

FACULTÉ ARTS ET SCIENCES

DÉPARTEMENT DES SCIENCES ÉCONOMIQUES

« Politiques Monétaires, Crises Politiques et Inflation en Haïti
(Janvier 1983 à Mai 2006) »

Lonège **OGISMA**

Rapport de Recherche
M. Sc. Sciences économiques

Directrice : Marine **CARRASCO**

Juin, 2007

SOMMAIRE

La recherche d'impacts de politiques monétaires devrait se porter sur les secteurs réel et financier afin de bien identifier les effets découlant de politiques restrictives ou expansionnistes des autorités monétaires. En termes réels, nous entendons: la production (Y), les prix de commodités (Pcom), l'emploi (EMP), le chômage (S), le salaire, l'indice des termes de l'échange pour ne citer que ceux-là. En ce qui concerne le marché financier nous nous référerions au prix des actions au niveau des entreprises, à la valeur des contrats à terme, aux prix des options, aux flux de capitaux, à la volatilité de l'indice boursier et à la valeur immobilière.

Vu la carence de données sur l'économie haïtienne et la contrainte de temps qui nous impose, nous sommes obligé d'orienter notre recherche sur les effets de politiques monétaires et des incertitudes politiques sur l'inflation en Haïti.

Toutes choses restant égales par ailleurs, les incertitudes politiques et l'émission de monnaie constituent deux grandes sources d'inflation dans l'économie haïtienne. Les politiques monétaires qui viseraient la réduction de l'inflation ne fait qu'atténuer le rythme d'accroissement de celle-ci. Le manque d'organisation des différents secteurs d'activités pourrait être évoqué pour expliquer les causes de l'échec des politiques monétaires, surtout avec une hausse du taux directeur par les autorités de la banque centrale, le taux d'intérêt sur le marché de crédit augmente en conséquence et atteint certaines fois 48%.

Les résultats qui découlent de notre étude peuvent servir aux autorités concernées pour l'adoption de certaines mesures qui serviront à la bonne marche de la société haïtienne.

TABLE DES MATIERES

SOMMAIRE.....	I
TABLE DES MATIERES	III
1.- INTRODUCTION.....	5
2.- REVUE DE LA LITTERATURE.....	7
2.1.- Analyses Théoriques des Chocs de Politiques Monétaires	7
2.2.- Revue des Résultats Empiriques.....	10
3.- INFORMATIONS PERTINENTES SUR HAITI.....	16
3.1.- Les données de Base.....	16
3.2.- Présentation Du Pays.....	16
a) Localisation.....	16
b) Population.....	17
c) Géographie Physique et Relief	17
d) Situation économique pour 2006-2007.....	20
f) Analyses Structurelles des événements politico-économiques d’Haïti (83-06)....	18
4.- ELEMENTS METHODOLOGIQUES	21
4.1.- Approche I : Présentation et Analyses Descriptives Sérielles.....	21
4.2.- Analyses corrélationnelles et de causalité.....	21
5.- RESULTATS ET ANALYSES EMPIRIQUES.....	24
5.1.- Analyses Descriptives des Séries brutes et Transformées.....	24
5.2.- Analyses et Mise en Evidence de la Relation de long Terme des Séries	26
5.3.- Analyses des Changements Structurels	27
5.4.- Tests de racine unitaire et déplacement de dérivées.....	28
5.5.- Analyses Univariées des Chocs de Politiques Monétaires	30
5.6.- Test de Causalité au sens de Granger Multivarié	35
6.- CONCLUSION	39
7.- BIBLIOGRAPHIE.....	34i
LISTE DES SIGLES ET DES ABREVIATIONS.....	ii

LISTE DES TABLEAUX

Tableau I: Définition des Variables	21
Tableau II: Changements Structurels	22
Tableau IV : Test de Cointégration	23
Tableau V : Test de Causalité au sens de Granger	23
Tableau VI : Changements Structurels et Déplacements de Dérives	28
Tableau VIII : Causes de l'Inflation et Effets des Politiques Monétaires	32
Tableau IX : Causes de l'Inflation et Effets des Politiques Monétaires	34

LISTE DES ANNEXES

ANNEXE 1 :

Graphique I : Dynamique de l'Inflation Brute et en Différence Première	ii
Graphique II : Présentation des structures du TRBC	ii
Graphique III : Evolution du TRBP brut et Différence Première	iii
Graphique V : F-statistique pour l'Analyse de Changements Structurels	iv

ANNEXE 2:

Tableau 1 : Résultats des Tests de Racine Unitaire	vi
Tableau 2 : Cointégration Sérielle	vii
Tableau 3 : Test de Casualité au Sens de Granger Multivarié	viii
Tableau VI : Résultats des estimations des modèles possibles retenus	ix

1.- INTRODUCTION

Au cours des décennies écoulées, il y a eu une résurgence d'intérêt pour le développement des méthodes quantitatives, les modèles d'équilibre général avec monnaie et les cycles économiques. Dans un premier temps, les politiques monétaires étaient au centre des débats et on se questionnait plus particulièrement sur les causes des accroissements inconsidérés de l'inflation dans beaucoup de pays au cours des années 1970. Comment les banques centrales devraient agir suite à des chocs purement exogènes et leurs impacts sur l'économie? Qu'est ce qui explique un environnement économique dans lequel une inflation galopante est remarquée? Un nombre considérable de modèles ont été élaborés, chacun mettant l'accent sur les différentes frictions et des implications des différentes politiques. Analysant les conjonctures, **R.E. Lucas** (1980), cité par **Taylor-Woodford** (1999), a argumenté ce qui suit: les économistes ont besoin de tester les modèles en considérant les faits concrets découlant des réalités en les affrontant aux chocs actuels et suivre leur évolution.

Plus les dimensions sur lesquelles le modèle s'ajuste et fournit des réponses aux économies actuelles sont de simples questions plus nous pouvons utiliser leurs réponses pour élucider de nouvelles questions.

Dans différents articles, le programme de Lucas est appliqué pour étudier les conséquences des chocs de politiques monétaires. Ces conjonctures économiques sont de très bons candidats pour fournir des réponses appropriées aux différents chocs possibles au niveau de la masse monétaire d'après **Christiano-Eichenbaum-Evans** (1996).

La littérature explore trois (3) stratégies généralement adoptées pour comprendre les chocs de politiques monétaires et analyser les effets qui en découlent. Ces trois stratégies sont ainsi résumées:

- a) Premièrement, il convient d'identifier les causes qui nécessitent un choc de politiques monétaires ;
- b) Deuxièmement, il d'agit d'estimer et d'analyser les paramètres qui peuvent donner les effets d'une action de la banque centrale ;
- c) Finalement, il consiste à analyser les causes qui empêchent à certains chocs de politiques monétaires de ne pas aboutir aux résultats escomptés.

Se référant à l'ensemble des méthodes proposées pour l'analyse de politiques monétaires et leur efficacité, nous décidons d'analyser les effets de celles adoptées par la Banque Centrale d'Haïti qui sont la variation du taux de réserves de la BRH, la variation du taux de réserves obligatoire imposé aux banques commerciales et l'augmentation de la masse monétaire.

Alors, dans un pays qui est ravagé par des crises politiques répétées et doté d'un environnement macroéconomique instable, d'un marché de crédit très peu incitatif, d'une balance commerciale déjà déficitaire, est-ce que les politiques monétaires restrictives de la BRH permettent de parvenir à une réduction de l'inflation dans le court terme?

Selon notre avis, dans cet environnement caractérisé par de nombreuses incertitudes et les différentes suspicions en ce qui concerne la dépendance de BRH, les politiques monétaires sont assujetties à des échecs cuisants, de ce fait, ne réduisent pas l'inflation dans le court terme.

Pour éclairer les points susceptibles de fournir des explications sur les effets de politiques monétaires des autorités monétaires haïtiennes, nous visons, entre autres, à:

- a) Analyser la cointégration entre le taux de réserve obligatoire des banques commerciales et le taux de réserve de la Banque Centrale ;
- b) Analyser la cointégration entre l'inflation et les bases de politiques monétaires ;
- c) Etudier les relations de causalité entre le taux de réserve obligatoire imposé aux banques commerciales et le niveau de l'inflation
- d) Analyser les relations de causalité entre le niveau général des prix (inflation) et les taux de réserve dans les banques (commerciales et centrales) et la masse monétaire.
- e) Evaluer les impacts des crises politiques sur la formation de l'inflation.

2.- REVUE DE LA LITTERATURE

2.1.- Analyses Théoriques des Chocs de Politiques Monétaires

a) Base de Chocs

Pour faciliter la compréhension des causes et des conséquences des politiques monétaires, il convient de donner quelques principes de base de l'estimation des séries temporelles suite aux chocs sur le taux de réserve des banques centrales (TRBC) et le taux de réserve obligatoire des banques privées (TRBP). Certaines littératures montrent qu'il existe de moyens aisés de caractériser la politique monétaire comme étant une politique restrictive quand l'accroissement des taux de réserve est positif ou expansionniste quand celui-ci est négatif. Selon la mesure de choc sur TRBC, la politique est relativement serrée avant chaque récession et devient plus lâche après chaque dépression.

b) Analyses Théoriques des Chocs Suivant Christiano-Eichenbaum

D'une manière générale, deux mesures de chocs exogènes sont utilisées pour mener des politiques monétaires. La première concerne les chocs sur les taux des réserves des banques centrales et la seconde fait référence au taux de réserves obligatoire imposées aux banques commerciales ou banques privées par les autorités monétaires. Le niveau du taux directeur de la banque centrale détermine les politiques de celle-ci comme outil de politiques expansionnistes ou restrictives des autorités monétaires.

Pour s'assurer de l'identification de chocs de politiques monétaires, on analyse la réponse dynamique de deux types de chocs sur les variables économiques réelles. Les premières sont des variables qui sont directement affectées par des actions de politiques monétaires. On démontre à cet effet que les mesures de chocs de politiques restrictives mènent à une baisse des réserves d'effets du gouvernement fédéral dans les réserves totales et dans M1. De plus, on trouve évident l'effet de liquidité, i.e., une hausse du taux de réserves de la banque centrale est associée à une contraction de la masse monétaire et une baisse des diverses mesures de la monnaie.

La seconde classe de variables considérées est celles des agrégats macroéconomiques standards. On démontre que les mesures de contraction de chocs de politiques monétaires sont associées à un déclin du PIB réel, de l'emploi, des ventes de détail et des profits des entreprises non financières aussi bien d'un accroissement du taux de chômage et des stocks des produits manufacturés. De plus, les mesures de chocs de contraction de la masse monétaire sont associées, avec une certaine finesse, d'une persistante baisse du niveau des prix des produits fabriqués.

Le déflateur du PIB (inflation) répond brutalement dès le premier trimestre aux chocs de politiques monétaires d'après **Sims-Zha (1998)**. Cette réponse est qualitativement différente de ce qu'ont obtenu d'autres auteurs qui travaillent sur les effets des politiques monétaires et qui ont utilisé des données similaires des autres **Eichenbaum (1992) et Sims (1998)**. Ils ont obtenu dans leurs recherches que le niveau de prix demeure au dessus du niveau espéré pendant une période assez longue suite à une contraction de la masse monétaire.

Etant donné ces résultats, on se réfère au flux de données sur le fonds lequel va permettre d'examiner les impacts d'un choc de politique monétaire sur la baisse nette de fond des différents secteurs de l'économie (**Christiano, 1996**). La constatation majeure peut être résumée de manière suivante :

Suivant que la politique monétaire menée soit restrictive, la sortie nette de fonds sur le marché financier par le secteur des affaires croit brusquement d'une année. Par la suite, comme la récession induite par les chocs de politiques sur les bénéfices actuels dure plus d'un (1) trimestre, la sortie nette de fonds du secteur des affaires commence à être baissée. Cette baisse n'est pas captée par les modèles monétaires de cycles des affaires existant. Selon ces modèles, l'activité de prêts diminue considérablement suite à une contraction de la masse monétaire. Finalement, dans les documents de cours qui traitent le modèle IS-LM, ce modèle prédit que le volume total de prêts diminue en conséquence d'une contraction de la masse monétaire.

c) Formulation Théorique du Modèle

Isoler complètement certaines variables économiques lors de l'analyse des politiques monétaires conduit à des biais lors de l'estimation des effets de telles politiques sur l'économie globale. Et ce, parce que, pour quelque extension que ce soit, les actions de politiques dépendent de l'état de l'économie. La réponse des variables économiques aux actions des Banques Centrales reflète des effets combinés de politique et des variables auxquelles la politique est associée. Pour isoler les effets des actions politiques de fédéral réserve board (fed), par exemple, on a besoin d'identifier la composante de politiques de Fed qui n'exerce pas des actions sur d'autres variables, i.e., qui sont exogènes d'après **Christiano** (1996).

d) Hypothèse d'identification du Modèle

L'équation mathématique qui caractérise le modèle de Christiano est la suivante :

$$Z_t = A_0 + A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_q Z_{t-q} + u_t$$

où Z contient l'ensemble des variables de choc ou non telles la production (Y), TRBC, TRBP, le Pcom, le niveau général des prix, la masse monétaire (M), le niveau de l'emploi (N) et autres, et u est non corrélée avec les valeurs retardées de Z . Dans ce modèle, la première mesure de choc est le taux de réserve obligatoire imposé aux banques commerciales et la deuxième mesure de choc est le taux de réserve de la Banque Centrale.

En décidant laquelle des variables à introduire dans les analyses empiriques, on doit faire face à un dilemme. D'une part, nous aimerions, en principe, introduire toutes les variables dans les analyses d'un modèle non contraint et reporter les implications dynamiques des systèmes. De toute manière, cette stratégie n'est pas efficiente vu l'ampleur des variables à introduire et les retards de chacune d'elles. D'autre part, il conviendrait d'introduire certaines restrictions sur des variables cependant, une telle approche favorisera des biais de sélection.

Avec les considérations ci-dessus, la stratégie intermédiaire suivante est retenue : le vecteur Z_t contient les variables suivantes: log PIB (Y), log DPIB (P), log TRBP, log TRBC, log Pcom et log TR. Si l'on veut estimer les effets des chocs monétaires sur d'autres variables

alors elles seront incluses dans Z_t . La raison qui pousse à retenir TRBC et TRBP est de faciliter les comparaisons entre les effets des deux chocs de politiques monétaires. En effet, de variations positives de TRBC et de TRBP correspondent à une contraction de la masse monétaire, c'est-à-dire, une politique restrictive de la Banque Centrale.

2.2.- Revue des Résultats Empiriques

a) Résultats pour quelques agrégats économiques selon Strongin

Une analyse des taux de croissance de TRBP et TRBC a montré la fonction impulsive résultant d'une politique monétaire due à une contraction de la masse monétaire et du taux de réserves obligatoire sur les différents agrégats économiques dans Z_t , Strongin (1995).

En ce qui a trait à la mesure du choc sur TRBP/TR, Strongin (1995) soutient que la demande de réserves totales est complètement inélastique sur les taux d'intérêt à court terme donc qu'un choc de politique monétaire ne fait, à priori, que réarranger la composition des réserves totales entre les réserves destinées aux prêts et celles qui ne le sont pas. Toujours, selon Strongin, un choc monétaire devrait être mesuré comme une innovation du ratio des réserves (Taux de Réserves Obligatoires).

Les trois identifications retenues sont implémentées en utilisant M1 et M2 comme des mesures de la monnaie.

D'après Strongin, les principales conséquences d'un choc monétaire dû à une contraction de M1 peuvent être résumées de manière suivante:

- 1) Il y a une baisse persistante du taux de réserves fédérales et aussi une baisse de réserves obligatoire avec M1 et M2. Cette constatation est en harmonie avec la présence de mauvais effets de liquidité;
- 2) La chute des réserves totales est négligeable initialement. Cependant, éventuellement, celles-ci chute brutalement de 0.3 point. Donc, selon cette mesure de choc, le FED isole les réserves totales dans le court terme et de son plein impact d'une contraction dans les réserves obligatoires par l'accroissement des réserves de crédit. Ceci est en harmonie avec l'argument de **Strongin** (1995);

- 3) La réponse de M1 est qualitativement similaire à celle de TR. Cependant pour M2, le choc sur FF ou le TRBC engendre une baisse immédiate et persistante de M2;
- 4) Après un délai de deux (2) trimestres, il y a un déclin soutenu du PIB réel. Le prix des commodités chutent pour ensuite revenir au niveau initial. Par contre, l'indice des prix est stationnaire initialement autour de sa valeur précédente pour finalement décliner.

L'hypothèse soutenue des mesures de chocs de politiques monétaires de TRBP, TRBC et TRBP/TR est que le niveau des prix des commodités et la production ne sont pas affectés immédiatement suite à un choc de politique monétaire.

A priori, cette hypothèse semble plus raisonnable pour les données mensuelles que trimestrielles.

En résumé, les mesures des trois chocs de politiques monétaires impliquent qu'en réponse à une contraction de la masse monétaire, après un certain délai, le taux de fond fédéral diminue, le niveau des prix est initialement stable, la production diminue après un certain délai montrant la bosse en forme d'une baisse continue et aussi une baisse du niveau général des prix (inflation) dès le premier trimestre.

b) Analyses empiriques des chocs suivant Mc Callum, Bernanke et Blinder et Sims

Ces économistes organisent leurs discussions empiriques autour de trois manières récursives d'identification des systèmes. Ces trois manières correspondent aux différentes spécifications de Z_t .

Dans un premier système, on mesure l'instrument de Z_t sur le temps de t , du taux de réserves fédérales. Ce choix est motivé par les arguments institutionnels dans Mc **Callum** et **Bernanke** et **Blinder** (1992) et **Sims** (1986, 1992). Dans ces recherches empiriques, les variables temporelles suivantes sont retenues : la production intérieure brute (**PIB**), le niveau général des prix (**P**), le taux de réserve de la banque centrale (**TRBC**), le taux de réserve des banques privées **TRBP**, le taux de réserve totale (**TR**), la masse monétaire (**M**).

Leur méthode de spécification de St inclut les valeurs courantes et passées de Y et de P aussi que les valeurs passées de TR , $TRBP$, TR , et M . On se réfère à la mesure aux chocs correspondant à une spécification comme celle du Fond Fédéral (FF).

Dans une seconde approche, on mesure l'effet par TRNP. Ce choix se fait en prenant en compte l'argument de **Christiano-Eichenbaum** (1992) qui ont avancé que les innovations au TRNP, marché primaire, reflètent un choc exogène de la masse monétaire ensuite les innovations sur la masse monétaire reflètent des chocs sur la demande de monnaie.

On suppose que Z_t contient les valeurs courantes et passées de $TRBC$, $TRBP$, M et TR . On se réfère à la mesure des chocs correspondant à une spécification comme celui sur le TRBP. Il faut se rappeler que dans la spécification particulière, les autorités monétaires observent Y et P suite à un changement sur St donné. Cette présomption est certainement soutenable parce que les données du PIB sont trimestrielles et de l'inflation (PIB déflateur) sont typiquement connues avec un délai. En effet, les banques centrales n'ont pas, à ce point, un dispositif de données mensuelles découlant de l'activité économique réelle. Par contre, en regardant le niveau des prix, les données sont disponibles mensuellement. Dans ce modèle, l'hypothèse que les banques centrales observent Y_t et P_t quand on choisit St semble au moins plausible. Ci-dessous, on documente l'effet d'une déviation d'une spécification donnée.

A noter que sous certaines hypothèses, Y_t et P_t ne changent pas immédiatement suite à un changement périodique de choc du taux de réserve de la banque centrale (TRBC) et/ou du taux de réserve obligatoire des banques commerciales. Christiano et al. (1997b) présentent un modèle d'équilibre général de processus stochastiques lequel est compatible avec la notion selon laquelle les prix des commodités et la production ne subissent aucun changement significatif suite à un choc de politique monétaire de court terme.

c) Résultats Empiriques de Sims-Zha

Sims et Zha organisent leurs discussions autour de trois questions générales. Toute une série de questions est posée et, entre autres, nous retenons:

Quels sont les effets d'un choc de politique de contraction monétaire selon la méthode de Sims et Zha?

Comment évaluer ces effets en comparaison avec ceux qui sont postulés dans les différents repères d'identification ?

Quel est l'impact sur les résultats de **Sims-Zha (1998)** de leur hypothèse que les variables de Z_t répondent contemporanément à des chocs de politiques monétaires.

Pour répondre à ces questions, ils utilisent la version de leur modèle dans lequel M_t correspond au taux de croissance de M2 et R correspond au taux de rendement du trésor à trois mois.

Les analyses empiriques prouvent qu'une contraction de la masse monétaire selon **Sims-Zha** cause :

- 1) Une baisse persistante dans le taux de croissance de M2 et une hausse continue du taux d'intérêt ;
- 2) Un déclin persistant de l'inflation (déflateur du PIB), des prix des biens intermédiaires et de produits bruts (Matériels à l'état brut);
- 3) Après un certain délai, un déclin persistant dans le PIB réel ;
- 4) Et finalement, le salaire est faiblement affecté par les chocs de politique monétaire.

En comparant ces résultats à ceux obtenus par **Christiano**, on voit que les réponses qualitatives du système élaboré par **Sims-Zha** est parfaitement similaire à celles du système formé de $TRBC_t$ et de $TRBP_t$. Il est intéressant de noter que l'estimé de **Sims** (choc monétaire) a quelques fois des effets moindres que celui du repère au choc sur $TRBC$. Pour l'illustrer, prenons l'exemple où l'impact d'un choc de politique monétaire sur le taux de réserves fédérales (FFR) est autour de 70 points alors qu'un choc sur les bulbes de trésorerie à trois mois produit un effet de 40 point de base. En même temps la mesure de choc selon **Sims-Zha** a montré qu'il a un effet brusque comme celui qu'on a obtenu sur le $TRBP$. Dans les deux cas, un choc de politique monétaire est associé à un mouvement de 40 points de base dans le taux de réserves fédérales. Enfin, **Sims et Zha** insistent sur le fait que X_t n'est pas prédéterminé à un choc de politique monétaire et n'a essentiellement aucun impact sur leurs résultats.

d) Analyses des résultats empiriques de Christiano (1996)

Christiano de son côté essaie de mesurer les effets des chocs de politiques monétaires survenus sur le taux de réserves des banques centrales, les taux de réserves des banques commerciales sur les agrégats financiers d'une part et les agrégats économiques et l'activité économique en général d'autre part. Ces variables constituent les bases de politiques des autorités monétaires et elles s'en servent pour contrôler l'activité économique. Commençons par le choc sur le Taux de Réserve des Banques Centrales (TRBC). Les effets d'un choc sur le taux de réserve des banques centrales est persistant même sur le taux de réserve lui-même et nous commençons par observer un déclin au-delà de six (6) semaines. Deuxièmement, un choc positif génère statistiquement une baisse significative des avoirs du Fed en termes d'effets publics du Gouvernement Américain aussi bien sur le taux de réserve des banques commerciales. Ces résultats sont en harmonie avec ceux obtenu en présence de l'effet de mauvaise liquidité et avec l'idée que la Fed augmente son taux d'intérêt en vendant les effets publics.

Troisièmement, la baisse dans les réserves totales est initialement négligeable (actuellement, l'estimation montre une petite et statistiquement insignifiante hausse). Sur le long terme, il y a une baisse autour de 0.4%. Donc, selon cette mesure de choc, le Fed isole des réserves totales dans le court terme le taux de réserve de banques privées (TRBP) par l'accroissement des réserves totales destinées aux prêts. Toujours selon les résultats de **Christiano** un choc survenu sur TRBC a des effets très significatifs sur TRBC, TRBP, et M1 sur les premiers deux trimestres qui suivent le choc. Par contre, le TR n'est pas significativement affecté. En ce qui concerne le taux de réserve de banques privées (banques commerciales) lorsque le choc survient, les résultats sont ainsi présentés :

- a) Au cours des deux premiers trimestres, toutes les variables financières (TRBC, TRBP, TR, M1) sont affectées.
- b) Par contre, au cours des deux derniers trimestres seules les variables (TRBP, TR, M1) subissent de changements significatifs.

Maintenant, présentons les analyses de Christiano sur les effets de ce choc sur l'économie réelle. Un choc sur le TRBC n'a aucun effet sur les variables PIB, emploi et le niveau des prix des commodités à très court terme. Alors que les changements observés au niveau des ventes réelles et le niveau de prix des produits commercialisés sont significativement différents de zéro. Après un délai de deux trimestres, une contraction de la masse monétaire entraîne une baisse spectaculaire du PIB. Ces résultats sont en harmonie avec ceux d'**Eichenbaum** (1992), **Sims** (1998) et **Blinder** (1991). Toujours avec ce délai, un choc sur TRBC entraîne une baisse significative du niveau d'emploi par conséquent une augmentation du niveau de chômage. Troisièmement, en contraste avec la production, l'emploi et le chômage, il y a une évidence de réduction immédiate du niveau des activités dans l'économie. Spécialement, les ventes de détail, les profits des entreprises commerciales, et non-financières baissent et les stocks des produits manufacturiers augmentent considérablement. Les réponses sont qualitativement les mêmes avec un choc sur le TRBP. Les deux chocs positifs sur TRBC et TRBP (contraction de la masse monétaire) entraînent une baisse persistante du prix des commodités P_{com} . En présence de P_{com} , le déflateur du PIB (DPIB), suite à un choc sur TRBC et TRBP, est stationnaire autour de sa valeur initiale près d'un an après le choc monétaire pour décliner ensuite. Le niveau des prix a subi un changement significatif suite à un choc sur le TRBC au cours des deux premiers trimestres qui suivent la politique monétaire. Lorsqu'il s'agit d'une contraction de la masse monétaire par l'augmentation du taux de réserve de la Banque Centrale, l'effet sur le niveau général des prix est négatif sur une période d'une année mais moindre durant les derniers trimestres. L'analyse des chocs sur le TRBP laissent entrevoir que les effets sont significatifs seulement pour les deux premiers trimestres qui suivent le choc. Au-delà de cette période, l'effet est quasiment nul.

3.- INFORMATIONS PERTINENTES SUR HAÏTI

3.1.- Les données de Base

Pour la réalisation de cette recherche, nous avons collecté les données sur le site de la Banque Centrale d'Haïti. Les données recueillies portent sur plusieurs variables lesquelles peuvent fournir des explications sur les causes de l'inflation en Haïti.

Nous avons utilisé des données portant sur quatre séries de base et les données recueillies portent sur une période d'environ vingt trois ans et 5mois et sont mensuelles; ce qui nous donne de séries de taille de 281 (période allant de janvier 1983 à mai 2006).

D'une manière générale, nous pouvons dire que toutes variables économiques interagissent et finissent par donner des effets durables. En ce sens, isoler certaines variables économiques dans l'évaluation des effets de politiques monétaires conduirait à des conclusions erronées. Toutefois, vu la carence de données disponibles sur l'économie haïtienne d'une part et la complexité de l'estimation de modèle multivarié d'autre part, nous avons retenu un ensemble réduit de données qui sont : la masse monétaire (**M**), le taux de réserve de la Banque Centrale (**TRBC**), le taux de réserve obligatoire des banques privées (**TRBP**), l'inflation (**Inf**), le choc politique (**CP**). La variable de choc politique a été créée de façon à mieux expliquer les crises observées qu'a connu sur l'inflation haïtienne.

3.2.- Présentation du Pays

a) Localisations

L'île d'Haïti est située au sud de l'Océan Atlantique appelée Mer des Caraïbes ou des Antilles, à l'entrée du golfe du Mexique, et s'étend entre les parallèles de 17° 40' et 19° 56' de latitude nord, 68° 20' et 70° 01' de longitude ouest. Ce pays est situé à moins d'un millier de kilomètres de la côte est de la Floride (USA), et à une centaine de kilomètres de la côte est de Cuba. Haïti partage avec la République Dominicaine cette île. Elle en occupe le tiers occidental et s'étend sur une superficie de 27,750 Km². La République d'Haïti est limitée au nord par l'Océan Atlantique, baignée dans la mer des Caraïbes ou des Antilles, à l'ouest, par le golfe du Mexique, à l'est par la République Dominicaine.

b) Population

Selon le dernier recensement de l'institut haïtien de statistique et d'informatique (IHSI) de l'année 2003, la population d'Haïti se chiffre à 8 121 622 habitants. Avec une superficie de 27 750 km², la densité de population oscille autour de 292 hab./km². Une analyse de la pyramide de cette population a montré qu'elle est relativement jeune avec la structure suivante: en moyenne 42.6% de la population font partie de la catégorie des moins de 14 ans, la tranche d'âge de 15-64 ans représente 53.9% des habitants et enfin les 65 ans et plus occupent 3.4%.

Les deux plus grandes villes du pays, Port-au-Prince avec 2 millions d'habitants et le Cap-Haïtien avec 600 000 habitants, sont habitées par plus de 25% de la population haïtienne.

c) Géographie Physique et Relief

Le relief d'Haïti est très accidenté et formé de collines, de montagnes en grande majorité et de plaines isolées. En effet, du Nord au Sud, le relief de pays présente une alternance de chaînes de montagnes, de plateaux et de plaines. Deux grandes chaînes de montagne déterminent cependant l'aspect géophysique d'Haïti. Elles sont, au nord, le Massif du Nord qui est le prolongement des montagnes du Cibao dans la République Dominicaine. Le Massif du Nord, auquel sont rattachées les Montagnes Noires et la Chaîne des Matheux, s'étend jusqu'au Môle Saint Nicolas, et forme, à certains endroits des plateaux de 500 à 700 mètres. Dans le Sud, toutes les montagnes semblent reliées au Massif de la Hotte ou de la Selle dont le pic, le plus élevé d'Haïti, atteint 2680 mètres. Entre ces deux massifs se trouve la Plaine du Cul de Sac qui, autrefois, était reconnue internationalement pour son potentiel de production de canne à sucre.

Le principal fleuve du pays, fleuve de l'Artibonite, permet d'irriguer en moyenne 14 000 hectares de terres sur un total de 43 000 hectares irrigables. Le climat y est tropical ce qui favorise deux grandes saisons de pluies s'étendant d'avril à juin et d'octobre à décembre. Cependant, le pays subit régulièrement des tempêtes importantes et des cyclones dont le dernier remonte au 18 septembre 2004 où la tempête tropicale Jeanne avait ravagé le centre du pays faisant ainsi des milliers de pertes et surtout en vies humaines.

d) Analyses Structurelles des événements politico-économiques d'Haïti (1971-2006)

Le lendemain du décès du Dr François Duvalier, le 21 avril 1971, son fils Jean-Claude Duvalier a succédé au pouvoir de la République d'Haïti en tant que président à vie. Au début de la décennie 80 de très mauvais signes économiques s'étaient remarqués et la parité de la gourde fut compromise créant ainsi une aggravation du déficit budgétaire. Jean-Claude Duvalier qui dirigea le pays jusqu'au 5 février 1986 fut contraint de le laisser sous pression des populations haïtiennes qui gagnèrent les rues et furent aidées des Force Armées d'Haïti.

Après le départ du Président J.C. Duvalier, un ensemble de gouvernements se furent succédé jusqu'au jour où Leslie François Manigat élu d'une élection controversée et boycottée par la population fut renversé du pouvoir. Il faut signaler que des progrès remarquables furent accomplis sur tous les fronts pendant l'année 1986 et les trois premiers trimestres de l'année 1987 mais par la suite la situation financière est devenue extrêmement précaire principalement en raison de la diminution des recettes résultant de la contrebande qui réduisit les recettes des douanes et des troubles civils qui empêchèrent de recouvrer les impôts et les redevances des services publics. De plus, les industries embryonnaires d'emballage fermèrent leurs portes suite à ces troubles, puis au début de l'année 1988 les aides extérieures destinées à combler les déficits budgétaires, équivalent à plus de 10% des recettes programmées, eussent été suspendues. Le gouvernement essaya alors de mobiliser d'autres ressources sans toucher les réformes fiscales et les déficits budgétaires sont en particulier financés par les autorités monétaires à un niveau en moyenne de 3% du PIB d'après Banque Mondiale (1989).

La fin de l'année 1990 fut marquée par l'organisation d'élections présidentielles, municipales et locales en Haïti. Le Président élu, Jean-Bertrand Aristide, fut renversé du pouvoir le 30 septembre 1991 et fut contraint de partir en exil à Washington. Pour porter le pouvoir militaire en place à accepter le retour du Président déchu, un blocus a été imposé au pays réduisant ainsi la commercialisation et l'importation de certains produits en particulier les produits pétroliers. Pendant les trois premiers trimestres de l'année 1994, les sanctions imposées à Haïti s'accroissaient de façon à décourager le gouvernement illégitime à ne pas rester au pouvoir. De plus, la communauté internationale suspendit les aides reprises suite à

l'investiture de Président élu. Il en découle la formation d'un marché noir avec les produits de base et les produits pétroliers et par conséquent la formation d'une inflation galopante dans l'économie atteignant ainsi 53% en glissement annuel.

Au début du quatrième trimestre 1994, le Président sortant, Jean Bertrand Aristide, fut reconduit au pouvoir avec pour principales missions la reconstruction d'un pays divisé, ravagé par les crises intestines et le blocus international. L'aide internationale fut reprise et les déficits budgétaires furent comblés. Alors, au niveau de la Banque Centrale des mécanismes furent mis en place afin réduire l'inflation galopante. Pour y arriver, le Gouverneur en place, Leslie DELATOUR, a créé l'instrument de Bonds de la Banque de la République d'Haïti (BRH) communément appelé Banque Centrale. L'émission de Bonds a eu pour principale mission d'éponger une certaine quantité de gourdes en circulation et ainsi réduit l'inflation. Depuis, cet instrument constitue le principal outil à la disposition des autorités monétaires leur permettant d'intervenir sur le marché lorsqu'un début d'inflation est remarqué.

Comme il est mentionné à la présentation de la situation économique actuelle du pays, Haïti est un pays qui souffre de nombreuses crises politiques. De ce fait, les agents économiques se lancent toujours dans des anticipations et des spéculations créant ainsi une certaine nervosité du marché dont la conséquence immédiate est l'accroissement de l'inflation. Pour une meilleure analyse de la situation structurelle du coût de la vie en Haïti, les chocs politiques suivants sont repérés : manifestations de rues et renversement du pouvoir de Jean Claude Duvalier au début de l'année 1986, coup d'état et départ du pouvoir du président Jean Bertrand Aristide à la fin du mois de septembre de l'année 1991 suivi d'un blocus international, contestations des résultats des élections au courant de l'année 1997, troubles et constatations des élections de l'an 2000 et les grands troubles politiques de la fin de l'année 2003 et du début 2004.

f) Situation économique pour 2006-2007

L'année 2006 se termine avec une note encourageante en termes de sécurité alimentaire en Haïti. Le bilan de la production agricole dans le pays a été globalement positif et a favorisé une baisse de prix des produits de première nécessité.

L'effet positif et marquant de cet accroissement de la production se reflète par une baisse de l'inflation en glissement annuel pour le mois de février (base 100 en août 2004) et oscille autour de 8.6% en janvier 2007 (Inflation janvier-février 2006 était de +10%).

En effet, février 2006 était le mois des élections présidentielles qui, comme on le sait, créaient une sorte de nervosité sur le marché des biens et des services en Haïti. Alors, les agents économiques, par mesure de précaution, se lançaient dans des anticipations et des spéculations qui avaient occasionné une hausse importante du taux de change en janvier et en février 2006, soit 43.48 gourdes pour un dollar US. L'augmentation des prix de produits pétroliers à la pompe avait aggravé l'accroissement des prix des produits de première nécessité tant nationaux qu'importés au début de l'année écoulée. Heureusement, l'appréciation de la gourde (unité monétaire nationale, 33.46 gourdes au courant du mois février 2007 contre 43.48 gdes/US \$1 en février 2006) d'une part et la hausse de la production agricole dans le pays d'autre part entraînent une décélération du rythme de croissance des prix des produits importés et accusent certaine fois une croissance négative.

En glissement annuel, le taux d'inflation continue sa course à la baisse, un très bon signe d'une amélioration de la vie économique dont le coût évolue à la baisse. Avec les grands projets du Gouvernement (réhabilitation de réseaux routiers, relance de la production agricole, le développement du tourisme, la restauration d'un climat sécuritaire dans le pays et autres) et son objectif d'atteindre un taux de croissance de 4% pour l'année en cours, de bons signes économiques sont enregistrés en ce qui concerne de micro-investissements privés à travers toutes les villes de province du pays.

4.- ELEMENTS METHODOLOGIQUES

Pour une bonne conduite de notre recherche, nous avons adopté une méthodologie comprenant les deux grandes phases suivantes : une phase d'exploration et une phase de recherches proprement dites. Pour de meilleures analyses sérielles et pour bien cerner les relations de causalité des différentes variables sous-études, cette partie de la méthodologie est subdivisée en: une approche descriptive et une approche corrélacionnelles.

4.1.- Approche I : Présentation et Analyses Descriptives Sérielles

Rappelons que l'objectif de notre recherche est de vérifier si les politiques monétaires restrictives de la Banque Centrale d'Haïti permettent de réduire le niveau de l'inflation à court terme. Les variables sur lesquelles les analyses seront effectuées sont présentées au tableau suivant. La variable D prend la valeur de 1 sur tout le segment où le changement structurel est observé et 0 dans le cas contraire.

Tableau I: Définition des Variables

Instruments de Politiques Monétaires	Variables Économiques et autres
Taux de Réserves Obligatoire B. Privées (TRBP)	Inflation : DPIB
Taux de Réserves de la Banque Centrale (TRBC)	M ₁ : Masse Monétaire
	D : Variable Dummy (VD)
	CP : Choc Politique (VD)

Pour les quatre séries de données réelles, des graphiques sont présentés en annexe 1 pour les séries brutes, les séries transformées en log et en première différence. Il faut signaler que les données sont récupérées sur le site de la Banque Centrale d'Haïti. Et, pour avoir une certaine confiance en ce qui concerne la véracité de celles-ci, elles étaient aussi recueillies sur le CD-Rom du FMI.

4.2.- Analyses corrélacionnelles et de causalité

Cette approche concerne les analyses économétriques des séries précitées qui se résument en:

- a) Mise en évidence des changements structurels ;
- b) Analyses univariées des séries de base ;
- c) Détection des éventuelles cointégrations des séries ;
- d) Test de causalité au sens de Granger ;

a) Analyses de Changements Structurels

Pour tester l'existence de changements structurels, étant donné que l'instant du saut n'est pas connu, nous utilisons le test de Chow Modifié qui est couramment appelé Statistique du **Ratio de Vraisemblance de Quandt (QLR)** dont le procédé est ainsi défini: Soit τ la date à laquelle est survenu le changement structurel et $D_t(\tau)$ telle que $D_t(\tau) = 0$ si $t \leq \tau$ et $D_t(\tau) = 1$ si $t > \tau$.

L'équation mathématique suivante : $Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \gamma_0 D_t(\tau) + \gamma_1 [D_t(\tau) * Y_{t-1}] + u_t$ formalise la dynamique de la variable Y_t . Sous l'hypothèse nulle, d'absence de changement structurel, $\gamma_0 = \gamma_1 = 0$ et sous l'hypothèse alternative, il existe au moins un coefficient non nul. L'acceptation ou le rejet de l'hypothèse nulle se fait en se référant au $QLR = \text{Max}[F(\tau_0), F(\tau_0 + 1), \dots, F(\tau_1)]$. Si $F \text{ max} > QLR_{critique}$ avec 15%, alors nous rejetons l'hypothèse d'absence de changement structurel d'après **Stock-Watson (2007)**. Le tableau II suivant permet de se faire une idée des équations qui en découlent.

Tableau II: Changements Structurels

Série : X_t	Constante	ΔX_{t-1}	$I_t(t < k)$	$I_t(t \geq k)$	$I_{t-3}(t \geq k)$
$\Delta TRBC$	c	a (σ)	u (σ)	v (σ)	—
$\Delta TRBP$	c	a (σ)	—	—	v (σ)

b) Test de racine Unitaire

Nous avons constaté deux changements structurels dans la série du taux de réserve de la Banque Centrale et un changement structurel dans celle des banques privées. Ces changements structurels se caractérisent par des variations permanentes dans le taux de réserves de la Banque. Donc, les séries sont subdivisées en trois sous-séries de façon à étudier les effets des instruments sur l'inflation précédant des tests de stationnarité ou de racine unitaire dont les procédés sont définis au tableau III suivant.

Tableau III: Test de Stationnarité des Sous-Séries

Série (X_{it})	Constante	X_{t-1}	$\Delta X_{i,t}$	Stat-ADF	Seuil 5%	Racine unitaire
ΔX_{it}	c	+ ρX_{t-1}	+ $\sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta X_{i,t-j}$	Val. cal	Val. critique	?

Avec X_{it} = TRBC(1), TRBC(2), TRBC(3), TRBP(1), TRBP(2), TRBP(3) Inf(1), Inf(2), Inf(3), M11, M12, M13

Par contre, pour les séries présentant de changements structurels, l'équation mathématique de base à l'analyse de ces changements et la mise en évidence de racine unitaire est la suivante avec I l'indicatrice date de changements structurels (l'échantillon n'est donc pas divisé):

$$\Delta X_t = C + \mu_1 I(O : 1988) + \mu_2 I(J - M : 1995) + \rho X_{t-1} + \varphi_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \varphi_p \Delta X_{t-p} + \varepsilon_t.$$

c) Cointégration des Séries de Base

Avant de se lancer dans des analyses de causalité, il était indispensable de faire des tests de cointégration. Ces tests avaient permis de révéler les relations de long terme entre certaines variables et avaient facilité les analyses de causalité à effectuer. Ce test se base sur le principe de Dickey-Fuller dont les procédés sont exposés au tableau ci-dessous.

Tableau IV : Test de Cointégration

Séries	Régression	Dickey-Fuller	Tests
TRBC et TRBP	TRBC= a +b TRBP+c D1+d D2 +ut	$\Delta ut=a+\theta ut+g\Delta ut-1+h\Delta ut-2+i\Delta ut-3$	Ho : $\theta=0$, H1 : $\theta<0$, le coefficient de ut.
Inf. et TRBP	DPIB= a +b TRBP+ut	$\Delta ut=a+\theta ut+g\Delta ut-1+h\Delta ut-2+i\Delta ut-3$	Ho : $\theta=0$, H1 : $\theta<0$, le coefficient de ut.
Inf. et TRBC	DPIB= a +b TRBP+ut	$\Delta ut=a+\theta ut+g\Delta ut-1+h\Delta ut-2+i\Delta ut-3$	Ho : $\theta=0$, H1 : $\theta<0$, le coefficient de ut.
Inf. et M1	DPIB= a +b M1+ut	$\Delta ut=a+\theta ut+g\Delta ut-1+h\Delta ut-2+i\Delta ut-3$	Ho : $\theta=0$, H1 : $\theta<0$, le coefficient de ut.

d) Test de Causalité au sens de Granger

A ce niveau, nous avons vérifié s'il y a un effet de causalité entre les différentes variables présentant une relation de long terme (cointégration) entre elles. Les procédés de test sont exposés au Tableau suivant.

Tableau V : Test de Causalité au sens de Granger

Série (X_t)	C	X_{it}	$Y_{ik,t}$	
		$X_{it} = c_i + \sum_{k=1}^n a_k X_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \sum_{j=0}^p b_{kj} Y_{ik,t-j}$		Avec n , le dernier retard significatif de la variable « autorégressif », K le nombre de variables explicatives incluses dans la causalité et $i = 1,2,3$ le nombre de sous-périodes et p le nombre de retards par variables.
		$X_{it} = \text{Inf}(1), \Delta \text{Ln}(\text{Inf}(2)), \text{Inf}(3)$; $Y_{it} = \Delta \text{TRBC}(1), \text{TRBC}(2), \text{TRBC}(3), \text{TRBP}(1), \Delta \text{TRBP}(2), \text{TRBP}(3), \text{CP}(1), \text{CP}(2), \text{CP}(3), \Delta \text{Ln}(M1), \Delta \text{Ln}(M2), \Delta \text{Ln}(M3)$		

5.- RESULTATS ET ANALYSES EMPIRIQUES

5.1.- *Analyses Descriptives des Séries brutes et Transformées*

a) **Analyses du Déflateur du PIB (Inflation)**

Pour une meilleure compréhension de l'évolution de l'inflation en Haïti, il convient de faire des analyses graphiques des données de l'inflation tant brutes que transformées. Et ce, en vue de mieux comprendre les causes qui incitent à des politiques monétaires expansionnistes ou restrictives. Ces données sont mensuelles parce qu'elles ont été ainsi collectées.

Le graphique 1 de l'annexe 1 nous laisse entrevoir que l'inflation est stable autour d'une moyenne de 11% au cours de la période allant de janvier 1983 à octobre 1988. Au delà de cette période, le niveau de l'inflation a connu de très grandes fluctuations avec des fléchissements très marqués surtout au cours du quatrième trimestre 1993 où le niveau d'inflation oscillait autour de 53%, période au cours de laquelle on avait accentué les mesures du blocus international imposé à Haïti. Au cours du troisième trimestre 1995, l'inflation a connu une baisse considérable pour atteindre une moyenne de 14%. De cette date à mai 2006 le niveau d'inflation augmente à plusieurs reprises et ces accroissements surviennent surtout suite aux chocs politiques. Ceci dit, pour la longue crise politique qui sévissait en Haïti, allant de la fin de l'année 2003 au début de l'année 2004, le niveau d'inflation s'accroissait et atteignait une nouvelle fois un haut niveau historique de 41%. Analysant la croissance de l'inflation, le graphique correspondant laisse entrevoir que le taux de croissance de celle-ci sur la période de 1983 à 1988 est quasiment nul, ce qui explique la stationnarité de cette sous-série. Cependant, au delà de cette période le taux de croissance fluctue considérablement.

b) **Analyses autour du TRBC**

Après avoir constaté les grandes fluctuations dans le régime de l'inflation en Haïti et compris qu'il y avait des pics très élevés, nous nous proposons d'analyser les taux de réserve de la Banque Centrale et de réserve obligatoire imposé aux banques commerciales comme mesures de politiques monétaires des autorités monétaires.

Le graphique 2 de l'annexe 1 décrit l'évolution du taux de réserve de la Banque Centrale et laisse présager l'existence de plusieurs changements de régime dans les politiques des autorités monétaires. Au cours de la période allant de janvier 1983 à

octobre 1988, le taux de réserve moyen adopté par les Autorités Monétaires oscille autour de 10%. Par contre, pour la période allant de novembre 1988 à décembre 1994, le taux de réserve de la Banque centrale était autour d'un niveau de 3.5% de la masse monétaire. Au cours du premier trimestre de l'année 1995, les autorités monétaires en place avaient haussé le taux de réserve de la Banque Centrale et l'avaient placé à un niveau de 19% de la masse monétaire.

La baisse du taux de réserve au cours de la période allant de 1988 à 1994 s'explique par le fait les autorités gouvernementales n'avaient eu aucun autre recours pour combler les déficits budgétaires suite à la cessation des aides internationales. Alors, presque toute la masse monétaire se trouvait en circulation. Par contre, avec l'arrivée de **Délatour** comme Gouverneur de la Banque, il avait créé l'instrument de bonds lui permettant d'éponger une certaine quantité de monnaie en circulation. Depuis, cet instrument sert d'outil de politiques aux Autorités Monétaires de la Banque pour contrôler, entre autres, l'inflation dans l'économie haïtienne. Il est à noter que, excepté sur la première période où le taux a une tendance à la baisse, le TRBC est stationnaire sur les deux autres périodes cependant avec deux déplacements de dérives.

c) Analyses autour de TRBP (Taux de Réserves Obligatoires)

Etant évoqué ci-dessus, le taux de réserve obligatoire imposé aux banques commerciales constitue l'une des mesures de politiques adoptées par les Autorités Monétaires de la Banque Centrale afin de contrôler la masse monétaire en circulation et certaines variables économiques dont le niveau général des prix ou l'inflation. En annexe 1, est présenté le graphique 3 montrant la dynamique de ce taux à l'état brut et en termes de croissance.

Une analyse fine de la série a permis de révéler deux dérives pour le taux de réserve obligatoire imposé aux banques commerciales. De janvier 1983 à décembre 1994, le taux de réserve obligatoire oscille autour de 5%. Cependant, sur la période allant de novembre 1988 à décembre 1994 ce taux a évolué à la hausse et atteignait un niveau de 8.39%. Cependant, à partir des mois de janvier et de février 1995, le taux de réserve obligatoire s'élève à 13.36% et 18.38% respectivement pour ensuite suivre une marche aléatoire autour d'une dérive de 17% jusqu'au deuxième trimestre 2006 (Tableau 1 de l'annexe 2).

Quant au taux de croissance du taux de réserve, il est stationnaire autour de zéro. Cependant, au cours de la période de changement de politiques le taux de croissance a enregistré des pics très marquants.

Puisque les données sont stationnaires à l'état brut donc, la modélisation de celles-ci n'exige pas la différence première.

d) Analyses de l'Évolution de la Masse Monétaire

Finalement, il arrive d'analyser le comportement de la masse monétaire qui, lorsqu'elle augmente dans une économie, constitue une source d'inflation. Contrairement aux autres variables analysées ci-dessus, la masse monétaire présente une tendance à la hausse.

D'un mois à l'autre la masse monétaire augmente. La série transformée en log a aussi une tendance mais plus lisse que celle des données brute. Les séries brute et transformée en log ne sont stationnaires ni en moyenne ni en variance. Par contre, celles différenciées présentent une certaine stationnarité en moyenne et en variance mais la moyenne n'est pas n'est pas égale autour de zéro.

Cette stationnarité autour de plusieurs valeurs positives nous laisse entrevoir que la masse monétaire n'a fait qu'augmenter d'une période à l'autre.

De fait, nous pouvons postuler que dans cette économie où la production nationale a souvent enregistré un taux de croissance négatif, l'augmentation de la masse monétaire pourrait constituer une source d'inflation dans l'économie nationale.

Pour mettre en évidence les effets des différents instruments de politiques monétaires, la section suivante se porte sur les analyses économétriques des statistiques des taux de réserve, de l'inflation et de la masse monétaire. Pour de meilleures analyses, les données mensuelles sont retenues et ce, en vue de conserver un grand nombre de degré de liberté.

5.2.- Analyses et Mise en Evidence de la Relation de long Terme des Séries

La théorie de politiques monétaires suppose qu'une politique restrictive affecte le pouvoir d'achat des agents économiques et par conséquent la demande de biens et de services. En effet, pour une offre donnée, avec une baisse de la demande, le niveau général des prix ne devrait que diminuer. Intuitivement, nous pourrions dire que certaines des séries de base présentent des relations de cointégration. Par exemple une politique monétaire restrictive de la Banque Centrale qui passera par la réduction de la

masse monétaire en agissant et sur le taux de réserve obligatoire et sur le taux d'intérêt des bonds contribuera à éponger un certain volume de billets en circulation. De fait, nous attendons à trouver une relation de long terme entre ces deux taux d'une part et entre ceux-ci et la masse monétaire d'autre part. Lorsque la finalité de la politique restrictive est la réduction de l'inflation, les effets espérés ne seront effectifs qu'à court terme. D'où, l'existence d'une relation de cointégration entre le TRBC, le TRBP, M1 et l'inflation, pris deux à deux.

Les résultats des tests de cointégration suivant la méthode de Dickey-Fuller sont donnés dans le tableau 2 de l'annexe 2 où des séries de 281 observations sont utilisées. Il faut rappeler que plusieurs observations sont perdues à cause du terme de différence première dans la régression. Etant donné que la série du TRBC a subi deux changements structurels, pour étudier la cointégration entre celle-ci, des variables indicatrices ont été introduites dans l'équation de base. Ce faisant, en se basant sur la statistique de Dickey-Fuller à 5% ($DF = -3.49$), les analyses de cointégration entre TRBC-TRBP, TRBC-M1 et TRBP-M1 donnent respectivement $DF = -0.018$, $DF = -1.94$, $DF = -1.08$. Toutes les valeurs calculées sont supérieures à la valeur critique. Nous en déduisons que ces trois séries prises deux à deux ne sont pas cointégrées, par conséquent, il n'y a pas de relation de long terme entre celles-ci.

Par contre, analysant la cointégration de ces trois séries avec le niveau d'inflation dans l'économie qui représente le niveau général des prix, les statistiques de Dickey-Fuller qui en découlent pour les couples DPIB-TRBC, DPIB-TRBP et DPIB-M1 sont $DF = -3.67$, $DF = -3.47$ et $DF = -3.4$ respectivement pour une valeur critique $DF = -3.156$. Nous déduisons immédiatement l'existence de relation de long terme entre les séries.

5.3.- Analyses des Changements Structurels

Lors des analyses graphiques nous avons constaté quelques changements structurels dans les séries du taux de réserve de la Banque Centrale (TRBC) et du taux de réserve obligatoire imposé aux banques privées (TRBP). Pour confirmer ces changements structurels et localiser les dates auxquelles ils ont eu lieu, il convenait de tester à l'aide de rupture si ceux-ci sont significatifs. Les statistiques QLR équivalentes aux F max pour les séries du TRBC et TRBP sont 46.32 et 56.03 respectivement pour les deux restrictions imposées aux deux équations correspondantes. Ces deux valeurs sont supérieures à la valeur critique de **QLR ($q=2$; 0.01) = 7.78**. Nous admettons l'existence de changements structurels pour ces deux séries. Puisque la variable $D_i(\tau)$ prend la

valeur zéro sur les 15% de la taille de notre échantillon (soit 42 données) et F max correspond aux 102^e et 103^e régressions pour le TRBC et 99^e pour le TRBP, alors les changements structurels au cours de l'exercice fiscal de 1994-1995 étaient survenus au cours des mois d'octobre 1994 pour le TRBP et de janvier 1995 pour le TRBC, période correspondant au retour au pouvoir de Jean Bertrand Aristide. L'autre F max est de 46, correspondant à la 28^e régression, coïncide au mois d'octobre 1988, mois au cours duquel il y a eu un changement brusque dans le taux de réserve de la Banque Centrale pour financer le déficit budgétaire, suite à la suspension de l'aide internationale.

Tableau VI : Changements Structurels et Déplacements de Dérives

Séries	Constante	ΔX_{t-1}	$I(O : 1988)$	$I(Ms, Jn : 1995)$	$I(O : 1994)$
$\Delta TRBC$	11.35325 (6.198532)	0.9597952 (0.093404)	-4.164912 (1.246759)	5.559733 (0.8810688)	—
$\Delta TRBP$	0.3106005 (0.164762)	0.8686367 (0.0339107)	—	—	2.455376 (0.6766497)

Source : Estimation de l'Auteur

Le taux de réserve obligatoire imposé aux banques commerciales de son côté, a connu une hausse trois mois plus tôt, c'est-à-dire, au courant du mois d'octobre. Ceci sous-entend qu'au cours du mois de octobre 1994, les autorités monétaires avaient imposé un plus haut taux de réserve obligatoire aux banques commerciales et ce, d'une valeur moyenne de 2.45%.

Toutefois, le coefficient de la variable retardée dans l'équation du TRBC oscillant autour de 0.96 laisse présupposer que le taux de réserve de la banque centrale suit une marche aléatoire avec deux ruptures.

5.4.- Tests de racine unitaire et déplacement des dérives

Nous avons constaté que des changements de politiques étaient réellement adoptés par les autorités de la Banque Centrale d'Haïti et que les politiques sont cointégrées avec l'inflation. Maintenant, pour mieux évaluer les effets de ces politiques, il nous impose d'isoler les différentes sous-séries et de les analyser. En effet, chaque sous-série s'écrira comme un modèle autorégressif, c'est-à-dire, que les différentes variables économiques retenues pourront être expliquées à partir de leur propre passé. L'équation mathématique qui formalise la perception du modèle est décrite au niveau de la méthodologie. Et, nous

supposons l'inexistence de racine unitaire du polynôme qui pourrait découler des séries de TRBC, TRBP et de l'inflation. Le test de racine unitaire est construit de la manière suivante : $H_0 : \rho = 0$ contre $H_1 : \rho < 0$, utilisant la statistique de Dickey-Fuller. Les résultats qui en découlent sont disposés au tableau 1 de l'annexe 2.

La deuxième période d'adoption de nouvelles politiques est survenue au cours du premier trimestre de l'année 1995 avec l'arrivée du Gouverneur de **Délatour** qui visait la réduction de l'inflation galopante dans l'économie haïtienne. Alors, le taux de réserve de la Banque Centrale augmentait pour la première fois au cours du mois de janvier et pour une seconde fois au cours du mois de mars. Par rapport à la valeur de 1983 ce taux avait été augmenté de 55.6 points. Par contre, par rapport au mois de janvier 1995 l'augmentation qu'a connue ce taux oscille autour de 97.2 points.

Cependant, le taux de réserve obligatoire imposé aux banques privées n'a connu qu'un seul changement structurel qui était survenu au cours du mois d'octobre 1994, trois mois plus tôt par rapport au deuxième changement du TRBC. Au cours de ce mois, le taux de réserve des banques privées augmentait d'une moyenne 24.6 points.

Après avoir caractérisé les changements structurels dans les deux séries de politiques monétaires, ces dernières ont été subdivisées en trois sous-séries de façon à analyser l'effet de chacune sur l'inflation en Haïti. Pour la première sous-série qui s'étale de janvier 1983 à octobre 1988, seule la série de du TRBC n'est pas stationnaire et présentant une tendance à la baisse avec une racine unitaire. Les sous-séries d'inflation et du TRBP sont stationnaires sur cette période. Pour la deuxième période allant de novembre 1988 à décembre 1994, les deux dernières sous-séries citées ne sont pas stationnaires et ne le deviennent qu'après une première intégration. Par contre, le TRBC est stationnaire autour d'une dérive. Les mois de janvier et de mars constituent une période de transition pour les nouvelles politiques monétaires adoptées par les autorités monétaires au cours desquels le taux de réserves avaient connu des changements significatifs. Pour la troisième période allant de janvier 1995 à mars 2006, toutes les sous-séries sont stationnaires.

La masse monétaire pour sa part présente une tendance à la hausse sur toute la période allant de janvier 1983 à mars 2006.

5.5.- Analyses Univariées des Chocs de Politiques Monétaires

L'inflation est un phénomène sensible dans tous les sens du terme. En effet, chacun d'entre nous se rend compte que les prix ont une tendance naturelle à augmenter (pensez au prix du baril de pétrole). Mais c'est un phénomène sensible pour les politiques puisque l'inflation est un signe de bon ou mauvais fonctionnement économique et des incertitudes politiques dans certains pays. Les causes sont multiples et les politiques adoptées pour pallier les conséquences relèvent toujours de la politique monétaire. Le tableau VII est élaboré afin de présenter, entre autres, certaines causes de l'inflation en Haïti sur la période allant de janvier 1983 à octobre 1988 et les conséquences des moyens utilisés pour la réduire.

Tableau VII : Causes de l'Inflation et Effets des Politiques Monétaires (J : 83 - O : 88)

Ici, nous avons : $Y_t = Inf$ et pour les Variables de Chocs, nous avons les lags i									
Séries de Chocs	Constant	Y_{t-1}	0	1	2	3	4	5	R-sq. Ajust.
$\Delta TRBC_{t-i}$	0.4715272 (0.3748456)	-0.0791032 (0.1472289)	0.002809 (0.0976966)	-0.1137045 (0.0974386)	-0.0131263 (0.0977615)	-0.1049744 (0.1024207)	-0.2298551 (0.1035548)	-0.2727482 (0.1108667)	0.0844
$TRBP_{t-i}$	0.4993374 (1.044185)	1.178049 (0.396650)	1.1389 (0.347041)	-1.126372 (0.450781)	-0.0567114 (0.444613)	-0.9096825 0.4056411			0.3082
CP_{t-i}	7.342518 (0.4039429)	0.6784835 (0.094717)		4.013066 (1.213554)	3.043066 (1.11554)				0.4161
$\Delta Ln(M1)_{t-i}$	-5.982665 (9.482787)	0.8138659 (0.0796419)	1.368628 (0.958456)	1.461082 0.7125626	5.982665 (1.482787)				0.6934
Pour TRBC:	Pour TRBP :		Pour CP :			Pour M1 :			
Normalité : dw = 2.16	dw = 1.98		dw = 1.90			dw = 1.83			
Breusch-Geoffrey									
LM= 3.22 avec (p= 0.199>.05)	LM= 0.269 (p= 0.8740)		LM = 0.149 (p= 0.9281)			LM = 1.03 5 (p= 0.423)			
Hétéro : LM= 0.65 avec (p=0.341>0.05)	LM= 1.171 (p= 0.5569)		LM = 4.182 (p= 0.1235)			LM = 1.537 (p= 0.351)			

Source : Estimation de l'Auteur

Nos analyses économétriques montrent, toutes choses étant égales par ailleurs, que l'inflation constatée en Haïti est monétaire et aussi est grandement alimentée par les conjonctures d'instabilité politique. Lorsque le pays connaissait le choc politique au début de l'année 1986, les prix avaient augmenté au cours des mois suivants. Pour les deux premiers mois, les hausses des prix étaient significatives et atteignaient les 40.1 points et 30.4 points respectivement. Cette inflation est due au fait que des agents économiques ne voulaient pas faire de nouveaux investissements parce qu'ils étaient incapables de prédire l'avenir économique avec certitude. La masse monétaire avait positivement affecté l'inflation aussi au cours des mois qui suivent l'adoption d'une politique d'émission de monnaie. Par contre, les mesures de politiques monétaires qui visent la réduction de l'inflation ont des conséquences qui sont ainsi présentées : les effets du TRBC attendent 4 à 5 mois pour être effectifs et au courant desquels l'inflation diminue de 2.3 points et 2.7 points respectivement. Les effets du TRBP, d'une manière générale, sont plus directs et sont plus significatifs et sont enregistrées sur les troisième et quatrième mois suivants avec une réduction de l'inflation de 9.8 points et de 7.9 points respectivement. Nous en déduisons que l'effet du taux de réserve obligatoire est plus efficace comme mesure de politiques monétaires.

Il convient de rappeler que la série de l'inflation avait une tendance et n'est pas lisse sur la période allant de novembre 1988 à décembre 1994. De ce fait, en prenant la différence en log nous ne modélisons que le taux de croissance de l'inflation. Les résultats des estimations sont disposés au tableau VIII suivant.

Tableau VIII : Causes de l'Inflation et Effets des Politiques Monétaires (N : 88 - F : 94)

Ici, nous avons : $Y_t = \Delta \ln(Inf)$ et pour les Variables de Chocs, nous avons les lags i									
Séries de Chocs	Constant	Y_{t-1}	0	1	2	3	4	5	R-sq. Ajust.
$TRBC_{t-i}$	0.1682121 (0.1228756)	0.2590186 (0.121863)		0.0155609 (0.0309618)	-0.0577061 (0.0253343)	-0.0411411 (0.0333438)	-0.0522427 (0.02507570)		0.1313
$\Delta TRBP_{t-i}$	0.1946935 (0.0412883)		0.0673945 0.0478626	-0.0676263 (0.0666452)	-0.113586 (0.053526)	-0.1657295 (0.0764039)	-0.1087299 (0.0483431)		0.1157
CP_{t-i}	-0.00487205 (0.0266969)	0.0085688 (0.1584001)	0.3833401 (0.0741675)	0.285533 (0.0910101)	0.3174769 (0.1074496)	0.2263891 (0.1093171)	0.1795214 (0.0712041)	0.1579303 (0.0685459)	0.5238
$\Delta \ln(M1)_{t-i}$	0.0528193 (0.045220)	0.2233458 (0.110024)	0.9002194 (0.9621738)	-0.8888109 (0.9692028)	0.1533314 (0.9675898)	1.9328 (0.98372)	1.706527 (0.54359)	1.8716294 0.9132215	0.6846
Pour TRBC:	Pour TRBP :		Pour CP :			Pour M1 :			
Normalité : dw = 1.87	dw = 1.94		dw = 2.16			dw = 2.09			
Breusch-Geoffrey									
LM= 4.81avec (p= 0.091>.05)	LM= 0.969 (p= 0.6161)		LM = 3.39 8(p= 0.1828)			LM = 0.03 5 (p= 0.642)			
Hétéro : LM= 0.812avec (p=0.116>.05)	LM= 4.427 (p= 0.4898)		LM = 0.157 (p= 0.9246)			LM = 0.376 (p= 0.791)			

Source : Estimation de l'Auteur

Toujours est-il que l'inflation a deux grandes sources dans cette économie qui soient l'inflation monétaire et les incertitudes politiques. Cette période de la vie économique en Haïti était caractérisée par un coup d'Etat suivi d'un blocus international. De fait, les agents économiques se lançaient dans des anticipations sans précédent puisque le dénouement de la crise était pratiquement incertain. Alors, suite à ce choc complètement exogène, le taux de croissance de l'inflation ne fait qu'augmenter sur toute la période suivant les troubles politiques de 1991. En nous référant au tableau ci-dessus, nous pouvons nous faire une idée de la croissance mensuelle de l'inflation. L'élément important à retenir est que, de façon globale, l'inflation croît en taux composé en rythme mensuel passant de 6% à 53% avec un taux de croissance moyen mensuel de

3 points. De l'autre côté, nous avons l'inflation monétaire qui débute trois (3) plus tard après une émission de monnaie et ne dure que trois (3). Ce retard de l'effet de la masse monétaire pourrait s'expliquer par le fait que les Autorités Gouvernementales, quand elles sollicitent la Banque Centrale, attendent un certain délai avant d'entamer les travaux qu'elles souhaitent entreprendre.

Les politiques monétaires qui auraient visé la réduction de l'inflation donnent les résultats suivants : le taux de réserve de la Banque Centrale agissait très faiblement sur l'inflation. Bien que nous constatons un effet immédiat au cours de deuxième et quatrième mois plus tard cependant l'inflation ne diminue que de 0.57 point et de 0.52 points au cours de ces deux mois respectivement. Les effets qui découlent de l'utilisation du TRBP comme mesure de politiques monétaires attendent certes trois mois mais sont plus significatifs sur l'inflation et réduit celle-ci de 1.6 point et 1.1 point sur les troisième et quatrième mois qui suivent le choc monétaire. Nous constatons que les effets des outils de politiques monétaires sont dominés par ceux de chocs politiques. Nous en déduisons qu'en présence de crises politiques aigues, les politiques monétaires des autorités de la Banque Centrale ne font qu'atténuer le rythme de croissance de l'inflation mais ne parviennent ni à la stabiliser ni à empêcher son accroissement.

Enfin, nous allons analyser les effets sur l'inflation des chocs de politiques monétaires et les chocs économiques pour la troisième et la dernière période de la série. Cette période est caractérisée de trois crises politiques qui sont définies dans la présentation du pays dont l'une avait persisté pendant longtemps dans l'économie. Au tableau IX sont présentes les résultats des estimations pour la dernière période.

Tableau IX : Causes de l'Inflation et Effets des Politiques Monétaires (Jan-F : 95 - Mai : 2006)

Ici, nous avons : $Y_t = Inf$ et pour les Variables de Chocs, nous avons les lags i										
Séries de Chocs	Constant	Y_{t-1}	Y_{t-2}	0	1	2	3	4	5	R-sq. Ajust.
$TRBC_{t-i}$	7.409442 (2.08894)	0.1637848 (0.083814)		0.0068523 (0.062065)	0.0092842 (0.085691)	0.0440573 (0.0992113)	-0.0513581 (0.0991895)	-0.840826 (0.894525)	-0.202403 (0.0778595)	0.9164
$TRBP_{t-i}$	-0.0192508 (0.5121302)	1.052753 (0.074083)	-0.1568004 (0.0671566)	0.0613412 (0.0944038)	-0.119114 (0.1459308)	-0.21087 (0.1451351)	-0.6835094 (0.097621)			0.9466
CP_{t-i}	0.4405974 (0.4706207)	0.9512704 (0.022789)		0.5728125 (1.416904)	9.464956 (1.410955)	3.164731 (1.411556)	3.182247 (1.417048)			0.9332
$\Delta Ln(M1)_{t-i}$	-0.2553019 (0.1662661)	0.2325198 (0.0772253)		0.5721908 (0.0995181)	0.285023 (0.1067491)	0.1494704 (0.1019555)				
Pour TRBC:	Pour TRBP :		Pour CP :			Pour M1 :				
Normalité	dw = 1.81		dw = 1.81			dw = 2.19		dw = 1.89		
Breusch-Geoffrey	LM = 3.205vec (p = 0.122 > 0.05)		LM = 5.744 (p = 0.056)			LM = 4.906 (p = 0.0860)		LM = 0293 (p = 0.342)		
Hétéro	LM = 0.361avec (p = 0.834 > 0.05)		LM = 6.774 (p = 0.238)			LM = 0.100 (p = 0.9512)		LM = 1.732 (p = 0.431)		

Source : Estimation de l'Auteur

Analysant les résultats des causalités des dernières sous-séries, nous constatons que l'effet du TRBC arrive toujours au cours du deuxième trimestre suivant le choc et, pour cette sous-série l'inflation ne diminue que de 2 points. Se référant aux résultats de Christiano, lorsqu'un choc monétaire arrive sur le FFR aux États-Unis, les prix commencèrent à baisser dès le premier trimestre. Par contre, d'après nos analyses empiriques, lors que le TRBP est utilisé comme mesures de politiques monétaires, dès le premier trimestre, des effets considérables sont enregistrés, soit une réduction de 6.8 points de l'inflation. Toujours est-il que les chocs politiques ont un effet remarquable sur l'inflation. Suite aux chocs politiques, les trois mois suivants, l'inflation augmente de 94.6 points, de 31.6 points et de 31.8 points respectivement. Enfin, les analyses empiriques montrent que l'inflation est aussi monétaire. Une augmentation de la masse monétaire entraîne une hausse de l'inflation dans l'économie mais ne dure que deux mois.

Le fait d'agir sur le marché primaire (TRBP) donne des résultats plus significatifs et plus directs que d'agir sur le marché secondaire (TRBC).

5.6.- Test de Causalité au sens de Granger Multivarié

Les analyses de causalité univariée ont permis d'entrevoir que toutes les variables retenues expliquent positivement ou négativement l'inflation. Nous imaginons que isoler les effets de l'un ou de l'autre peuvent conduire à certaines conclusions erronées. Donc, ce pays qui souffre de crises politiques répétées d'une part et les différentes polémiques entourant les politiques monétaires de la banque centrale où le taux directeur atteint certaines fois 25% d'autre part, il nous impose de faire des analyses simultanées des effets marginaux des chocs. Les analyses se feront toujours en tenant compte de la séquence des changements structurels enregistrés. Ainsi, les résultats sont présentés en trois étapes et permettent d'avancer ce qui suit.

- 1) Au cours de la première période allant de janvier 1983 à octobre 1988, une politique monétaire utilisant l'instrument primaire (le TRBP) fournissait des résultats automatiques. Le processus stationnaire de base correspondant à la première période de la série est ainsi présenté :

$$\begin{aligned}
{}^1\text{Inf.} = & 1.084154 Y_t - \mathbf{1.113094} Y_{t-1} - 0.0816124 Z_t - \mathbf{0.2146752} Z_{t-1} + 0.0004252 Z_{t-2} - 0.0660811 Z_{t-3} \\
& (0.3644589) \quad (\mathbf{0.3502805}) \quad (0.085569) \quad (\mathbf{0.0905594}) \quad (0.0867311) \quad (0.0895575) \\
& - \mathbf{0.2520331} Z_{t-4} - \mathbf{0.2405776} Z_{t-5} + \mathbf{2.918267} W_t + \mathbf{2.546065} W_{t-1} + 0.4208455 \\
& (\mathbf{0.0918039}) \quad (\mathbf{0.0922236}) \quad (\mathbf{0.9234011}) \quad (\mathbf{1.148043}) \quad (1.009159)
\end{aligned}$$

$$dw = 2.36$$

$$LM = 1.69 \text{ avec } (p = 0.192 > 0.05)$$

$$\text{Hétéro : } LM = 1.628 \text{ avec } (p = 0.364 > 0.05); \text{ Adj. R-Squared} = 0.741$$

Nous constatons qu'une augmentation de 10 points du taux de réserve obligatoire des banques privées réduisait l'inflation de 11.1 point au cours de mois suivant l'adoption de la politique. Par contre, l'utilisation de l'instrument de la banque centrale ne produisait de résultats que quatre à cinq mois plus tard. Et, de plus ces résultats sont très peu significatifs, soit 2.5 point et 2.4 points pour les deux mois précités respectivement. Le choc politique a d'ailleurs des effets marginaux plus significatifs que les instruments de politiques monétaires et ceux-ci font augmenter l'inflation de 29.18 points et 25.46 points respectivement pour les deux mois qui suivent le choc. Nous en déduisons que malgré les politiques restrictives de la banque centrale, en présence d'incertitudes politiques, l'inflation ne fait qu'augmenter.

2) Pour la deuxième période qui est caractérisée par le blocus international, l'inflation avait une tendance à la hausse avec des fluctuations très marquées. La modélisation du taux de croissance de l'inflation s'impose et le processus stochastique qui en découle est le suivant:

$$\begin{aligned}
\Delta \text{Ln}(\text{Inf}) = & 0.0158078 Y_t - 0.0242303 Y_{t-1} - 0.0651106 Y_{t-2} - \mathbf{0.1075138} Y_{t-3} - \mathbf{0.1015547} Y_{t-4} + 0.0428214 Z_{t-1} \\
& (0.041021) \quad (0.0461977) \quad (0.0453743) \quad (\mathbf{0.0402192}) \quad (\mathbf{0.0403221}) \quad (0.0206655) \\
& - 0.0036615 Z_{t-2} - 0.0283514 Z_{t-3} - \mathbf{0.0513941} Z_{t-4} + \mathbf{0.3307338} W_t + \mathbf{0.3178816} W_{t-1} + \mathbf{0.2432344} W_{t-2} \\
& (0.0210702) \quad (0.023124) \quad (0.023865) \quad (\mathbf{0.080192}) \quad (\mathbf{0.0883522}) \quad (\mathbf{0.0803742}) \\
& + \mathbf{0.1621517} W_{t-3} + 0.0932683 W_{t-4} - 0.0817904 X_{t-1} + 0.0332619 \\
& (\mathbf{0.0809428}) \quad (0.0707167) \quad (0.164513) \quad (0.0930921)
\end{aligned}$$

$$dw = 1.875$$

$$LM = 5.94 \text{ avec } (p = 0.148 > 0.05)$$

$$\text{Hétéro : } LM = 0.427 \text{ avec } (p = 0.807 > 0.05) \quad \text{Adj. R-squared} = 0.5771$$

Lorsque la politique monétaire se fait en utilisant le taux de réserve obligatoire imposé aux banques privées, les effets arrivent trois à quatre mois qui suivent et le

¹ $Y_t = \text{TRBP}$, $Z_t = \text{TRBC}$, $W_t = \text{CP}$

taux de croissance de l'inflation diminue de 1.07 points et de 1.01 points respectivement. Le taux de réserve de la banque centrale fournit un résultat quasiment nul à la fin du deuxième trimestre et s'évaluait à une réduction du taux de croissance de l'inflation de 0.5 point. Ce résultat est conforme à la réalité puisqu'au cours de cette période les autorités gouvernementales, pour financer le déficit budgétaire se jetèrent sur les réserves de la Banque de la République d'Haïti (BRH). L'impressionnant résultat est l'effet marginal mensuel des chocs politiques. Les résultats ont montré que dès l'arrivée du choc politique et durant les trois mois qui suivent celui-ci, le taux de croissance de l'inflation avait augmenté de 3.3 points, 3.2 points, 2.4 points et 1.6 points respectivement. De plus, il y a eu une stagnation au cours de la même période. Visiblement, les effets marginaux des anticipations et les spéculations des agents économiques dues aux incertitudes politiques dominent ceux découlant des politiques monétaires.

3) Enfin, la troisième période est caractérisée par la création du fameux instrument de la banque centrale. Instrument qui était essentiellement créé pour combattre l'inflation galopante due au blocus international. Aussi, cette période était caractérisée par des crises intestines de toutes sortes décrites à la présentation du pays. Le processus stationnaire découlant de l'estimation de l'inflation est le suivant :

$$\begin{aligned} \text{Inf} = & 0.0974015 Y_t - 0.0752595 Y_{t-1} - \mathbf{0.6652362} Y_{t-2} - \mathbf{0.5816821} Y_{t-3} + 0.0109457 Z_t - 0.0002806 Z_{t-1} \\ & (0.0909247) \quad (0.1343209) \quad (\mathbf{0.1339789}) \quad (\mathbf{0.0930146}) \quad (0.0609925) \quad (0.07087) \\ & - 0.0720389 Z_{t-2} - \mathbf{0.1663078} Z_{t-3} - 0.0340522 Z_{t-4} - \mathbf{0.224227} Z_{t-5} + \mathbf{6.610003} W_t + \mathbf{2.49574} W_{t-1} \\ & (0.0709218) \quad (\mathbf{0.0705692}) \quad (0.0691235) \quad (\mathbf{0.0582998}) \quad (\mathbf{1.231457}) \quad (\mathbf{1.173415}) \\ & + \mathbf{0.9210244} X_{t-1} + \mathbf{2.214853} \\ & (\mathbf{0.0300795}) \quad (\mathbf{0.0930921}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} dw &= 1.94 \\ LM &= 2.69 \text{ avec } (p = 0.148 > 0.05) \\ \text{Hétéro : } LM &= 0.291 \text{ avec } (p = 0.537 > 0.05); \text{ Adj. R-squared} = 0.8771 \end{aligned}$$

D'après le processus stationnaire ci-dessus, une politique monétaire utilisant l'instrument primaire (TRBP) produit des effets significatifs au cours des deux mois qui suivent l'adoption de cette politique. Les résultats économétriques d'ensemble ont montré que, suite à l'utilisation de cet instrument, l'inflation diminue de 6.65 points et de 5.8 points durant les deuxième et troisième mois respectivement suivant

les chocs de politiques monétaires. L'utilisation de l'instrument de la BRH permet de réduire l'inflation certes mais non seulement les effets attendent un plus long délai pour être effectifs mais aussi ils sont relativement très peu significatifs. Les baisses de l'inflation se chiffrent à 1.66 points et 2.2 points respectivement pour les troisième et cinquième mois qui suivent la mise en œuvre d'une politique monétaire restrictive ; nous n'ignorons pas la légère baisse de l'inflation au cours du quatrième mois, bien qu'elle soit très peu significative. Globalement, lorsqu'un choc politique surgit, le niveau général des prix (inflation) augmente de 66 points et de 24.95 points pour les mois courant et suivant respectivement et le niveau d'inflation reste à la hausse pour période assez hausse. Un point marquant caractérisant la troisième période de notre recherche est le fait que l'inflation courante est fortement corrélée avec son passé et nous chiffrons ce niveau de corrélation à 92%.

6.- CONCLUSION

Les politiques monétaires de la Banque Centrale d'Haïti sont caractérisées par des changements structurels qui ont eu lieu à des moments cruciaux de la vie économique du pays. Les autorités monétaires avaient effectué des changements drastiques à différentes périodes dans les taux de réserves de la banque centrale (TRBC) et de réserves obligatoires imposées aux banques privées (TRBP).

Nos analyses de causalité ont révélé que lorsque les autorités monétaires utilisent le TRBC pour mener leurs politiques, sous les trois sous-périodes de notre recherche, les résultats escomptés ne sont obtenus qu'au courant et à la fin du deuxième trimestre qui suit l'adoption des politiques monétaires et sont très peu significatifs. Par contre, en utilisant le TRBP comme instrument de politiques monétaires, i.e., en agissant sur la marché primaire, dès le premier trimestre, l'inflation diminue brusquement en glissement annuel.

Pour les deux premières périodes de la série du TRBC, nous ne pouvons pas parler réellement de politiques monétaires en se référant à ce taux puisque l'instrument de bonds n'existait pas encore. C'est ce qui explique l'inefficacité du TRBC dans l'explication de la réduction de l'inflation. De plus, avec les mauvais signes qu'a connus l'économie au début des années 80, les autorités gouvernementales utilisaient les réserves de monnaie de la banque centrale comme principale source financière pour combler le déficit budgétaire et aussi vers la fin de cette même décennie suite à la suspension de l'aide externe.

En se référant aux résultats de Christiano, nous constatons que l'adoption de politiques restrictives se faisant en utilisant le TRBP comme instrument de politique conduit à une brusque diminution de l'inflation pendant les deux trimestres qui suivent la mise en œuvre des politiques, alors que, lorsque le TRBC est utilisé comme instrument de politiques monétaires, le niveau général des prix diminue sur une période d'un an mais cette baisse de l'inflation est plus significative au courant du premier semestre. Alors, dans l'économie haïtienne où les effets devraient être plus directs, la baisse de l'inflation est enregistrée seulement au courant du premier trimestre suite à l'utilisation du TRBP et à la fin du deuxième trimestre lorsque l'instrument de la banque centrale est utilisé.

Nous en déduisons, de façon globale, que les politiques monétaires de la banque centrale de la république d'Haïti sont inefficaces parce que les résultats obtenus sont très peu convaincants.

Les analyses de causalité, en incluant les incertitudes politiques dans notre modèle, nous ont permis d'entrevoir que sur les trois sous-périodes en question, le niveau général des prix augmente suite à chaque choc politique pour ensuite stagner sur une période relativement longue. Les analyses économétriques montrent que : pour la première période, le choc politique de 1986 et l'émission de monnaie avaient fait augmenter l'inflation de 70 points et 74.4 points respectivement. Par contre, l'augmentation du TRBP avait fait baisser le niveau général des prix de 20.2 points. Il est clair que les effets marginaux des chocs politiques dominent ceux des politiques monétaires restrictives.

Pour la deuxième période, période caractérisée par le coup d'état du 29 septembre 1991 suivi du blocus international, l'inflation ne fait qu'augmenter sur toute la période et pour une meilleure analyse de celle-ci, nous sommes obligés de modéliser le taux de croissance de celle-ci. L'inflation croît suivant un taux composé sur toute la période à un rythme moyen mensuel de 3 points. Alors que les politiques monétaires ne font baisser l'inflation que sur une période de trois (3) mois et la baisse enregistrée est d'une moyenne de 1.4 point et de 0.5 point pour le TRBP et pour le TRBC respectivement. La troisième période est caractérisée par la reprise de l'aide internationale et la création du fameux instrument de bonds de la BRH. Alors, sur une période de moins d'un (1) an, l'inflation passe d'une moyenne de 56% à une moyenne de 13%. Cependant, les tensions politiques occasionnant l'incapacité des agents économiques à prédire l'avenir économique sur la période allant de 1994 à 2006 font augmenter l'inflation à plusieurs reprises. Globalement, les incertitudes politiques font augmenter l'inflation d'une moyenne de 160 points alors que les instruments de politiques monétaires ne la font baisser que de 10 points.

7.- BIBLIOGRAPHIE

Livres :

1. - **Banque Mondiale (1990):** Le Redressement de l'Economie Haïtienne
2. - **Colin P. HARGREAVES (1994):** Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration
3. - **George E.P. Box and Gwilyns M. Jenkins (1976):** Times Series Analysis Forecasting and Control;
4. - **John B. Taylor and Michael Woodford (1999):** Handbook of Macroeconomics;
5. **James H. Stock and Mark W. Watson (2007):** Introduction to Econometrics;
6. - **Peter J. Brockwell and Richard A. Davis (1996):** Introduction to Time Series and Forecasting

Articles:

1. - **Bernanke Ben; Mark Gerther (1995):** Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. The journal of economic Perspectives 1995, Page 27-48.
2. - **Bernanke Ben and Alan S Blinder (1991):** The Federal Rate and the Channel of Monetary Transmission. The journal of economic Perspectives, Page 901-1021.
3. - **Blinder S Alan (1991):** Taking Stock: A critical Assesment of Recent Research on Inventories. The Journal of Economic Perspectives, Page 73-96.
4. - **Christiano Laurence J.; Martin Eichenbaum and Charles Evans (1996):** The effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the flow of Funds. The American Review, Page 346-353.
5. - **Christiano Laurence J.; Martin Eichenbaum and Charles Evans (1992):** Liquidity Effects and the Monetary Transmission Mechanism. The American Review, Page 326-331.
6. - **Robert E Lucas (1980):** Models of Bossiness Cycles. Journal of Economic Literature, page 104-105.
7. - **Sims A. Christopher and Tao Zha (1998):** Bayesian Methods for Dynamic Multivariate Models;
8. - **Sims A. Christopher (1998):** Comments on Glenn Rudebush's. Do measures of Monetary Policy in a Var Make Sense? Symposium on Forecasting and Empical Methods in Macro-econometric and finance. International Econometric review, Page 933-941.

Autres.

1. - **CD- Rom FMI 2006**
2. - www.brh.net

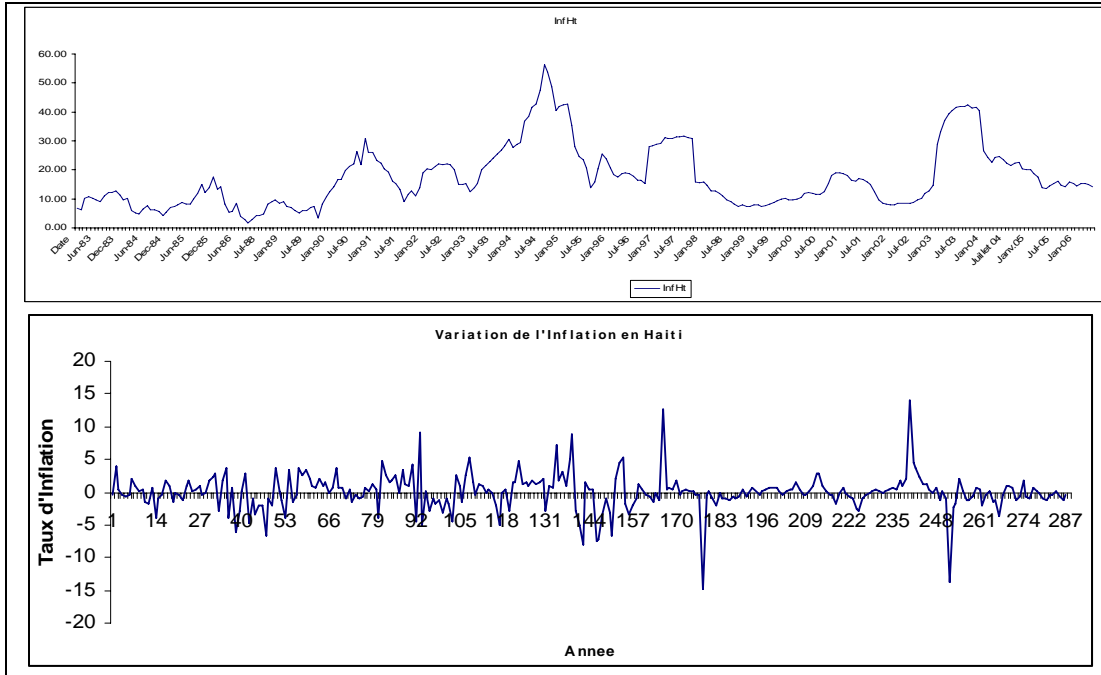
LISTE DES SIGLES ET DES ABREVIATIONS

BRH : Banque de la République d'Haïti
DF : Dickey-Fuller
DPIB: Déflateur de Production Intérieur Brut
F :Fisher
FFR :Fund Federal Rate
FMI :Fond Monétaire International
FED : Federal Reserve Board
Gourde: Unité de monnaie locale
Hab. : Habitant
IHSI : Institut Haïti de statistique et d'Informatique
Inf : Inflation
J-F : Janvier-Février
Km : Kilomètre
Ln : Logarithme
M : Masse Monétaire
N : Emploi
P : Prix
Pcom : Prix des commodités
PIB : Production Intérieur Brut
QLR : Quant Likewood Ratio
TR : Réserves Totales
TRBC: Taux de Réserves de la Banque Centrale
TRBP : Taux de Réserves des Banques Privées
USA : United States of America

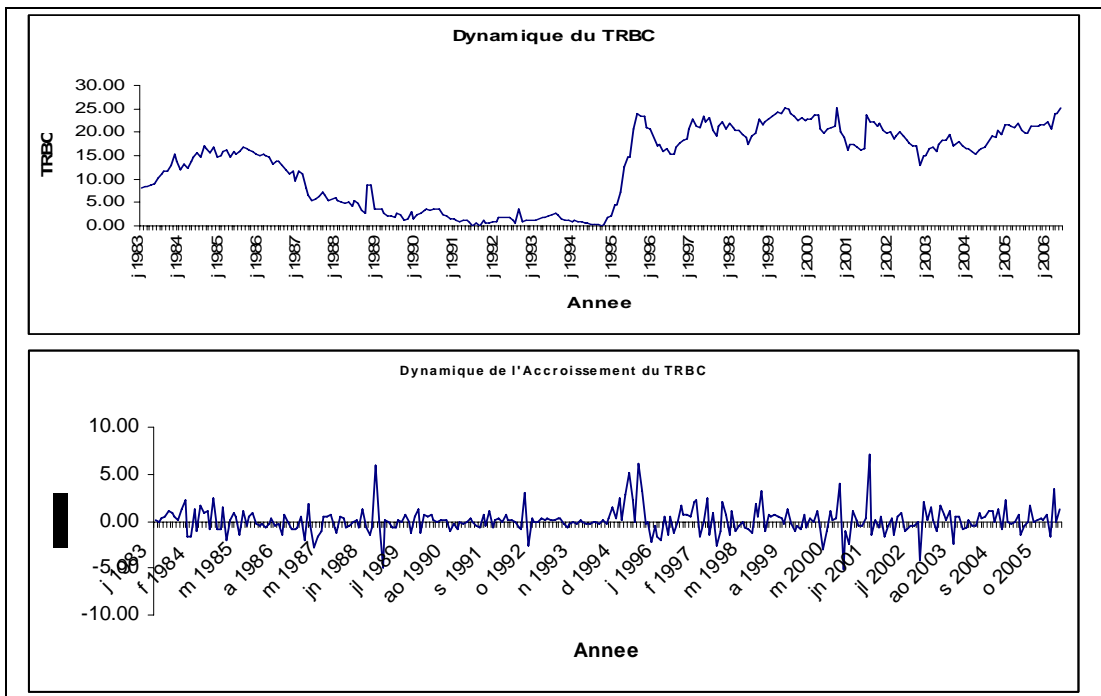
ANNEXES

Annexe 1

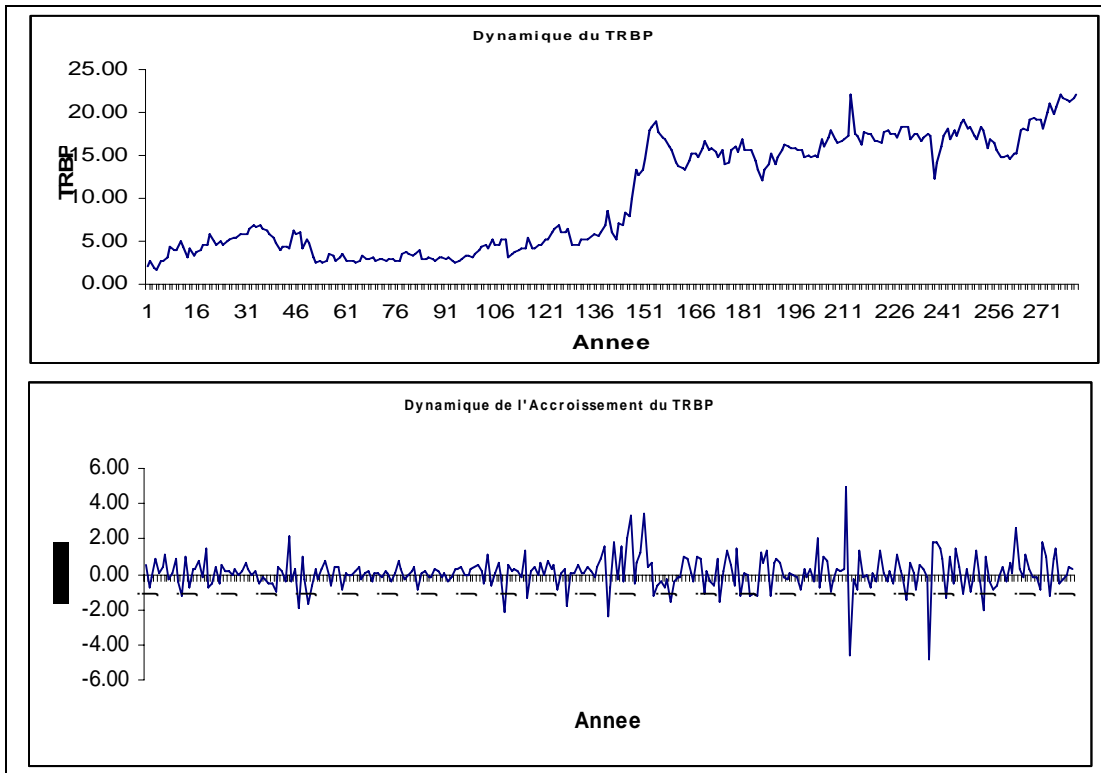
Graphique I : Dynamique de l'Inflation Brute et en Différence Première



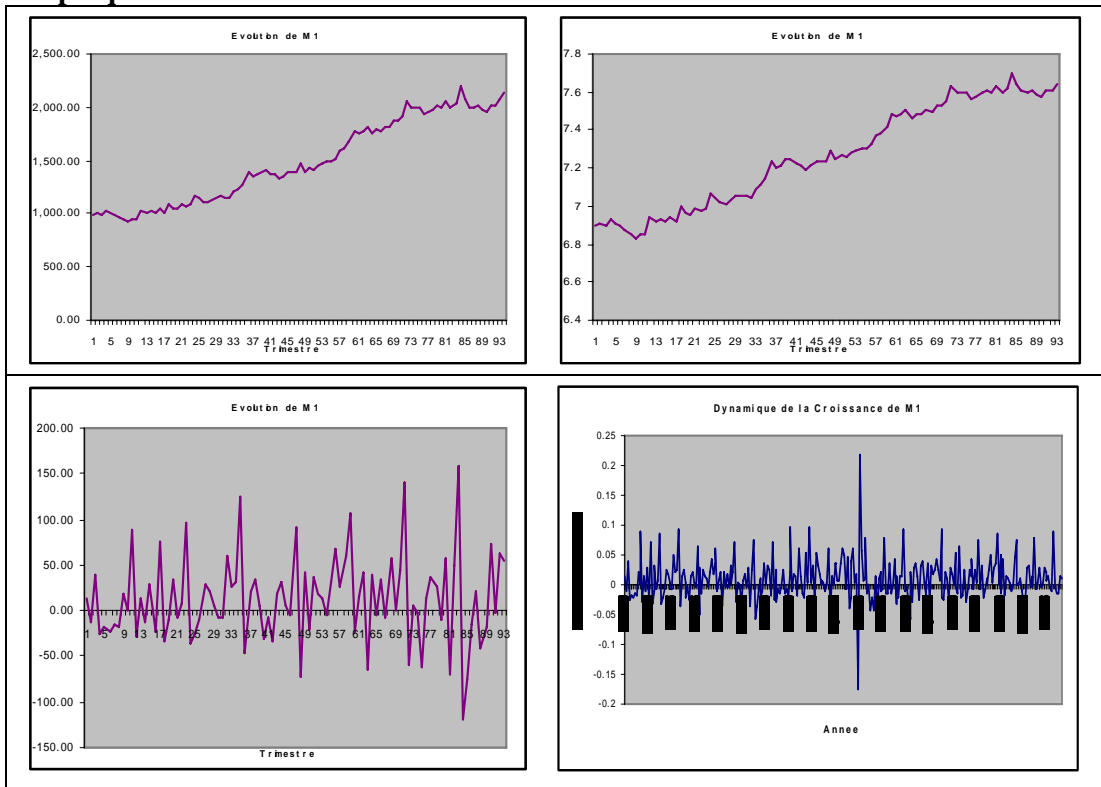
Graphique II : Présentation des structures du TRBC

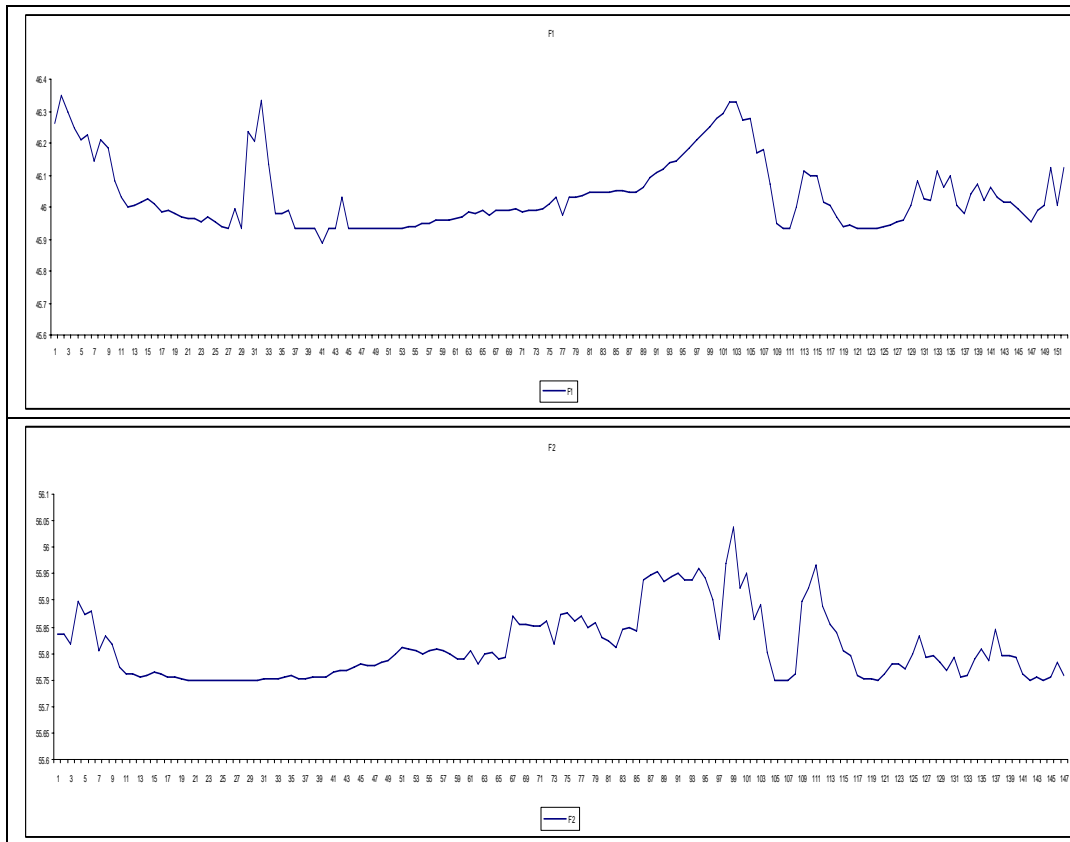


Graphique III : Evolution du TRBP brut et Différence Première



Graphique IV : Masse Monétaire Brute et en sa Croissance



Graphique V : F-statistique pour l'Analyse de Changements Structurels

Source: Estimation de l'Auteur

Annexe 2

Tableau 1 : Résultats des Tests de Racine Unitaire

Série (X_t)	t	C	$I(O : 1988)$	$I(Jn - Ms : 1995)$	$I(O : 1994)$	X_{t-1}	ΔX_{t-1}	ΔX_{t-2}	Stat-ADF	Seuil 5%	Racine unitaire ?
TRBC		0.1481909 (0.1396353)	-5.164912 (1.246759)	5.559733 (0.8810688)		-0.0096595 (0.0092102)			-112.22	-3.499	non
TRBP		0.1424093 (0.0108773)			2.455376 (0.6766497)	-0.0091578 (0.009152)	-0.1920369 0.0585471		-107.11	-3.499	non
TRBC (1)	-0.0750316 (0.0240926)					-0.1393644 (0.0500373)	-0.1254567 (0.0121825)	-1.03 (0.307)	-2.785	-3.480	oui
TRBC (2)		1.554059 (0.5861663)				-0.3247583 0.0909304			-3.355	-2.912	non
TRBC (3)		7.504747 (2.095492)				-0.1546596 (0.0435165)			-3.410	-2.888	non
TRBP(1)		4.417229 (0.2113126)				-0.3856037 (0.0650866)			-5.924	-2.887	non
TPBP(2)	0.0313124 (0.0089222)	2.176544 (0.442588)				-0.641984 (0.1139231)			-3.142	-3.482	oui
TRBP(3)		4.417229 (0.8863676)				-0.2657776 (0.0749028)			-4.939	-2.888	non
DTRBC(1)						-1.375599 (0.3231688)	0.2229226 0.2705314	-0.0791864 0.2013418	-4.257	-3.481	non
Inf(1)		1.522883 (0.712535)				-0.177243 (0.0791219)			-3.412	-2.928	non
Inf(2)	0.1423211 (0.0280701)	0.734463 (0.784295)				-0.797488 (0.0481745)			-1.655	-3.479	oui
Inf(3)		2.858943 (1.253561)				-0.1845378 (0.0529334)	0.3325911 (0.1028578)	0.124722 (0.1079606)	-3.486	-3.4240	non
M1	11.59043 (3.426813)	-217.3666 (280.9235)				0.0140674 (0.0100221)	0.2594132 (0.1105353)	0.1346871 (0.1135245)	1.404	-3.460	oui
dLn(M1)						0.7314493 (0.2269731)	-0.3296491 (0.1352042)		-4.341	-2.896	non

Source : Estimation de l'Auteur

Tableau 2 : Cointégration Sérielle

Séries	Régression	Dickey-Fuller	Tests	Décisions
TRBC et TRBP	$TRBC = 8.74 + 0.49TRBP - 9.19d_1 + 3.16d_2$ $F = 654.87, R = 0.87$	$\Delta u_t = 0.96 - 0.02u_{t-1} - 0.24\Delta u_{t-1} - 0.23\Delta u_{t-2}$	Ho : $\theta=0$, H1 : $\theta<0$, le coefficient de ut. tcal=-0.018, tcrit.=-3.49	Nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle à 5%. Donc, il n'y a pas Cointégration entre les deux séries étudiées.
TRBC et M1	$TRBC = 11.15 + 0.1M1 - 9.19d_1 + 9.9d_2$ $F = 602.75, R = 0.86$	$\Delta u_t = 1.21 - 0.001u_{t-1} - 0.35\Delta u_{t-1} - 0.04\Delta u_{t-2}$	Ho : $\theta=0$, H1 : $\theta<0$, le coefficient de ut. tcal=-1.94 ; tcritique=-3.49	Nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle à 5%. Donc, il n'y a pas Cointégration entre les deux séries étudiées.
TRBP et M1	$TRBP = 3.99 + 0.23M1 + 10.19d_2$ $F = 2046.49, R^2 = 0.93$	$\Delta u_t = 0.35 - 0.1u_{t-1} - 0.2\Delta u_{t-1} - 0.02\Delta u_{t-2}$	Ho : $\theta=0$, H1 : $\theta<0$, le coefficient de ut. tcal=-1.08; tcritique=-3.49	Nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle à 5%. Donc, il n'y a pas Cointégration entre les deux séries étudiées.
Inf et TRBC	$DPIB = 23.34 - 0.26TRBC$ $F = 8.93, R^2 = 0.09$	$\Delta u_t = -1.115 - 0.21u_{t-1} + 33\Delta u_{t-1} + 0.12\Delta u_{t-2}$	Ho : $\theta=0$, H1 : $\theta<0$, le coefficient de ut. tcal=-3.67; tcritique=-3.46	Nous rejetons l'hypothèse nulle d'absence de cointégration entre les séries différenciées étudiées. Elles sont donc cointégrées.
Inf et TRBP	$DPIB = 16.9 + 0.046TRBP$ $F = 0.89, R = 0.0097$	$\Delta u_t = -0.24 - 0.18u_{t-1} + 33\Delta u_{t-1} + 0.12\Delta u_{t-2}$	Ho : $\theta=0$, H1 : $\theta<0$, le coefficient de ut. tcal=-3.47; tcrit.=-3.156(10%)	Nous rejetons l'hypothèse nulle même en présence de constante. Ceci dit, il y a cointégration entre les variables étudiées
Inf et M1	$DPIB = 16.8 + 0.00006M1$ $F = 2.25, R^2 = 0.024$	$\Delta u_t = 0.17 - 0.17u_{t-1} + 0.035\Delta u_{t-1} + 0.02\Delta u_{t-2}$	Ho : $\theta=0$, H1 : $\theta<0$, le coefficient de ut. tcal=-3.4; tcrit.=-3.156(10%)	Nous rejetons l'hypothèse nulle même en présence de constante. Ceci dit, il y a cointégration entre les variables étudiées

Source : Estimation de l'Auteur

Tableau 3 : Test de Casualité au Sens de Granger Multivarié

Séries (X_t)	Par définition : $Y_t = TRBP(i)$; $Z_t = TRBC(i)$; $W_t = CP(i)$
$\Delta Inf(1)$ $Z_t = \Delta TRBC(1)$	$1.084154 Y_t - 1.113094 Y_{t-1} - 0.0816124 Z_{1t} - 0.2146752 Z_{t-1} + 0.0004252 Z_{t-2} - 0.0660811 Z_{t-3} - 0.2520331 Z_{t-4} - 0.2405776 Z_{t-5}$ (0.3644589) (0.3502805) (0.085569) (0.0905594) (0.0867311) (0.0895575) (0.0918039) (0.0922236) $+ 2.918267 W_t + 2.546065 W_{t-1} + 0.4208455$ (0.9234011) (1.148043) (1.009159) dw = 2.36 LM = 1.69 avec (p = 0.192 > 0.05) Hétéro : LM = 1.628 avec (p = 0.364 > 0.05) ; Adj. R-Squared = 0.741
$\Delta Ln(Inf(2))$ $Y_t = \Delta TRBP(2)$	$-0.0158078 Y_t - 0.0242303 Y_{t-1} - 0.0651106 Y_{t-2} - 0.1075138 Y_{t-3} - 0.1015547 Y_{t-4} + 0.0428214 Z_{t-1} - 0.0036615 Z_{t-2} - 0.0283514 Z_{t-3} - 0.0513941 Z_{t-4}$ (0.041021) (0.0461977) (0.0453743) (0.0402192) (0.0403221) (0.0206655) (0.0210702) (0.023124) (0.023865) $+ 0.3307338 W_t + 0.3178816 W_{t-1} + 0.2432344 W_{t-2} + 0.1621517 W_{t-3} + 0.0932683 W_{t-4} - 0.0817904 X_{t-1} + 0.0332619$ (0.080192) (0.0883522) (0.0803742) (0.0809428) (0.0707167) (0.164513) (0.0930921) dw = 1.875 LM = 5.94 avec (p = 0.148 > 0.05) Hétéro : LM = 0.427 avec (p = 0.807 > 0.05) Adj. R-squared = 0.5771
$Inf(3)$	$0.0974015 Y_t - 0.0752595 Y_{t-1} - 0.6652362 Y_{t-2} - 0.5816821 Y_{t-3} + 0.0109457 Z_t - 0.0002806 Z_{t-1} - 0.0720389 Z_{t-2} - 0.1663078 Z_{t-3} - 0.0340522 Z_{t-4}$ (0.0909247) (0.1343209) (0.1339789) (0.0930146) (0.0609925) (0.07087) (0.0709218) (0.0705692) (.0691235) $-0.224227 Z_{t-5} + 6.610003 W_t + 2.49574 W_{t-1} + 0.9210244 X_{t-1} + 2.214853$ (0.0582998) (1.231457) (1.173415) (0.0300795) (0.0930921) dw = 1.94 LM = 2.69 avec (p = 0.148 > 0.05) Hétéro : LM = 0.291 avec (p = 0.537 > 0.05) ; Adj R-squared = 0.8771

Source : Estimation de l'Auteur

Tableau VI : Résultats des estimations des modèles possibles retenus (écart-types entre parenthèses)

Série (X_t)	C	X_{t-1}	X_{t-2}	ε_{t-1}	R Sq. Ajust.
$\Delta TRBC(1)$	-0.0534784 (0.3084242)	-0.0546743 (0.1550083)			0.6920
$TRBC(2)$	0.414628 (0.166686)	0.763088 (0.086902)			0.5209
$TRBC(3)$	3.590984 (0.787750)	0.8158348 (0.040956)			0.7513
$TRBP(1)$	0.4497781 (0.259108)	0.8986705 (0.057237)			0.8252
$\Delta TRBP(2)$		0.9765651 (0.030704)			0.7716
$TRBP(3)$	22.98363 (8.220245)	0.9638134 (0.04492)			0.9046
$\Delta Ln(M1)$	0.0108187 (0.0016319)			-0.22224 0.0372503	
$Inf(1)$	1.522883 (0.712535)	0.822757 (0.079121)			0.6732
$\Delta LnInf(2)$		0.1785394 (0.0845358)			0.9352
$Inf(3)$	1.174647 (0.532437)	0.9382142 (0.0853486)	-0.3098484 (0.0805881)		0.9143

Source : Estimation de l'Auteur

Programme pour la Computation de F max.

```

x1=x(2:281,1);
nY=y2(1:280,1);
nD1=d1(1:281,1);
nD2=d2(1:281,1);
yfinal=y2(2:281,1);

F=zeros(238,1);
compt=42;
for i=1:238
    X=[nY,x1,nD1,nD2];
    [B,BINT,R,RINT,STATS] = REGRESS(yfinal,X,0.05);
    SSR=sum(R.*R);
    Ybar=mean(yfinal);
    ytemp=yfinal-Ybar;
    SSycarre = sum(ytemp.*ytemp);

    RC = 1-(SSR/SSycarre)
    F(i)=279*RC/(1-RC);
    compt = compt+1;
    x1(compt,1)=0;
end
[minv, indMin]=min(F);
[maxv, indMax]=max(F);

```