



HAL
open science

Pertinence de la dévaluation du Franc CFA de janvier 1994 : une évaluation par le taux de change réel d'équilibre. Cas de l'économie camerounaise

Jamal Bouoiyour, Oscar Kuikeu

► **To cite this version:**

Jamal Bouoiyour, Oscar Kuikeu. Pertinence de la dévaluation du Franc CFA de janvier 1994 : une évaluation par le taux de change réel d'équilibre. Cas de l'économie camerounaise. 2012. hal-01880344

HAL Id: hal-01880344

<https://univ-pau.hal.science/hal-01880344>

Preprint submitted on 24 Sep 2018

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



**Centre d'Analyse Théorique et de
Traitement des données économiques**

**CATT WP No. 11
July 2012**

**PERTINENCE DE LA
DEVALUATION DU FRANC CFA
DE JANVIER 1994 : UNE
EVALUATION PAR LE TAUX DE
CHANGE REEL D'EQUILIBRE.
CAS DE L'ECONOMIE
CAMEROUNAISE**

**Jamal BOUOYOUR
Oscar KUIKEU**

Pertinence de la dévaluation du Franc CFA de janvier 1994 : Une évaluation par le taux de change réel d'équilibre. Cas de l'économie camerounaise

Jamal BOUOYOUR

jamal.bouoieur@univ-pau.fr

Oscar KUIKEU

oscar.kuikou@etud.univ-pau.fr

CATT, Université de Pau et des Pays de l'Adour.

Avenue du doyen Poplawski, 64000 Pau.

Juillet 2012

Résumé : A partir d'une estimation, du degré de distorsion du taux de change réel de l'économie camerounaise, sur la période 1980 – 2001 en données annuelles, nous jugerons de la pertinence de la décision du 11 janvier 1994, de dévaluer de 50% le Franc CFA (Fcf) par rapport au Franc Français (FF). Nos résultats semblent confirmer l'idée aujourd'hui bien établie dans la littérature, d'un Fcf globalement surévalué au cours de la période ayant précédé l'ajustement monétaire.

Mots clés : Fcf, Taux de change réel effectif d'équilibre, Cointégration, Break Structurel.

JEL Classification: C22, F31.

Relevance of the CFA France devaluation in January 1994: An evaluation by the real exchange rate equilibrium. The case of Cameroon

Abstract: In this paper, we estimate, over the period 1980 – 2001, in annual data, the size of distortion (misalignment), of Cameroon's real exchange rate. This, in the goal to judge relevance of the decision of January 11, 1994, to devalue of 50% Franc CFA (Fcf) compared to the French franc (FF). Our results seem to confirm the idea established well today in the literature, of Fcf overall overvalued during the period having preceded the devaluation.

Key words: Fcf, Equilibrium real exchange rate, Cointegration, Structural Break.

JEL Classification : C22, F31.

Introduction

La décision prise par les Chefs d'Etat de la Zone Franc réunis, au sommet de Dakar au Sénégal du 11 janvier 1994, de dévaluer de 50% leur monnaie communautaire le Franc CFA (Fcfa), vis – à – vis du Franc Français (FF), aura sans doute constitué l'un des évènements majeurs qui auront ponctué la décennie écoulée en Afrique Francophone. Ceci, non seulement en raison de son ampleur – 100% en terme nationale, (Devarajan Shantayanan, 1997) –, mais surtout pour avoir ainsi remis en cause plus de 40 ans d'une fixité irrévocable du Fcfa au FF. En effet, la parité du Fcfa par rapport au FF était restée inchangée depuis octobre 1948. Ces deux derniers faits qui viennent d'être énumérés, semblent traduire tout l'intérêt d'un examen de la pertinence de cette dévaluation.

Il est à rappeler que la Zone Franc constitue un espace économique, monétaire et même culturel qui rassemble deux unions monétaires ayant signé en 1972 et 1973 des accords de coopération monétaire avec la France. Il s'agit d'une part de l'UEMOA (Union Economique et Monétaire Ouest Africain) dont les pays membres sont au nombre de 08 à savoir : Bénin, Burkina – Faso, Côte – d'ivoire, Guinée – Bissau, Mali, Niger, Sénégal, Togo. D'autre part de la CEMAC (Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale) qui regroupe 06 Etats : Cameroun, Congo, Gabon, Guinée – équatoriale, Tchad, République Centrafricaine. Chacune de ces unions monétaires dispose d'une monnaie commune le Franc CFA (FCFA) et d'une banque centrale commune, la BCEAO (Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest) pour l'UEMOA, la BEAC (Banque des Etats de l'Afrique Centrale) pour la CEMAC. Le quinzième membre africain de la zone franc la république islamique des Comores a sa propre monnaie et sa propre banque centrale. La Coopération monétaire avec la France s'articule autour de quatre principaux axes : La stabilité, la convertibilité, la transférabilité, la solidarité. En effet la France assure la stabilité à travers la fixité du taux de change du FCFA et de sa monnaie, elle assure la convertibilité du FCFA à travers le mécanisme dit du compte des opérations domicilié auprès de la direction française du trésor –où les Etats membres sont tenus de 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.

La dévaluation de janvier 1994, qui avait pour origine les principaux déséquilibres macroéconomiques apparus pendant la décennie

quatre – vingt, vise principalement la restauration de la compétitivité internationale des économies membres de la zone Franc. Par conséquent, et afin d'évaluer la pertinence de cette mesure, nous estimerons le degré de distorsion (mésalignement) du Franc CFA – défini comme étant l'écart du taux de change réel de sa valeur d'équilibre –, sur la période ayant précédé son adoption. En effet, l'on admet généralement que des mésalignements persistants du taux de change réel, donnent de fausses indications aux agents économiques et ainsi dégradent la compétitivité internationale de l'économie domestique par rapport aux partenaires (concurrents) étrangers (Willet Thomas, 1986). En outre, cette approche permettra d'infirmier ou non l'idée, aujourd'hui bien établie dans la littérature, d'un FCFA globalement surévalué au cours de la période ayant précédé l'ajustement monétaire (Rama Martin, 1998).

Néanmoins, s'il est assez évident de s'accorder sur les méfaits d'un taux de change inadéquat, il est en revanche plus difficile, de pouvoir mettre en évidence les phases de sur/sous – évaluation d'une monnaie. La principale difficulté est liée au fait que contrairement au taux de change réel, le taux de change réel d'équilibre n'est pas observable. Ainsi, convient – il de disposer d'une norme convenable d'évaluation de cette valeur d'équilibre. Ce que nous allons chercher à l'expliquer tout au long de cette étude. Le reste du papier est organisé comme suit : après un bref état de l'art et un rappel du modèle théorique retenu (section 1), nous exposerons quelques unes des caractéristiques essentielles de la situation économique et financière de l'économie camerounaise à l'aune de la dévaluation (section 2). Nous procéderons à l'estimation du taux de change réel d'équilibre de l'économie camerounaise ainsi que du degré de mésalignement (section 3). En guise de conclusion, nous présenterons une synthèse des principaux résultats obtenus (section 4).

1. Bref aperçu théorique sur le taux de change d'équilibre

La détermination du taux de change d'équilibre a été l'objet au cours du temps d'une vaste littérature tant théorique qu'empirique. Aussi, plusieurs normes ont-elles été proposées. L'approche, devenue aujourd'hui standard dans la littérature, consiste à procéder par équation réduite. Spécifiquement développée par Edwards Sebastian (1989), MacDonald (1997), Clark Peter and MacDonald Ronald (1998), cette

approche formalise – *via* la construction de modèles d'équilibre général intertemporel – l'idée selon laquelle l'évolution du taux de change réel est gouvernée par des phénomènes économiques réels sur une longue période (fondamentaux du taux de change réel). Par conséquent, toute variation du taux de change réel résultant du mouvement de ces variables est un phénomène d'équilibre. A l'opposé, tout écart injustifié du taux de change réel de ce sentier d'équilibre est un phénomène de déséquilibre, qu'il est convenu d'appeler mésalignement. Dans ce contexte, Benahji Hend (2008) s'est basée sur le modèle d'Elbadawi Ibrahim (1994) pour affirmer qu'un modèle du taux de change d'équilibre est valide que lorsqu'il y a une relation de co-intégration entre le taux de change et ses fondamentaux. Charfi Fatma (2008) a aussi utilisé la méthode de cointégration pour modéliser le taux de change. La spécification choisie par Hadj Amor Thouraya et El Araj Rita (2009) est inspirée des modèles comportementaux de type NATREX (Natural Real Exchange Rate) ou BEER (Behavior Equilibrium Exchange Rate) selon lesquels le taux de change réel de long terme représente la parité réelle de change qui assure l'équilibre macroéconomique interne et externe. Il faut préciser que les trois études qu'on vient de citer ont porté sur l'économie tunisienne.

Dans le cadre de cet article, l'on s'intéressera au cas particulier de l'économie camerounaise. Ceci pour plusieurs raisons : D'abord, l'activité économique de ce pays, comme d'ailleurs celle de la Côte – d'Ivoire, le Gabon et le Sénégal, est considérée comme moteur de croissance et de prospérité dans l'ensemble de la zone Franc. En effet, bien que le revenu par habitant des six Etats membres de la zone CEMAC soit relativement faible, le Cameroun à lui seul représentait un peu plus de 50% du revenu par habitant de l'union en 1994. Ensuite ce pays ayant connu une croissance tellement forte au cours de la deuxième moitié de la décennie 1960, que les bailleurs de fonds ont même qualifié de « Miracle camerounais », puis un marasme considérable dès 1985. Il est donc tentant de lier ses performances au comportement du taux de change réel. Enfin ce pays pourrait être un cas d'école permettant de tirer des conclusions intéressantes en matière de politique de change, non seulement pour ses partenaires membres de la Zone Franc, mais aussi pour certaines économies d'Asie du sud – Est dont l'Indonésie et la Malaisie, en raison de leur potentiel à l'exportation et de leur dotation en ressources naturelles comparables (World Bank, 1995).

Nous retiendrons les travaux de Baffes John et al. (1999) pour modéliser le taux de change. Précisément, il s'agit d'une démarche qui s'exécute en

trois étapes : La première aura pour objet de définir le taux de change réel d'équilibre. La seconde sera consacrée à l'estimation de l'équation du taux de change réel. La dernière, débouchera sur une mesure du taux de change réel d'équilibre compatible avec les valeurs soutenables de ses fondamentaux, de laquelle on déduira une estimation du degré de mésalignement du taux de change réel de l'économie camerounaise.

La conception du taux de change réel utilisé ici, est celle du modèle de Salter – Swan.

$$(1) \quad e = P_N/P_T$$

où P_N et P_T représentent respectivement les prix des biens non échangeables et échangeables.

Le taux de change réel d'équilibre, est celui qui assure la réalisation simultanée de l'équilibre interne et externe. L'équilibre interne dans le cadre d'un petit pays correspond à l'équilibre du marché du travail et à l'équilibre du marché des biens non échangeables. L'équilibre du marché du travail se ramenant au plein emploi des facteurs sans tension inflationniste. L'équilibre du marché des biens non échangeables lui est réalisé lorsque l'offre et la demande domestique sont ex – post égales à chaque période. Soit l'équation (2) :

$$(2) \quad y_N(e, \rho) = c_N + g_N = \theta \cdot c + g_N, \quad \frac{\partial y_N}{\partial e} > 0, \quad \frac{\partial y_N}{\partial \rho} < 0,$$

où y_N est l'offre de biens non échangeables sous l'hypothèse de plein emploi, c la dépense totale privée mesurée en biens non échangeables, θ la part dans la dépense privée de biens non échangeables, g_N la dépense publique en biens non échangeables, ρ le choc de productivité entre le secteur exposé et le secteur abrité.

L'offre de biens non échangeables est reliée positivement au taux de change réel. En effet une dépréciation réelle de la monnaie nationale (diminution de e) stimulera l'augmentation de l'offre de biens échangeables (via l'amélioration de la compétitivité prix) au détriment de l'offre de biens non échangeables. De même, un choc de productivité (augmentation de la productivité dans le secteur exposé par rapport au secteur abrité) est censé produire le même effet, c'est-à-dire réduire l'offre de biens non échangeables. En effet, étant donné que les salariés sont rémunérés à leur productivité marginale, une augmentation de la productivité du secteur exposé entraînera une augmentation de la demande de travail, ainsi que des salaires réels, qui induit alors un déplacement de la main-d'œuvre du secteur abrité vers le secteur exposé.

L'équilibre externe, est réalisé lorsque le solde de la balance courante – somme de la balance commerciale (b) et de la balance des revenus des facteurs (constituée du montant des aides étrangères reçues par le gouvernement (z) et des actifs détenus à l'étranger (f) rémunérés au taux r) – est nul. On dit alors que la position créditrice du pays a atteint l'équilibre d'état stationnaire (autrement dit le solde courant reste inchangé d'une période à une autre). Soit l'équation (3)

$$(3) \dot{f} = 0$$

$$\text{où } b + z + r \cdot f = y_T(e, \rho) - g_T - (1 - \theta) \cdot e \cdot c + (z + r \cdot f) = 0$$

La balance commerciale peut alors se définir comme la différence entre l'offre de biens échangés et la demande de biens échangés émanant du secteur public (g_T) et du secteur privé (c).

En combinant (2) et (3), nous obtenons :

$$e = \frac{\theta}{(1 - \theta)} \cdot \frac{y_T(e, \rho) - g_T + (z + r \cdot f)}{y_N(e, \rho) - g_N}$$

A partir des dérivées partielles premières du taux de change réel par rapport aux variables exogènes du modèle (g_N, g_T, b, ρ), l'on en déduit, l'équation (4) :

$$(4) e^* = e^* (g_N^+, g_T^-, b^-, \rho^+)$$

Toutefois, la prise en compte des termes de l'échange et des mesures de politique commerciale, comme variables fondamentales du taux de change est assez primordiale dans le cadre des pays émergents. En effet, en raison de la politique commerciale menée par ces Etats, les termes de l'échange intérieur (P_X/P_M) peuvent différer des termes de l'échange extérieur (notés tot). Si on suppose par exemple, que le gouvernement applique des taxes sur les produits importés au taux t_m et subventionne les exportations au taux t_x les termes de l'échange intérieurs peuvent s'exprimer comme une combinaison linéaire des termes de l'échange externe $tot = P_X^*/P_M^*$ et des mesures tarifaires $\eta = 1 + t_m/1 - t_x$, soit $P_X/P_M = tot/\eta$.

Par ailleurs comme le taux de change réel e dépend de (P_X/P_M) – suivant Montiel Peter J. (1999), l'on peut décomposer les biens échangeables (le taux de change réel défini sur la base de ces biens) en une combinaison de biens exportables (notés P_X) et importables (notés P_M), et faire ainsi dépendre le taux de change réel du ratio P_X/P_M – il dépendra par conséquent aussi de tot et de η . D'où l'équation :

$$(5) e^* = e^*(g_N, g_T, b, \rho, \eta, tot)$$

₊
₋
₋
₊
_?
_?

D'après les travaux de Montiel Peter J. (1999), les effets des mesures de politique commerciale et des termes de l'échange extérieur sur le taux de change réel sont semblables à celui d'un choc de productivité en faveur du secteur exposé. Autrement dit, ils conduisent à une appréciation du taux de change réel. Soit alors l'équation (6) :

$$(6) e^* = e^*(g_N, g_T, b, \rho, \eta, tot)$$

₊
₋
₋
₊
₊
₊

Les fondamentaux du taux de change ayant été mis en exergue, nous pouvons dès lors procéder à l'estimation des paramètres de long terme liés à ces variables. Nous aurons recours à une estimation de l'équation (6) sur la période 1980 – 2001 en données annuelles.

2. Présentation descriptive de l'économie Camerounaise dans une perspective rétrospective : 1965 – 1993

L'objectif de cette section est celle de rappeler l'ampleur du marasme économique dans lequel se trouve plongée l'économie camerounaise au cours de la décennie écoulée, et qui contraint ses autorités à accepter, en collaboration avec leurs partenaires membres de la Zone Franc, la dévaluation de leur monnaie communautaire.

2.1. Croissance peu confortable

A la sortie de l'indépendance, la croissance de l'économie camerounaise était respectable. De 1967 à 1978, les taux de croissance du PIB/tête et du revenu nominal par tête ont été en moyenne de 2% l'an. Avec la découverte et l'exploitation des gisements pétroliers au cours de la décennie 1970, la croissance s'est accélérée (+13% en moyenne). Ce rythme élevé de la croissance s'est traduit par une amélioration sensible des niveaux de vie, comme en témoigne l'augmentation de la consommation privée par tête, dont le taux de croissance était d'environ 5,4% l'an. La manne pétrolière permet en outre à l'Etat, de dégager un excédent du solde primaire, et d'orienter prioritairement sa politique budgétaire en fonction d'objectifs de développement.

Toutefois, c'est au cours de cette période de prospérité que se développent également les facteurs de vulnérabilités structurelles de l'économie camerounaise. En effet, les larges aubaines générées de la manne pétrolière poussent les autorités camerounaises à engager des dépenses considérables, mais jugées insoutenables à long terme, dans la

mesure où l'augmentation perçue des revenus est aléatoire (tributaire du cours du baril sur les marchés mondiaux), voire temporaire. C'est alors que la situation des finances publiques s'aggrave, le déficit budgétaire (solde base engagements, dons inclus) qui représentait 5,1% du PIB en 1989, s'accroît pour s'établir désormais à 14,1% du PIB en 1992. Simultanément sur le plan externe, le solde global de la balance des paiements, excédentaire en moyenne de 10 millions de US\$ entre 1977 et 1984 devient déficitaire de 461,31 millions de US\$ entre 1985 et 1992. En outre, les avoirs extérieurs nets du pays, excédentaires en moyenne de 83 432 millions de FCFA entre 1982 et 1985, deviennent déficitaires de 156 544 millions de FCFA entre 1985 et 1991. Aussi, la progression du PIB s'inverse-t-elle dès 1987. D'après le PNUD (1997) le PIB rompt avec la tendance de croissance (+6,9%) en 1985/86, pour amorcer une chute régulière à un taux moyen négatif de -4,33% en termes réels jusqu'en 1991/92.

2.2. Faiblesse des ajustements internes face à la crise

Devant l'approfondissement des déséquilibres macroéconomiques, les autorités camerounaises, comme par ailleurs celles des autres partenaires de la zone Franc, ne pouvant avoir recours à l'instrument traditionnel du taux de change s'engagent vers la voie des « ajustements internes ». Ce terme désigne, les différentes tentatives de restauration des équilibres macroéconomiques, sans modification du taux de change nominal, qui ont été mises en œuvre dans bon nombre de Pays en Développement (PED), au rang desquels ceux de la Zone Franc. Elles ont trait :

i) D'une part, à la réduction de la demande globale. Les fondements théoriques de ces mesures de réduction de l'absorption, découlent de l'approche monétaire de la balance des paiements. D'après ce concept bien établi dans la littérature économique, le rétablissement de l'équilibre du solde extérieur passe par une réduction du crédit intérieur ; autrement dit, du financement de la dépense interne. Dans cet ordre d'idées, les différents Programmes d'Ajustement Structurel (PAS), mis en œuvre dans les PED, se sont surtout attelés à la compression de la dépense gouvernementale via une réduction du train de vie de l'Etat. Ceci s'est traduit au Cameroun par une double réduction des salaires de la fonction publique, premièrement de 30% au mois de janvier 1993, suivie d'une deuxième baisse de 50% environ au cours du mois de novembre de la même année. A travers ces réductions de salaire, les pouvoirs publics espéraient parvenir à une diminution de

la masse salariale, d'une ampleur équivalente à ce qu'aurait représenté une compression des effectifs de la fonction publique de 40% exigée par les bailleurs de fonds. Mais la persistance du déséquilibre des finances publiques les a finalement conduites à procéder à une compression des effectifs de la fonction publique. Cette austérité budgétaire s'est accompagnée d'une austérité monétaire, caractérisée par une diminution du volume du crédit alloué à l'économie en provenance du système bancaire. De 1985 à 1993, les crédits à l'économie passent de 900 milliards de Fcfa à un peu moins de 750 milliards de Fcfa. Cependant, ces mesures de rationnement du crédit ont contribué à accroître les inégalités sociales. Dans la mesure où, la population la plus démunie (population féminine, agriculteurs, petits entrepreneurs, nouvelles entreprises informelles...), dont le besoin de financement est important mais, dont également les garanties ne sont pas suffisantes, a été évincée du marché du crédit en préférence aux grandes entreprises de la place. L'énorme croissance de la finance informelle (tontines, associations d'épargne mutuelle...) observée au cours de cette période, pourrait sans doute apparaître comme la réaction des ménages à leur nouvel environnement.

ii) D'autre part la libéralisation des économies. Cette nouvelle réorientation s'explique pour l'essentiel du fait que l'accroissement de la pression concurrentielle que permet l'ouverture des économies – à travers une présence plus affirmée des partenaires étrangers sur le territoire national – est un facteur d'accroissement de la compétitivité des firmes locales. Donc d'une meilleure insertion de ces dernières à l'économie mondiale. En outre, depuis le début des années 1980, l'on admet que l'Etat n'est ni un agent rationnel, ni un bon gestionnaire. C'est la raison pour laquelle, les mesures de libéralisation au Cameroun ont porté essentiellement, mais pas exclusivement, sur la privatisation pour ne pas dire « la liquidation » de certaines entreprises d'Etat. Cependant, dans la mesure où les services publics permettaient à l'Etat d'assurer sa fonction régaliennne de réduction des inégalités sociales, ces mesures de privatisation et de réduction du train de vie de l'Etat se sont accompagnées d'une diminution des dépenses publiques affectées au secteur social qui passent de 3,2% du PIB en 1985 à près de 2,75% en 1991.

Il faut cependant reconnaître que l'efficacité des mesures d'ajustement structurel au Cameroun paraît relativement médiocre. En effet, en 1993 le revenu par habitant ne correspondait plus qu'à la moitié environ de ce qu'il était en 1986 ; soit une décélération de la

croissance à un taux annuel moyen de 6% entre 1985 et 1993. Cette récession s'accompagne d'une contraction de l'investissement (FBCF) qui passe de 25% à 10% au cours de la même période et d'une envolée du chômage dont le taux en l'espace de dix ans passe de 7,3% de la population active à 24,6%. La répercussion majeure est alors l'accroissement de la pauvreté, qui se manifeste par une contraction de la consommation privée par tête d'environ 6% l'an.

2.3. Dégradation de la compétitivité extérieure

Comme la plupart des économies d'Afrique Sub – Saharienne, les produits primaires et en premier lieu le pétrole, occupent une place considérable dans les exportations de ce pays. En revanche, ses importations sont constituées, à 90%, de produits industriels nécessaires au fonctionnement de l'économie (voir annexe 1). Or, contrairement au prix des produits manufacturés ou même des services, les prix des produits de base sont extrêmement sensibles aux déséquilibres réels ou anticipés qui se forment sur les marchés. Le pays est donc très dépendant de son environnement extérieur et particulièrement de ses possibilités d'exportation des matières premières. C'est ainsi que l'évolution très défavorable de ce marché entre 1985 et 1993, compromet très fortement ses perspectives de croissance. Elle se caractérise par une chute prononcée des prix à l'exportation des produits agricoles et pétroliers. Cette dégradation des prix est accentuée par la dépréciation nominale du dollar vis-à-vis du Franc Français (l'on estime à 70% environ l'appréciation du FF par rapport au dollar américain), tout comme par rapport aux autres monnaies européennes en plus du Yen japonais. En monnaie nationale, l'on estime la baisse des prix à l'exportation des produits pétroliers à 42% en 1985/86 et à nouveau 39% l'année suivante, soit une dégradation de ses termes de l'échange extérieur de près de 40%.

Formellement pour apprécier la compétitivité-prix externe d'une économie par rapport à celle de ses principaux partenaires commerciaux, l'on a le plus souvent recours à la notion de taux de change réel. En effet généralement défini comme un prix relatif, le taux de change réel reflète la compétitivité internationale de l'économie domestique. Deux conceptions de cette notion théorique sont généralement opposées : La première émane de la théorie de la Parité de Pouvoir d'Achat (PPA) et définit le taux de change réel dit « *externe* » *ERER* comme, le prix relatif d'un même panier de biens produits ou consommés localement et à l'étranger. Soit en désignant par E^j le taux de change nominal bilatéral (côté au certain) entre le pays domestique et le partenaire ou concurrent

étranger j , P le niveau général des prix domestiques, P^j le niveau général des prix du partenaire ou concurrent étranger j , l'on a : $ERER = \prod_{j=1}^n (E^j P/P^j)^{\theta_j}$. Les pondérations θ_j reflétant la structure du commerce extérieur du pays domestique. Sous l'hypothèse d'une productivité globale des facteurs inchangée, toute augmentation (respectivement diminution) de $ERER$ correspondra à une dégradation (amélioration) de la compétitivité extérieure de l'économie nationale. Soit selon le concept de PPA à une appréciation (respectivement dépréciation) du taux de change réel. L'indice des prix à la consommation (IPC) est l'indice de prix le plus utilisé pour le calcul du taux de change réel externe. En effet non seulement cet indice est le plus souvent disponible dans la plupart des pays émergents, mais aussi il est le plus représentatif des secteurs de l'économie aussi bien exposés, qu'abrités de la concurrence internationale. La seconde émane du modèle de Salter – Swan, lequel divise l'économie en deux secteurs, « échangeable » et « non échangeable », et définit le taux de change réel dit « interne » $IRER$ comme, le prix relatif au sein d'un même pays des biens non échangeables par rapport aux biens échangeables, soit $IRER = P_N/P_T$, où P_N et P_T représentent, respectivement, les prix des biens non échangeables et échangeables. Ainsi défini, le taux de change réel traduit les incitations qui déterminent l'allocation des ressources entre secteurs de biens « échangeable » et « non échangeable ». Ainsi une augmentation de $IRER$ rend la production de biens non échangeables plus profitable et entraîne ainsi, un déplacement de ressources du secteur exposé vers le secteur abrité à la concurrence internationale. Sous l'hypothèse d'une évolution inchangée du prix relatif des partenaires (concurrents) étrangers, ce mouvement correspondra à une dégradation de la compétitivité extérieure de l'économie nationale. En effet, la production des biens du secteur exposé est désormais moins efficiente (comparativement à l'étranger) qu'elle ne l'était auparavant.

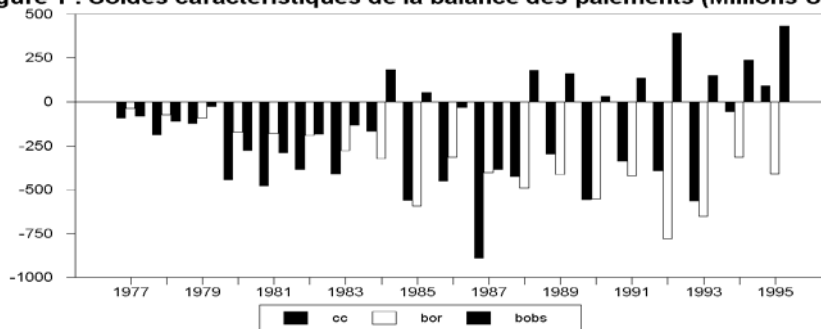
Le FMI publie dans ses *Statistiques Financières Internationales* (*SFI*), des données relatives au taux de change réel dit « externe », construit à l'aide d' IPC , pour la plupart des pays industrialisés et émergents. L'analyse de cet indice pour l'économie camerounaise, sur la période ayant précédé l'ajustement monétaire de janvier 1994, fait ressortir deux phases distinctes (voir annexe 2) : Entre 1980 et 1987, période de mise en place de la capacité de production pétrolière du pays, donc de progression considérable de la dépense gouvernementale, le taux de change réel suit, un mouvement ascendant, qui caractérise ainsi la perte de compétitivité de l'économie. Par contre entre 1987 et 1993, le

taux de change réel connaît une dépréciation progressive, qui s'accélère dès la décennie 1990, avec la mise en place des Programmes d'Ajustement Structurel (PAS).

2.4. Dépendante du financement externe

Jusqu'en 1994, le solde courant (cc) – somme du solde de la balance des opérations sur biens et services et de la balance des opérations sur revenu – reste déficitaire. La balance des opérations sur biens et services (bobs) ayant presque toujours été excédentaire depuis 1983, le déficit permanent de la balance des opérations sur revenu (bor) serait donc à l'origine de celui du compte courant. Ce solde déficitaire de la balance des opérations sur revenu témoigne donc de la dépendance de l'économie camerounaise à l'égard de l'épargne étrangère.

Figure 1 : Soldes caractéristiques de la balance des paiements (Millions US\$).



Cette appréhension peut être confortée, en examinant l'évolution de la dette externe du pays qui n'a cessé de croître depuis le début des années 1970, période de mise en place de la capacité de production pétrolière du pays.

Figure 2 : Evolution de la dette extérieure, Milliards US \$, (1975 - 1993).



3. Estimation du taux de change réel d'équilibre et détermination du degré de mésalignement

Avant de procéder à l'estimation des paramètres de long terme, l'on rappellera la définition du taux de change réel et de ses fondamentaux.

3.1. Définition du taux de change réel et de ses fondamentaux

La construction de la série de taux de change réel est assez problématique. Dans la pratique en effet, les indices de prix des biens échangeables et non échangeables ne sont pas disponibles. Si l'indice de prix des biens non échangeables est généralement approché par celui des prix à la consommation intérieure, les débats sont en revanche plus intenses pour ce qui est du prix des biens échangeables. Dans le cadre de cet article, nous proposons de recourir à l'indice des prix à la consommation des pays étrangers et ainsi d'approcher la série du taux de change réel interne par celle du taux de change réel externe. La pertinence de cette approche s'élabore assez aisément.

Définissons *BERER*, comme le taux de change réel externe entre l'économie domestique et le partenaire étranger *j*.

$$(7) \text{BERER} = E^j P / P^j$$

Nous pouvons décomposer les prix à la consommation, comme une moyenne pondérée des prix des biens échangés et non échangés, soit :

$$(8) P = (P_N)^\alpha \cdot (P_T)^{1-\alpha} \text{ et } P^j = (P_N^j)^\beta \cdot (P_T^j)^{1-\beta}, \text{ avec } 0 < \alpha < 1 \text{ et } 0 < \beta < 1$$

(8) dans (7) donne :

$$(9) \text{BERER} = \frac{\left(\frac{P_N}{P_T}\right)^\alpha E^j P_T}{\left(\frac{P_N^j}{P_T^j}\right)^\beta P_T^j}$$

Si la loi du prix unique est vérifiée sur le secteur des biens échangeables, alors l'on a $E^j P = P^j$ et :

$$(10) \text{BERER} = \frac{\left(\frac{P_N}{P_T}\right)^\alpha}{\left(\frac{P_N^j}{P_T^j}\right)^\beta}$$

Le ratio P_N/P_T (respectivement P_N^j/P_T^j) désigne l'indice du taux de change réel interne de l'économie domestique (étrangère). Posons $IRERD = P_N/P_T$ et $IRERF = P_N^j/P_T^j$. Soit alors :

$$(11) \text{BERER} = \frac{(\text{IRERD})^\alpha}{(\text{IRERF})^\beta}$$

En prenant la dérivée logarithmique de part et d'autre de (11), l'on obtient :

$$(12) d\text{BERER} = \alpha d\text{IRERD} - \beta d\text{IRERF}$$

Soit encore : $\Delta\text{BERER}/\text{BERER} = \alpha(\Delta\text{IRERD}/\text{IRERD}) - \beta(\Delta\text{IRERF}/\text{IRERF})$.

Si sur une longue période, les prix relatifs de l'économie étrangère n'évoluent plus, soit $\Delta\text{IRERF} = 0$, alors :

$$(13) \Delta\text{BERER}/\text{BERER} = \alpha(\Delta\text{IRERD}/\text{IRERD}).$$

Si l'on suppose la part relative du secteur abrité à la concurrence internationale assez substantielle, alors l'on aura : $\Delta\text{BERER}/\text{BERER} \approx \Delta\text{IRERD}/\text{IRERD}$.

Nous retiendrons les fondamentaux suivants :

La consommation publique en biens non échangeables : Etant donné la difficulté de distinguer, dans la consommation publique celle attribuable aux biens échangeables de celle en direction des biens non échangeables, nous utiliserons comme Proxy de la consommation publique en biens non échangeables la part dans le produit intérieur brut (PIB) de la dépense gouvernementale (voir Baffes John et al, 1999). Cette série en niveau sera notée g_n .

La mesure des effets de la politique commerciale : L'adoption d'une politique commerciale libérale entraîne une augmentation substantielle du volume des échanges. Dans ce sens, nous aurons recours au ratio traditionnel du taux d'ouverture, comme proxy du comportement de la politique commerciale. Nous avons expérimenté trois mesures du taux d'ouverture. L'une *open1*, mesurée comme étant la somme des exportations et des importations rapportée au PIB. La seconde *open2*, ratio du volume des exportations au PIB. La dernière *open3*, ratio du volume des importations au PIB. Bien que conduisant à des résultats presque identiques, nous avons finalement opté pour cette dernière (*open3*) ; les des deux premières étant moins robustes.

Le ratio de la balance commerciale au produit intérieur brut : noté b .

Les termes de l'échange extérieur : Ils sont définis comme le rapport de l'indice des prix unitaires à l'exportation, à l'indice des prix unitaires à l'importation. Ils seront notés tot .

Les données sont extraites des Statistiques Financières Internationales (SFI) du FMI, du World Development Indicator (WDI) de

la Banque Mondiale. L'équation (6), décrite précédemment, traduit la relation de long terme entre le taux de change réel et ses fondamentaux. Il existe un nombre potentiels d'approches permettant de mettre en exergue d'éventuelles relations d'équilibre de long terme (relations cointégrantes). Cependant, l'analyse des relations cointégrantes, ayant principalement été développée pour des variables intégrées, il convient au préalable, avant d'envisager leur mise en œuvre, d'examiner les propriétés stochastiques des variables (le taux de change réel et ses fondamentaux).

Certaines études (regroupées à l'annexe 3) ont procédé à l'estimation du taux de change réel d'équilibre des économies membres de la Zone Franc. Tel qu'il y apparaît, il n'en existe aucune, concernant le cas particulier de l'économie camerounaise. D'où l'intérêt porté à ce travail.

3.2. Détermination de l'ordre d'intégration des séries

A côté des tests traditionnels de la racine unitaire (*Dickey – Fuller (DF)*, *Augmented Dickey – Fuller (ADF)*, *Phillips – Perron (PP)*), nous avons conduit un ensemble de tests beaucoup plus spécifiques. D'une part le test de *Bhargava*, qui permet de lever le problème d'asymétrie lié aux tests de *DF*. Pour tester l'hypothèse nulle de marche aléatoire simple contre l'alternative de stationnarité, *Bhargava Alok (1986)* propose de retenir la statistique *R1*. La statistique *R2* pour tester l'hypothèse nulle de marche aléatoire avec dérive contre la stationnarité autour d'un trend. Dans chacun des deux cas l'on rejette l'hypothèse nulle de racine unitaire lorsque, la valeur calculée de la statistique excède sa valeur tabulée. D'autre part le test *KPSS* (*Kwiatkowski Denis et al, 1992*) qui présente la particularité de tester l'alternative de présence d'une racine unitaire contre l'hypothèse nulle de stationnarité, soit autour d'un terme constant – *Statistique ETA(mu) –*, soit autour d'un trend linéaire – *Statistique ETA(tau) –*. Dans chacun des deux cas nous concluons en faveur de l'hypothèse nulle de stationnarité lorsque, la valeur calculée de la statistique n'excède pas sa valeur critique.

Enfin, à la série de taux de change réel, nous appliquerons le test de *Zivot Eric et Andrews Donald (1992)*, qui permet d'accorder une plus grande flexibilité à la modélisation de la composante déterministe du processus générateur des données. Ceci, en intégrant formellement, la possibilité d'une rupture de tendance, découlant de l'effet d'un choc majeur supposé exogène. Ce test rentre, dans la classe des tests de racine unitaire avec break, introduits initialement par *Perron Pierre (1989)*. Le test de *Zivot Eric et Andrews Donald (1992)* n'est en fait qu'une

extension de celui développé par Perron Pierre (1989), dans lequel la date de rupture est traitée comme une variable aléatoire endogène. Les résultats de ces différents tests ont été regroupés, au sein du tableau ci – après :

Tableau 1 : Tests de la racine unitaire.

Séries	PP	ADF	KPSS		Bhargava		Zivot – Andrews		
			<i>mu</i>	<i>tau</i>	<i>R1</i>	<i>R2</i>	<i>Intercept</i>	<i>Trend</i>	<i>Both</i>
<i>lreer</i>	(1)-0.64	-0.58	0.44***	0.15***	0.39	0.58	-5.54** (1994)	-3.34 (1988)	-4.94 (1994)
	(2) -4.8*	-4.84*	0.12	0.09	2.18**	1.89**			
<i>lgn</i>	-0.37	-0.38	0.12	0.13	0.50	0.47			
	-3.46*	-3.50*	0.08	0.09	1.52**	1.21**			
<i>b</i>	-4.34*	-4.35*	0.33	0.07	1.99**	1.51**			
<i>lopen3</i>	-0.29	-0.29	0.25	0.19**	0.30	0.28			
	-4.86*	-2.32*	0.27	0.11	2.06**	1.78**			
<i>ltot</i>	-5.66*	-4.96*	0.11	0.09	2.41**	2.39**			
<i>MIS1</i>	-2.31*	-2.31*	0.09	0.09	0.98**	0.66			
<i>MIS2</i>	-2.24**	-2.2**	0.12	0.11	0.71	0.72			

* (**, ***) l'hypothèse nulle est rejetée au seuil de 1% (5%, 10%).

(1): Niveau ; (2) : Différence première ; (.) : Date de rupture.

En désignant par d le degré d'intégration des séries, et à la lecture de ces résultats, nous concluons en faveur de $d = 1$ pour le taux de change réel (*lreer*), le ratio des dépenses publiques (*lgn*), le taux d'ouverture de l'économie déterminé par le niveau d'importation en pourcentage de PIB (*lopen3*). L'hypothèse de stationnarité ($d = 0$) de ratio de balance commerciale en pourcentage du PIB (*b*) et des termes de l'échange externes (*ltot*) ne peut par contre pas être rejetée. Il est à noter que toutes les variables sont en logarithme népérien. Un résultat intéressant est celui du test de Zivot Eric et Andrews Donald. En effet, en faisant, d'une part l'hypothèse d'une rupture dans le terme constant de la série du taux de change réel, d'autre part une rupture à la fois dans le trend et le terme constant, la date rupture sélectionnée dans chacun des deux cas est l'année 1994, qui correspond à celle de la dévaluation du Fcfa de 50% vis-à-vis du FF. Bien que dans le premier cas (rupture dans le terme constant), nous rejetons au seuil de 5% l'hypothèse nulle de racine unitaire, nous ne pouvons pas néanmoins traiter la série du taux de change réel en niveau comme une série stationnaire. En effet, comme le remarquent si bien Johansen Soren et al. (2001, pp.217) "An important finding is that a time series given by stationary fluctuations around a

broken constant level is better described by a random walk than a stationary time series”.

En tout état de cause, les conditions d’existence des relations de cointégration sont déjà satisfaites. En effet, comme le note Johansen Soren (1995, pp.74) *“Thus one can include in the cointegration analysis the variables that are considered economically meaningful as long as they are I(1) or I(0).[...]. It is this possibility to have unit vectors as cointegrating vectors that force us to have a definition of I(1) that allows both I(1) and I(0) components”.*

3.3. Analyse des relations de cointégration :

L’approche d’Engle et Granger (1986)

Pour mettre en exergue d’éventuelles relations de cointégration, l’approche la plus simple et la plus ancienne est celle suggérée par Engle Robert et Granger Clive (1987). Il est à signaler cependant que l’outil, devenu aujourd’hui standard en macroéconométrie pour l’analyse des relations de long terme, est l’approche très populaire de Johansen et Juselius (1990). Cette approche repose sur l’estimation par la méthode du Maximum de la Vraisemblance, sous l’hypothèse d’erreurs indépendamment et identiquement distribuées comme une loi normale, du Modèle Vectoriel à Correction d’Erreur (VECM) associé au vecteur de variables étudiées. En désignant par X_t ce vecteur, le VECM associé aura la formulation générale suivante :

$$\Delta X_t = \sum \Gamma_i \cdot \Delta X_{t-i} + \alpha\beta' X_{t-1} + \Phi D_t + U_t \quad i=1,2,\dots, p,$$

où X_t est un vecteur ($n, 1$). Γ_i un vecteur (n, n) qui traduit la dynamique de court terme. α et β' sont de dimension (n, r), α représentant la matrice des coefficients d’ajustement, β' celle des r vecteurs de cointégration. D_t un vecteur ($n, 1$) de composantes déterministes. U_t est un $BB(0, \Omega)$. Cependant, cette approche présentant l’inconvénient majeur d’être très sensible à la taille de l’échantillon, nous n’envisagerons pas sa mise en œuvre dans le cadre de cet article

La méthode proposée par Engle Robert et Granger Clive (1987) suppose implicitement l’unicité du vecteur cointégrant. L’on choisit alors l’une des variables du système comme dépendante et l’on applique la procédure des MCO à la régression statique sur les variables prises en niveau.

Modèle(1)

$$\text{Cointégration déterministe : } y_{1t} = \alpha + \beta y_{2t} + e_t \quad t = 1, \dots, n$$

Cointégration stochastique : $y_{1t} = \alpha + \delta t + \beta y_{2t} + e_t \quad t = 1, \dots, n$
 y_1 est un vecteur de dimension $(n, 1)$, y_2 , un vecteur constitué de m variables.

La cointégration implique, les résidus e_t issus de cette régression statique stationnaires. Pour notre modèle, nous obtenons les résultats suivants :

Tableau2 : La régression statique.

<i>lreer</i>	Coefficients	T-stat
<i>lgn</i>	0.7338	2.57566
<i>b</i>	-1.9932	-1.53688
<i>lopen3</i>	-0.0450	-0.26382
<i>ltot</i>	0.0464	0.18274
<i>Constant</i>	6.2280	4.30004
Statistiques de l'équation.		
$R^2_{ajusté}$	0.34	
<i>DW</i>	0.75	
<i>ADF(BIC=0)</i>	-1.93	
<i>PP</i>	-1.81	

Les statistiques de l'équation paraissent peu satisfaisantes. Le Durbin Watson (*DW*) est assez éloigné de 2, l'hypothèse nulle de racine unitaire du résidu de la régression statique est validée à la fois par les tests *ADF* et *PP*. Autrement dit selon la méthodologie standard d'Engle Robert et Granger Clive (1987), nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. Toutefois, s'il s'est avéré pertinent dans un contexte univarié, d'intégrer formellement la possibilité d'une rupture de tendance dans le trend déterministe de la série de taux de change réel, en réponse à la dévaluation de (janvier) 1994, pour la même raison mais cette fois dans un contexte multivarié, il peut être intéressant d'envisager l'éventualité d'un break structurel dans l'analyse de la relation cointégrante (6) qui unit le taux de change réel à ses fondamentaux.

En outre Gregory Allan et al. (1994) montrent par simulation de Monte Carlo que la puissance asymptotique du test classique d'Engle Robert et Granger Clive (1987), s'amenuise considérablement en présence de break structurel dans la relation de cointégration.

C'est alors que Gregory Allan et Hansen Bruce (1996) étendent l'approche des résidus d'Engle Robert et Granger Clive (1987), en intégrant l'éventualité d'un break structurel, au sein de la relation cointégrante, à un point indéterminé du temps.

L'approche de Gregory – Hansen (1996)

Afin de formaliser, l'éventualité d'un break structurel de la relation cointégrante à un point inconnu du temps, Gregory Allan et Hansen Bruce (1996) suggèrent d'intégrer au modèle standard d'Engle Robert et Granger Clive (1987) (*Modèle(1)*), une variable muette d_t telle que : $d_t = 0$ si $t \leq TB$ et 1 sinon. $TB = T\tau$, avec T le nombre d'observation, $\tau \in [0, 1]$ le moment inconnu du changement de régime. Suivant l'hypothèse faite sur la nature du changement de régime, trois cas ont été envisagés par ces auteurs :

Break dans le terme constant, du Modèle(1) sans trend.

Modèle(2) : C

$$y_{1t} = \alpha_1 + \alpha_2 d_t + \beta y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, n$$

α_1 représente le terme constant avant le changement de régime, α_2 le terme constant après le changement de régime.

Break dans le terme constant, du Modèle(1) avec trend.

Modèle(3) : C/T

$$y_{1t} = \alpha_1 + \alpha_2 d_t + \delta t + \beta y_{2t} + e_t, \quad t = 1, \dots, n$$

Break à la fois du terme constant et du vecteur des paramètres de long terme, du Modèle(1) sans trend.

Modèle(4) : C/S

$$y_{1t} = \alpha_1 + \alpha_2 d_t + \beta_1 y_{2t} + \beta_2 y_{2t} d_t + e_t, \quad t = 1, \dots, n$$

β_1 représente le vecteur des paramètres de long terme avant le changement de régime, β_2 le vecteur des paramètres de long terme après le changement de régime.

Gregory Allan et Hansen Bruce (1996) ont par la suite tabulé, des valeurs critiques pour la statistique de student associé au test *ADF*, ainsi que pour deux statistiques non – paramétriques de Phillips et Ouliaris (1990), Z_α et Z_t , permettant de tester l'hypothèse nulle d'absence de cointégration ; autrement dit de racine unitaire du résidu issu du *Modèle(1)*, contre l'alternative de cointégration en présence d'un éventuel changement de régime, *Modèles (2), (3), (4)*. La stratégie de test que développent ces auteurs est celle d'évaluer les trois statistiques de test ($ADF(\tau)$, $Z_\alpha(\tau)$, $Z_t(\tau)$), pour une date de rupture τ qui couvre l'ensemble de l'échantillon ($\tau \in T$). La date de rupture choisie par chacune de ces statistiques, est celle qui correspond, à la plus petite valeur obtenue. Spécifiquement, Gregory et Hansen (1996) proposent de retenir les statistiques de test suivantes :

$$Z^*_\alpha(\tau) = \inf_{\tau \in T} Z_\alpha(\tau), \quad Z^*_t(\tau) = \inf_{\tau \in T} Z_t(\tau), \quad ADF^*(\tau) = \inf_{\tau \in T} ADF(\tau).$$

L'hypothèse nulle d'absence de cointégration sera rejetée, pour des valeurs calculées de la statistique, inférieures aux seuils critiques.

Tableau3 : Test *ADF* de cointégration en présence de break structurel.

	Test Stat.	Breakpoint
C	-6.26*	1993
C/S	-5.61	1993

* (**, ***) l'hypothèse nulle est rejetée au seuil de 1% (5%, 10%). Gregory – Hansen (1996) critical values.

Quelque soit l'hypothèse faite sur la nature du changement de régime, la date de rupture sélectionnée dans chacun des deux cas correspond à l'année 1993. En d'autres termes, à partir de 1994, soit l'année de la dévaluation, la relation cointégrante subit un changement de pente à l'origine. Cependant, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration n'est rejetée qu'en faisant l'hypothèse d'une rupture dans le terme constant. En dépit de ce résultat contradictoire, nous choisissons de maintenir l'hypothèse de cointégration en présence de break dans le terme constant (*Modèle(2)*) :

Tableau 4 : La relation cointégrante avec break dans le terme constant.

<i>lreer</i>	Coefficients	T-stat
<i>lgn</i>	0.1281	0.85566
<i>b</i>	-0.7526	-1.23273
<i>lopen3</i>	-0.1948	-2.43846
<i>ltot</i>	0.0060	0.05237
<i>constant</i>	4.8963	7.19846
<i>d_t</i>	-0.2968	-8.11458
Statistiques de l'équation.		
<i>R²ajusté</i>	0.86	
<i>DW</i>	1.16	

Conformément aux prédictions théoriques faites, une augmentation de la dépense publique en biens non échangeables tout comme une amélioration des termes de l'échange, sont associées à une appréciation du taux de change réel de l'économie camerounaise. Le relâchement des restrictions commerciales (accroissement du taux d'ouverture), ainsi qu'une amélioration du solde de la balance commerciale, se sont accompagnés d'une dépréciation du taux de change réel. Les paramètres de long terme du taux de change réel ayant été identifiés, nous pouvons dès lors évaluer le degré de mésalignement.

3.4. Détermination du degré du mésalignement

Rappelons que l'équation de long terme du taux de change réel est la suivante :

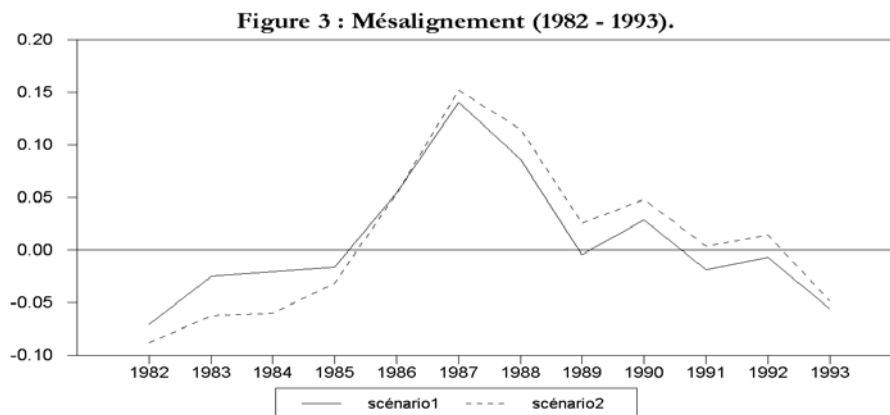
$$(7) \text{ } lreer = 0.1281lgn - 0.7526b - 0.1948lopen3 + 0.0060ltot + 4.8963 - 0.2968 d_t$$

Pour obtenir le taux de change réel d'équilibre de longue période, l'on doit remplacer les fondamentaux du côté droit de l'équation précédente, par leurs valeurs d'équilibre de long terme. Autrement dit, les valeurs pour lesquelles les variables fondamentales sont jugées soutenables. Toutefois comme le rappellent la plupart des auteurs, cet exercice fait appel à beaucoup de subjectivité et est le plus souvent sujet à de nombreuses critiques. Aussi, pour contourner cette difficulté, l'on a le plus souvent recours dans la littérature, à des méthodes de filtrage, *ie*, d'extraction de la composante tendancielle.

En raison de l'importance de ce choix, pour l'interprétation des phases de sur/sous – évaluation du taux de change réel, nous envisagerons deux scénarios. L'un où les fondamentaux seront remplacés par des moyennes mobiles centrées sur 5 ans (scénario1). L'autre (scénario 2) où ils ont été soumis au filtre d'Hodrick Robert et Prescott Edwards (1997). Nous désignerons par « *sustainable* », le taux de change réel d'équilibre. L'écart du taux de change réel de sa valeur d'équilibre, a été évalué à l'aide de l'expression suivante : *Mésalignement* = *lreer* – *sustainable*. Un signe positif sera synonyme de *surévaluation* du taux de change réel et un signe négatif de *sous-évaluation*.

La figure 3 retrace l'évolution de ce dernier pour chacun des deux scénarios, sur la période 1982 – 1993.

D'après nos estimations, l'ampleur de la distorsion au cours de la



décennie quatre – vingt (1982 – 1989), aurait été d'environ 3.13% et 3.33%, respectivement selon les scénarios 1 et 2. La mise en œuvre des PAS au cours des années quatre vingt dix, a eu pour effet d'induire une diminution progressive de l'ampleur de cette distorsion, au point où trois à un an avant la dévaluation, respectivement selon les scénarios 1 et 2, le taux de change réel de l'économie camerounaise semble être sous-évalué (contrairement aux résultats de Devarajan Shantayanan (1997) et Sekkat Khaled et Varoudakis Aristomene (1998). Néanmoins, et conformément aux travaux de ces auteurs, sur l'ensemble de la période ayant précédé la dévaluation, le taux de change réel de l'économie camerounaise a été en moyenne surévalué, d'après nos estimations de 1.48% et 4.08%, respectivement selon les scénarios 1 et 2.

Pour s'assurer de l'hypothèse théorique de convergence du taux de change réel vers sa valeur d'équilibre (Devarajan et al. 1993, Edwards Sebastian 1989), il convient d'examiner la stationnarité (plus précisément autour de zéro) de la série du mésalignement. Les tests de la racine unitaire appliqués à cette série (confère tableau1), sous les différents scénarios 1 (*MIS1*) et 2 (*MIS2*), infirment sans aucune ambiguïté cette hypothèse. Partant de l'hypothèse que ces distorsions du taux de change réel suivent, un processus autorégressif d'ordre 1, à un horizon de t périodes l'on aura: $Mésalignement_t = \rho^t Mésalignement_0 + \varepsilon_t$ où $Mésalignement_0$ représente la distorsion à la période initiale. La demi – vie est déduite en posant $\rho^t = 1/2$. Soit $t = \log(1/2)/\log(\rho)$. Suivant Bouoiyour Jamal et al. (2004), pour estimer ρ et en déduire la demi – vie, l'on pourrait avoir recours au test *ADF* de la racine unitaire. Pour l'économie camerounaise la demi–vie estimée est d'environ, 11 mois et 12 mois respectivement selon les scénarios 1 et 2.

Pour rendre compte des performances de l'économie camerounaise, en relation avec le taux de change, il nous a paru utile de comparer l'évolution du revenu par habitant aux différents scénarios de mésalignement.

L'annexe 4, retrace l'évolution de ce dernier ainsi que les deux scénarios, sur la période 1982 – 1993. Tel qu'il y apparaît, la performance de l'économie camerounaise, semble bien avoir été reflétée par l'évolution de son taux de change réel. En effet, jusqu'en 1985 période au cours de laquelle l'économie camerounaise connaît une croissance prodigieuse, le taux de change réel reste sous-évalué. En revanche, dès 1985 l'économie camerounaise connaît une surévaluation prononcée de son taux de change réel, qui coïncide avec l'amorce de la débâcle

économique, accompagnée sur le plan externe par un environnement international morose et ponctuée par la dégradation perpétuelle de ses termes de l'échange externe.

4. Conclusion

L'objectif poursuivi dans le cadre de cet article était d'examiner, du point de vue de l'économie camerounaise, la pertinence de la décision des chefs d'Etat de la zone franc de dévaluer leur monnaie communautaire, le Franc CFA, de 50% vis-à-vis du Franc Français. Pour répondre à cet objectif, suivant la méthodologie développée par Baffes John et al. (1999), nous avons procédé à une évaluation du taux de change réel d'équilibre de l'économie camerounaise. D'après nos estimations, le taux de change réel de l'économie camerounaise semble globalement surévalué au cours de la période ayant précédé la dévaluation, particulièrement lors de la décennie quatre vingt. Ces résultats semblent confirmer globalement ceux établis dans la littérature, par Devarajan Shantayanan (1997) et Sekkat Khaled et Varoudakis Aristomene (1998). En outre, les phases de sur/sous-évaluation observées du taux de change réel, paraissent concomitantes avec les périodes d'expansion et de débâcle économique que connaît le pays.

Nos résultats semblent confirmer l'hypothèse théorique de l'existence d'une liaison fonctionnelle négative entre les distorsions du taux de change réel et la croissance économique pour l'économie camerounaise. En raison des enjeux importants qu'elle soulève, cette question mérite l'objet d'investigations ultérieures.

Références bibliographiques

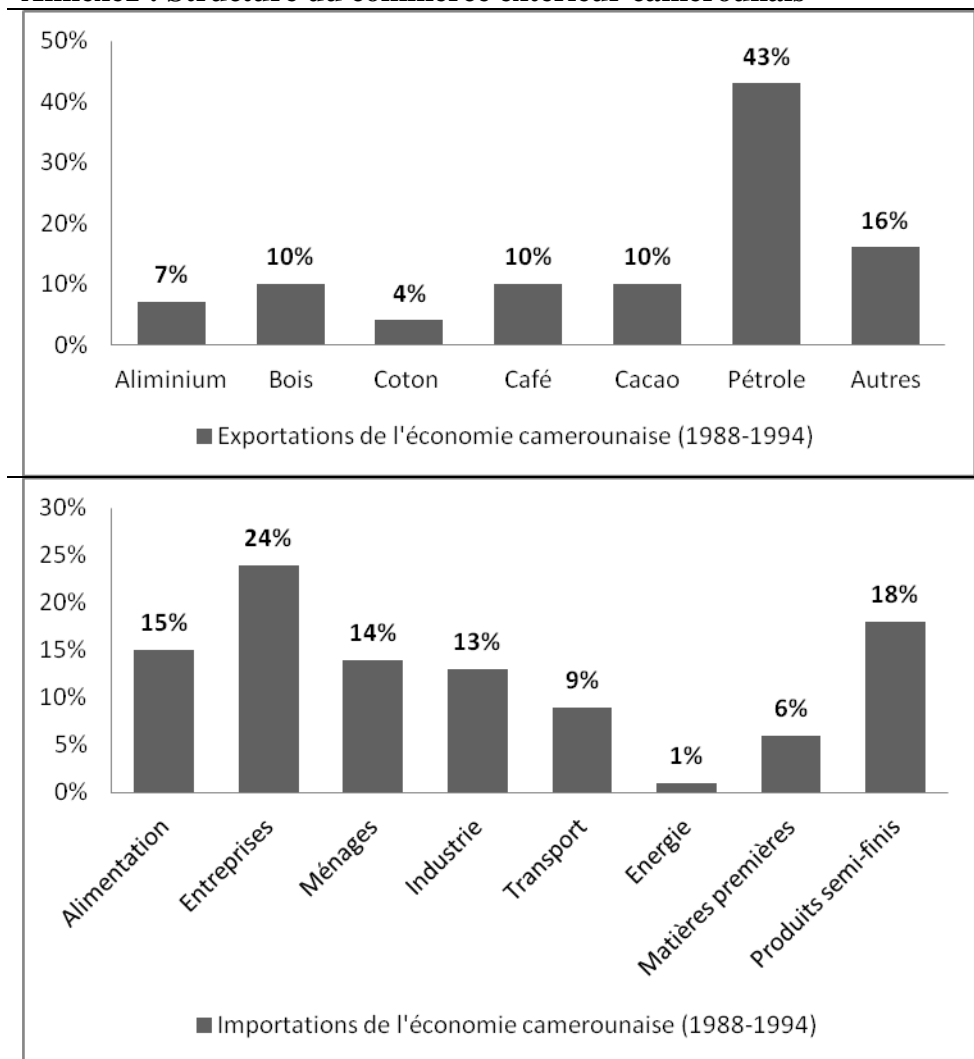
- Baffes, John, Elbadawi Ibrahim, and O'Connell Stephen.** 1999. "Single equation estimation of the equilibrium real exchange rate." *World Bank Research Publication*.
- Benahji, Hend S.** 2008. "Choix des politiques de change dans les pays en développement: Etude de la compétitivité tunisienne." *Panaeconomicus*, 55(3): 353-367.
- Bhargava, Alok.** 1986. "On the theory of testing for Unit Roots in observed times series." *Review of Economics Studies*, 5(3): 369-384.
- Bouoiyour, Jamal, Marimoutou Velayoudom, et Rey Serge.** 2004. "Taux de change réel d'équilibre et politique de change au Maroc: une approche non paramétrique." *Economie Internationale*, 97(1): 81-104.
- Charfi, Fatma, M.,** 2008. "Taux de change réel d'équilibre et mésalignements: Enseignements d'un modèle VAR-ECM pour le cas de la Tunisie." *Panaeconomicus*, 55(4). 439- 64.
- Clark, Peter, and MacDonald Ronald.** 1998. "Exchange Rates and Economic Fundamentals - A Methodological Comparison of BEERs and FEERs." *International Monetary Fund, IMF Working Papers n° 98/67*.
- Devarajan, Shantayanan.** 1997. "Real exchange rate misalignment in the CFA zone." *Journal of African Economies*, 6(3): 35-53.
- Devarajan, Shantayanan, Lewis Jeffrey, and Robinson Sherman.** 1993. "External Shocks, Purchasing Power Parity, and the Equilibrium Real Exchange Rate." *World Bank Economic Review*, 7(7): 45-63.
- Edwards, Sebastian.** 1989. "Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries." *MIT Press, Cambridge, Massachusetts*.
- Elbadaw,i Ibrahim.** 1994. "Estimating Long-run Equilibrium Real Exchange Rates, in Estimating Equilibrium Exchange Rates." Williamson, J., (ed), Institute for International Economics, Wshington, DC.
- Elbadawi, Ibrahim, and Soto Raimundo.** 1997. "Real exchange rates and macroeconomic adjustment in Sub – Saharan Africa and other developing countries." *Journal of African Economies*, 6(3):1-56.

- Engle, Robert, and Granger Clive.** 1987. "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimating and Testing." *Econometrica*, 55(2): 251-276.
- Gregory, Allan, and Hansen Bruce.** 1996. "Residual – based tests for cointegration in models with regime shifts." *Journal of Econometrics*, vol. 70, p. 99-126.
- Hadj, Amor Thouraya, and El Araj Rita.** 2009. "Dynamique à long terme du taux de change réel, Libéralisation Commerciale et Intégration Financière: Cas des Pays du Sud et de l'Est Méditerranéen." *Panoeconomicus*, 56(1) : 73-93
- Hodrick, Robert, and Prescott Edwards.** 1997. "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation." *Journal of Money Credit and Banking*, 29(1): 1-16.
- Johansen, Soren and Juselius Katarin.** 1990. "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2): 169-210.
- Johansen, Soren.** 1995. "Likelihood-Based inference in cointegrated vector autoregressive models." *Oxford University Press*, Oxford, UK.
- Johansen, Soren Mosconi Rocco, and Nielsen Bent.** 2001. "Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend." *Econometric Journal*, 3(2): 216-249.
- Kamel, Nabli, and Véganzones Marie-Ange.** 2002. "Exchange rate regime and competitiveness of manufactured exports, the case of MENA countries." *MENA Working Paper Series n° 27*.
- Kwiatkowski, Denis, Phillips Peter, Schmidt Peter, and Shin Yongcheol.** 1992. "Testing the null of stationary against the alternative of a unit root." *Journal of Econometrics*, 54(1-3): 159-178.
- MacDonald, Ronald.** 1997. "What Determines Real Exchange Rates? The Long and Short of It." International Monetary Fund, *IMF Working Papers no 97/21*.
- Montiel, Peter J.** 1999. "Determinants of the long-run equilibrium real exchange rate: an analytical model." dans Hinkle, L.E., Montiel, P.J., Exchange Rate Misalignment. Concepts and Measurement for Developing Countries, *A World Bank Research Publication, Oxford University Press*.

- Ondo, Ossa.** 1992. "Taux de change du Franc CFA et construction Européenne." *CERAF, Montclair State University*.
- Perron Pierre.** 1989. "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis." *Econometrica*, 57(6): 1361-1401.
- Phillips, Peter, and Ouliaris Sam.** 1990. "Asymptotic properties of Residual Based Tests for Cointegration." *Econometrica*, 58(1):165-193.
- Programme des Nations Unies pour le Développement.** 1997. "Rapport mondial sur le développement humain." *Economica*, PNUD Paris.
- Rama, Martin.** 1998. "Wage misalignment in CFA countries: Are labor market policies to blame?" Policy Research Working Paper no 1873, *World Bank Research Publication*.
- Sekkat, Khaled, and Varoudakis Aristomene.** 1998. "Exchange rate management and manufactured exports in Sub – Saharan Africa." *OCDE Development Centre, Technical Paper 134*.
- Willet, Thomas.** 1986. "Exchange-Rate Volatility, International Trade and Resource Allocation: A Perspective on Récent Research." *Journal of International Money and Finance*, 5(1): 101-112.
- World Bank.** 1995. "Cameroon Diversity, Growth, and Poverty Reduction." *Report n° 131167*.
- Zivot, Eric ,and Andrews Donald.** 1992. "Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis." *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3) : 251-270.

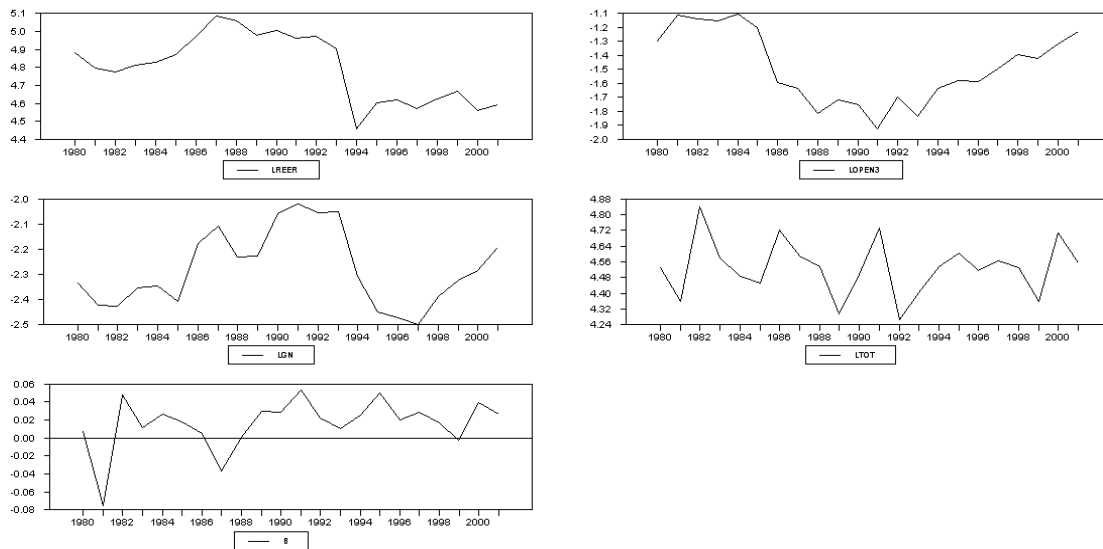
Annexes

Annexe1 : Structure du commerce extérieur camerounais



Source : Comptes nationaux

Annexe2 : Le taux de change réel et ses fondamentaux.



Annexe 3. Synthèse des études agrégées

Auteurs	Pays et période	Méthode	Variables	Conclusion
Baffes et al. (1999)	côte – d’ivoire : 1965 – 1993 Burkina – Faso : 1970 – 1993	Cointégration, Engle et Granger.	Endogène : Taux de change déterminé à partir du prix relatif des biens échangeables par rapport aux biens non échangeables. Exogènes : FBCF/PIB, solde commercial, taux d’ouverture, terme de l’échange extérieur, choc de productivité.	Entre 87 -93 le taux de change réel de la côte d’ivoire est surévalué d’environ 37%, celui du Burkina sous – évalué de 14% environ.
Devarajan (1996)	12 PAZF 1980 – 1994	MEGC (Modèle d’Equilibre Général Calculable.)	Endogène : Taux de change déterminé à partir du prix relatif des biens échangeables par rapport aux biens non échangeables (extension du modèle de Salter – Swan).	Le degré de surévaluation du taux de change réel a été en moyenne de 31% en 1993. Les grands producteurs de produits primaires (Cameroun, Congo, Gabon, Côte – d’ivoire) apparaissant les plus surévalués, au contraire des petites économies dont le Tchad qui affiche une sous – évaluation de son taux de change réel.
Elbadawi et Soto (1998)	Côte d’ivoire : 1960 – 1993 Mali : 1968 - 1993	Cointégration, Engle et Granger.	Endogène : Taux de change déterminé à partir de prix relatif des biens échangeables par rapport aux biens non échangeables. Exogènes : Termes de	Le degré de surévaluation au Mali semble ne pas être très affirmé au cours de cette période précédant la dévaluation contrairement à la situation observée en côte

			<i>l'échange extérieur, taux d'ouverture, flux net de capitaux, dépense gouvernementale, investissement public, taux d'intérêt réel mondial + le risque pays.</i>	– d'ivoire.
Nabli et Véganzones (2002)	53 PED dont 7 PAZF. 1970 – 1999	Panel dynamique non cylindré.	Endogène : taux de change déterminé à partir de l'IPC, bilatéral par rapport aux Etats – Unis. Exogènes : FBCF/PIB, taux d'ouverture, terme de l'échange extérieur, flux net de capitaux, service de la dette extérieure.	Le degré de surévaluation du Fcfa a été en moyenne de 61% sur la période 1975 – 1999, et de 28% sur la période 1985 -1999
Ondo ossa(1992)	13 PAZF 1980 -1990	PPA (base 1981)	Endogène : Taux de change déterminé à partir de l'IPC, bilatéral et effectif par rapport aux partenaires commerciaux.	Infirimation de la thèse d'un Cfa surévalué au cours des années 1980
Sekkat et Varoudakis (1998)	11 pays ASS dont 6 PAZF 1970 -1992	Panel à effets fixes et effets aléatoires.	Endogène : Prix relatif des biens échangeables par rapport aux biens non échangeables. Exogènes : Termes de l'échange extérieur, taux d'ouverture, flux nets de capitaux, taux de création excédentaire du crédit domestique.	Le degré de surévaluation du Fcfa a été en moyenne de 20% au début de la décennie 1970. Ce taux a néanmoins considérablement diminué au cours de la première moitié de la période d'observation jusqu'au début de la décennie 1980. pour ensuite regagner entre 1983 – 84 jusqu'en 1993. Les taux de change réel du Cameroun, Niger et Togo étant les plus surévalués.

Note : ASS : Afrique Sub-Saharienne. IPC : Indice des Prix à la Consommation.
PAZF: Pays Africains membres de la Zone franc.

