

LE MODELE DE MUNDELL-FLEMING DANS UN REGIME DE TAUX DE CHANGE FIXE : THEORIE ET APPLICATION AU TOGO

Delali Accolley*

Résumé

*Cet article explore le modèle de Mundell –Fleming dans un régime de taux de change fixe. Ledit modèle suppose un équilibre simultané sur le marché des produits, de la monnaie et des changes. Nous nous sommes intéressés au cas du Togo pour étudier l'existence d'une relation d'équilibre de long-terme sur ces trois marchés au cours de la période 1983 - 2004. Les études indiquent l'absence de cointégration entre les variables macroéconomiques mises en relation. Le marché des changes, principalement, est en déséquilibre dû au fait que le facteur risque-pays n'évolue pas en fonction de ses déterminants. Une solution pour remédier à cette distorsion semble être une baisse du taux directeur de la BCEAO.***

Abstract

This article explores the Mundell-Fleming model with a fixed exchange rate. The afore-mentioned model supposes a simultaneous equilibrium in the goods, money, and currency exchange markets. We have been interested in the case of Togo to study the existence of a long-run equilibrium relationship in these three markets over the time period 1983 - 2004. The studies point out the absence of cointegration between the macroeconomic variables put into relationship. Mainly, the currency exchange market is in disequilibrium due to the fact that the country-risk factor does not change according to its determinants. A solution to remedy this distortion seems to be a decrease in the base rate of BCEAO.

JEL Classification numbers : C01, E61, F21, F31

* Université Laval, courriel : accolleyd@excite.com

** Merci à MM. Elliot Dovi-Sodémékou & Frédéric Dabla d'avoir mis à ma disposition les ressources de la BCEAO. Les suggestions de M. Laté Agbodéka Lawson et des membres du CERNIS ont été appréciées. Les opinions ici exprimées sont celles de l'auteur et non celles de la Banque Centrale.

1. Introduction

Le modèle de Mundell-Fleming fut développé au début des années 1960 par les Economistes Robert Mundell et Marcus Fleming. Il est une extension à une économie ouverte du célèbre modèle d'équilibre macroéconomique Keynésien : le schéma IS-LM, proposé en 1937 par Richard Hicks et Alvin Hansen. Le modèle de Mundell-Fleming traite de l'équilibre simultané sur le marché des biens et services et ceux de la monnaie et des changes. Aussi permet-il l'analyse, sous différents régimes de taux de change, des impacts de mesures alternatives de politique macroéconomique sur la production d'un pays, ses taux d'intérêts et de change.

Cet article expose, à la Section 2, le modèle traditionnel de Mundell-Fleming dans une économie opérant dans un système de taux de change fixe et y ajoute l'extension d'Ortiz & Rodriguez (2002) qui relaxe la condition de parité d'intérêt gouvernant l'équilibre sur le marché des changes en y introduisant le facteur risque pays. Les effets de diverses décisions de politique macroéconomique – par exemple dévaluation, expansion budgétaire – sur l'activité économique quand le taux de change est fixé seront développés à la Section 3. A la Section 4, le présent papier se propose d'effectuer une analyse économétrique des données de l'économie togolaise à la lumière des explications et prédictions du modèle de Mundell-Fleming dans un régime de taux de change fixe. De part ses hypothèses et le régime de change en vigueur au Togo – la monnaie au Togo, le Franc CFA, est arrimé à l'Euro – ce modèle se prête bien aux réalités du pays. Le but des investigations empiriques entreprises est alors, à travers l'estimation des différentes relations fonctionnelles suggérées par ledit modèle, de déceler les liens réels entre les variables macroéconomiques d'intérêt au Togo. Un diagnostic de l'économie togolaise est, ce faisant, effectué en portant l'attention sur les signes et la significativité statistique des coefficients estimés ainsi qu'à l'analyse de l'existence de relations cointégrantes, i.e., de relations d'équilibre de long terme, entre les variables d'intérêt. À date, il n'existe dans la littérature aucune étude antérieure du genre portant sur l'économie du Togo. Ce papier pave donc la voie aux futures études dans ce domaine. La Section 5 propose des recommandations de politiques économiques suggérées par les évidences issues des investigations empiriques.

2. Le Cadre Analytique du Modèle de Mundell-Fleming dans un Régime de Taux de Change Fixe

Le Modèle de Mundell-Fleming suppose une parfaite mobilité des capitaux¹ et une anticipation statique du taux de change futur de la part des investisseurs (Romer, 2001, pp. 226-30). Il reprend les hypothèses Keynésiennes de rigidité à la baisse des prix et salaires et d'éventualité d'équilibre de sous-emploi des facteurs de production² dû à une insuffisance de la demande globale de biens et services.

L'équilibre sur le marché des produits résulte de l'égalité de l'offre globale et de demande globale de biens et services. Théoriquement, toute variation de la demande globale de produits, suite à une mesure de politique économique ou à un choc extérieur, affectera la quantité offerte de biens et services par les producteurs togolais puisque l'économie n'est pas encore à son niveau de plein emploi des facteurs de production. Les déterminants de la demande globale de production intérieure, l'équilibre sur le marché des produits ainsi que l'équilibre sur le marché des devises dans une économie ouverte avec taux de change fixe sont discutés dans cette section.

2.1 L'Équilibre sur le Marché des Biens et Services

La demande globale de production intérieure de biens et services (AD) dans une économie ouverte peut être décomposée en: demande de consommation des ménages (C), demande d'investissement des entreprises (I), demande d'achats publics de l'Etat (G), et demande d'exportation nette, i.e. exportations diminuées des importations, (NX) (voir, par exemple, Krugman & Obstfeld, 2003, p. 496-500). Ceci donne lieu à la relation [2.1].

$$AD = C + I + G + NX \quad [2.1]$$

La demande de consommation de biens et services par les ménages (C) est fonction de leur revenu disponible, i.e. revenu brut (Y) moins taxes(T), et du taux d'intérêt réel (r) qui est égal au taux d'intérêt nominal (i) diminué du taux d'inflation anticipé (π^e). Une augmentation du revenu des ménages entraînera une augmentation

¹ L'hypothèse de mobilité parfaite des capitaux ne paraît pas irréaliste dans le cas du Togo au vu des avantages et incitations à l'investissement contenus dans la loi 89-14 du 16 Septembre 1989 portant statut de zone franche de transformation pour l'exportation et dans la loi 89-22 du 31 Octobre 1989 portant code des investissements. Les accords régionaux au sein de la Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO) et du Conseil de l'Entente militent également en faveur de cette hypothèse.

² Le sous-emploi permanent des facteurs de production (travail et terre en l'occurrence) est une réalité dans les économies en développement.

moins que proportionnelle de leur consommation alors qu'une augmentation du taux d'intérêt réel aura un effet inverse sur leur consommation.

$$C = C(Y - T, i - \pi^e), \quad 0 < \frac{\partial C}{\partial Y} < 1, \quad \frac{\partial C}{\partial T} < 0, \quad \frac{\partial C}{\partial i} < 0 \quad [2.2]$$

La théorie économique suggère une relation positive entre la demande de biens capitaux par les entreprises et le niveau de la production domestique et une relation négative entre la même demande de biens capitaux et le taux d'intérêt réel.

$$I = I(Y, i - \pi^e), \quad \frac{\partial I}{\partial Y} < 0, \quad \frac{\partial I}{\partial r} < 0 \quad [2.3]$$

La demande nette d'exportation est expliquée par le revenu et le taux de change³. D'après les relations [2.2] et [2.3], un accroissement du revenu induit un accroissement de la demande des biens de consommation finale et des biens capitaux ; certains de ces biens sont manufacturés et importés de l'étranger. On déduit donc une relation positive entre revenu et demande d'importation. Donc, lorsque le revenu croît, toutes choses égales par ailleurs, la balance commerciale se détériore. Quant au taux de change, on sait que le Franc CFA est arrimé à l'Euro⁴, on s'accorde aussi sur le fait que les flottements de l'Euro par rapport aux autres devises (Dollar américain, Dollar canadien, Livre Sterling, Yen, &c) entraînent des fluctuations du Franc CFA par rapport à ces dernières. Etant donné que les relations commerciales considérées dans ce modèle économique sont à l'échelle mondiale et non des relations bilatérales ou multilatérales avec des pays de l'UE ou de la zone Franc⁵, on considérera plutôt le taux de change effectif (*RE*) du Franc CFA au lieu du taux de change fixe Euro – Franc CFA dans l'analyse de la relation fonctionnelle entre la demande nette d'exportation et le taux de change. Que se passe-t-il donc lorsque le taux de change effectif de la devise togolaise augmente, toutes les autres choses étant égales ? Cela, théoriquement, n'affectera pas les échanges commerciaux du pays avec les autres pays de la zone Franc et les pays de l'UE – sauf en cas de dévaluation. S'agissant des autres partenaires commerciaux du pays, une dépréciation du Franc CFA, i.e. une hausse de son taux de change effectif, entamera la compétitivité des producteurs étrangers (UE et Etats membres de la zone Franc

³ Le taux de change est ici défini comme étant une unité de devise étrangère en termes de monnaie nationale (cotation à l'incertain)

⁴ 1€= 655.957 FCFA. Avant l'introduction de l'Euro en 1999, le Franc CFA était rattaché au Franc Français ; 1 FF = 100 FCFA après la dévaluation de 1994.

⁵ Le Franc CFA est aussi utilisé dans 14 autres pays d'Afrique appelés pays de la zone Franc. La zone Franc comprend les îles Comores, les Etats membres de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africain (UEMOA) : Bénin, Burkina-Faso, Côte d'Ivoire, Guinée-Bissau, Mali, Niger, Sénégal et Togo, les pays de la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC): Cameroun, République du Congo, Gabon, Guinée Equatoriale, République Centrafricaine, et Tchad.

exclus) et favorisera les exportations de produits togolais. Cette dépréciation renchéra le prix de produits provenant de certains pays et fera baisser le volume des importations. Tout compte fait, l'effet net d'une dépréciation du Franc CFA sur la demande nette d'exportation sera positif.

$$NX = NX(Y, RE), \quad \frac{\partial NX}{\partial Y} < 0, \quad \frac{\partial NX}{\partial RE} > 0 \quad [2.4]$$

Les dépenses publiques et les revenus fiscaux planifiés par l'Etat sont considérées comme exogènes, c'est-à-dire déterminées en dehors de ce modèle.

La prise en compte des trois (3) relations précédentes donne lieu à une réécriture de la demande globale (relation [2.1]).

$$AD = C(Y - T, i - \pi^e) + I(Y, i - \pi^e) + G + NX(Y, RE) \quad [2.5]$$

$$0 < \frac{\partial AD}{\partial Y} < 1, \quad \frac{\partial AD}{\partial i} < 0, \quad \frac{\partial AD}{\partial G} > 0, \quad \frac{\partial AD}{\partial T} < 0, \quad \frac{\partial AD}{\partial RE} > 0$$

L'équilibre sur le marché des produits requiert l'égalité de l'offre globale (AS) et de la demande globale de biens et services.

$$AS = Y = AD(Y, i - \pi^e, RE, T, G) \quad [2.6]$$

Lorsque qu'il y a équilibre sur le marché des biens et services, toute augmentation du taux de change effectif due à une dépréciation de la devise nationale ou à une dévaluation aura un impact positif sur la production intérieure réelle du Togo comme l'indique la relation [2.7].

$$\frac{\partial Y}{\partial RE} = \frac{\frac{\partial AD}{\partial RE}}{1 - \frac{\partial AD}{\partial Y}} > 0 \quad [2.7]$$

2.2 L'Équilibre sur le Marché de la Monnaie et des Changes

Selon Keynes, les agents économiques demandent de la monnaie pour des motifs de transaction, précaution et spéculation. La demande réelle d'encaisses monétaires à des fins de transaction et précaution croît avec le niveau de la production intérieure réelle alors que la demande de monnaie pour motif de spéculation encore appelée préférence pour la liquidité dépend de façon inverse du taux d'intérêt nominal ; d'où la relation [2.8]

$$L = L(Y, i), \quad \frac{\partial L}{\partial Y} > 0, \quad \frac{\partial L}{\partial i} < 0. \quad [2.8]$$

Etant donné que le modèle de Mundell-Fleming suppose qu'il n'y aucune barrière à la mobilité des capitaux, le marché des changes Euro - Franc CFA ne peut, en théorie, rester en équilibre que si le taux directeur de la banque centrale au Togo (BCEAO) est égal à celui de la Banque Centrale Européenne (BCE), i^* : condition de parité d'intérêt.

$$i = i^* \quad [2.9]$$

Tout différentiel dans les deux taux d'intérêt occasionnerait, en théorie, une fuite de capitaux vers le pays ou l'espace économique où le taux de rendement est le plus élevé, ce qui affecterait la parité Euro – Franc CFA. Pour défendre la parité du Franc, la BCEAO doit donc toujours fixer et ajuster son objectif de masse monétaire réelle au Togo de sorte que le taux d'intérêt d'équilibre sur le marché de la monnaie soit égal au taux directeur de la BCE. La condition d'équilibre sur le marché de la monnaie et des changes est donc :

$$\frac{M^s}{P} = L(Y, i^*) \quad [2.10]$$

Dans la réalité, il a toujours existé un différentiel entre le taux d'intérêt de la BCEAO et le taux directeur de la Banque de France puis plus récemment celui de la BCE. La Figure 2.1 ci-dessous représente ces deux taux sur la période 1980-2007.

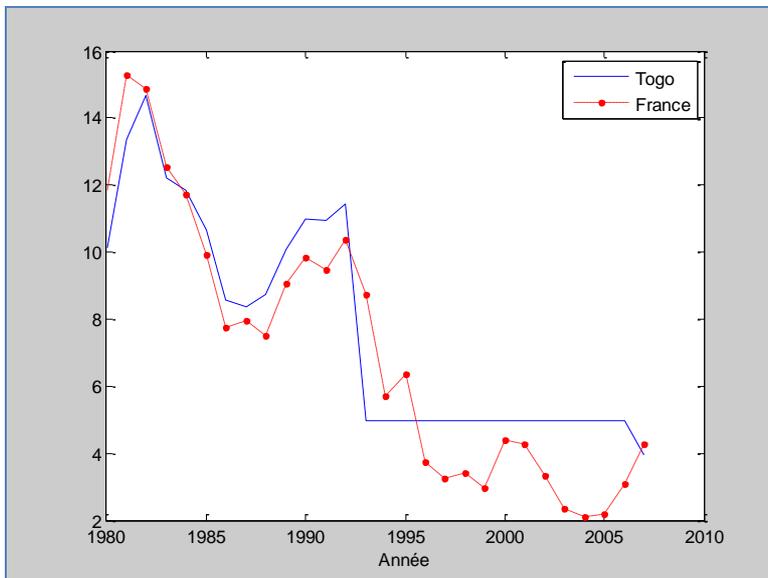


Figure 2.1 : Taux d'intérêt sur le Marché Monétaire, Togo & France, 1980-2007
Sources : IMF IFS

Bien que le taux d'intérêt soit plus élevé au Togo (ou dans la zone UEMOA) que dans l'UE au cours de ces dernières années, on constate que les investisseurs européens ne substituent pas en masse, dans leurs portefeuilles, les obligations ou autres actifs financiers togolais aux dépôts à terme non liquides et obligations des gouvernements européens. Cette situation pourrait s'expliquer par le fait qu'acquérir des actifs financiers dans la zone UEMOA, pour un opérateur européen, représente un risque étant donné les déficits dans les budgets des Etats de l'UEMOA, le niveau des avoirs extérieurs des banques (centrales et commerciales) de cette zone, et des facteurs qualitatifs tels que la stabilité politique du pays. Dans ces conditions, la BCEAO maintient un différentiel positif, appelé prime risque (ρ) entre son taux directeur et celui de la BCE. La prime risque croît avec le déficit du secteur public (D) et baisse quand les réserves internationales (R) augmentent (Ortiz & Rodriguez, 2002).

$$i = i^* + \rho(D, R), \quad \frac{\partial \rho}{\partial D} > 0, \quad \frac{\partial \rho}{\partial R} < 0 \quad [2.11]$$

La relation [2.12] donne les conditions d'équilibre sur le marché des actifs (monnaie et changes) lorsque les obligations nationales ne sont pas substituables aux obligations étrangères.

$$\frac{M^s}{P} = L[Y, i^* + \rho(D, R)] \quad [2.12]$$

2.3 L'Équilibre Simultané sur le Marché des Produits et des Actifs

Le graphique à 5 dimensions ci-dessous représente l'équilibre simultané dans le court terme sur les marchés de produits, de la monnaie et des devises.

Vu que les échanges avec l'UE représentent une part importante du commerce extérieur du Togo, on peut supposer le taux de change effectif du Togo comme fonction du taux de change Euro – Franc CFA : une dévaluation du franc entraînera, *ceteris paribus*, une dépréciation du taux de change effectif du Franc CFA au Togo. Dans le court terme, pour un taux de change fixé à $\bar{\epsilon}$ le taux de change effectif s'établit à RE_0 (quadrant 1). Ce niveau de taux de change effectif déterminera la valeur des exportations nettes et la production intérieure réelle d'équilibre au Togo, toutes les autres choses étant égales (quadrant 2). Etant donné les niveaux de la production intérieure et des prix (quadrant 3), la BCEAO fixera son objectif de masse monétaire (offre de monnaie) de façon à ce que le taux d'intérêt lorsque le marché de monnaie est en équilibre (quadrant 4) corresponde au taux d'intérêt de la BCE plus la prime de risque.

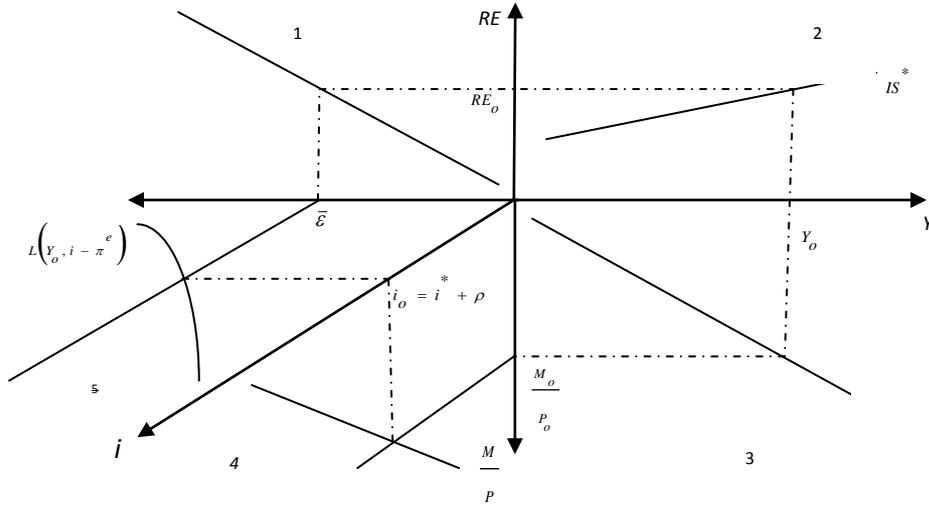


Figure 2.2 : Schéma Récapitulatif de l'Équilibre Simultanément sur les Marchés dans un Régime de Taux de Change Fixe

3. Effets des Politiques Macroéconomiques sur l'Activité Économique dans un Système de Taux de Change Fixe

Cette section discute des impacts théoriques des politiques monétaires, budgétaires et de la dévaluation sur les variables macroéconomiques au Togo. Les analyses se feront en acceptant qu'il n'y a pas encore plein-emploi des facteurs de production au Togo. En conséquence, on exclura des discussions l'éventualité d'une pression à la hausse des prix qui serait liée à une incapacité des entreprises togolaises à augmenter leur production de biens et services pour faire face à une augmentation de la demande globale causée par une de politique économique.

3.1 Politique Monétaire

Deux points de vues sont ici présentées : la prédiction du modèle traditionnel de Mundell-Fleming dans un régime de taux de change fixe et l'extension de d'Ortiz & Rodriguez (2002) intégrant au dit modèle le facteur risque-pays.

Dans un régime de change fixe, la politique monétaire est entièrement vouée à la défense de la parité de la monnaie nationale⁶. Cette défense de la parité se fait, étant donné le niveau de la production intérieure, à travers l'ajustement de l'offre

⁶ L'offre de monnaie devient ainsi une variable endogène (Römer, 2001, p. 229).

de monnaie à la demande de monnaie de sorte que l'équilibre sur le marché monétaire aille de pair avec celui sur le marché des changes. L'Etat ne pourrait donc utiliser les instruments de la politique monétaire pour combattre le chômage ou l'inflation (Mankiw, 2003, p. 384-5, Krugman & Obstfeld, 2001, pp. 561-2, Ortiz & Rodriguez, 2002, p. 332).

Par contre, Ortiz & Rodriguez (2002), en intégrant le facteur risque-pays au modèle de Mundell-Fleming et en supposant ce facteur dépendant du déficit fiscal et des avoirs extérieurs du pays, ont démontré qu'une politique monétaire expansive peut accroître le risque pays et le taux d'intérêt domestique et réduire le niveau de la production réelle⁷.

Dans le cas du Togo et des pays de l'UEMOA, la politique monétaire de la BCEAO peut aussi influencer le taux de change des monnaies de pays voisins notamment celles du Ghana (le Cedi) et du Nigéria (le Naira). Lorsque le taux d'intérêt sur le marché monétaire au Togo et dans l'UEMOA est plus élevé que celui au Ghana ou au Nigéria, cela provoquerait un afflux des capitaux de ces pays vers les Etats de l'UEMOA. Cette fuite des capitaux du Ghana ou du Nigéria vers les Etats de l'UEMOA provoquerait une appréciation du Franc CFA par rapport au Cedi ou au Naira. Ceci défavorisera les exportateurs togolais et encouragera les importations de produits de ces pays. L'appréciation du cours du Franc CFA par rapport à ces devises pourra faire baisser la production intérieure réelle du Togo (relation [2.7]).

3.2 Politique Budgétaire

Une politique budgétaire expansionniste (augmentation des dépenses publiques, réduction des taxes ou une combinaison des deux) résulte en un accroissement de la production réelle de biens et services (relations [2.5] & [2.6] ; Frenkel & Razin, 1987). Cette augmentation de la production réelle occasionnera une augmentation de la demande réelle d'encaisses monétaires (relation [2.8]). La banque centrale doit alors accroître l'offre de monnaie dans l'économie en achetant des devises et autres actifs étrangers en vue de maintenir inchangée la parité Euro – Franc CFA et assurer l'équilibre sur le marché de la monnaie. La politique budgétaire expansionniste de l'Etat et l'achat des devises étrangères par la banque centrale constituent deux opérations qui vont agir en sens opposé sur la prime de risque du pays et sur le taux d'intérêt domestique (relation [2.11] ; Ortiz & Rodriguez, 2002).

⁷ Selon la contribution d'Ortiz & Rodriguez (2002), une politique monétaire expansionniste induit une baisse du taux d'intérêt nominal – relations [2.8] et [2.10], le niveau des réserves internationales baisse à la suite de la baisse de taux d'intérêt nominal, laquelle baisse provoque une hausse du facteur risque-pays et du taux d'intérêt – relation [2.11] – d'où la baisse de la production – relations [2.5] et [2.6].

3.3 La Dévaluation ⁸

La dévaluation, en théorie, accroît la compétitivité d'un pays en rendant ses produits bon marché à l'étranger. Dans la réalité, la dévaluation ne peut être bénéfique à un Etat que si elle dispose d'industries capables de substituer la production domestique aux importations de l'extérieur autrement elle créerait de l'inflation en rendant le prix en devise nationale des produits importés plus élevé. Le Franc CFA a connu en 1994 une dévaluation de 50% par rapport au Franc Français. Cette dévaluation apparemment n'a ni stimulé les exportations togolaises ni réduit ses importations comme on peut l'observer sur la Figure 3.1.

Les exportations et les importations du Togo ont chuté en 1993 à cause de la grève générale illimitée ayant paralysée l'économie du pays. La reprise des ventes de biens et prestations de services à l'étranger observées en 1994 ne peut être attribuée à la dévaluation du Franc CFA intervenue au cours de cette année. On pourrait plutôt l'associer à la fin de la grève générale et au retour à la normale des activités. Quant aux importations, elles n'ont pas baissé en valeur bien que les produits étrangers fussent devenus plus chers. Ceci s'explique par le fait que le Togo ne dispose pas d'industries capables de substituer la production domestique aux produits manufacturés et importés de l'extérieur.

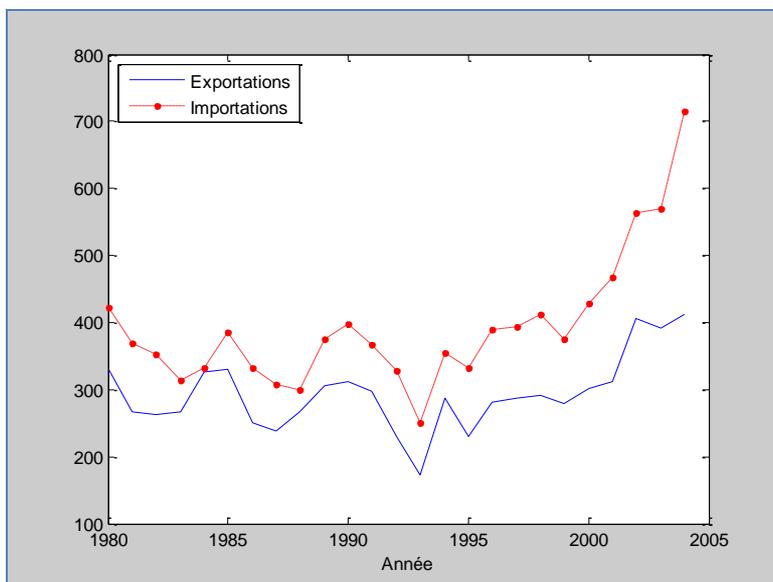


Figure 3.1 : Exportations et Importations réelles, Milliard FCFA, Togo, 1980-2004
Source: IMF IFS

⁸ La dévaluation ou la réévaluation du Franc CFA ne ressort pas de la compétence d'un seul Etat mais est une décision consensuelle et rare entre la France et les 8 Etats de l'UEMOA.

4. Recherches Empiriques

Les techniques des doubles moindres carrés et d'analyse de cointégration seront utilisées pour estimer les relations fonctionnelles suggérées par le modèle de Mundell-Fleming avec les données de l'économie togolaise et tester l'existence de relations d'équilibre de long terme sur les marchés de produits, de la monnaie et des changes au Togo.

Le modèle économétrique à estimer, les méthodes d'estimation ainsi que les évidences obtenues sont ici présentés.

4.1 Le Modèle Économétrique

La relaxation de l'hypothèse de constance des variables exogènes du modèle : niveau général des prix (P), taxes (T), dépenses gouvernementales (G), taux d'intérêt à l'étranger (i^*) et réserves internationales (R) permet d'utiliser le modèle de Mundell-Fleming à des fins d'analyse de relations d'équilibre de long terme entre production intérieure réelle (Y) et les autres variables figurant dans le modèle (Krugman & Obstfeld, 2003, p. 502 ; Obstfeld, 2001). Les trois (3) équations structurelles du modèle de Mundell-Fleming sont :

$$Y = AD(Y, i - \pi^e, RE, T, G) \quad [2.6]$$

$$\frac{M^s}{P} = L(Y, i)$$

$$i = i^* + \rho(D, R). \quad [2.11]^9$$

Les variables i , π^e , RE , et D représentent respectivement taux d'intérêt domestique, le taux d'inflation anticipé, le taux de change effectif et le déficit public.

La première relation décrit la condition d'équilibre sur le marché des biens et services ; la seconde, la condition d'équilibre sur le marché de la monnaie et la troisième la condition d'équilibre sur le marché des changes.

En supposant une relation linéaire entre les variables de ces relations et après arrangement, on obtient le modèle économétrique suivant :

$$Y_t = a_0 + a_1(i_t - \pi_{t+1|t}^e) + a_2RE_t + a_3T_t + a_4G_t + u_t \quad [4.1]$$

$$\left(\frac{M_t^s}{P_t}\right) = b_0 + b_1Y_t + b_2i_t + v_t \quad [4.2]$$

⁹ Ces deux dernières relations sont une décomposition de la relation [2.12].

$$i_t = c_0 + c_1 i_t^* + c_2 D_t + c_3 R_t + w_t. \quad [4.3]$$

Les résidus u_t , v_t et w_t captent les erreurs d'ajustement et les possibles erreurs dans la mesure des variables.

La dynamique du taux d'inflation, π_t , sera décrite par un processus *ARMA* (Autoregressive Moving Average) d'ordre p , et q .

$$\pi_t \sim ARMA(p, q) \quad [4.4]$$

Une analyse Box-Jenkins sera effectuée en vue spécifier de manière parcimonieuse ce processus. Ensuite, la contribution à cette dynamique d'autres variables réelles telles que le taux de croissance du PIB et celui des importations sera analysée.

Le modèle économétrique constitué par les relations [4.1] à [4.4] est un modèle à équations simultanées parce que la production intérieure qui est une variable endogène explique la quantité réelle de monnaie en circulation et le taux d'intérêt qui est aussi une variable endogène explique le niveau de la production intérieure d'équilibre et l'offre réelle de monnaie.

4.2 Les Données

Pour des raisons de disponibilité de données complètes sur l'économie du Togo, la période sur laquelle s'étend les études va de 1983 à 2004 et les observations sont annuelles. Les données utilisées proviennent des bases de données de la BCEAO¹⁰, de la Direction de l'Economie¹¹, et du FMI (IMF IFS)¹² et sont, à l'exception des taux qui sont en pourcentage, exprimées en milliards de Francs CFA. Les données réelles ont été calculées en divisant les données nominales concernées par le déflateur de PIB.

L'existence de relations d'équilibre de long terme (cointégration) requiert que les variables impliquées soient intégrées du même ordre. Les statistiques des tests de racines unitaires de Dickey-Fuller sont présentées en Annexe 1 dans le Tableau A1. D'après les résultats de ces tests, tous les variables du modèle, sauf le taux d'inflation, sont intégrées d'ordre 1, $I(1)$.

¹⁰ Avoirs extérieurs nets (R_t) et Masse Monétaire (M_t^s).

¹¹ Recettes fiscales (T_t), dépenses gouvernementales (G_t) d'où les chiffres sur le déficit budgétaire $D_t = T_t - G_t$.

¹² PIB au prix du marché (Y_t), déflateur du PIB, taux d'intérêt sur le marché monétaire au Togo (i_t), taux d'intérêt sur le marché monétaire en France de 1983 à 1998 et dans la zone Euro de 1999 à 2004 (i_t^*), taux de change effectif réel (RE_t).

4.3 Les Hypothèses de Modélisation

Les hypothèses de Gauss-Markov¹³ sont considérées. Par ailleurs, puisqu'il n'existe pas de données sur les anticipations du taux d'inflation futur par les agents économiques, il sera supposé que ces derniers forment leurs anticipations de façon très pragmatique, i.e. le taux d'inflation anticipé à une époque donnée correspond au taux d'inflation actuel, $\pi_{t+1|t}^e = \pi_t$. Il existe une colinéarité exacte entre les variables Taxes réelles (T_t), dépenses gouvernementales réelles (G_t) dans la première relation structurelle et la variable déficit budgétaire réel (D_t). En vue de permettre l'estimation des relations, on supposera que le paramètre a_4 dans la première équation, i.e. [4.1], est égal à l'opposé du coefficient a_3 , $a_4 = -a_3$. Ces deux nouvelles hypothèses amènent à reformuler la relation [4.1].

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1(i_t - \pi_t) + \alpha_2 RE_t + \alpha_3 D_t + v_t \quad [4.5]$$

Les coefficients α_1 , b_2 , et c_3 sont supposés avoir un signe négatif. Le signe des paramètres α_2 , b_1 , et c_2 est supposé être positif. La valeur du coefficient c_1 est 1.

4.4 Les Méthodes d'Estimation et Évidence Empiriques

La méthode des doubles moindres carrés (2SLS – Two Stage Least Squares) et la procédure de Johansen seront utilisées pour estimer les modèles [4.2] à [4.5].

4.4.1 La Méthode des Doubles Moindres Carrés

Dans cette méthode d'estimation, les variables production intérieure réelle (Y_t), masse monétaire (M_t^s), taux d'intérêt sur le marché monétaire au Togo (i_t) et taux d'inflation (π_t) sont considérées comme endogènes. Toutes les autres variables sont traitées comme déterminées en dehors du modèle. Les principaux résultats des estimations des quatre (4) équations structurelles du modèle de Mundell-Fleming sont présentés ci-dessous.

- L'Équation de l'Inflation

La méthode Box-Jenkins est utilisée en vue de détecter le processus *ARMA* que suit le taux d'inflation. Cette méthode est une procédure en trois (3) étapes que sont : l'inspection graphique de la représentation graphique des coefficients d'autocorrélation (ACF – Autocorrelation Function) et d'autocorrélation partielle (PACF – Partial Autocorrelation Function) de la série en question, l'estimation de

¹³ Indépendance des variables explicatives des termes d'erreurs ; absence de multi colinéarité parfaite entre variables explicatives ; termes d'erreurs indépendants et identiquement distribués, d'espérance nulle, et de variance constante.

divers modèles *ARMA* sur la base des suggestions de l'analyse graphique, et les tests de diagnostique.¹⁴

Les coefficients d'autocorrélation de corrélation partielle du taux d'inflations sont représentés sur la Figure 4.1 ci-dessous.

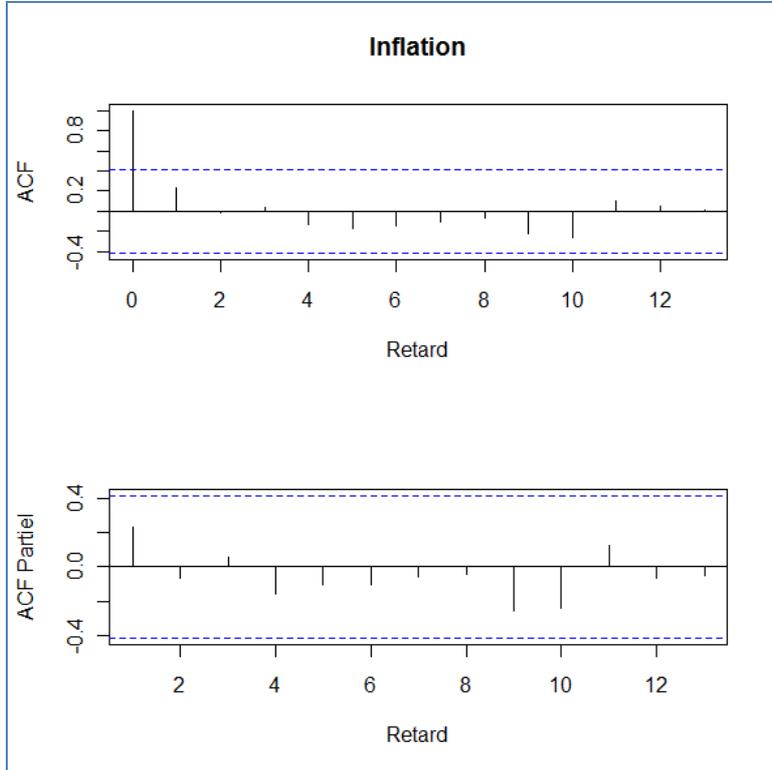


Figure 4.1: ACF et PACF du Taux d'Inflation au Togo

Les résultats de l'estimation des plus significatifs des modèles ARMA suggérés par la Figure 4.1 sont présentés ci-dessous.

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t &= 6,759 + 0,966\pi_{t-1} - 0,385\pi_{t-2} - 1,72\varepsilon_{t-1} \\ &\quad (2,494) \quad (5,919) \quad (-1,697) \quad (-4,293) \quad [4.6] \\ \bar{R}^2 &= 0,61 \quad AIC = 6,519 \quad SBC = 6,718 \quad t_{2,5\%}(16) = 2,119 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t &= 6,06 + 0,795\pi_{t-1} - 0,084\pi_{t-2} - 1,496\varepsilon_{t-1} - 0,678\varepsilon_{t-2} \\ &\quad (1,083) \quad (2,962) \quad (-0,212) \quad (-2,712) \quad (-0,893) \quad [4.7] \\ \bar{R}^2 &= 0,62 \quad AIC = 6,53 \quad SBC = 6,78 \quad t_{2,5\%}(15) = 2,131 \end{aligned}$$

¹⁴ Des détails concernant cette méthode peuvent être trouvés dans Accolley (2008, pp. 8-13), Asteriou & Hall (2007, pp. 240-7) et dans tout autre manuel traitant des séries chronologies.

Les critères de choix *AIC* (Akaike Information Criteria) et *SBC* (Schwartz Bayesian Criteria) donnent, toutes les deux, préférence au modèle [4.6] comme étant le processus univarié décrivant la dynamique du taux d'inflation au Togo. Le terme d'erreur ε_t est interprété comme un choc sur l'offre de biens et services dans l'économie. Selon le modèle [4.6], le choc sur l'offre de l'année antérieure exerce une pression à la baisse sur le taux d'inflation actuel. Alternativement au choc d'offre, la contribution de taux de croissance du PIB réel (g_t) et des importations réelles (μ_t) à l'explication du niveau de l'inflation au Togo a été testée.

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t &= 2,197 + 0,181\pi_{t-1} - 0,313\pi_{t-2} + 0,942g_t \\ &\quad (1,112) \quad (0,946) \quad (-1,539) \quad (3,231) \quad [4.8] \\ \bar{R}^2 &= 0,334 \quad AIC = 7,055 \quad SBC = 7,254 \quad t_{2,5\%}(16) = 2,119 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t &= 1,908 + 0,377\pi_{t-1} - 0,202\pi_{t-2} + 0,309\mu_t \\ &\quad (0,877) \quad (1,804) \quad (-0,956) \quad (2,562) \quad [4.9] \\ \bar{R}^2 &= 0,22 \quad AIC = 7,213 \quad SBC = 7,412 \quad t_{2,5\%}(16) = 2,119 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t &= 1,805 + 0,252\pi_{t-1} - 0,316\pi_{t-2} + 0,714g_t + 0,146\mu_t \\ &\quad (0,901) \quad (1,246) \quad (-1,559) \quad (1,97) \quad (1,054) \quad [4.10] \\ \bar{R}^2 &= 0,34 \quad AIC = 7,08 \quad SBC = 7,33 \quad t_{2,5\%}(15) = 2,131 \end{aligned}$$

Les modèles [4.8], [4.9] et [4.10] montrent que la croissance du PIB réel g_t et des importations nettes μ_t exerce un impact positif sur les prix au Togo. De ces trois modèles, les critères *AIC* et *SBC* donnent préférence au modèle [4.8] expliquant le taux d'inflation au Togo en termes des taux d'inflation des deux années précédentes et du taux de croissance actuel du PIB réel. Comparant ce dernier modèle, i.e. [4.8], au modèle [4.6], on constate que le modèle [4.6] a un pouvoir explicatif plus élevé ; ce qui permet de conclure que les taux d'inflation des deux dernières années et le choc d'offre de l'année précédent expliquent, mieux que les autres variables, le niveau de l'inflation au Togo. En introduisant à la fois les variables : chocs de l'offre, taux de croissance du PIB réel et des importations réelles dans l'équation de l'inflation, on obtient les résultats ci-après :

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t &= 1,381 + 0,514\pi_{t-1} - 0,327\pi_{t-2} + 0,514\varepsilon_{t-1} + 0,896g_t + 0,101\mu_t \\ &\quad (0,571) \quad (1,548) \quad (-1,28) \quad (1,407) \quad (6,079) \quad (2,291) \quad [4.11] \\ \bar{R}^2 &= 0,615 \quad AIC = 6,572 \quad SBC = 6,871 \quad t_{2,5\%}(14) = 2,145. \end{aligned}$$

Bien que les taux de croissance du PIB réel et des importations nettes entrent significativement dans l'équation [4.11], les critères de choix *AIC* et *SBC* du modèle [4.6] demeurent toujours les plus bas. En excluant du modèle [4.11] le taux de croissance des importations nettes, on obtient le modèle [4.12] ci-dessous auquel on préfère toujours le modèle [4.6].

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t &= 1,746 + 0,538\pi_{t-1} - 0,294\pi_{t-2} + 0,28\varepsilon_{t-1} + 1,021g_t \\ &\quad (0,723) \quad (1,643) \quad (-1,3) \quad (0,734) \quad (6,128) \quad [4.12] \\ \bar{R}^2 &= 0,54 \quad AIC = 6,71 \quad SBC = 6,958 \quad t_{2,5\%}(15) = 2,131 \end{aligned}$$

Remarquez que l'introduction du taux de croissance de PIB réel dans l'équation décrivant la dynamique de l'inflation au Togo a eu comme conséquence le changement du signe de l'impact du choc de l'offre de la période précédente sur l'inflation. Dans [4.6] et [4.7], les chocs de l'offre des périodes précédentes contribuent à la baisse du taux de l'inflation alors que dans les modèles [4.11] et [4.12] le choc de l'offre augmente le taux d'inflation.

- **L'Équation du PIB Réel**

$$\begin{aligned} \hat{Y}_t &= 1372,98 + 3,943(i_t - \pi_t) - 3,336RE_t + 2,614D_t \\ &\quad (5,923) \quad (0,828) \quad (-1,361) \quad (2,888) \quad [4.13] \\ \bar{R}^2 &= 0,82 \quad t_{2,5\%}(16) = 2,119 \\ DW &= 1,175 \quad d_{L;5\%} = 0,9 \quad d_{U;5\%} = 1,83 \end{aligned}$$

Le modèle [4.13] explique 82% des variations dans le PIB réel du Togo. Les signes des coefficients estimés ne sont pas tous ceux suggérés par la théorie économique. Seul le coefficient associé à la variable déficit budgétaire est correctement signé indiquant qu'une politique budgétaire expansionniste (augmentation des dépenses publiques et/ou baisse des impôts) contribue significativement à la relance de l'économie togolaise à travers un effet multiplicateur. Ce coefficient est non seulement significatif mais plus grand que 1, ce qui confirme l'effet multiplicateur des dépenses publiques sur le PIB ; le PIB augmente de 2,614 milliards quand l'État togolais augmente les dépenses publiques ou baisse les impôts de 1 milliard. Le coefficient de la variable taux de change effectif réel n'est significatif qu'à partir d'un seuil de 19,24%. Ceci tient à deux (2) à choses :

Premièrement, le Togo opère dans un système de taux de change fixe et la plupart de ses partenaires commerciaux sont des pays de l'Union Européenne et de la zone Franc ; ce qui fait qu'il n'y a pas assez de fluctuations dans le taux de change effectif du Togo lorsque le cours des devises des partenaires commerciaux américains, chinois, &c change. Il est à rappeler que le taux de change effectif est une moyenne pondérée du taux de change des devises des partenaires commerciaux du pays. Le poids d'un partenaire commercial dans le taux de change effectif correspond à sa part dans le commerce extérieur du pays. Selon les statistiques de l'Organisation Mondiale du Commerce (OMC), 43,3% des importations du Togo proviennent des États de l'Union Européenne principalement la France et seulement 4.2% proviennent des États-Unis ; 12,7 %, 10,9% 9,7% et 7,1% des exportations du Togo

sont destinées respectivement au Niger, Bénin, Burkina-Faso et Mali – des États membres de la zone Franc. Les devises des partenaires commerciaux, dans le calcul du taux de change effectif, étant pondéré par leurs parts dans le commerce extérieur du pays, il est alors clair au vu ces statistiques que les fluctuations du Dollar américain, par exemple, auront peu d'influence sur le taux de change effectif du Togo.

Deuxièmement, le Togo ne dispose pas suffisamment d'un appareil productif lui permettant de substituer des biens domestiques aux importations.

Par ailleurs, on ne peut conclure sur la base des statistiques de Durbin-Watson (DW) en la présence d'autocorrélation des termes d'erreurs.

L'inspection graphique du PIB du Togo sur la période 1983-2004 a suggéré l'introduction de variables muettes dans le modèle. La variable muette DV_{94} tient compte du changement observé dans la tendance du PIB après la dévaluation du Franc CFA en 1994¹⁵. La figure 4.1, ci-dessous, représente le PIB réel du Togo sur la période 1980-2004.

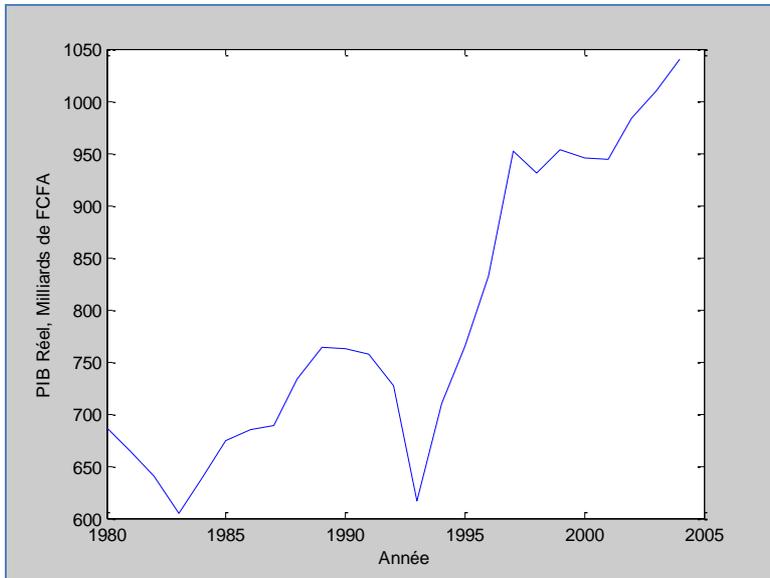


Figure 4.1 : PIB Réel, Togo, 1980-2004
Source : IMF IFS

La nouvelle estimation donne les résultats ci-après :

¹⁵ La valeur 1 a été assignée à la variable muette DV_{94} à partir de 1994.

$$\hat{Y}_t = 737,9 + 214,38DV_{94} + 5,34(i_t - \pi_t) + 0,41RE_t + 1,56D_t$$

$$\begin{matrix} (3,036) & (3,633) & (1,501) & (0,196) & (2,125) \end{matrix} \quad [4.14]$$

$$\begin{matrix} \bar{R}^2 = 0,9 & t_{2,5\%}(15) = 2,131 \\ DW = 1,894 & d_{L;5\%} = 0,79 & d_{U;5\%} = 1,99 \end{matrix}$$

Le coefficient associé à la variable muette DV_{94} est significatif. Celui associé au taux de change effectif réel porte le signe espéré mais reste, sans aucune surprise, non significatif. Le paramètre associé au taux d'intérêt réel n'est toujours pas correctement signé. Le modèle explique 90% de la variabilité de la production intérieure réelle. Le test d'autocorrélation de Durbin-Watson n'est toujours pas conclusif au seuil de 5%.

Vu que le taux d'intérêt réel n'explique pas correctement et significativement les variations du PIB réel, le taux d'inflation a donc été exclu de cette équation. Cet abandon de l'hypothèse d'effet Fisher correspond à une conjecture selon laquelle les décisions de consommation et d'investissement des agents économiques au Togo dépendent non du taux d'intérêt réel mais plutôt du taux d'intérêt nominal. Les résultats obtenus, ce faisant, sont alors ceux escomptés. Tous les coefficients estimés portent les signes espérés. Ils sont aussi tous statistiquement significatifs à l'exception du taux de change effectif réel qui n'est pas supposé entrer de façon significative dans le modèle pour des raisons évoquées plus haut.

$$\hat{Y}_t = 1044 - 26,35i_t + 1,32RE_t + 3,15D_t$$

$$\begin{matrix} (8,442) & (-2,144) & (0,824) & (5,022) \end{matrix} \quad [4.15]$$

$$\begin{matrix} \bar{R}^2 = 0,72 & t_{2,5\%}(16) = 2,119 \\ DW = 1,01 & d_{L;5\%} = 0,9 & d_{U;5\%} = 1,83 \end{matrix}$$

En introduisant la variable muette précédente dans le modèle [4.15], le pouvoir explicatif du modèle augmente, les coefficients sont encore une fois correctement signés mais ne sont pas tous significatifs.

$$\hat{Y}_t = 615 + 166,07DV_{94} - 6,51i_t + 2,69RE_t + 2,57D_t$$

$$\begin{matrix} (1,84) & (1,45) & (-0,475) & (1,437) & (3,867) \end{matrix} \quad [4.16]$$

$$\begin{matrix} \bar{R}^2 = 0,8 & t_{2,5\%}(15) = 2,131 \\ DW = 0,79 & d_{L;5\%} = 0,79 & d_{U;5\%} = 1,99 \end{matrix}$$

- L'Équation de Monnaie

L'estimation de l'équation de monnaie donne les résultats suivants :

$$\begin{aligned} \left(\frac{\hat{M}_t^s}{P_t}\right) &= 27,16 & + & 0,14Y_t & + & 14,32i_t \\ &(0,254) & & (1,45) & & (2,94) & [4.17] \\ \bar{R}^2 &= 0,2 & & t_{2,5\%}(17) = 2,110 \\ DW &= 1,035 & & d_{L;5\%} = 1 & & d_{U;5\%} = 1,68. \end{aligned}$$

Les résultats révèlent une relation positive entre le taux d'intérêt sur le marché monétaire et la masse monétaire. Ce qui est contraire aux prédictions de la théorie économique. Ce résultat inattendu ne semble pas révéler une violation de la théorie de la préférence pour la liquidité par les agents économiques. Il peut s'expliquer par le fait que le taux d'intérêt sur le marché monétaire au Togo est resté très stable pendant plus de la moitié de la période étudiée – i.e., de 1993 à 2004, le taux d'intérêt sur le marché monétaire était d'à peu près de 4.95% (Voir Figure 2.1 à la page 6).

L'ordonnée à l'origine et l'effet de la production intérieure sur la masse monétaire ne sont pas significativement différent de 0. Le test de Fisher indique que les paramètres du modèle, tous ensemble, sont nuls. L'introduction de la variable muette DV_{93} prenant la valeur 1 à partir de l'année 1993 permet d'avoir des résultats conformes aux prédictions de la théorie économique mais les coefficients associés aux variables PIB réel et taux d'intérêt nominal ne sont pas statistiquement significatifs.

$$\begin{aligned} \left(\frac{\hat{M}_t^s}{P_t}\right) &= 340,79 & - & 153,9DV_{93} & + & 0,128Y_t & - & 16,08i_t \\ &(2,843) & & (-2,825) & & (1,859) & & (-1,528) [4.18] \\ \bar{R}^2 &= 0,51 & & t_{2,5\%}(16) = 2,119 \\ DW &= 1 & & d_{L;5\%} = 0,9 & & d_{U;5\%} = 1,83. \end{aligned}$$

- L'Équation du Taux d'Intérêt

L'estimation de la fonction de prime de risque a donné comme résultats :

$$\begin{aligned} \hat{i}_t &= 2,11 & + & i_t^* & + & 0,03D_t & + & 0,008RE_t \\ &(3,173) & & & & (3,555) & & (1,389) & [4.19] \\ \bar{R}^2 &= 0,85 & & t_{2,5\%}(19) = 2,093 \\ DW &= 1,42 & & d_{L;5\%} = 0,9 & & d_{U;5\%} = 1,83. \end{aligned}$$

Les avoirs extérieurs nets de la banque centrale au Togo n'entrent pas significativement dans l'équation de la prime de risque. De plus, son coefficient porte un signe positif au lieu d'un signe négatif comme espéré.

Il a été, par la suite, supposé qu'il existe un niveau désiré de taux d'intérêt sur le marché monétaire au Togo et que l'ajustement à ce niveau optimal de taux d'intérêt correspondant au déficit budgétaire et aux avoirs extérieurs du Togo ne se fait pas immédiatement : modèle d'ajustement partiel.

$$\begin{aligned}
 i_t^{opt} &= c_0 + c_1 i_t^* + c_2 D_t + c_3 R_t + w_t \\
 i_t - i_{t-1} &= (1 - \theta)(i_t^{opt} - i_{t-1}) \quad \Rightarrow \\
 i_t &= (1 - \theta)c_0 + \theta i_{t-1} + (1 - \theta)c_1 i_t^* + (1 - \theta)c_2 D_t + (1 - \theta)c_3 R_t + (1 - \theta)w_t
 \end{aligned}
 \tag{4.20}$$

Les résultats obtenus en estimant le modèle [4.21] révèlent toujours une relation positive entre les avoirs extérieurs du Togo et la prime risque.

$$\begin{aligned}
 \hat{i}_t &= 1,951 + 0,084i_{t-1} + 0,72i_t^* + 0,015D_t + 0,014R_t \\
 &\quad (2,568) \quad (0,328) \quad (3,061) \quad (1,01) \quad (1,642) \\
 \bar{R}^2 &= 0,83 \quad t_{2,5\%}(16) = 2,119 \\
 DW &= 1,52 \quad d_{L;5\%} = 0,79 \quad d_{U;5\%} = 1,99
 \end{aligned}
 \tag{4.21}$$

En estimant le modèle [4.21] de façon contrainte, la valeur estimée du paramètre θ est de 0,209 et ce dernier n'est significatif qu'à un seuil de 36,65%.

Les résidus des équations du PIB réel, de la monnaie et du taux d'intérêt ne sont stationnaires. Ce qui veut dire qu'il n'y a pas de relations d'équilibre de long-terme entre les variables sur les marchés de produits, de monnaie et de change au Togo.

4.4.2 L'Approche de Maximum de Vraisemblance de Johansen

Tout comme dans le cas des estimations par la méthode des moindres carrés en deux étapes, seuls les variables Y_t , $\left(\frac{M_t^s}{P_t}\right)$, i_t et π_t sont considérés comme endogènes. Les conclusions des tests de cointégration ne sont pas unanimes. Le test de ratio de vraisemblance fondé sur la valeur propre la plus élevée de la matrice stochastique (voir résultats dans le Tableau A2 en annexe) ainsi que les critères de choix *AIC* et *SBC* suggèrent l'inexistence de relations cointégrantes alors que le test de ratio de vraisemblance fondé sur la trace de la matrice stochastique suggère deux relations cointégrantes. Compte tenu des évidences obtenues dans la sous-section 4.4.1, les conclusions majoritaires des trois premières statistiques sont retenues.

5. Conclusion

Les investigations empiriques révèlent des distorsions sur le marché monétaire et des changes au Togo. La cause semble provenir du fait que la BCEAO ne réagit pas à chaque fois que la BCE baisse son taux directeur. Il en résulte que la prime de risque des investisseurs étrangers croît d'année en année alors que les avoirs extérieurs nets de la BCEAO sont en augmentation. En principe, lorsque la BCE baisse son taux directeur, toutes choses égales par ailleurs, la BCEAO doit aussi baisser ses taux directeurs. En outre, la prime de risque doit *ceteris paribus* baisser lorsque les avoirs extérieurs nets de la BCEAO augmentent.

L'instauration d'une relation d'équilibre de long terme sur les marchés au Togo suppose théoriquement soit une baisse appropriée du taux d'intérêt sur le marché monétaire au Togo ou une réévaluation de la parité du Franc CFA par rapport à l'Euro. Des deux options, la baisse du taux d'intérêt semble être la décision la plus rapide et la plus facile et réaliste à prendre. Ceci n'empêche toutefois pas des discussions théoriques sur la possibilité de légères et fréquentes fluctuations du Franc CFA par rapport à l'Euro. Une variation appropriée des taux directeurs de la BCEAO nécessite la conception et la spécification d'une fonction de prime de risque qui renseignera sur l'ampleur de la réaction attendue de la BCEAO suite aux variations de taux par la BCE. Ceci nécessite d'autres travaux de recherche. La construction d'un modèle dynamique stochastique d'équilibre général paraît un cadre théorique idéal d'analyse des réponses de l'économie togolaise à un choc de politique monétaire créé par la BCE.

Un autre sujet pour les recherches futures serait l'impact des politiques de la BCEAO sur le cours des devises des pays limitrophes des Etats de l'UEMOA (le Ghana et le Nigéria en l'occurrence). Ce point a été esquissé dans la section 3.2 de cet article et mérite plus d'attention.

Annexes

Tableau A1: Ratios τ ¹⁶ des Tests ADF de Racines Unitaires

	Niveau, Intercept & Trend		1 ^{ère} Difference, Intercept	
	ADF Stat.	5% Val. Crit.	ADF Stat.	5% Val. Crit.
Y_t	-2,635	-3,691	-3,897	-3,021
$\left(\frac{M_t^s}{P_t}\right)$	-0,053	-3,674	-3,281 *	-1,959
i_t	-2,18	-3,645	-4,309	-3,021
i_t^*	-2,428	-3,791	-3.714 *	-1.959
π_t	-3.465	-3.012		
D_t	-2,764	-3,645	-5,519	-3,021
R_t	-0,194	-3,645	-3,662	-3,021
RE_t	-2,148	-3,645	-5,104	-3,021

*L'ordonnée à l'origine a été exclue du test ADF pour cette variable.

Tableau A2 : Tests de Ratio de Vraisemblance fondée sur la valeur propre la plus élevée de la matrice stochastique

Hypothèse Nulle	Alternative	Statistique λ_{\max}	Valeur critique 5%
$H_0 : r = 0$	$H_1 : r = 1$	27,34	30,74
$H_0 : r \leq 1$	$H_1 : r = 1$	18,55	24,22
$H_0 : r \leq 2$	$H_1 : r = 2$	15,26	16,9

21observations

Valeurs propres : 0,745 ; 0,604 ; 0,533 ; 0,0000 ; 0,0000 ; 0,00 00

¹⁶ Les τ ont été choisis sur la base du critère d'information de Schwartz.

Bibliographie

Accolley Delali Time Series Analysis: Some Applications. - Quebec : [s.n.], Dec 30, 2008. - www.scribd.com/accolleyd/.

Asteriou Dimitrios and Hall Stephen G Applied Econometrics, A Modern Approach Using Eviews and Microfit [Book]. - New York : Palgrave Macmillan, 2007. - Revised.

Baum Christopher F An Introduction to Modern Econometrics Using Stata [Book]. - [s.l.] : Stata Press, 2006.

Bourbonnais Regis Econométrie [Book]. - Paris : Dunod, 1998. - 2.

Frenkel Jacob A and Razin Assaf The Mundell-Fleming Model: A Quarter Century Later. - Cambridge : NBER, 1987. - <http://www.nber.org/papers/w2321>. - 2321.

Greene William H Econometric Analysis [Book]. - Upper Saddle River : Pearson Education, Inc, 2003. - 5.

Hamilton James D Time Series Analysis [Book]. - Princeton : Princeton University Press, 1994.

Krugman Paul R and Obstfeld Maurice Économie Internationale [Book] / ed. s.a. De Boeck & Larcier / trans. Hannequart A and Leloup F. - Brussels : Addison Wesley Longman, Inc, 2001. - 3.

Mankiw Gregory Macroéconomie [Book] / ed. s.a. De Boeck Université / trans. Houard J. - Brussels : W H Freeman and Company, 2003. - 3.

Obstfeld Maurice International Macroeconomics: Beyond the Mundell-Fleming Model / ed. Papers IMF Staff. - [s.l.] : IMF, 2001. - Vol. 47.

Ortiz Javier and Rodriguez Carlos Country Risk and the Mundell-Fleming Model Applied to the 1999-2000 Argentine Experience [Journal] // Journal of Applied Economics. - [s.l.] : Journal of Applied Economics, 2002. - 2 : Vol. V. - pp. 327-348.

Romer David Advanced Macroeconomics [Book] / ed. 2. - [s.l.] : McGraw-Hill Book Co, 2001.

Verbeek Marno A Guide to Modern Econometrics [Book]. - Chichester, West Sussex : John Wiley & Sons Ltd, 2004. - 2.