

UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL

**" IMPACT DE LA VOLATILITÉ DES TAUX DE  
CHANGE SUR LE COMMERCE EXTÉRIEUR  
DES PAYS DE LA C.E.P.G.L. "**

Par

**HAKIZIMANA Emmanuel**

Département des sciences économiques  
Faculté des Arts et Sciences

Rapport de recherche présenté à la faculté des Etudes  
Supérieures en vue de l'obtention du grade  
de Maître ès sciences (M.Sc.)  
en sciences économiques

**JANVIER 1996**

© HAKIZIMANA Emmanuel 1996

CENTRE DE DOCUMENTATION  
04 MARS 1996  
SCIENCE ECONOMIQUES UQAM

**TABLE DES MATIERES**

	Pages
INTRODUCTION-----	1
I. SURVOL DE LA LITTERATURE-----	3
1. Approche théorique-----	4
2. Approches empiriques-----	7
2.1. Modèles conjoints importations-exportations-----	8
2.2. Modèles non conjoints-----	12
II. ETUDE EMPIRIQUE POUR LE CAS DES PAYS DE LA C.E.P.G.L.-----	21
Introduction-----	22
A. Systèmes de change -----	23
B. Importations-----	27
1. Choix de mesure de variabilité-----	29
1.1. Taux de change nominal et taux de change réel-----	29
1.2. Taux de change effectif et taux de change bilatéral---	30
1.3. Mesures statistiques de variabilité-----	32
2. Hypothèse de recherche et modèle d'analyse-----	34
3. Présentation des résultats-----	37
4. Analyse des résultats-----	46
III. CONCLUSION-----	52
RÉFÉRENCES-----	53
ANNEXES-----	58

## INTRODUCTION

Depuis l'effondrement du système issu des accords de Bretton Woods et l'avènement du système des taux de change flottants au début des années 1970, plusieurs recherches ont été menées dans le but de déterminer l'impact de l'incertitude introduite par la variabilité des taux de change sur le commerce extérieur de différents pays.

Cependant, pour diverses raisons, ces études se sont plus intéressées au cas des pays développés qu'à celui des pays en voie de développement.

Or, l'incertitude introduite par le flottement des monnaies n'a pas épargné les pays en développement, même s'ils ont continué à rattacher leurs monnaies à une devise forte ou à un panier de monnaies. En effet, la monnaie rattachée reste fixe par rapport à la devise de rattachement, mais flotte nécessairement par rapport aux autres étant donnée le flottement de sa monnaie de rattachement.

Compte tenu de cette situation, nous nous sommes fixé comme objectif d'examiner, dans la présente étude, l'impact de la variabilité des taux de change sur le commerce extérieur des pays de la Communauté Économique des Pays des Grands Lacs (C.E.P.G.L.) à savoir, le Burundi, le Rwanda et le Zaïre, et plus précisément sur leurs importations.

La période qui sera couverte est de 1975-1985, et la

méthodologie que nous allons suivre est la suivante:

D'abord, nous allons faire une brève revue de la littérature existante sur le sujet qui nous intéresse, ensuite nous utiliserons certaines mesures de variabilité qui auront été identifiées pour effectuer une analyse empirique sur les pays de la C.E.P.G.L., enfin nous pourrons présenter et commenter les résultats de ces tests empiriques.

## **I. SURVOL DE LA LITTÉRATURE**

## 1. Approche théorique

La littérature théorique est généralement unanime sur le fait que, étant donné l'aversion des agents économiques face au risque, la variabilité du taux de change conduit à la réduction du volume du commerce international. Les diverses analyses qui ont dégagé ce résultat sont basées sur l'hypothèse que pour une firme, la décision de se lancer dans le commerce international dépend de ses projections quant à la rentabilité de cette activité et doit donc prendre en considération tous les facteurs pouvant avoir un impact sur son profit.

Parmi ces facteurs figure l'impossibilité de prévoir avec certitude l'équivalent en monnaie nationale de ses recettes et de ses dépenses en monnaie étrangère à cause de la variabilité du taux de change. Les firmes peuvent recourir aux marchés à terme pour réduire le risque introduit par cette variabilité du taux de change, mais elles ne peuvent pas l'éliminer complètement à cause surtout de deux raisons (Clark 1973).

D'abord, les marchés à termes pour monnaies étrangères peuvent ne pas être suffisamment développés pour fournir une couverture sur n'importe quelle échéance. Ainsi, si l'étendue de la période maximale d'un contrat à terme est inférieure à celle pour laquelle la firme voudrait se couvrir, elle sera exposée au risque aussi longtemps que d'autres possibilités de couverture ne lui seront pas offertes.

Ensuite, si le prix à l'étranger est une variable

aléatoire qui ne peut être influencée par une entreprise individuelle, l'impossibilité de prévoir son comportement implique que les recettes et les dépenses vont aussi fluctuer de façon imprévisible. Donc même en situation de perfection des marchés à termes, il existera toujours un risque qui ne pourra pas être éliminé. Il a été remarqué, par ailleurs, que le problème d'incertitude fait que les échanges entre les pays qui se trouvent dans une même région ou un même groupe économique tendent à être plus importants que les échanges entre les pays qui ne sont pas proches ( McCallum (1995)).

Les changements imprévisibles de la valeur des recettes et des dépenses en monnaie nationale se répercutent sur le profit de la firme engagée dans les transactions avec l'étranger. Par voie de conséquence, ce profit variera, lui aussi, de façon imprévisible et l'accroissement de ces variations conduira les agents avertis au risque à réduire leurs transactions avec l'étranger.

Pour donner une simple illustration de la façon dont ce résultat a été dégagé par les études théoriques et sans s'étendre là-dessus, nous pouvons nous référer à l'approche de Perée et Steinherr(1989):

Soit une firme dont l'entièreté de la production est exportée et dont la fonction de profit est:

$$\Pi = (p-c)x \quad (1)$$

où  $\Pi$  = profit ;  $p$  = prix d'exportation en monnaie nationale ;

$x$  = niveau de production

$$p = p^* \cdot e$$

$p^*$  = prix sur le marché mondial et  $e$  = taux de change

$p$  est une variable aléatoire si  $p^*$  ou  $e$  ou les deux sont des variables aléatoires

$c$  = coût unitaire et il est supposé constant

La fonction d'utilité de la firme est supposée concave .

Pour effectuer leur analyse Perrée et Steinherr(1989) ont choisi la fonction d'utilité ci- après:

$$V(\Pi) = -e^{-\lambda \Pi} \quad (2)$$

où  $\lambda > 0$  mesure l'aversion absolue au risque.

Si  $p$  a une distribution normale , l'espérance d'utilité sera:

$$EV(\Pi) = -e^{-\lambda(\mu_{\Pi} - 1/2\lambda\sigma_{\Pi}^2)} \quad (3)$$

avec  $\mu_{\Pi} = E(\Pi) = (E_p - c)x$ , et  $\sigma_{\Pi}^2 = E[(p - E_p) \cdot x]^2 = x^2 \sigma_p^2$

Les notations  $\sigma_p^2$  et  $\sigma_{\Pi}^2$  signifient respectivement variance des prix à l'exportation et variance des profits.

La maximisation de l'espérance d'utilité  $EV(\Pi)$  à l'égard de la production  $x$  donne:

$$x = (E_p - c) / \lambda \cdot \sigma_p^2, \quad \text{ce qui correspond aussi à}$$

$$\ln x = \ln 1/\lambda + \ln (E_p - c) - \ln \sigma_p^2 \quad (4)$$

Il ressort de l'équation (4) que l'accroissement dans la variance du prix à l'exportation a un effet négatif sur le commerce extérieur.

Cependant, cette relation systématique dégagée par les analyses théoriques entre la variabilité du taux de change et le commerce extérieur n'a pas pu être confirmée par les différentes études empiriques qui ont été effectuées.



## 2. Approches empiriques

Avant de présenter les travaux de différents auteurs, précisons d'abord que plusieurs équations d'importations et d'exportations ont été testées, mais que certaines variables se retrouvent dans la presque totalité de ces équations. Ainsi, nous pouvons dégager une fonction que l'on peut appeler fonction de base qui regroupe ces variables en question et qui, pour le cas des importations, serait la suivante:

$$M=f(Y, P_m/P_c, CU, V_r)$$

où Y= Revenu national;

M= Volume des importations ;

P<sub>m</sub>= Indice des prix à l'importation (parfois noté UC)

P<sub>c</sub>= Indice des prix à la consommation du pays importateur;

V<sub>r</sub>= mesure de variabilité du taux de change.

CU= Capacité d'utilisation (variable de rationnement)

Les différences essentielles entre les diverses contributions des auteurs se situent alors au niveau de la mesure de variabilité utilisée, à l'ajout d'autres variables et au niveau des pays étudiés. Il y a lieu de noter cependant que, les auteurs ont eu aussi à choisir entre la modélisation des importations et des exportations de façon séparée ou de façon conjointe, et que les autres différences ci-haut mentionnées se retrouvent dans chacun de ces deux types de modélisation.

## 2.1 Modèles conjoints importations-exportations

En guise d'illustration de ce type de modèles, il y a lieu d'examiner le modèle de Hooper et Kolhagen (1978).

Il s'agit d'un modèle à deux périodes où les commandes sont passées à la première période et les paiements effectués à la deuxième période. C'est aussi un modèle d'équilibre des échanges internationaux qui prend en considération à la fois les facteurs déterminants pour les importations et les exportations.

Les formes réduites des équations d'équilibre pour la quantité et le prix sont les suivantes:

$$Q = f(Y, CU, UC, UC^*, Pc, EH, EH^*, \sigma_{R1});$$

$$P^* = f(Y, CU, UC, UC^*, Pc, EH, EH^*, \sigma_{R1})$$

En plus des variables spécifiées dans la fonction que nous avons appelée fonction de base, ce modèle intègre les variables EH et EH\* définies comme coût de la monnaie étrangère respectivement pour les importateurs et pour les exportateurs. Quant à la mesure de variabilité du taux de change, Hooper et Kohlhagen ont utilisé plusieurs mesures.

Il s'agit de l'écart type du taux de change spot ( $\sigma_{R1}$ ) et du taux de change à terme calculé sur 13 semaines, ainsi que la moyenne de la différence absolue observée sur 13 semaines entre le taux de change spot et le taux de change à terme de la période précédente.

C'est cette dernière mesure qui a fourni les meilleurs résultats pour les pays ci-après:

France, Allemagne, Royaume-uni, Japon, U.S.A. et le Canada. La période prise en considération est celle qui s'étend de 1965 à 1975.

L'analyse de Hooper et Kohlhagen (1978) sur ces pays a abouti à la conclusion selon laquelle , si les agents économiques impliqués dans les transactions internationales sont averses au risque, l'accroissement du risque de change conduira inévitablement à la réduction des échanges , que le risque soit supporté par les importateurs ou par les exportateurs. Par contre, l'impact sur les prix n'est pas aussi clair .Si ce sont les importateurs qui supportent le risque , le prix diminuera en même temps que la demande des importations mais l'inverse se produira dans le cas où ce sont les exportateurs qui supportent le risque parce qu'ils exigeront une plus grande prime de risque.

Une extension du modèle de Hooper et de Kohlhagen a été effectuée par Cushman (1983). En effet, Cushman introduit dans le modèle de Hooper et Kohlhagen les innovations ci-après:

Contrairement au modèle précédent, on suppose que l'utilité de la firme dépend du profit réel plutôt que nominal. Faisant référence à l'analyse de Clark(1973), on suppose que l'horizon de planification de la firme est plus longue que la période maximale des contrats à terme. C'est dire que la firme est intéressée non seulement par la rentabilité des contrats présents mais aussi par celle des contrats à venir mais qu'il n'est pas

possible de se couvrir contre le risque de change relatif à cette dernière catégorie de contrats, soit parce que leur valeur exacte n'est pas connue ou parce que le taux de change à terme les concernant n'est pas disponible.

Le taux de change réel futur (  $R$  pour les exportateurs et  $1/R$  pour les importateurs) est scindé en deux composantes comme suit :

$$R = R_0 \cdot \theta$$

où  $R_0$  = Taux de change courant connu et

$\theta$  = Taux d'accroissement non connu de  $R$

Ces modifications font que les équations réduites de Hooper et Kohlhagen(1978) vont être différentes de celles de Cushman(1983). Dans ce nouveau modèle , les variables  $Y, CU, UC, UC^*$  seront en termes réels, la variable  $P_c$  sera supprimée ,  $EH$  et  $EH^*$  seront remplacés par  $R$  et  $E\theta$ , tandis que  $\sigma_{R1}$  sera remplacé par  $\sigma_\theta$ . Ainsi, l'équation qui a été testée par Cushman concernant les quantités d'équilibre est la suivante :

$$Q = a_0 + a_1Y + a_2CU + a_3UC + a_4UC^* + a_5R + a_6M + a_7S + a_8D$$

Dans cette équation,  $D$  est une variable dummy tandis que  $M$  et  $S$  servent de proxy respectivement pour  $E\theta$  et  $\sigma_\theta$ .

Ces deux variables se définissent comme suit:

$M$  est une moyenne mobile de  $\theta$  sur 4 trimestres

avec  $\theta = 100(R_t / R_{t-1})$ ;

$S$  est l' écart type mobile de  $\theta$  sur 4 trimestres y compris le trimestre courant .

Les tests empiriques que Cushman effectue avec son modèle couvrent la période de 1965 à 1977 et concernent le

commerce entre les U.S.A. et cinq autres pays développés à savoir le Royaume -Uni, la France, l'Allemagne, le Canada et le Japon ainsi que le commerce entre l'Allemagne et trois autres pays qui sont le Royaume -Uni , la France et le Japon.

Parmi les résultats obtenus, ceux qui confirment les prévisions de la théorie concernant l'existence d'une relation négative entre le risque de change et le volume du commerce extérieur sont: les transactions entre les U.S.A. et le Canada, le Japon, la France ainsi que les échanges entre l'Allemagne et la France.

Bien que, ces modèles conjoints d'équilibre des échanges internationaux ont, comme l'affirment Hooper et Kohlhagen (1978), le mérite de prendre en considération le fait que le risque de change peut être supporté soit par l'exportateur soit par l'importateur, la plupart des auteurs ont testé des équations qui modélisent différemment les importations et les exportations pour étudier le comportement du commerce international face à la variabilité des taux de change. Il faut noter toutefois que ceci n'a pas été identifié comme pouvant porter atteinte à la validité des résultats d'autant plus que , si l'on se réfère encore à l'analyse de Hooper et Kohlhagen(1978), l'identité de celui qui supporte le risque n' a pas d'impact sur l'effet de la variabilité du taux de change sur le volume du commerce international .

## 2.2. Modèles non conjoints

Kenen et Rodrik (1986) ont utilisé un modèle plus simple que les précédents pour évaluer l'impact du risque de change sur le commerce extérieur des U.S.A., Canada, Japon, Belgique, France, Allemagne, Italie, Pays-Bas, Suède, Suisse et Royaume-Uni.

Par rapport à notre fonction de base pour les importations, le modèle testé par Kenen et Rodrik pour le volume des importations n'inclue pas la mesure de rationnement CU, et à la place de  $P_m/P_c$ , il utilise le taux de change effectif réel retardé d'une période. Par contre, il introduit un terme de tendance T et lorsque les résultats obtenus ne sont pas satisfaisants, il utilise le lag d'Almon sur le taux de change effectif réel.

Au-delà de la différence au niveau des équations testées, l'étude de Kenen et Rodrik se différencie de celle de Cushman sur trois points :

D'abord, au niveau de l'utilisation d'un plus grand nombre de mesures de variabilité, ensuite par la focalisation de l'attention seulement sur la période qui a connu le flottement généralisé des monnaies à savoir 1975-1984, enfin par l'estimation des échanges globales plutôt que bilatérales ce qui implique l'utilisation du taux de change effectif à la place des taux de change bilatéraux.

Les mesures de variabilité qui ont été utilisées sont: L'écart type des variations mensuelles du taux de change réel,

les déviations (errors) du taux de change réel obtenues à partir d'une équation de tendance en forme de fonction linéaire logarithmique et les déviations (errors) du taux de change réel obtenues à partir d'une équation autorégressive de premier rang. L'étude de Kenen et Rodrik aboutit essentiellement à la conclusion selon laquelle , de façon générale, la variabilité du taux de change réduit le volume du commerce international.

Un tel résultat avait aussi été dégagé par Aktar et Hilton(1984b)mais sa robustesse avait été mise en doute par Gotur(1985).

En effet, Akhtar et Hilton (1984b) avaient utilisé l'écart type d'un indice quotidien de taux de change effectif nominal à l'intérieur d'une période de trois mois pour analyser les échanges extérieurs de biens manufacturés de l'Allemagne et des U.S.A. entre 1974 et 1981. Cette étude fut la première à obtenir des effets de risque significatifs à l'aide d'une mesure de variabilité basée sur des mouvements à très court terme de taux de change.

Cependant, en utilisant la même méthodologie que Aktar et Hilton et en étendant l'analyse sur trois autres pays , à savoir la France, le Japon et les U.S.A., Gotur(1985) montra que la relation entre le risque de change et le commerce extérieur n'est plus aussi systématique que l'avaient suggéré les deux auteurs. De plus , il fut relevé que les résultats de Aktar et Hilton étaient affectés par un changement de la période d'estimation ou par l'utilisation du taux de change réel pour obtenir la mesure

de variabilité( Côté 1986).

Face à ces problèmes au niveau de la robustesse des résultats , certains auteurs ont essayé d'introduire d'autres mesures de variabilité de taux de change qu'ils pensaient pouvoir débloquent la situation.

Ainsi, partant du fait que le caractère d'aversion face au risque manifesté par les agents économiques pourrait être mieux décrit en accordant plus de poids aux observations qui se situent sur les extrémités, Rana(1981et 1984) proposa l'utilisation de la différence moyenne de Gini plutôt que les déviations par rapport au trend ou l'écart type.

Cette mesure se présente comme suit:

$$GMD = \frac{\sum \sum |dT CER(j) - dT CER(i)|}{[(n-1)(n-2)]}$$

où dTCER(j)=Taux de variation du taux de change effectif réel entre la j<sup>ième</sup> et la (j+1)<sup>ième</sup> observation;

Cependant cette mesure fut contestée par Brodsky(1984) qui donna comme argument qu'elle ne diffère pas des autres mesures qui accordent un même poids à toutes les observations. Comme exemple de ces mesures, Brodsky cite l'écart type dont la formule se présente comme suit:



$$s = \sqrt{\frac{\sum (dTCER(j) - dTCER)^2}{(n-2)}}$$

où  $dTCER$  est le taux de variation moyenne du taux de change effectif réel et  $dTCER(j)$  est comme ci-haut défini.

Brodsky reproche aussi au GMD d'être difficilement calculable comparativement à l'écart type.

Une autre tentative d'introduction de nouvelles mesures de variabilité du taux de change fut effectuée par Perée et Steinherr (1989). Il motivèrent leur initiative par la volonté de contribuer à la résolution des problèmes ci-après:

Premièrement, selon ces auteurs toutes les contributions qui avaient été faites jusque là entraient dans la ligne des équilibres partiels par le fait que le risque était supposé être au niveau des prix étrangers seulement négligeant ainsi les effets de covariance avec les autres variables aléatoires tels que les prix domestiques et le rendement des actifs financiers.

Deuxièmement, les mesures de courte période peuvent être moins performantes que les mesures de longue période, et dans les deux cas, les décisions sont influencées par la variabilité attendue et non par la variabilité déjà réalisée ;

Troisièmement, la plupart des analyses empiriques supposent que la relation entre le risque de change et le volume du commerce extérieur est linéaire ou linéaire en logarithmes.

Quatrièmement, les équations des échanges agrégés ignorent la structure industrielle et la structure du marché, de

sorte que les estimations peuvent être affectées par le changement structurel.

Il y a cependant lieu de préciser que Perée et Steinherr(1989)n'ont pas voulu s'attaquer à toutes ces problèmes à la fois et que les deux mesures qu'ils proposent laissent en suspens la question d'équilibre partiel et de changement des structures .

La première mesure se présente comme suit:

$$V_t = V_t^1 + V_t^2 = \frac{\max X_{t-k}^t - \min X_{t-k}^t}{\min X_{t-k}^t} + [1 + |\frac{X_t - X_t^p}{X_t^p}|]^2$$

où  $X_t$  est le taux de change nominal au temps  $t$  ,

$\max X_{t-k}^t$  et  $\min X_{t-k}^t$  sont les valeurs maximales et minimales du taux de change nominal sur une période de longueur  $k$  jusqu'au temps  $t$ ;

$X_t^p$  est le taux de change d'équilibre.

$V^1$  saisit les faits du passé et implique qu'une variation qui s'est déjà produite est considérée par les agents économiques comme pouvant se reproduire à nouveau;

$V^2$  ajoute une information plus récente à la composante historique, et le tout signifie que le désajustement du taux de change croit de façon linéaire tandis que l'incertitude augmente de façon exponentielle.

La défaillance de cette mesure est qu'elle n'incorpore pas le phénomène de durée du désajustement. Pour résoudre ce problème, Perée et Steinherr ont proposé une deuxième mesure qui se présente comme suit:

$$U_t = \left[ \sum \left| \frac{X_i - X_i^*}{X_i^*} \right| \right] \cdot \left[ 1 + \sum \left| \frac{X_i - X_i^*}{X_i^*} \right| \right]$$

Le premier terme est la valeur absolue des désajustements du taux de change sur les dix dernières années précédant la période t. Pour donner plus de poids aux périodes récentes, le premier membre est multiplié par le second qui contient les mêmes éléments pour une période plus courte. Les tests empiriques effectués par les deux auteurs sur les U.S.A., le Royaume-uni, la Belgique, l'Allemagne et le Japon pour la période 1960-1985 aboutissent au résultat selon lequel la variabilité du taux de change réduit le volume du commerce extérieur.

Cependant, cette mesure n'a pas été utilisée par les chercheurs qui ont réalisé des études dans les années qui ont suivi. Certains ont continué à recourir aux mêmes mesures de variabilité qu'auparavant malgré les critiques qui avaient été exprimées à leur encontre, tandis que d'autres ont essayé d'en introduire de nouvelles.

Ainsi, Medhora (1990) utilise l'écart type du taux de change effectif nominal calculé annuellement pour examiner

l'effet de la variabilité du taux de change sur le commerce extérieur des pays de l'Union Monétaires des Pays de l'Ouest Africain ( U.M.O.A.) sur la période 1976-1984.

Ces pays sont : Bénin , Côte d' Ivoire , Niger ,Sénégal , Togo et Burkina Faso.

En utilisant un modèle incorporant les variables que nous avons identifiées dans notre fonction de base à part la variable de rationnement CU, Medhora effectua des tests sur les données de ces pays mises ensemble (pooled data), mais il ne parvint pas à détecter une relation significative entre la volatilité des taux de change et le commerce extérieur.

De même , Oskooee(1993) utilisa comme mesure de variabilité l'écart type mobile sur huit trimestres du taux de variation du taux de change effectif réel pour étudier l'effet de la volatilité du taux de change sur les transactions internationales de six pays en voie de développement à savoir, Grèce, Corée, Pakistan, Philippines, Singapour et Afrique du Sud. Cette étude fut effectuée pour la période 1973-1990 , et le modèle d'analyse des importations qui fut utilisé incorpora , outre les variables reprises dans notre fonction de base sans la variable CU, le Lag d'Almon tantôt sur le taux de change tantôt sur le rapport entre l'indice des prix à l'importation et l'indice des prix domestiques, ainsi qu'' un terme pour le trend. Les résultats obtenus indiquèrent que dans 50% des cas , une relation négative significative entre le risque de change et le commerce international existe.

Par contre une étude de Pozo (1992) introduisit une autre méthode pour mesurer la variabilité du taux de change. Il s'agit de la variance conditionnelle des variations du taux de change, calculée sous l'hypothèse que les taux de change suivent un processus de type GARCH ( Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity ).

La spécification du modèle est la suivante:

$$DREAL_t = a_0 + be_{t-1} + e_t$$

$$e_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = w + ce_{t-1}^2 + dh_{t-1}$$

où  $DREAL_t$  est la différence de logarithmes du taux de change réel entre les périodes  $t$  et  $t-1$ ;

$I_{t-1}$  est l'ensemble de l'information disponible à la date  $t-1$ , et  $h_t$  est la variance du terme d'erreur  $e_t$ .

Pozo(1992) fait remarquer que cette mesure rend compte de la non constance de la variance des termes d'erreurs et saisit aussi le fait que les variations des taux de change suivent une distribution qui décrit une grande concentration des données sur la queue.

L'utilisation de la racine carré de  $h_t$  comme mesure de variabilité du taux de change a permis à Pozo d'obtenir une relation négative entre les exportations de la Grande Bretagne vers les U.S.A. et la variabilité du taux de change sur la période 1900-1940.

Caporale et Doroodian(1994) se sont, eux aussi, servis de la variance conditionnelle pour estimer l'impact de la

variabilité des taux de change sur les importations des U.S.A. en provenance du Canada pendant la période de Janvier 1974 à Octobre 1992. En utilisant cette mesure à l'intérieur d'une équation qui contenait aussi la production industrielle et le taux de change réel , ces deux auteurs ont abouti à la conclusion que la variabilité des taux de change réduit le volume du commerce extérieur des pays.

De cette brève revue de littérature, il ressort que plusieurs mesures de variabilité ont été utilisées pour saisir la volatilité des taux de change. De plus, l'élaboration de ces mesures a été basée sur différents concepts de taux de change, à savoir le taux de change bilatéral, le taux de change effectif , le taux de change nominal et le taux de change réel.

Étant donné que les résultats des études empiriques des différents auteurs n'ont pas été concordants, une discussion sur ces différents éléments de mesure de variabilité s'impose avant d'effectuer notre choix de mesures de variabilité à utiliser dans le cas des pays de la C.E.P.G.L. et compte tenu des données dont nous disposons.

**II. ÉTUDE EMPIRIQUE POUR LE CAS DES PAYS  
DE LA C.E.P.G.L.**

## INTRODUCTION

La Communauté Économique des Pays des Grands Lacs ( C.E.P.G.L.) a été créée en 1975 et regroupe le Burundi, le Rwanda et le Zaïre. Comme la plupart d'autres pays en voie de développement, ces pays membres de la C.E.P.G.L. n'ont pas pratiqué le système de flottement indépendant, mais ils ont plutôt rattaché leurs monnaies à des devises fortes de pays développés ou à un panier de monnaies. Étant donné que, comme vu précédemment, cette pratique ne met pas nécessairement un pays à l'abri de l'incertitude issue de la variabilité des taux de change, nous allons examiner, l'impact de ce type d'incertitude sur le commerce extérieur des pays de la C.E.P.G.L. sur la période 1975-1985.

La méthodologie que nous allons suivre dans cette partie est la suivante:

D'abord, nous allons présenter brièvement, à titre introductif, les systèmes de change de ces trois pays ainsi que leur situation en matière d'importations; ensuite, nous allons opérer un choix des mesures de variabilité à utiliser pour rendre compte de l'incertitude au niveau des taux de change; enfin, nous allons effectuer des tests économétriques et la discussion de leurs résultats nous permettra de tirer une conclusion sur l'impact de la variabilité des taux de change sur le commerce extérieur du Burundi, du Rwanda et du Zaïre.



## A. Systemes de change

### A. 1. Le Burundi

Jusqu'en 1965, une même monnaie circulait au Burundi et au Rwanda. Il s'agit du Franc rwanda-burundi qui était émise par la Banque d'Émission du Rwanda et du Burundi et qui était rattaché au Franc belge. Après son indépendance, le Burundi se dota de sa propre monnaie en 1965 et son système de change fonctionna conformément aux accords de Bretton Woods.

Le 26.Janvier.1965, le Franc Burundais fut rattaché au dollar américain et son taux de change initial fut établi de commun accord avec le Fond Monétaire international à 87.50 FrBu pour 1\$US. En 1973, ce taux fut fixé à 78.75 FrBU pour 1\$US mais, suite à de sérieuses difficultés économiques, le FrBu fut dévalué de 14% le 3. Mai. 1976 et le taux de change officiel fut fixé à 90 FrBu par \$US. Le 23.Novembre.1983, le FrBu fut de nouveau dévalué de 37%. De plus il fut détaché du dollar américain pour être rattaché au DTS au taux de 122.7FrBu pour 1DTS, lequel taux prévalait toujours en 1985.

## A.2. Le Rwanda

Après que le Franc Rwandais fut séparé du Franc Burundais, le Rwanda connu officiellement un système de double marché des change qui dura de 1964 à 1966.

L'organisation de ce système était telle que le marché officiel était réservé aux transactions du gouvernement, à toutes les exportations, aux importations jugées prioritaires, aux transferts des frais connexes aux importations et aux exportations et aux transferts des revenus professionnels des étrangers à concurrence de 40% de leurs revenus bruts. Toutes les autres transactions étaient reléguées sur le marché libre. Cependant, l'écart entre le taux officiel et le taux libre devint progressivement grand de telle sorte que au début de l'année 1965, le taux libre était de 97Frw pour un dollar américain et le taux officiel de 50Frw. La conséquence immédiate fut la prolifération des opérations d'arbitrage entre les deux marchés, provoquant l'érosion des ressources en devises de la Banque Nationale du Rwanda qui est la Banque centrale.

Le 12.Avril.1966, le système de double marché des change fut aboli. De plus, le franc rwandais fut détaché du franc belge pour être rattaché au dollar américain suivant une parité de 100Frw pour un dollar américain. Ce rattachement du franc rwandais au dollar américain fut effectué après que les Etats-Unis eurent décidé de jouer un rôle fondamental dans le

développement du Rwanda.

En effet, en Mars. 1966, les Etats-Unis avaient conclu un accord avec le gouvernement rwandais où ils s'engageaient à fournir une aide alimentaire au Rwanda et à lui accorder des crédits pour la stabilisation de son économie. Il avait été également décidé que des coopérants américains devaient être envoyés pour encadrer les nationaux dans leurs projets de développement et assurer une bonne utilisation des fonds fournis.

Le cours de 100 frw/\$US fut maintenu jusqu'au 29 Décembre 1971 lorsque, suite à la dévaluation du dollar américain, la parité fut établie à 92.11Frw pour 1\$US. En 1973, le Franc rwandais fut détaché du dollar américain et rattaché au Franc belge selon une parité correspondant à 230Frw pour 100 FB. Au 1.Janvier.1974, le Rwanda rattacha de nouveau sa monnaie au dollar américain avec une parité fixe de 92.84 pour 1\$US. Cependant, les perturbations intervenues dans la parité du dollar américain incitèrent le Rwanda à rattacher sa monnaie au DTS à partir du 6 Septembre 1983 au taux de 102.71 Frw pour 1 DTS.

### A.3. Le Zaïre

La monnaie zaïroise, le Zaïre, a connu toute une série de dévaluations depuis son introduction en 1967 en remplacement du Franc Congolais qui était utilisé jusqu'alors. En effet, en 1967, le Zaïre fut rattaché au dollar américain avec une parité de 0.5 Zaïres pour un dollar américain. Ce taux fut maintenu jusqu'au 12.Mars.1976 lorsqu'il fut rattaché au DTS au taux de 1 Z pour 1 DTS et, à partir de ce moment, les dévaluations de la monnaie zaïroises se succédèrent comme suit sur la période étudiée (1975-1985):

Tableau 1: Dévaluations du Zaïre sur la période 1975-1985

<u>Date</u>	<u>Taux de dévaluation</u>	<u>Nouvelle parité (DTSpour1Z )</u>
01/11/1978	10%	0.9
06/11/1978	10%	0.81
27/11/1978	6%	0.7614
02/01/1979	34.3%	0.5
24/08/1979	25%	0.3750
22/02/1980	30%	0.2625
19/06/1981	40%	0.1575
12/09/1983	77.5%	0.03542

---

Source: The Economist Intelligence Unit Ltd, *Quarterly Economic Review of Zaïre, Rwanda, Burundi.*

### B. Importations

L'examen de la répartition des importations du Burundi, du Rwanda et du Zaïre par pays d'origine montre que, sur la période 1975-1985, les pays européens ont été les principaux partenaires commerciaux des trois pays. De plus, l'on remarque que la Belgique occupe une place de choix dans le commerce extérieur de ces pays. Cette situation peut être expliquée par le fait que ces pays sont des anciennes colonies de la Belgique et que donc ils ont gardé des liens étroits avec l'ancienne métropole.

En effet, le Burundi et le Rwanda ont été placés sous-tutelle belge pendant 42 ans jusqu'en 1959, tandis que le Zaïre a été une colonie belge jusqu'à la même date.

La répartition (en pourcentages) des importations des trois pays par pays d'origine se présente donc comme suit:

Tableau 2: Répartition des importations du Burundi par pays d'origine

ANNÉE	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985
U.S.A.	5.0	4.8	5.3	4.2	4.9	5.8	4.3	5.3	3.2	5.3	5.6
JAPON	4.6	4.4	5.4	7.1	8.3	6.3	7.5	7.9	6.3	5.3	6.4
BELGIQUE	24.6	18.2	17.9	22.6	16.7	16.7	14.9	15.9	14.4	12.8	15.5
FRANCE	9.4	12.9	9.6	9.3	8.0	9.1	8.3	11.8	10.3	13.9	12.1
ALLEMAGNE	10.4	10.7	9.8	10.2	7.4	8.2	6.9	8.3	8.7	8.7	11.5
ITALIE	3.1	5.9	3.1	2.6	3.5	2.0	2.4	3.0	3.9	4.1	5.2
PAYS-BAS	2.6	6.1	4.1	3.2	4.0	4.6	3.4	3.2	3.8	2.6	1.5
ROY. UNI	7.1	3.8	5.3	3.5	3.5	3.2	2.7	2.9	2.7	2.1	1.8
KENYA	2.7	5.2	5.8	6.6	7.3	4.6	6.8	4.1	3.6	3.4	2.6
TANZANIE	1.2	1.5	3.6	4.1	4.7	2.6	3.8	3.1	2.7	2.2	1.1
CHINE	4.8	2.8	4.4	3.4	3.6	6.1	3.5	3.0	2.9	5.9	2.6
ZAIRE	1.5	1.3	0.7	0.5	2.1	1.1	1.0	0.9	0.8	1.3	1.1
AUTRES	22.9	22.4	25.0	22.8	26.0	29.1	34.4	30.7	36.6	32.4	32.9

---

Source: Bank of America exchange rate data base.  
International Monetary Fund, Direction of trade  
Statistics.

Tableau3: Répartition des importations du Rwanda par pays d'origine

ANNÉE	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985
U.S.A.	6.3	3.8	5.0	4.4	2.9	4.5	3.7	3.6	4.7	6.1	7.0
JAPON	6.8	11.2	11.7	12.0	9.6	12.1	15.9	12.7	12.4	8.7	7.9
BELGIQUE	16.4	20.1	21.2	21.6	16.8	15.8	12.7	17.6	17.2	18.1	13.5
FRANCE	7.2	7.7	7.1	8.0	6.6	9.6	7.3	7.6	5.2	5.5	7.4
ALLEMAGNE	10.2	8.4	8.2	10.8	9.5	8.6	7.6	7.6	7.4	8.0	10.3
ITALIE	6.0	4.7	2.9	3.1	2.8	4.2	2.7	1.6	3.5	2.0	2.3
PAYS-BAS	3.4	2.8	2.2	2.0	2.1	2.8	2.9	1.6	3.0	1.2	2.4
ROY.UNI	4.5	2.9	3.8	3.1	3.2	2.5	0.8	2.7	2.8	2.2	2.5
KENYA	9.8	10.3	11.1	10.2	8.0	10.7	10.4	25.1	21.2	22.3	10.8
CHINE	3.1	3.5	4.7	6.0	5.2	8.8	11.2	7.1	7.0	9.1	7.4
AUTRES	26.4	24.5	21.9	18.8	33.4	20.4	24.7	12.9	15.6	16.8	28.4

---

Source: Bank of America exchange rate data base.  
International Monetary Fund, Direction of trade  
Statistics.

Tableau4: Répartition des importations du Zaïre par pays d'origine

ANNÉE	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985
U.S.A.	16.6	10.7	11.8	8.6	10.2	11.2	11.0	12.8	8.3	7.7	9.3
JAPON	3.3	3.6	3.9	2.5	2.3	3.3	6.2	1.6	3.7	3.8	3.9
BELGIQUE	14.0	14.1	18.7	18.6	17.3	18.9	15.4	32.9	20.3	20.1	21.0
FRANCE	11.7	13.6	10.0	12.1	12.8	9.0	8.4	11.2	10.2	8.4	10.9
ALLEMAGNE	12.5	9.1	9.1	9.5	12.2	11.3	8.2	10.1	9.9	9.3	7.9
ITALIE	5.5	3.8	6.1	5.8	3.7	5.2	4.1	1.6	3.5	5.7	5.0
PAYS-BAS	3.8	4.7	5.3	1.9	2.4	2.0	2.0	1.6	4.0	5.4	4.1
ROY.UNI	4.6	3.3	3.3	4.1	4.2	4.7	2.9	6.2	3.2	4.5	4.0
CANADA	1.0	1.7	0.7	0.9	0.3	1.6	0.3	0.4	1.0	1.1	1.4
ESPAGNE	1.3	4.5	2.7	2.5	1.2	0.9	0.7	0.5	0.7	0.9	1.1
SUEDE	1.4	0.6	1.2	1.9	1.0	0.8	0.3	0.2	0.6	0.8	1.0
AUTRES	24.1	30.4	27.3	31.7	32.3	31.2	40.5	21.0	34.7	32.3	30.4

---

Source: Bank of America exchange rate data base.  
International Monetary Fund, Direction of trade  
Statistics.

## 1. CHOIX DE MESURE DE VARIABILITÉ DU TAUX DE CHANGE

Pour choisir la mesure de variabilité à utiliser dans la présente étude, nous avons dû mener le débat sur trois axes à savoir, le choix entre le taux de change nominal et le taux de change réel, le choix entre le taux de change bilatéral et le taux de change effectif et le choix entre les différentes mesures statistiques de variabilité.

### 1.1. Taux de change nominal et taux de change réel

Il est important de rappeler qu'il existe essentiellement deux types d'incertitudes auxquelles un agent économique qui effectue des transactions commerciales avec l'extérieur fait face. Il s'agit de l'incertitude due à la variabilité du taux de change nominal et celle issue de la variabilité du prix du produit dans le pays étranger. Étant donné que les prix et d'autres coûts changent moins fréquemment que les taux de change nominaux, il existe une très courte période où ils sont connus et pendant laquelle seul le taux de change nominal varie. Une telle période peut correspondre, à titre d'exemple, à celle qui sépare le moment de signature d'un contrat d'achat de marchandises déjà produites et le temps de leur livraison. Dans ce cas, la seule source d'incertitude est la variabilité du taux de change nominal et

donc son utilisation pour mesurer l'impact de cette incertitude sur l'activité économique est justifiée.

Cependant, lorsque l'horizon de planification des agents économiques s'allonge, beaucoup d'autres coûts ainsi que les prix des produits en pays étrangers deviennent variables. Dès lors, c'est la stabilité du taux de change réel qui réduit l'incertitude des agents économiques plutôt que celle du taux de change nominal seulement (F.M.I. 1984).

Ainsi, l'étendue de la période sur laquelle se déroulent les transactions commerciales sous examen est cruciale dans le choix du taux de change à utiliser. Plus cette période est longue, plus il est recommandable d'utiliser la variabilité du taux de change réel comme mesure d'incertitude comparativement au taux de change nominal. Étant donné que la présente étude sera menée à partir de données trimestrielles, nous avons jugé bon d'utiliser les taux de change réels plutôt que les taux de change nominaux. Examinons maintenant lequel du taux de change effectif ou du taux de change bilatéral conviendrait le mieux à notre cas .

### 1.2. Taux de change effectif et taux de change bilatéral

Lorsque l'on examine les transactions commerciales de façon désagrégée, l'on se rend à l'évidence que chacune d'elles fait intervenir uniquement deux pays, le pays domestique et le pays étranger, et donc un seul taux de change bilatéral. De là, on peut être porté à croire que pour évaluer l'impact de



la variabilité du taux de change sur toutes les transactions commerciales d'un pays ou d'un commerçant qui a des partenaires dans différents pays, la mesure adéquate de l'incertitude sera toujours une moyenne pondérée de la variabilité des différents taux de change bilatérales utilisés, que l'on appelle "variation effective"(Lanyi et Suss (1982)). Ainsi, par exemple, si un agent économique dans un pays A fait des échanges commerciaux avec deux pays B et C, et que par rapport à chacune des monnaies de ces deux pays, la valeur de la monnaie de A varie de  $x\%$ , la variation effective sera aussi de  $x\%$ .

La défaillance qui se trouve dans cette méthode est que, si la monnaie de B a tendance à s'apprécier par rapport à la monnaie de A alors que, par contre, la monnaie de C a tendance à se déprécier, la variation effective sera toujours de  $x\%$ , accusant la présence d'une incertitude, alors que le taux de change effectif sera plutôt stable.

A partir de ce cas d'illustration, l'on peut dire que, comparativement au taux de change bilatéral, l'avantage de l'utilisation du taux de change effectif, qui est une moyenne pondérée des taux de change bilatéraux d'un pays par rapport à ses partenaires commerciaux, est qu'il saisit l'effet de réduction de l'incertitude par la diversification des pays avec lesquels l'on entretient des relations commerciales. Le taux de change bilatéral serait convenable dans le cas où le pays a un seul partenaire principal, ce qui n'est pas le cas pour les pays de la C.E.P.G.L.

Ainsi, compte tenu de ces explications, notre préférence se précise et se porte sur le taux de change effectif réel comme pouvant mieux convenir à notre cas.

Il reste alors le choix de la mesure statistique à utiliser.

### 1.3. Mesures statistiques de la variabilité

Comme il apparaît dans la revue de littérature, plusieurs mesures statistiques ont été utilisées pour évaluer la variabilité des taux de change. Il y a lieu de citer notamment l'écart type du taux de change spot, l'écart type du taux de change à terme, la déviation par rapport à la tendance, la différence entre le taux de change spot et le taux de change à terme, la différence moyenne de Gini, la mesure introduite par Perée et Steinherr ainsi que la variance conditionnelle basée sur un processus de type GARCH.

Chacune de ces mesures a ses mérites et ses défaillances et le consensus est loin d'être établi sur la meilleure d'entre elles.

Il y a lieu cependant de remarquer que l'écart type constitue la mesure qui a été la plus fréquemment utilisée.

Pour cette raison et à défaut de pouvoir effectuer des tests avec toutes ces mesures disponibles, nous allons utiliser l'écart type du taux de variation du taux de change effectif réel dans nos analyses empiriques, mais nous allons aussi tester une autre mesure de variabilité qui a été utilisée à savoir la valeur absolue des déviations des taux de variation du taux de change

effectif réel (TCER) par rapport à une moyenne mobile du taux de variation du TCER.

Précisons aussi que le taux de change utilisé est le taux de change spot et non le taux de change à terme, étant donné que les agents économiques des pays de la C.E.P.G.L. ne recourent pas aux marchés à terme pour se couvrir contre le risque de change.

Les données utilisées sont trimestrielles et s'étendent sur la période 1975-1985.

## 2. HYPOTHESE DE RECHERCHE ET MODELE D'ANALYSE

Pour atteindre notre objectif d'examiner l'effet de l'incertitude au niveau des taux de change sur le commerce extérieur des pays de la CEPGL, nous avons choisi de tester l'hypothèse nulle ci-après:

La variabilité du taux de change effectif réel n'a pas d'impact significatif sur le volume des importations.

L'équation de départ pour nos tests empiriques, qui reprend les variables que nous avons identifiées dans le modèle de base, est la suivante:

$$\text{LogM} = a + b\text{LogYr} + c\text{Log}(P_m/P_c) + d\text{CU} + e\text{LogVr} + \epsilon \quad (1)$$

où M=Importations en termes réels;

Yr=PNB réel;

P<sub>m</sub>=Indice des prix à l'importation;

P<sub>c</sub>=Indice des prix à la consommation;

CU=Capacité d'utilisation;

Vr=mesure de variabilité du taux de change effectif réel.

ε est un terme d'erreurs.

A l'exemple des travaux antérieurs comme celui de Bahmani (1991), la variable CU n'a pas subi de transformation logarithmique.

Cependant, pour éliminer le facteur de tendance temporelle sur certaines variables qui en sont affectées à savoir M, Yr et Pr, nous avons travaillé en différence de logarithmes, de sorte que notre équation (1) est devenue:

$$D\text{logM} = a + bD\text{LogYr} + cD\text{LogPr} + d\text{CU} + e\text{LogVr} + \epsilon \quad (2)$$

où  $D\log M = \log M - \log M(-1)$

$D\log Yr = \log Yr - \log Yr(-1)$

$D\log Pr = \log Pr - \log Pr(-1)$  avec  $Pr = Pm/Pc$

L'hypothèse nulle que nous avons testée est qu'il n'existe pas de relation significative entre la variable dépendante M et les variables indépendantes Yr, Pr, CU, et Vr ci-haut définies.

Ce qui revient à tester:

$$H_0: a = b = c = d = e = 0$$

contre l'hypothèse alternative que ces coefficients sont différents de 0.

La variable de rationnement CU correspond aux résidus de la régression ci-après (Bahmani(1991)):

$\log Yr = a + bT$  où Yr=PNB réel et T=temps (ici trimestres)

Concernant les signes des différents coefficients, on s'attend à ce que b soit positif, mais que c, d et e soient négatifs.

Il est à signaler que, compte tenu de la non disponibilité de certaines données statistiques, nous avons dû recourir à des estimations de quelques variables.

Ainsi, les données trimestrielles pour le PNB n'étant pas disponibles pour les trois pays étudiés, nous avons utilisé la méthode de Chow et Lin (1976) pour les estimer à partir des données annuelles. Cette méthode qui a été également utilisée par Bahmani(1986) consiste à estimer l'équation  $Y_t = c + dM_t + \epsilon_t$  en utilisant les données annuelles, puis à utiliser les données trimestrielles de M pour obtenir celles de Y.

Cependant, il faut faire des ajustements de façon que le total des données trimestrielles ainsi obtenues soit égal aux données annuelles. Dans notre cas, nous avons effectué un ajustement proportionnel.

De même, n'ayant pas pu obtenir les données sur l'indice des prix à l'importation, nous l'avons estimé par la moyenne des indices des prix à la consommation pondérés par la part des divers pays partenaires dans les importations du pays considéré c-à-d  $\sum W_j P_j$  où  $W_j$  est la part du pays  $j$  dans les importations et  $P_j$  son indice des prix à la consommation.

Les estimations effectuées pour l'équation (2) ont montré que, pour les trois pays, il n'y avait pas de relation significative entre la variable CU et les importations ( cfr annexes).

Nous l'avons alors supprimé pour obtenir l'équation :

$$D \log M = a + b D \log Y_r + c D \log P_r + e \log V_r + \epsilon_t \quad (3)$$

Les résultats de notre analyses sont ci-après:

### 3. PRÉSENTATION DES RÉSULTATS

Comme nous l'avons signalé, nous avons utilisé l'écart type mobile du taux de variation du TCER et la valeur absolue des déviations par rapport à une moyenne mobile pour mesurer la variabilité du taux de change.

Ainsi, la variable  $V_r$  sera respectivement remplacée par les variables ci-après:

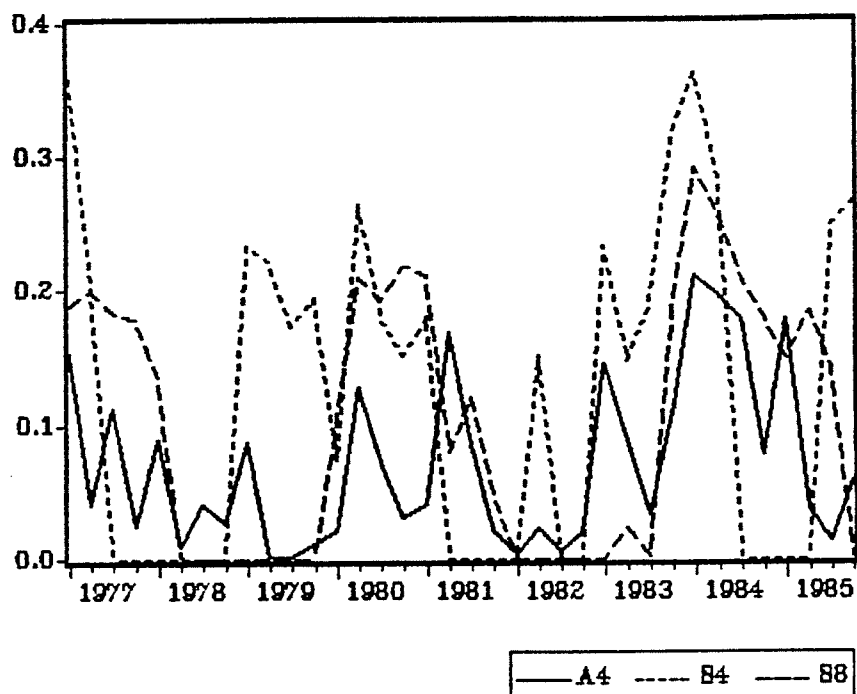
S4= Écart type mobile sur 4 trimestres (y compris le trimestre courant) du taux de variation du TCER;

S8= Écart type mobile sur 8 trimestres (y compris le trimestres courant) du taux de variation du TCER;

A4= Valeur absolue des déviations par rapport à une moyenne mobile sur 4 trimestres.

Le comportement de ces trois mesures de variabilité pour les pays de la C.E.P.G.L. est décrit par les graphiques ci-après:

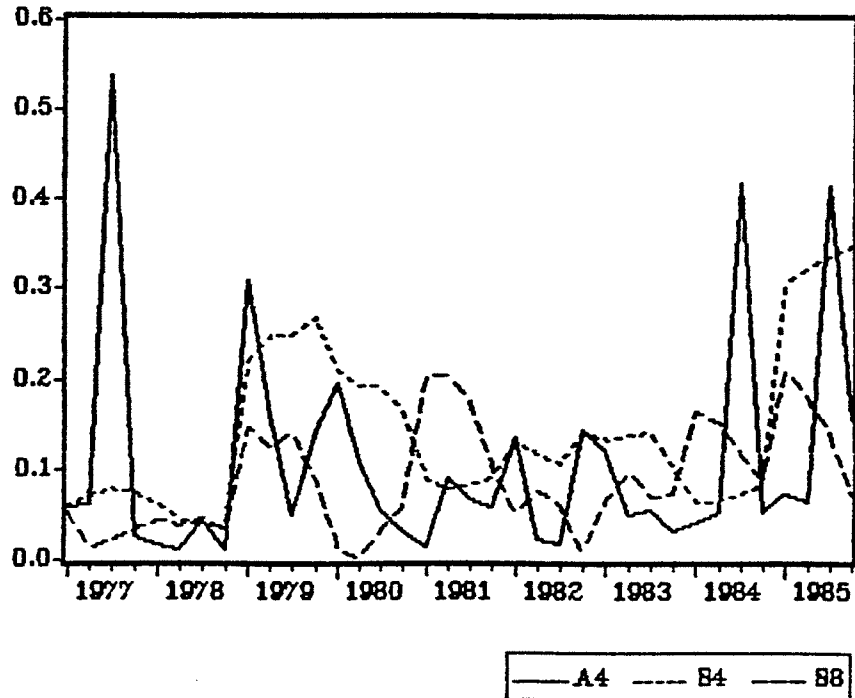
Graphique 1: Variabilité du TCER du Burundi



Note: S4= Écart type mobile sur 4 trimestres (y compris le trimestre courant) du taux de variation du TCER;  
 S8= Écart type mobile sur 8 trimestres (y compris le trimestres courant) du taux de variation du TCER;  
 A4= Valeur absolue des déviations par rapport à une moyenne mobile sur 4 trimestres

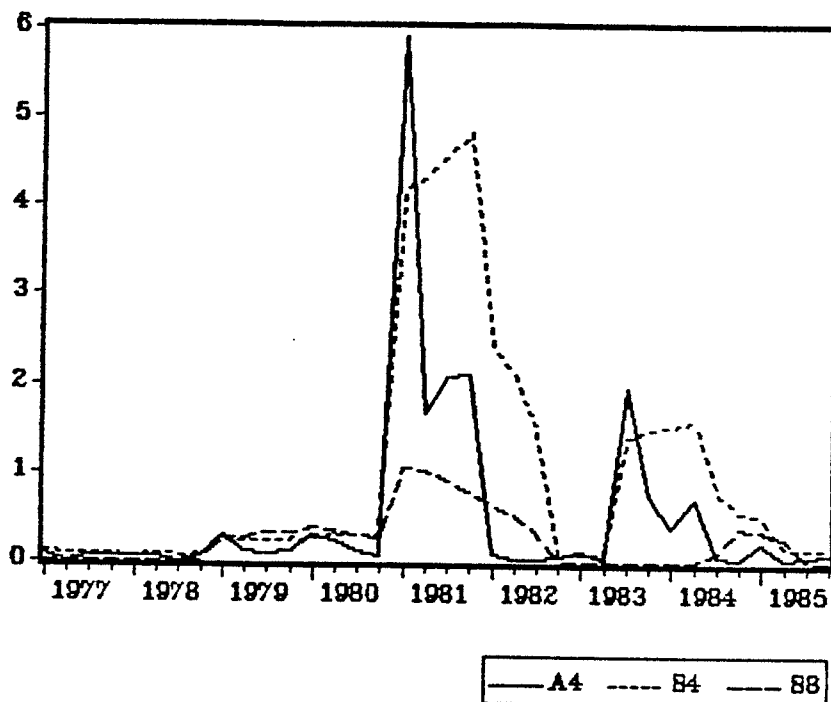


Graphique 2: Variabilité du TCER du Rwanda



Note: S4= Écart type mobile sur 4 trimestres (y compris le trimestre courant) du taux de variation du TCER;  
 S8= Écart type mobile sur 8 trimestres (y compris le trimestres courant) du taux de variation du TCER;  
 A4= Valeur absolue des déviations par rapport à une moyenne mobile sur 4 trimestres

Graphique 3: Variabilité du TCER du Zaïre



Note: S4= Écart type mobile sur 4 trimestres (y compris le trimestre courant) du taux de variation du TCER;  
S8= Écart type mobile sur 8 trimestres (y compris le trimestres courant) du taux de variation du TCER;  
A4= Valeur absolue des déviations par rapport à une moyenne mobile sur 4 trimestres

L'utilisation de S4, S8 et A4 comme mesures de variabilité des taux de change pour tester l'équation (3) dans le cas de chacun des trois pays étudiés a fourni les résultats ci-après:

Tableau 5:Equations des importations sur la période 1975-1985

	<u>Burundi</u>	<u>Rwanda</u>	<u>Zaire</u>
Constante	0.16964E-01 (0.9077)	-0.13980E-01 (-0.4069)	0.62570E-01 (1.383)
DLogYr	0.90073 (14.30)	0.95281 (14.02)	0.72286 (8.229)
DLogPr	-0.81078 (-4.506)	-0.92216 (-3.363)	-0.69668 (-2.146)
LogS4	0.14790E-01 (0.9639)	-0.73264E-02 (-0.4937)	0.27264E-01 (1.155)
R <sup>2</sup>	0.8488	0.8333	0.6802
D.W.	1.9045	1.8494	1.8507
F.Stat	73.967406	66.005027	28.647013

Note:S4=Écart type du taux de variation du TCER , mobile sur quatre trimestres  
 Les chiffres entre parenthèses représentent les t-statistics  
 R<sup>2</sup> correspond au R<sup>2</sup> ajusté  
 Ces résultats sont calculés avec un risque d'erreur de 5%

Tableau 6: Équations des importations sur la période 1975-1985

	<u>Burundi</u>	<u>Rwanda</u>	<u>Zaire</u>
Constant	0.19526E-01 (0.9826)	-0.38941E-01 (-1.601)	0.16974E-01 (0.3020)
DLogYr	0.85388 (12.24)	0.93216 (13.56)	0.67892 (7.122)
DLogPr	-0.70616 (-3.749)	-0.70058 (-2.670)	-0.77789 (-2.096)
LogS8	0.10642E-01 (0.8252)	-0.16015E-01 (-2.028)	-0.28367E-01 (-0.5439)
R <sup>2</sup>	0.8239	0.8460	0.6254
D.W.	2.0774	1.9627	1.7438
F.Stat	55.576148	65.094281	20.479343

Note: S8 = Écart type du taux de variation du TCER, mobile sur 8 trimestres.

Les chiffres entre parenthèses représentent les t-statistics

R<sup>2</sup> correspond au R<sup>2</sup> ajusté

Ces résultats sont calculés avec un risque d'erreur de 5%

Tableau 7: Équations des importations sur la période 1975-1985

	Burundi	Rwanda	Zaïre
Constant	-0.14832E-01 (-0.4101)	-0.30818E-01 (-0.9187)	0.13100 (2.203)
DLogYr	0.90721 (14.37)	0.95136 (14.16)	0.70712 (8.337)
DLogPr	-0.82131 (-4.538)	-0.88475 (-3.225)	-0.54893 (-1.831)
LogA4	-0.57308E-02 (-0.5426)	-0.11672E-01 (-1.029)	0.39198E-01 (2.004)
R <sup>2</sup>	0.8461	0.8370	0.7016
D.W.	1.9913	1.8590	1.9501
F.Stat	72.489713	67.761189	31.564899

Note:A4=Valeur absolue des déviations des variations du TCER par rapport à une moyenne mobile sur 4 trimestres.  
 Les chiffres entre parenthèses représentent les t-statistics  
 R<sup>2</sup> correspond au R<sup>2</sup> ajusté  
 Ces résultats sont calculés avec un risque d'erreur de 5%

Pour le Zaïre, étant donné que les résultats obtenus avec la mesure de variabilité A4 ci-haut définie fournissaient, pour cette variable, un t-statistique très proche de la valeur critique mais ne se situant pas dans la région de rejet, nous avons effectué un autre test en remplaçant la variable Pr par le TCER( Er), ce qui revient à tester l'équation:

$$D\log M = a + bD\log Yr + cD\log Er + e\log Vr + \epsilon t \quad (4)$$

Les résultats obtenus sont les suivants:

Tableau 8: Équation des importations du Zaïre sur la période  
1975-1985

Constante	DLogYr	DLlogEr	LogA4
0.22173	0.71991	-0.77201E-01	0.53537E-01
(3.518)	(8.240)	(-0.8874)	(2.190)
R <sup>2</sup>	0.6806		
D.W.	1.8085		
F.Stat.	28.724524		

---

Note:A4=Valeur absolue des déviations des variations du TCER par rapport à une moyenne mobile sur 4 trimestres.  
Les chiffres entre parenthèses représentent les t-statistics  
R<sup>2</sup> correspond au R<sup>2</sup> ajusté  
Ces résultats sont calculés avec un risque d'erreur de 5%

En raison d'une série de dévaluations de grande ampleur qu'a connu le Zaïre sur la période étudiée, nous avons mis des variables dummy pour les périodes de ces dévaluations et une d'entre elles, celle relative à l'année 1983, a paru significativement non nulle.

Les résultats de cette régression sont les suivantes :

Tableau 9: Équation des importations du Zaïre sur la période  
1975-1985

Constante	DLogYr	DLlogEr	LogA4	D83
0.22281	0.61288	-0.17306	0.57005E-01	0.57338
(3.801)	(6.712)	(-1.942)	(2.503)	(2.571)
R <sup>2</sup>	0.7238			
D.W.	1.9057			
F.Stat.	26.552819			

---

Note:A4=Valeur absolue des déviations des variations du TCER par rapport à une moyenne mobile sur 4 trimestres.  
D83=Variable Dummy  
Les chiffres entre parenthèses représentent les t-statistics  
R<sup>2</sup> correspond au R<sup>2</sup> ajusté  
Ces résultats sont calculés avec un risque d'erreur de 5%

#### 4. ANALYSE DES RÉSULTATS

En ce qui concerne le Burundi, les résultats présentés dans les tableaux 5, 6 et 7 nous permettent de dégager les constats ci-après:

D'abord, les résultats obtenus ne nous permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle d'absence de relation significative entre la quantité des importations et la variabilité du taux de change.

Ensuite, il y a lieu de remarquer que l'utilisation de la valeur absolue des déviations des taux de variation du TCER par rapport à une moyenne mobile sur quatre trimestres du taux de variation du taux de change effectif réel donne les signes attendus pour toutes les variables utilisées .

Pour cette régression, nous avons effectué un test d'autocorrélation des erreurs et nous avons aussi examiné s'il y a présence ou non d'une racine unitaire.

A ce sujet, la régression qui a été effectuée est la suivante:

$$\Delta u_t = b_0 + b_1 u_{t-1} + b_2 \Delta u_{t-1} + b_3 \Delta u_{t-2} + b_4 \Delta u_{t-3} + b_5 \Delta u_{t-4} + b_6 \Delta u_{t-5} \quad \text{où } u_t = \text{terme d'erreur et } \Delta u_t = u_t - u_{t-1}$$

Nous avons alors testé les hypothèses nulles ci-après:

$$H_0: b_0 = b_2 = b_3 = b_4 = b_5 = b_6 = 0, b_1 = 1$$

contre les hypothèses alternatives que  $b_1$  est différent de l'unité et que les autres coefficients sont non nuls.

Les résultats obtenus pour cette régression sont ci-après :



$$\begin{aligned} \Delta u_t = & 0.18657E-02 - 1.4269u_{t-1} + 0.37938\Delta u_{t-1} + 0.42973\Delta u_{t-2} \\ & (0.1518) \quad (-3.029) \quad (0.9206) \quad (1.237) \\ & + 0.47383\Delta u_{t-3} + 0.10802\Delta u_{t-4} + 0.4595E-01\Delta u_{t-5} \\ & (1.516) \quad (0.4078) \quad (0.2519) \end{aligned}$$

Les chiffres entre parenthèses correspondent aux t-statistics. Ces résultats montrent que les erreurs ne sont pas autocorrélées. De plus, l'utilisation des tables de Dickey-Fuller permet de rejeter l'hypothèse nulle que  $b_1 = 1$ .

Enfin, les variables de revenu réel (Yr) et de prix relatif (Pr) ont toujours les signes attendus et pour toutes les équations testées, il existe une relation significative entre ces variables et les importations.

Si nous revenons sur le fait qu'une relation significative entre la variabilité du taux de change et le volume du commerce extérieur n'a pas été identifiée dans ce cas du Burundi, il y a lieu de nuancer ce résultat.

En effet, Assane et Konan (1994) ont fait remarqué que certaines conditions particulières aux pays en voie de développement peuvent servir d'explication à l'absence de relation significative entre le commerce extérieur et la variabilité du taux de change.

Celles qui pourraient s'appliquer au cas du Burundi sont essentiellement l'aide internationale et l'absence de flexibilité dans le changement des technologies acquises :

## 1. L' aide internationale

Une aide internationale substantielle peut permettre à un pays en voie de développement de maintenir le volume de ses importations malgré l'accroissement de leur coût et donc de ne pas subir le coût de l'incertitude. De plus, de par sa nature même, l'aide liée ne donne pas au pays bénéficiaire la possibilité de choisir sa propre stratégie concernant certaines importation et de s'ajuster selon la conjoncture économique mondiale.

## 2. L'absence de flexibilité dans le changement des technologies acquises

Dans le cadre des programmes d'import-substitution, beaucoup de pays en développement se sont dotés d'équipements industriels et doivent en assurer la réparation et le remplacement des pièces défectueuses. Les pièces nécessaires sont importées des pays de provenance de ces équipements et, compte tenu des coûts élevés pouvant être occasionnés par l'adoption d'une autre technologie, les pays en développement préfèrent garder celle dont ils disposent et donc maintenir des relations commerciales stables avec les pays vendeurs de cette technologie, malgré une éventuelle incertitude au niveau des taux de change.

Il y a lieu de noter donc que, l'absence de moyens de contrôler ces facteurs dans notre analyse empirique constitue une limite à la présente étude.

En ce qui concerne le Rwanda, l'utilisation de l'écart type mobile sur huit trimestres des taux de variation du TCER a permis de dégager une relation significative entre la variabilité du taux de change et le commerce extérieur, ce qui confirme les prévisions de la théorie.

De plus, ce constat nous permet de mettre en évidence l'importance de l'horizon de planification dans l'analyse de l'incertitude.

Il y a lieu aussi de remarquer que, pour ces trois régressions, toutes les variables ont les signes escomptés et que la relation entre les variables  $Y_r$ ,  $P_r$  et la variable dépendante  $M$  est partout significative.

Pour le Rwanda, le test d'autocorrélation des erreurs effectué pour la régression incluant l'écart type mobile sur huit trimestres dans les variables indépendantes ne nous a pas permis de rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des erreurs.

En effet, nous avons obtenu les résultats ci-après:

$$\begin{aligned} \Delta u_t = & -0.17487E-04 - 1.0028u_{t-1} - 0.33933E-01\Delta u_{t-1} - 0.33072\Delta u_{t-2} \\ & (-0.1847E-02) \quad (-2.376) \quad (-0.7579E-01) \quad (-0.839E-01) \\ & - 0.17829\Delta u_{t-3} - 0.14319\Delta u_{t-4} + 0.23068E-01\Delta u_{t-5} \\ & (-0.5453) \quad (-0.5368) \quad (0.1238) \end{aligned}$$

Les chiffres entre parenthèses correspondent au t-statistics. Nous avons par contre rejeté l'hypothèse que  $b_1 = 1$ .

En ce qui concerne le Zaïre, les régressions qui incorporent le taux de change effectif réel et la valeur absolue

des déviations des taux de variation du TCER par rapport à une moyenne mobile sur quatre trimestres du taux de variation du taux de change effectif réel dans les variables explicatives aboutissent au rejet de l'hypothèse nulle d'absence d'impact de la variabilité du taux de change sur la quantité d'importations.

De même que pour le Rwanda et le Burundi , le test effectué pour l'autocorrélation des erreurs ne nous permet pas de rejeter l'hypothèse nulle .

A ce sujet, les résultats se présentent comme suit:

$$\begin{aligned} \Delta u_t = & 0.49605E-03 - 0.77593u_{t-1} - 0.21072\Delta u_{t-1} - 0.87401E-01\Delta u_{t-2} \\ & (0.1809E-01) \quad (-2.294) \quad (-0.6474) \quad (-0.2838) \\ & + 0.11556\Delta u_{t-3} + 0.14594\Delta u_{t-4} + 0.25718E-01\Delta u_{t-5} \\ & (0.4035) \quad (0.5926) \quad (0.1456) \end{aligned}$$

Les chiffres entre parenthèses correspondent aux t-statistics

Cependant, le signe attendu pour le coefficient de la mesure de variabilité du taux de change n'est pas celui qui a été obtenu. Ce résultat indique donc que, au lieu de décourager les importations, la variabilité du taux de change intervenue sur la période étudiée les a plutôt stimulées.

Une tentative d'explication d'un tel phénomène a été fournie dans la littérature par De Grauwe(1988). Dans son analyse sur le comportement des exportations en temps d'incertitude sur les taux de change, il a montré que les individus qui manifestent une très grande aversion vis-à-vis du risque peuvent exporter plus qu'en situation normale.

Cette attitude serait due au fait que ces individus cherchent à

éviter une grande baisse de leurs revenus. Par contre, les individus moins averses au risque ne se soucieraient pas de façon excessive de l'arrivée éventuelle des pires périodes.

En transposant cette analyse au cas des importations comme le suggère Bahmani (1991), l'on arrive à la conclusion que, lorsque les agents économiques sont très averses au risque, l'incertitude due à la volatilité des taux de change peut les pousser à augmenter leurs importations.

Le Zaïre pourrait être alors une illustration d'un tel comportement.

### III. CONCLUSION

L'analyse que nous avons faite a abouti au résultat selon lequel, sur les trois cas étudiés, l'impact de la variabilité du taux de change sur le commerce extérieur a été négatif et significatif dans un seul cas, celui du Rwanda. Concernant les deux autres pays de la C.E.P.G.L., Le Zaïre et le Burundi, cet impact a été pour l'un positif et significatif, pour l'autre négatif mais non significatif.

Une telle situation ne nous permet pas de soutenir sans ambiguïté l'affirmation de la littérature théorique et de certaines analyses empiriques, que la variabilité des taux de change affecte négativement et de façon systématique le volume du commerce internationale.

Cependant, les changements des résultats observés selon la mesure de variabilité utilisée montre que cette variable est cruciale et qu'il est difficile de tirer une conclusion définitive tant que le débat sur la mesure la plus adéquate n'est pas encore clos. De même, nous pensons qu'une analyse basée sur des données désagrégées par catégories de produits serait intéressante dans la mesure où elle pourrait aider à contrôler certains facteurs qui réduisent l'incertitude tels que l'aide étrangère, en examinant les échanges extérieurs des secteurs qui n'en n'ont pas bénéficié.

## RÉFÉRENCES

1. ASSANE, Djeto and KONAN, Abel (1994), Exchange rate variability and imports in WAMU countries: Is this relationship relevant ?  
*World Development*, vol.22, no.5:795-801
2. BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen (1986), Determinants of international trade flows, The Case of Developing Countries, *Journal of Development Economics*, vol.20:107-123
3. BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen (1991), Exchange rate uncertainty and trade flows of Developing Countries, *The Journal of Developing Area*, vol.25:497-508
4. BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen et PAYESTEY, Sayeed (1993), Does exchange rate volatility deter trade volume of LDCs?, *Journal of economic development*, vol.18, no.2: 189-204
5. BASSONI, Marc et BEITONI, Alain (1989), Problèmes monétaires internationaux, Armand Colin, Paris
6. BRODSKY, David A. (1984), Fixed versus flexible exchange rates and measurement of exchange rate rate instability, *Journal of International Economics*, vol.16:296-306
7. CAPORALE, Tony and DROODIAN, Khsrow (1994), Exchange rate variability and the flow of international trade, *Economic Letters*, vol.46:49-54.
8. CHALIFOUX, M. (1984), L'effet des variations de prix et de taux de change sur les demandes d'exportations de pates et

papiers, Rapport de recherche No. A1.1 G 301,  
Université de Montréal.

9. CHOUNAR, Y.(1979), Estimation de la demande d'importations canadienne, Rapport de recherche No. A1.1 G 157,  
Université de Montréal.
10. CHOW, Gregory C.and LIN, An-Loh (1971), Best linear unbiased interpolation, distribution, and extrapolation of time series by related series, *The Review of Economics and Statistics* vol.53:372-375
11. CHOW, Gregory C. and LIN, An-Loh (1976), Best linear unbiased estimation of missing observation in economic time series, *Journal of the American Statistical Association*, 719-721
12. CHOWDHURY, Abur R. (1993), Does exchange rate volatility depress trade flows ? Evidence from error-correction models, *The Review of Economics and Statistics*, vol.:700-706
13. COTE, Agathe (1986), Les effets de la variabilité des taux de change sur le commerce international, une analyse pour le Canada, *L'Actualité Économique* , vol.62:501-517
14. CUSHMAN, David O.(1983), The effects of real exchange rate risk on international trade, *Journal of International Economics*, vol.15:45-65
15. DICKEY, David A. and FULLER, Wayne A. (1981), Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root, *Econometrica*, vol.49:1057-1072



16. DE GRAUWE, Paul (1988), Exchange rate variability and the slowdown in growth of international trade, *IMF Staff Papers*, vol.35:63-84
17. The Economist Intelligence Unit Ltd, *Quarterly Economic Review of Zaïre, Rwanda, Burundi*
18. FULLER, Wayner A. (1976), Introduction to statistical time series, John Willey and sons, New York
19. GAGNON, Joseph E. (1993), Exchange rate variability and the level of international trade, *Journal of International Economics*, vol.34:269-287
20. GOTUR, Padma (1985), Effects of exchange rate volatility on trade, *I.M.F. Staff Papers*, vol.32:475-512
21. GRIFFITHS, William E.; HILL, Carter R. and JUDGE, George G. (1993), Learning and Practicing Econometrics, John Willey and Sons, Inc., New York
22. International Monetary Fund (1984a), Exchange rate volatility and world trade, *IMF Occasional Paper*, No.28
23. International Monetary Fund, *Direction of Trade* (Washington, DC:International Monetary Fund, various issues).
24. International Monetary Fund, *International Financial Statistics* (Washington, DC:International Monetary Fund, various issues).
25. KENEN, Peter B. and RODRIK, Dani (1986), Measuring and analysing the effects of short-term volatility in real exchange rates, *The Review of Economics and Statistics*, vol.68:311-315

26. KORAY, Faik et LASTRAPE, William (1990), Exchange rate volatility and U.S. multilateral trade flows, *Journal of Macroeconomics*, vol.12: 341-362
27. LANYI, Anthony and ESTHER, Suss (1982), Exchange rate variability: Alternative measures and interpretation", *IMF Staff Papers*, vol.29:527-560
28. LECOMPTE, L.P.(1981), Le commerce bilatéral France-Allemagne 1950-1975, Rapport de recherche No. A1.1 G 207, Université de Montréal.
29. McCallum, J.(1995), National borders matters: Canada-U.S. regional trade patterns, *American Economic Review*, vol.85, no.3: 615-623
30. MEDHORA, Rohinto (1990), The effect of exchange rate variability on trade: The case of the West African Monetary Union's imports, *World Development*, vol.18, no.2:313-324
31. MENDOZA, Enrique G. (1995), The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations, *International Economic Review*, vol.36, no.1
32. MORIS GROBAR, Lisa (1993), The effect of real exchange rate uncertainty on LDC manufactured exports, *Journal of economic development*, vol.41:367-376
33. PEREE, Eric and STEINHERR Alfred (1989), Exchange rate uncertainty and foreign trade , *European Economic Review*, vol.33:1241-1264
34. POZO, Susan (1992), Conditional exchange rate volatility and

the volume of international trade: Evidence from early 1990s, *The Review of Economics and Statistics* vol.74: 325-329

35. RANA Pradumna (1981), Exchange rate risk under generalized floating, *Journal of International Economics*, vol.11:459-466

36. RANA Pradumna (1984), Fixed versus flexible exchange rates and measurement of exchange rate rate instability : Comment, *Journal of International Economics*, vol.16:307-310

**ANNEXES**

Annexe 1: Équations des importations sur la période 1975-1985

	Burundi	Rwanda	Zaïre
Constante	-0.14747E-01 (-0.4041)	-0.23962E-01 (-0.7075)	0.13751 (2.197)
DLogYr	0.87344 (10.29)	0.90275 (11.06)	0.69756 (7.97)
DLogPr	-0.83571 (-4.537)	-0.86154 (-3.149)	-0.53027 (-1.725)
CU	0.44545E-05 (0.6028)	-0.65866E-05 (-1.179)	0.16605E-05 (0.3796)
LogA4	-0.60393E-02 (-0.5661)	-0.89089E-02 (-0.7734)	0.40863E-01 (2.015)
R <sup>2</sup>	0.8434	0.8388	0.6943
D.W.	1.9761	1.8821	1.9671
F.Stat	53.496622	51.719053	23.146832

Note:A4=Valeur absolue des déviations des variations du TCER par rapport à une moyenne mobile sur 4 trimestres.  
 Les chiffres entre parenthèses représentent les t-statistics  
 R<sup>2</sup> correspond au R<sup>2</sup> ajusté  
 Ces résultats sont calculés avec un risque d'erreur de 5%

Annexe 2: Équations des importations sur la période 1975-1985

	Burundi	Rwanda	Zaïre
Constante	-0.17687E-01 (0.9350)	-0.11506E-01 (-0.3378)	0.63919E-01 (1.360)
DLogYr	0.87031 (10.33)	0.9366 (11.21)	0.71960 (7.784)
DLogPr	-0.82435 (-4.496)	-0.88625 (-3.249)	-0.69271 (-2.096)
CU	0.40307E-05 (0.5501)	-0.72890E-05 (-1.320)	0.59088E-06 (0.1316)
LogS4	0.14512E-01 (0.9362)	-0.57226E-02 (-0.3883)	0.27783E-01 (1.146)
R <sup>2</sup>	0.8458	0.8367	0.7049
D.W.	1.8943	1.8730	1.8541
F.Stat	54.476441	50.958939	20.903114

Note: S4 = Écart type du taux de variation du TCER, mobile sur 4 trimestres.

Les chiffres entre parenthèses représentent les t-statistics

R<sup>2</sup> correspond au R<sup>2</sup> ajusté

Ces résultats sont calculés avec un risque d'erreur de 5%

Annexe 3: Équations des importations sur la période 1975-1985

	Burundi	Rwanda	Zaire
Constante	0.23177E-01 (1.132)	-0.35791E-01 (-1.426)	0.18174E-01 (0.3133)
DLogYr	0.80093 (8.357)	0.97174 (10.22)	0.67597 (6.754)
DLogPr	-0.71833 (-3.781)	-0.69271 (-2.611)	-0.77398 (-2.045)
CU	0.62906E-05 (0.8103)	-0.33759E-05 (-0.6097)	0.54265E-06 (0.1162)
LogS8	0.12745E-01 (0.9638)	-0.14597E-01 (-1.757)	-0.27983E-01 (-0.5271)
R <sup>2</sup>	0.8220	0.8429	0.6577
D.W.	2.0479	1.9725	1.7471
F.Stat	41.398976	47.955048	14.889384

Note: S8 = Écart type du taux de variation du TCER, mobile sur 8 trimestres.

Les chiffres entre parenthèses représentent les t-statistics

R<sup>2</sup> correspond au R<sup>2</sup> ajusté

Ces résultats sont calculés avec un risque d'erreur de 5%