facteurs de production, capital et travail, influencent la production et donc que l'influence d'autres éléments, en dehors des facteurs, sur la production existe parceque ces éléments influencent les facteurs de production, autrement dit, n'est-il pas raisonnable d'explique l'évolution de la production à l'aide de la relation (1) suivante :

$y = y(k)$ avec $y = Y/L$, $k = K/L$, $k = k(Z)$

et $y = F(Z)$ (1),

où Y est le niveau de la production, K le facteur de production capital, L le facteur de production travail, Z les autres éléments, en dehors des facteurs de production, qui influencent aussi la production.

Ceci dit, comme le mésalignement du taux de change réel, défini comme l'écart entre le taux de change réel et la valeur d'équilibre du taux de change réel, peut permettre de connaître le niveau ou la valeur de Z, n'est-il pas raisonnable d'utiliser le mésalignement du taux de change réel, au sein de la relation (1) précédente, afin d'apprécier l'effet sur la production des autres éléments Z, en dehors des facteurs de production, qui influencent aussi la production, ceci dit, cette contribution sera organisée ainsi qu'il suit, après avoir montré qu'il est raisonnable d'employer, en lieu et place de Z, le mésalignement du taux de change réel au sein de la relation (1) précédente (section 1), nous dégagerons les enseignements de l'effet du mésalignement du taux de change réel sur la croissance de l'économie camerounaise (section 2), enfin, en guise de conclusion, nous présenterons une synthèse des principaux enseignements de la contribution (section 3).

4. BIBLIOGRAPHIE

Baffes, J., Elbadawi, I., O'Connel, S. (1999) "Single equation estimation of the equilibrium real exchange rate", in Hinkle, L. et Montiel, P. (eds), *Exchange rate misalignment* :*Concepts ad measurement for developing countries*. World Bank Research Publication.

Barro, R. (2000) *Les facteurs de la croissance économique* : *Une analyse transversale par pays*, Economica, Paris.

Bhargava, S. (1986) "On the theory of testing for unit roots in observed times series", Review of Economic Studies, vol. 53, pp. 369 – 384.

Burnside, C. and Dollar, D. (2000) "Aid, policies and growth", American Economic Review, vol. 90, N° 4, pp. 847 – 868.

Campos, J., Ericsson, N.R. and Hendry, D.F. (1996) "Cointegration tests in the presence of structural breaks", Journal of Econometrics, vol. 70, N° 1, pp. 187 – 220.

Clark, P. and MacDonald, R. (1998) "Exchange rate and economic fundamentals – A methodological comparison of BEERs and FEERs", IMF Working Papers 98/67, International Monetary Fund.

Devarajan, S. (1997) "Real exchange rate misalignment in the CFA zone", Journal of African Economies, vol. 6, N° 3, pp. 35 – 53.

Devarajan, S., Lewis, J. and Robinson, S. (1993) "External shocks, Purchasing Power Parity and the equilibrium real exchange rate", World Bank Economic Review, vol. 7, N° 7, pp. 45 – 63.

Edwards, S. (1989) *Real exchange rate*s, *Devaluation and adjustment* : *Exchange rate policy in developing countries*, MIT Press, Cambridge, Massachussetts.

Elbadawi, I. (1994) "Estimating long – run equilibrium real exchange rates", in Williamson, J. (eds), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*. Institute for International Economics, Washington, DC.

Elbadawi, I. and Soto, R. (1997) "Real exchange rates and macroeconomic adjustment in Sub – Saharan Africa and other developing countries", Journal of African Economies, vol. 6, N° 3, pp. 1 – 56.

Engle, R.F., Hendry, D. and Richard, J-F (1983) Exogeneity, *Econometrica*, vol 51, N° 2, pp. 277 – 304.

Engle, R.F. and Granger, C.W. (1987) "Cointegration and error correction : Representation, estimating and testing", Econometrica, vol. 55, pp. 251 – 276.

Fisher, S. (1993) The role of macroeconomic factors in growth, Journal of Monetary Economics, vol. 32, N° 3, pp. 485 – 512.

Gregory, A.W. et Hansen, B.E. 1996. "Residual – based tests for cointegration in models with regime shifts", Journal of Econometrics, vol. 70, pp. 99 – 126.

Gregory, A.W., Nason, J.M. et Watt, D.G. 1994. "Testing for structural breaks in cointegrated relationships", Journal of Econometrics, vol. 71, N° 1 – 2, pp. 321 – 341.

Hodrick, R. and Prescott, E.C. 1997. "Postwar U.S. business cycles : An empirical investigation", Journal of Money Credit and Banking, vol. 19, pp. 1 – 16.

Islam, N. 1995. "Growth empirics : A panel data approach", Quaterly Journal of Economics, vol. 110, N° 4, pp. 1127 – 1170.

Johansen, S. 1988. "Statistical analysis of cointegration vectors", Journal of Economic Dynamics and Control, vol. 12, N° 2-3, pp. 231 – 254.

Johansen, S. 1995. *Likelihood – based inference in cointegrated vector autoregressive models*, Oxford University Press, Oxford, UK.

Johansen, S. and Juselius, K. 1990. "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 52, pp. 169 – 210.

Johansen, S., Mosconi, R., and Nielsen, B. 2000. "Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend", Econometric Journal, vol. 3, N° 2, pp. 216 – 249.

Kamel, N.M. and Véganzones, M.A. 2002. "Exchange rate regime and competitiveness of manufactured exports, the case of MENA countries", MENA Working Paper Series N° 27.

Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. and Shin, Y. 1992. "Testing the null of stationarity against the alternative of a unit root", Journal of Econometrics, vol. 54, pp. 159 – 178.

Lynn, R. et McCarthy, F.D. 1989. "Recent economic performance of developing countries", World Bank Policy Research Working Paper, vol. 1, N° WPS 228.

MacDonald, R. 1997. "What determines real exchange rates ? The long and short of it", IMF Working Paper 97/21, International Monetary Fund.

Mankiw, N., Romer, D. et Weil, D.N. 1992. "A contribution to the empirics of economic growth", Quarterly Journal of Economics, vol. 107, pp. 407 – 437.

McQuinn, K. and Whelan, K. 2007. "Solow (1956) as a model of cross – country growth dynamics", MPRA Paper 5892, University Library of Munich, Germany.

Montiel, P.J. 1999. "Determinants of the long – run equilibrium real exchange rate : An analytical model" in Hinkle, L. et Montiel, P. (eds), *Exchange rate misalignment* :*Concepts ad measurement for developing countries*. World Bank Research Publication.

Nurkse, R. 1945. Conditions of international monetary equilibrium, *Essays in International Finance* 4 (Spring), Princeton, New Jersey : Princeton University Press, International Finance Section.

Ondo Ossa, A. 1992. « Taux de change du franc cfa et construction européenne », Monde en Développement, N° 77 – 78, tome XX, pp. 59 – 74.

Perron, P. 1989. "The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis", Econometrica, vol. 57, N° 6, pp. 1361 – 1401.

Schatz, K–W. 1989. "Comments 'Differences in Income Elasticities and trends in Real Exchange Rates' by Paul Krugman", *European Economic Review*, vol. 33, N° 5, pp. 1047 – 1049.

Sekkat, K. and Varoudakis, A. 1998. "Exchange rate management and manufactured exports in Sub – Saharan Africa", OCDE Development Centre, Technical Paper, N° 134.

Solow, R.M. 1956. A contribution to the theory of economic growth, Quaterly Journal of Economics, vol. 70, pp. 65 – 94.

Summers, R., Heston, A. et Aten, B. 2006. "Penn World Table Version 6.2", Center for International Comparisons of Production, Income and Prices, University of Pennsylvania.

Zivot, E. et Andrews, D.W.K. 1992. "Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis", Journal of Business and Economic Statistics, vol. 10, pp. 251 – 270.

Chapitre 8

Convergence des niveaux de vie : intérêt, test

Comme le rendement factoriel ou productivité marginale, c'est-à-dire, en d'autres termes, la quantité produite en plus à la suite de l'usage d'une unité supplémentaire du facteur de production, est décroissant, au fur et à mesure que la quantité des facteurs de production augmente, la richesse ou le niveau de vie, c'est-à-dire, en d'autres termes, la production, augmente aussi mais de moins en moins jusqu'à devenir constante, à cet effet, il est certain que *les écarts de richesse ou de niveau de vie se réduiront entre économies et que*, *par conséquent*, *les économies pauvres rattraperont le niveau de richesse des plus riches*, *si seulement les économies*, *pauvres et riches*, *ont accès à la même technologie*, *c'est-à-dire*, *en d'autres termes*, *la même technique de production*, ceci, dans la mesure où, lorsque les économies ont accès à la même technologie, leur production respective aura la même valeur une fois devenue constante et, de ce fait, c'est-à-dire, lorsque leur production respective devient constante, les économies pauvres auront rattrapé le niveau de richesse ou le niveau de vie des plus riches, puisque alors, leur production respective a la même valeur, cette idée, dite de « *convergence absolue des niveaux de vie* », est vraie d'après les faits observés, c'est-à-dire, d'après des données d'économies, en effet, comme nous l'avons entrepris à la première partie, pour accepter cette idée de « *convergence absolue des niveaux de vie* », on vérifie qu'il existe une liaison inverse entre le taux de croissance de la richesse et le niveau initial de la richesse, or, lorsqu'on considère des données d'économies aux caractéristiques différentes, on trouve que la liaison n'est pas inverse entre le taux de croissance de la richesse et le niveau initial de la richesse, voir, à ce propos, Barro (1991), Mankiw, Romer et Weil (1992), tandis qu'elle l'est lorsqu'on considère des données

d'économies aux caractéristiques similaires, voir, à ce propos, Barro (1991) pour les données d'Etats des Etats-Unis, Barro et Sala-i-Martin (1992), Mankiw, Romer et Weil (1992) pour les données d'économies membres de l'OCDE, Barro et Sala-i-Martin (1995) pour les données d'économies européennes.

Ceci dit, comme, lorsque des économies partagent la même monnaie, c'est-à-dire, en d'autres termes, en union monétaire, il faut qu'il y ait une entente entre ces économies avant que ne soit prise une décision au sujet de la valeur de la monnaie commune ou au sujet de la politique monétaire, à la lumière de Krugman (1989), nous pouvons montrer que la réduction des écarts de richesse ou de niveau de vie entre membres d'une union monétaire est nécessaire pour la stabilité de l'union monétaire, c'est-à-dire, l'aptitude des économies membres de l'union à être d'accord ou à s'entendre au sujet d'une décision sur la valeur de la monnaie commune ou de la politique monétaire, ainsi, donc, cette contribution sera organisée ainsi qu'il suit, après avoir montré que la réduction des écarts de richesse entre économies membres d'une union monétaire est nécessaire pour la stabilité de l'union monétaire (section 1), ensuite, nous expliquerons pourquoi cette idée est vraie lorsqu'il existe une liaison inverse entre le taux de croissance de la richesse et le niveau initial de la richesse (section 2), enfin, en guise de conclusion, par rapport au résultat du test de l'idée dite de « *convergence absolue* » en zone CEMAC, nous démontrons que les économies membres de la zone CEMAC n'ont pas accès à la même technologie (section 3).

4. BIBLIOGRAPHIE

Barro, R.J. 1991. "Economic Growth in a Cross Section of Countries", Quarterly Journal of Economics, vol. 106, N°2, pp. 407-443.

Barro, R. J. et Sala – i – Martin, X. 1990. "Economic growth and convergence across the united states", NBER Working paper, N° 3419.

Barro, R.J. et Sala – i – Martin, X. 1992. "Convergence", The Journal of Political Economy, Vol. 100, N° 2, pp. 223-251.

Barro R.J. et Sala – i – Martin, X. 1995. *Economic Growth*, McGraw-Hill, New York.

Islam, N. 1995. "Growth empirics : A panel data approach", Quaterly Journal of Economics, vol. 110, N° 4, pp. 1127 – 1170.

Iwata, K. 1989. "Comments 'Differences in Income Elasticities and trends in Real Exchange Rates' by Paul Krugman", European Economic Review, vol. 33, N° 5, p. 1047 – 1049.

Krugman, P. 1989. "Differences in Income Elasticities and trends in Real Exchange Rates", European Economic Review, vol. 33, N° 5, pp. 1031-1054.

Lee, Pesaran et Smith 1996. "Growth and convergence in a muti-country empirical stochastics Solow Model", Journal of applied econometrics, vol. 12, N° 4, pp. 357-392.

Mankiw, N., Romer, D. et Weil, D.N. 1992. "A contribution to the empirics of economic growth", Quarterly Journal of Economics, vol. 107, N° 2, pp. 407 – 437.

Solow, R.M. 1956. "A contribution to the theory of economic growth", Quaterly Journal of Economics, vol. 70, N° 1, pp. 65 – 94.

Wu, Y. 2005. "Growth, Expansion of Markets, and Income Elasticities in World Trade", IMF Working Paper, N° 05/11.

Résumé

En raison des fluctuations de parité observées lors de la crise financière de 2008, il est raisonnable de penser que cette dernière, c'est-à-dire, la dite crise financière de 2008, a relancé le débat relatif à l'arrimage du franc cfa à l'euro, c'est pourquoi, en guise de contribution à ce débat, cet ouvrage s'organise autour des huit chapitres suivants :

Au *chapitre* 1, deux questions : premièrement, faut-il dévaluer le franc cfa une fois encore ? Ensuite, la zone franc dispose de quels atouts pour être, en Afrique Sub-Saharienne (ASS), un exemple au sujet de la lutte contre l'inflation ? Ceci dit, c'est en raison de la dernière crise financière que ces deux interrogations seront l'objet de cette contribution.

Au *chapitre* 2, l'objet est de montrer l'importance des tests économétriques de stabilité des paramètres d'un modèle économique, à cet effet, comme la critique dite de Lucas (Lucas (1976)) est une description du comportement qu'ont les agents économiques, alors que les paramètres d'un modèle économique correspondent aussi à une description du comportement des agents économiques, nous proposons d'illustrer la critique dite de Lucas, afin de révéler, l'objectif de cette contribution, toute l'importance des tests économétriques de stabilité des paramètres d'un modèle économique.

Au *chapitre* 3, selon la méthodologie développée par Baffes, Elbadawi et O'Connel (1999), nous évaluons, entre 1980 et 2001, le taux de change réel d'équilibre de l'économie gabonaise, puis, nous en déduisons le mésalignement, c'est-à-dire, les phases de sur/sous-évaluation, du taux de change réel de la dite économie ; d'une manière générale, d'après les résultats obtenus, nous acceptons l'idée, assez répandue au sein de la littérature, d'un franc cfa surévalué avant la dévaluation du franc cfa de janvier 1994.

Au *chapitre* 4, nous évaluons, à partir d'expériences Monte Carlo, les propriétés, à distance finie, lorsque $N<T$, d'estimateurs usuels du modèle dynamique en données de panel ; comme la double dimension des données en panel affecte les propriétés statistiques des estimateurs, c'est-à-dire, l'efficacité ou biais et la précision ou variance des estimateurs, l'on s'est intéressé, par rapport à l'étude des propriétés à distance finie, à la détermination des limites d'échantillon fini, c'est-à-dire, le nombre d'individus N et le nombre d'observations T, auxquelles les estimateurs présentent les propriétés, convenables de l'horizon asymptotique, d'absence de biais et de variance minimale : d'une manière générale, suite aux simulations, les résultats obtenus révèlent qu'il convient d'avoir $T\geq30$ afin d'user de l'estimateur, intra-individuel, qui est sans biais et le plus précis lorsque $N<T$.

Au *chapitre* 5, l'objectif est d'identifier la stratégie, de lutte contre l'inflation, suivie par la BEAC, dans une période de réapparition de l'inflation, à la suite de l'ajustement de la parité du fcfa en janvier 1994 et de vérifier, ainsi, l'idée, assez répandue au sein de la littérature, d'une stratégie de lutte contre l'inflation ou politique monétaire orientée vers la maîtrise de l'inflation à la suite de l'ajustement de la parité du fcfa en janvier 1994.

Au *chapitre* 6, puisque, nous pouvons montrer que l'inflation peut-être persistante même si tous les agents sont rationnels, alors que Gali et Gertler (1999) montrent que l'inflation est persistante parce qu'il y a des agents irrationnels, l'objet de cette contribution est d'abord de proposer une nouvelle compréhension de l'explication donnée par Gali et Gertler (1999) à la persistance de l'inflation, puis, après avoir étudié comment mesurer le degré de persistance de l'inflation (c'est-à-dire, en d'autres termes, le nombre de périodes nécessaires pour que l'inflation cesse d'augmenter ou de diminuer), de présenter le résultat de la mesure du degré de persistance de l'inflation de la zone CEMAC.

Au *chapitre* 7, l'objet principal est de proposer une nouvelle explication, parmi celles qui existent déjà et qui se distingue de ces dernières, à propos du ralentissement de la performance économique entraîné par les distorsions du taux de change réel (les phases d'appréciation/dépréciation du taux de change réel) ; cette nouvelle explication se distingue de celles qui existent déjà, en raison du fait qu'elle va au-delà de l'analyse qui considère les phases d'appréciation (respectivement dépréciation) du taux de change réel comme un signe d'une dégradation (respectivement amélioration) de la compétitivité-prix externe de l'économie nationale par rapport à l'étranger : en effet, cette nouvelle explication considère les phases d'appréciation (respectivement dépréciation) du taux de change réel comme un signe d'existence (respectivement d'absence) d'un ensemble de facteurs qui freinent la performance économique. Ensuite, à l'aide de cette nouvelle explication, on s'assurera qu'on peut montrer que les distorsions du taux de change réel ralentissent effectivement la performance économique ; à cet effet, on s'intéressera à l'économie camerounaise, une économie dont la monnaie a été dévaluée alors qu'elle était confrontée à un ralentissement de sa performance économique.

Au *chapitre* 8, l'objet est d'expliquer comment savoir si les écarts de richesse, c'est-à-dire, en d'autres termes, les écarts de niveau de vie, se réduisent ou diminuent ou disparaissent entre économies pauvres et économies riches et si, par conséquent, les économies pauvres rattrapent ou pas le niveau de richesse des économies riches.

Oscar KUIKEU *est docteur ès sciences économiques, avec la mention Très Honorable, de l'Université de Pau et des Pays de l'Adour* (FRANCE).