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 $T\geq30$ afin d'user de l'estimateur, intra-individuel, qui est sans biais et le plus précis lorsque $N<T$.

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.

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, 1(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[3].

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[4] 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.

[3] 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.

[4] 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.

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 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[5] 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

[5] 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*.

des tests économétriques de stabilité des paramètres (section 3)[6], puis, en guise d'application, 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, 61(4), pp. 821-856.

Andrews, D.W.K. 2003. "Tests for parameter instability and structural change with unknown change point: A corrigendum", Econometrica, 71(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, 55(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, 62(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, 37(2), pp. 149-192.

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

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

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

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

Kydland, F. et Prescott, E. 1982. "Time to build and aggregate fluctuations", Econometrica, 50(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, 1(1), pp. 19-46, Amsterdam : North-Holland.

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

[6] Au contraire de données en panel, la présentation se limitera aux séries temporelles.

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[7], 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[8] 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 :

[7] 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.

[8] 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[9], 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

[9] 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, p. 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, p. 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.

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

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, p.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, 13(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, 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.

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, 57(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.

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 $i = 1, 2, ... N$ -[10].

L'objet de cette contribution est de déterminer le nombre NT d'observations à utiliser, pour obtenir des estimations convergentes[11], 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[12] », 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

[10] 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.

[11] 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)

[12] 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.

l'aide du nombre NT de données fictives de la variable exogène, où, cependant, l'on y a attribué 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, 58(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, 110(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, 65(1), pp. 9 – 15.

Kiviet, J.F. 1995. "On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models", Journal of Econometrics, 68(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, 39(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.

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 quatre 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 $T\geq 30$ afin d'user de l'estimateur, intra-individuel, qui est sans biais et le plus précis lorsque $N<T$.

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