

AL1

6

923

UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL  
DÉPARTEMENT DES SCIENCES ÉCONOMIQUES

*RAPPORT DE RECHERCHE*

L'HYPOTHÈSE DES DÉFICITS JUMEAUX:  
VÉRIFICATION DANS LE CADRE DE PAYS DE  
LA CARAÏBE

Préparé par

Carl-Henri Prophète

Sous la direction de André Martens

Centre de Documentation  
Dép. de sciences économiques  
Université de Montréal  
C. P. 6128, Succ. "A"  
Montréal, Qué., Canada, H3C 3J7

septembre 2003

# TABLE DES MATIÈRES

Résumé-----	1
I-Introduction-----	2
II-Revue de littérature-----	3
II.A-Cadre théorique-----	3
Déficits jumeaux et comptabilité nationale-----	3
L'approche keynésienne-----	4
L'équivalence ricardienne-----	5
Autres critiques adressées à l'hypothèse des déficits jumeaux-----	6
II.B-Les travaux empiriques-----	7
Historique-----	7
Quelques faiblesses de ces études-----	10
III-Caractéristiques des économies étudiées-----	11
La Barbade-----	11
Haïti-----	11
La République Dominicaine-----	12
IV-Modèle et estimation-----	13
Les données-----	13
Le modèle-----	13
Tests de stationnarité-----	14
Tests de cointégration des séries-----	17
Le modèle à correction d'erreur-----	18
Résultats d'estimation avec le modèle à correction d'erreur-----	19
Tests d'autocorrélation des erreurs-----	19
Tests d'hétéroscédasticité et estimation par les moindres carrés généralisées-----	20
Interprétation des résultats-----	22
V-Conclusion-----	24
Bibliographie-----	25
Annexe-----	28
Représentation graphique de l'évolution des séries-----	29
Régressions et tests-----	32

# RÉSUMÉ

Ce travail vérifie l'hypothèse d'une relation positive entre le déficit du compte courant extérieur, le déficit budgétaire et l'investissement (déficits jumeaux) pour trois pays en développement de la Caraïbe (la Barbade, Haïti et de la République Dominicaine). Il s'inspire du travail de Fidrmuc (2002), basé sur l'approche intertemporelle de la balance des paiements. L'estimation est réalisée pour des données en panel avec effets fixes en tenant compte de la non stationnarité des données. Les résultats indiquent un effet positif du solde budgétaire sur le compte courant et un effet négatif de l'investissement, comme le soutient l'hypothèse des déficits jumeaux.

$$SP + \overset{\uparrow}{SR} - \overset{\downarrow}{I} = CA$$

$$\overset{PIB}{\underbrace{NB + Y}_{PNB}} = C + I + \underbrace{TB + NB}_{CA = B_{t+1} - B_t} + G - T + T$$

$$\underbrace{PNB - T - C}_{SP} = I + CA - (T - G)$$

$$\underbrace{SP + SR}_{\text{épargne}} = I + CA \quad \longrightarrow \quad SP = I + \underbrace{DB}_{\text{déficit budgétaire}} - \underbrace{DE}_{\text{déficit extérieur}}$$

$\downarrow$  dem. inv.       $\downarrow$  inv. abroad

$$\underbrace{SP + DE}_{\text{épargne}} = \underbrace{I}_{\text{dem. inv.}} + \underbrace{DB}_{\text{publ. déficit}}$$

$\downarrow$  foreign savings

# I-INTRODUCTION

L'objectif de ce travail est de vérifier l'hypothèse des déficits jumeaux dans le cadre de pays en développement de la Caraïbe. Pour ce faire, nous utilisons les données de la Barbade, d'Haïti et de la République Dominicaine sur une période allant de 1970 à 2000. En d'autres mots, il s'agit de vérifier s'il existe, dans ces économies, une relation positive entre le déficit du compte courant extérieur, le déficit budgétaire et l'investissement.

La relation entre déficit budgétaire et déficit du compte courant extérieur revêt une importance particulière pour les pays en développement à plusieurs égards. Ainsi, des déficits persistants du compte courant posent des problèmes d'ajustement structurel qui les obligent à appliquer des mesures de stabilisation. Ces mesures qui nécessitent une réduction du déficit public jouent un rôle important dans la politique économique des états de la région, il serait donc important de voir l'impact de cette variable sur le déficit extérieur.

Une autre caractéristique de beaucoup de pays en développement est qu'ils font face à une contrainte de crédit et ne peuvent emprunter facilement sur les marchés financiers internationaux. La réaction de leur compte courant aux changements pourrait être différente de celle des pays ayant un accès plus facile aux capitaux étrangers.<sup>1</sup>

Ce travail est structuré de la manière suivante. Le prochain chapitre passe en revue la littérature théorique et empirique sur l'hypothèse des déficits jumeaux, le chapitre 3 présente brièvement certaines caractéristiques des économies étudiées, le chapitre 4 présente le modèle utilisé, la méthode d'estimation et commente les résultats obtenus. Le tout est suivi d'une conclusion générale.

---

<sup>1</sup>Cesar A. C., A. Chong, et N.V. Loayza (2002) "Determinants of Current Account Deficits in Developing Countries", *Contributions to Macroeconomics*, 2 (1), Article 2.

## II-REVUE DE LITTÉRATURE

### II.A-Le cadre théorique

#### *Déficits jumeaux et comptabilité nationale*

Le lien entre déficit budgétaire et déficit externe peut être trouvé en partant de l'identité des ressources et des utilisations de produits dans une économie :

$$Y_t + M_t = C_t + G_t + I_t + X_t \quad (1)$$

avec

Y : revenu national ;

M : importations de biens et de services ;

C : consommation privée ;

G : consommation publique ;

I : investissement brut ;

X : exportations de biens et services.

En réarrangeant les variables et en introduisant l'épargne nationale( $S$ ), on obtient :

$$X_t - M_t = Y_t - C_t - G_t - I_t = S_t - I_t \quad (2)$$

Si on ajoute et en retranche les recettes publiques ( $T$ ) tout en séparant l'épargne nationale( $S$ ) en épargne privée ( $S^p$ ) et épargne publique ( $S^g$ ), l'équation (2) devient:

$$X_t - M_t = (Y_t - T_t - C_t) + (T_t - G_t) - I_t = S_t^p + S_t^g - I_t \quad (3)$$

L'approche intertemporelle de la balance des paiements développée par Obstfeld et Rogoff (1995 et 1996) aboutit à une équation de la même forme que l'équation (3). Selon cette approche, le déficit du compte courant est déterminé par les décisions dynamiques d'investissement et d'épargne qui eux-mêmes dépendent des attentes sur la croissance de la productivité, les dépenses publiques, les taux d'intérêt et plusieurs autres facteurs.

Si pour des besoins de simplicité on pose que le compte courant est égal à  $(X-M)$ <sup>2</sup> et qu'on réécrit l'équation (3) en terme de déficits, on aboutit à :

$$DE_t = DB_t + DS_t \quad (4)$$

avec

DE : déficit externe

DB : déficit budgétaire

DS : déficit d'épargne

↓  
I - S †

L'égalité entre les deux côtés de l'équation rend inutile d'expliquer l'un des déficits par les deux autres. On préfère à cela l'analyse de la relation entre deux de ces déficits et particulièrement la relation entre déficit budgétaire et déficit externe, plus connue sous le nom des déficits jumeaux. Deux cadres théoriques principaux s'opposent sur cette relation, l'approche keynésienne conventionnelle et l'équivalence ricardienne.

### *L'approche keynésienne*

Cette approche soutient qu'il existe un lien positif entre le déficit budgétaire et le déficit externe et que la relation de causalité va du premier au second. Le raisonnement derrière cette proposition est la suivante. En cas de déficit budgétaire, l'état est un emprunteur net et l'épargne publique (T-G) est négative; ce qui entraîne une baisse de l'épargne nationale. Cette baisse de l'épargne nationale fait augmenter les taux d'intérêt, d'où un afflux de capitaux qui causeront une appréciation de la monnaie nationale. Avec cette appréciation, les exportations diminuent et les importations augmentent causant la détérioration de la balance commerciale et du compte courant. Le premier étant généralement la composante principale du second.

D'autres propositions ont enrichi l'approche keynésienne et supporté ainsi l'hypothèse des déficits jumeaux. Ainsi pour certains économistes, un déficit budgétaire

---

<sup>2</sup> En plus des exportations, le compte courant considère comme recettes les paiements de revenus de facteurs effectués par le reste du monde et à côté des importations, les paiements de revenus de facteurs au reste du monde sont considérés comme des dépenses.

causé par une hausse des dépenses gouvernementales entraîne une hausse de la demande effective, ce qui va augmenter le revenu national par le biais du multiplicateur. Les importations de biens et services qui sont une fonction positive du revenu national devraient alors augmenter, entraînant ainsi une détérioration de la balance commerciale et du compte courant.

Des économistes<sup>3</sup> ont également souligné le rôle que pourrait jouer la dette externe. En partant du lien obtenu entre les différents déficits à partir de l'identité comptable de base :

$$(S_t - I_t) = (G_t - T_t) + (X_t - M_t),$$

pourquoi ?

ils soulignent qu'un déficit budgétaire ( $G > T$ ) cause une baisse de l'épargne nationale par rapport au niveau d'investissement recherché. Avec  $S < I$  et  $G > T$ , les exportations ( $X$ ) doivent être inférieures aux importations ( $M$ ), d'où le déficit commercial. Le déficit d'épargne dans ce cas est comblé par l'investissement direct étranger (IDE). Cependant l'IDE fait augmenter la dette externe. Le lien positif entre déficit budgétaire et déficit commercial se fait ici par le biais d'une hausse de cette dette.

### *L'équivalence ricardienne*

Si l'on s'en tient à l'équivalence ricardienne, il n'y a pas de relation entre déficit du compte courant et déficit budgétaire. Selon cette approche un déficit budgétaire n'agit pas sur le compte courant puisqu'il laisse l'épargne nationale inchangée.

X  
mais  
seulement  
si G  
reste  
inchangé.

<sup>3</sup>Cité par Alkhatib Alswani, M. (circa 2000) : « The twin deficit phenomenon in petroleum economy », *Research Papers*, King Saud University, Riyadh.

En effet s'il est vrai que la baisse des taxes entraîne une baisse de l'épargne publique, cette dernière est contrebalancée par une hausse équivalente de l'épargne privée, laissant ainsi le niveau d'épargne nationale inchangé. L'équivalence ricardienne suppose ainsi que les agents prévoient que ces baisses devront être payées dans le futur. Les ménages augmentent alors leur épargne en prévision des prochaines augmentations de taxes.

### *Autres critiques portées à l'hypothèse des déficits jumeaux*

Tout en reconnaissant un lien entre déficit budgétaire et déficit du compte courant externe, plusieurs économistes ont décrit comment des facteurs qu'on aurait tendance à négliger pourraient affecter cette relation. Ainsi Hummel (1997) a souligné le manque de précision dans la mesure des deux déficits. Il soutient que l'effet du déficit budgétaire sur la performance générale de l'économie varie selon que les dépenses du gouvernement servent à la consommation ou à l'investissement. Sur ce point, Jha (2001) donne l'exemple de plusieurs économies dépendantes de l'aide publique au développement où des parts importantes des dépenses publiques courantes financées par l'aide sont placées dans la catégorie des dépenses de capital.

De même l'impact du déficit du compte courant sur l'état général de l'économie et sa relation avec le solde budgétaire dépend du fait que les importations soient plutôt constituées de biens de consommation ou d'équipement. Hummel (1997) conclut qu'en enlevant les dépenses d'investissement du solde budgétaire et en ôtant les importations de biens d'équipement du solde du compte courant, les deux déficits diminuent et la nature de la relation qui les unit est modifiée.

Jackson (1999) donne un autre éclairage à la question en relevant que l'hypothèse des déficits jumeaux néglige deux variables importantes; l'offre de monnaie et le niveau des prix. Il reconnaît la condition d'équilibre ( $S^p = I$ ) sous l'hypothèse d'une offre de monnaie constante. Cependant avec le développement des capacités du système financier

277

à créer du crédit et la hausse de l'offre de monnaie, l'investissement augmente par rapport à l'épargne ( $S^p < I$ ). Le revenu nominal augmente suite à la hausse de l'offre de monnaie et entraîne une augmentation des importations et une détérioration du compte courant extérieur. La hausse de l'offre de monnaie cause aussi une montée du niveau général des prix notamment ceux des exportations alors que le prix des importations baisse. Cette perte de compétitivité externe fait augmenter les importations et diminuer les exportations, et accroît ainsi le déficit externe.

## II.B-Les travaux empiriques

### *Historique*

L'importance des déficits budgétaires et extérieurs qu'ont connus les États-Unis au cours des années 80 a contribué à l'apparition d'une abondante littérature empirique sur la question des déficits jumeaux. Toutefois l'un des premiers travaux sur la question remonte à 1977. Dans une étude sur 38 pays, E. Milne souligne l'importance des déficits budgétaires dans la détermination des déficits commerciaux. Les études qui suivent aboutiront à des résultats contradictoires.

Ainsi Summers (1986), obtient des résultats qui tendent à confirmer l'hypothèse d'existence de déficits jumeaux dans le cas des États-Unis. De même, Bernheim (1988), obtient que plus du tiers du déficit commercial des États-Unis et de quatre de ses partenaires commerciaux peuvent être expliqués par le déficit budgétaire. En 1990, Kearney et Monadjemi utilisent des techniques de vecteurs auto régressifs (VAR) afin de tester l'hypothèse pour huit pays de l'OCDE depuis la fin du système de taux de change fixes. Ils aboutissent à la conclusion que la relation entre les deux déficits n'est pas toujours claire et dépend du mode de financement du déficit fiscal.

La méthodologie des vecteurs autorégressifs est reprise par Bachman en 1992 pour expliquer le déficit du compte courant aux États-Unis et ses résultats indiquent les

déficits du gouvernement fédéral comme les déterminants les principaux des déficits du compte courant. Cette conclusion sera réfutée en par Tufte (1996) notamment en attaquant les bases méthodologiques du travail.

Les résultats d'Akhtar (1994) sont plus mitigés. S'ils indiquent que les déficits du compte courant américain au cours des années 80 étaient la conséquence de déficits budgétaires, ils reconnaissent que d'autres facteurs ont été à la cause de déficits plus récents. D'un autre côté, Fisher (1995) développe un modèle macroéconomique qui met en doute la relation entre les deux déficits. Par la suite dans un travail avec Kasa (1997), où ils développent un modèle qui étudie les conséquences internationales et intergénérationnelles des déficits budgétaires, les résultats indiquent que ces derniers sont associés à des déficits du compte courants faibles mais persistants.

D'autres travaux s'appuient sur une approche intertemporelle et utilisent des données couvrant une longue période. Ainsi Ahmed (1987) étudie la relation entre les dépenses gouvernementales et la balance commerciale du Royaume-Uni, du milieu du XVIIIe siècle à 1913. Il conclut que les changements temporaires dans les dépenses gouvernementales ont plus d'impact sur les déficits commerciaux que les changements permanents. Cherchant également à distinguer les effets des changements temporaires et des changements permanents, Karras et Song (1995) étudient les effets des dépenses publiques sur le compte courant dans un cadre néoclassique pour l'Australie, l'Italie, la Suède, le Royaume-Uni et les États-Unis. Ils trouvent que les changements permanents n'ont pas d'effets comme le veut la théorie alors que les changements transitoires ne concordent avec la théorie que dans le cas du Royaume-Uni et des États-Unis.

Dans la même lignée des approches intertemporelles, on peut citer les travaux de Miller et Russek (1989) et Leachman et Francis (2002). Les premiers obtiennent un lien fort entre les deux déficits aux États-Unis, particulièrement durant la période des taux de change flexibles. Les seconds utilisent les techniques de cointégration et de multicointégration et vérifient l'hypothèse des déficits jumeaux pour l'économie américaine après la seconde Guerre mondiale. Ils trouvent une faible cointégration entre

déficit budgétaire et déficit commercial. Les modèles de correction d'erreur, qu'ils utilisent, suggèrent toutefois que la relation de causalité va du déficit interne au déficit externe.

L'un des travaux les plus importants sur la question est celui de Normandin (1994). Dans ce travail, l'auteur fait appel au modèle de générations imbriquées proposé par Blanchard (1985). Ce modèle combine l'hypothèse des déficits jumeaux (il y a une relation entre les deux déficits) et l'hypothèse d'équivalence ricardienne (il n'y a aucun lien entre les déficits). Cette combinaison impliquant que les consommateurs prévoient les déficits budgétaires futurs en tenant compte de l'évolution des deux déficits.

À partir de ce modèle, il évalue la relation liant les déficits extérieur et budgétaire pour les États-Unis et le Canada. Il obtient une réponse positive du déficit extérieur à une augmentation du déficit budgétaire au Canada, alors que cette réponse n'est pas statistiquement positive pour les États-Unis.

Le travail qui se rapproche le plus de l'esprit de ce rapport de recherche est celui de Fidrmuc (2002). Basé sur l'approche intertemporelle de la balance des paiements, il vérifie l'existence d'une relation de long terme entre le compte courant, le solde budgétaire de l'état et d'autres facteurs comme l'investissement. L'étude porte sur 18 pays, la plupart étant des membres de l'OCDE ou des pays d'Europe de l'est en transition vers l'économie de marché et comprend un pays en développement (le Mexique). Les données utilisées sont trimestrielles et couvrent les années 1970 à 2001. L'estimation de la relation avec les séries chronologiques pour les différents pays ne permet pas de vérifier l'hypothèse des déficits jumeaux dans la plupart des cas. Par contre une comparaison en coupe instantanée indique une relation positive entre les deux déficits.

## *Quelques faiblesses de ces études*

Peu d'études empiriques se sont intéressées spécifiquement au cas des pays en développement. Même si ces pays sont parfois inclus dans les échantillons de ces études, elles ne font pas l'objet d'une attention particulière.

On pourrait cependant citer Calderon, Chong et Loayza (2002) dont le papier porte sur les différents déterminants du compte courant dans 44 pays en développement avec des données annuelles allant de 1966 à 1995. Si cette étude ne vise pas spécifiquement à déterminer si une relation de long terme existe entre les deux déficits, il décèle toutefois un impact positif de l'épargne publique sur le compte courant.

Le cas des pays en développement pourrait cependant être intéressant dans la mesure où beaucoup d'entre eux font souvent face à une contrainte de crédit et ne peuvent emprunter facilement sur les marchés financiers internationaux. La réponse de leur compte courant pourrait être différente des pays ayant un accès plus facile aux capitaux étrangers afin de combler l'insuffisance de l'épargne intérieure.

D'un autre côté, les travaux ayant porté sur l'existence d'une relation entre les deux déficits n'ont pas utilisé les méthodes d'estimation avec des données en panel. Or, comme on l'a souligné plus haut, Fidrmuc (2002) observe que si l'hypothèse d'existence de déficits jumeaux ne semble pas confirmée pour des pays à travers le temps, cette hypothèse semble plutôt se vérifier quand on utilise des données en coupe instantanées pour différents pays. Les méthodes d'estimation de données en panel pourraient, peut-être, aider à mieux répondre à la question.

Alors,  
il semble  
que  
I-SP  
peut  
expliquer  
le déficit  
du  
compte  
courant...

### III-CARACTÉRISTIQUES DES ÉCONOMIES ÉTUDIÉES<sup>4</sup>

Le choix de la Barbade, d'Haïti et de la République Dominicaine s'explique par le fait qu'ils sont les seuls pays de la région à disposer d'une quantité intéressante de données pour pouvoir mener l'étude sur la période choisie (1970-2000). Leurs économies présentent aussi des similitudes. Ainsi ils ont fait face à des problèmes d'ajustement structurel qui les ont obligé à appliquer des mesures de stabilisation. Cependant leurs caractéristiques particulières sont assez importantes pour constituer un ensemble plutôt hétérogène.

#### *La Barbade*

Comme beaucoup d'autres économies de la Caraïbe orientale la Barbade est une petite économie très vulnérable aux chocs externes. Longtemps dépendante de la monoculture de la canne à sucre, l'économie s'est diversifiée autour du tourisme dès la fin de la décennie 1960 et les services financiers « offshore » au milieu des années 1980. La politique économique y a été marquée par le laxisme budgétaire à la fin des années 1980, suivi de mesures d'austérité au cours de la dernière décennie. La Barbade est aussi particulière dans la mesure où elle jouit de l'indice de développement humain le plus élevé pour un pays en développement, selon la classification établie par le Programme des Nations Unies pour le Développement (PNUD).

#### *Haïti*

À 460 \$ É.-U. par habitant, Haïti a le PIB per capita le plus faible de la région Amérique Latine et Caraïbe. La majorité de la population travaille dans le secteur

---

<sup>4</sup> Adapté de Banque Mondiale (2003) : World Development Indicators 2003, The World Bank, Washington D.C..

agricole. Les ressources en devises proviennent essentiellement des transferts de travailleurs expatriés et des exportations des usines de sous-traitance dans le domaine du textile à destination du marché nord-américain. Le pays connaît des problèmes d'ajustement structurel avec déficits budgétaires et externes depuis la fin des années 70.

### *République Dominicaine*

La République Dominicaine est l'économie la plus importante de la Caraïbe en terme de PIB et aussi l'une des plus dynamiques. Ainsi, elle a connu le taux de croissance le plus élevé de la région Amérique Latine et Caraïbe au cours de la décennie 1990 (6% en moyenne). Longtemps dépendante de la culture de la canne à sucre, l'économie s'est diversifiée avec le développement du tourisme dans les années 1980 et l'implantation de zones franches spécialisées dans la confection de vêtements. Avec des déficits récurrents du compte courant, la République Dominicaine a adopté une politique budgétaire plus prudente au cours de la dernière décennie.

## IV-MODÈLE ET ESTIMATION

### *Les données*

Notre panel est composé de données annuelles des trois pays (la Barbade, Haïti et la République Dominicaine) sur le compte courant, le solde budgétaire de l'état et l'investissement ; le tout en pourcentage du PIB et sur une période allant de 1970 à 2000. Ces données sont tirées de la section Comptes Nationaux des Statistiques Financières Internationales du F.M.I. sur CD-ROM. Les variables utilisées pour l'estimation sont : le compte courant ( $CA$ ), l'épargne publique ( $S^g$ ) et l'investissement ( $I$ ) ; le tout en pourcentage du PIB. Elles sont définies de la manière suivante.

$CA$  : somme des exportations nettes de biens et de services, des revenus nets de facteurs provenance du reste du monde et des transferts courants nets ; en pourcentage du PIB.

$S^g$  : différence entre les recettes du gouvernement central et ses dépenses de consommation finale ; en pourcentage du PIB.

$I$  : formation brute de capital fixe en pourcentage du PIB.

### *Le modèle*

$$CA = S^g + S^p - I$$

Le modèle utilisé s'intéresse à une relation de long terme entre le déficit du compte courant extérieur et le déficit budgétaire. L'équation choisie initialement est celle utilisée par Fidrmuc (2002). Elle est suggérée par l'approche intertemporelle de la balance des paiements développée par Obstfeld et Rogoff (1995 et 1996) qui souligne également le rôle de l'investissement dans la détermination du solde du compte courant extérieur. Elle a pour expression :

$$CA_{it} = \beta_1 + \beta_2 S_{it}^g - \beta_3 I_{it}$$

$t, t-1, t-2$  ?

Notre but est d'estimer cette équation pour les données en panel avec effet fixe. Le fait de faire une régression en panel permettra d'améliorer l'efficacité des paramètres estimés et l'effet fixe prendra en considération les caractéristiques qui diffèrent selon les pays mais demeurent constants dans le temps pour un même pays, comme les facteurs institutionnels ou des caractéristiques structurelles de l'économie. Dans le cas où l'hypothèse des déficits jumeaux se vérifierait, on devrait avoir un signe positif pour le solde budgétaire ( $S^g$ ) et un signe négatif pour l'investissement. Le déficit budgétaire et un niveau d'investissement élevé entraînerait une détérioration du compte courant.

### Tests de stationnarité

Une estimation en panel de ce type soulève la question de stationnarité des séries temporelles utilisées. En effet, les séries macroéconomiques tendent à être non stationnaires en niveau et nombre d'entre elles sont intégrées d'ordre un<sup>5</sup>. Avant d'appliquer la méthode d'estimation avec effets fixes, il est donc nécessaire de vérifier si les données sont stationnaires à partir d'un test de racine unitaire. Ce test est souvent utilisé pour éviter qu'une estimation avec des données non stationnaires produise des coefficients significatifs, alors que les variables ne sont pas liées (spurious regressions).

À partir du logiciel économétrique STATA 7.0, on réalise un test de Dickey-Fuller augmenté (ADF), en réalisant une régression de la variable différenciée sur sa valeur retardée. Si la statistique ADF calculée est supérieure aux valeurs critiques, on peut dire que la série admet au moins une racine unitaire et qu'elle n'est pas stationnaire. Les résultats des tests de stationnarité de chaque série pour chaque pays sont présentés dans les tableaux suivants.

Etant donné  $S^g$ , est-ce que  $\uparrow I \Rightarrow$   
 $\Rightarrow \downarrow CA$ ? En général oui! Pas  
surprenant!  
(dans l'économie ouverte sans  
contrainte de crédit).

<sup>5</sup> Une série est dite intégrée d'ordre  $d$  s'il faut la différencier  $d$  fois pour qu'elle devienne stationnaire.

**Test de Dickey-Fuller augmenté pour les séries de la Barbade**

Série	ADF	Valeur critique (5%)
$CA_t$	-2,535*	-2,986
$S_t^g$	-3,620	-2,997
$I_t$	-1,901*	-3,000

**Test de Dickey-Fuller augmenté pour les séries d'Haïti**

Série	ADF	Valeur critique (5%)
$CA_t$	-2,137*	-2,994
$S_t^g$	-2,706*	-2,986
$I_t$	-1,373*	-2,986

**Test de Dickey-Fuller augmenté pour les séries de la République Dominicaine**

Série	ADF	Valeur critique (5%)
$CA_t$	-4,432	-2,986
$S_t^g$	-2,617*	-2,986
$I_t$	-3,089	-2,986

Les statistiques ADF étant supérieures aux valeurs critiques, au seuil retenu (5%), pour six des neuf séries, la plupart de ces dernières ne sont donc pas stationnaires en niveau. Nous devons alors opérer une transformation sur les séries afin de les rendre stationnaires, ici nous prenons la différence première. Les résultats des tests de stationnarité de chaque série, en différence première, pour chaque pays sont présentés dans les tableaux de la page suivante.

\* Série non stationnaire

**Test de Dickey-Fuller augmenté pour les séries en différence première de la  
Barbade**

Série	ADF	Valeur critique (5%)
$dCA_t$	-8.001	-2.989
$dS_t^g$	-8.568	-3.000
$dI_t$	-7.535	-3.000

**Test de Dickey-Fuller augmenté pour les séries en différence première d'Haïti**

Série	ADF	Valeur critique (5%)
$dCA_t$	-5.421	-2.997
$dS_t^g$	-7.545	-2.989
$dI_t$	-4.690	-2.989

**Test de Dickey-Fuller augmenté pour les séries en différence première de la  
République Dominicaine**

Série	ADF	Valeur critique (5%)
$dCA_t$	-8.426	-2.989
$dS_t^g$	-6.726	-2.989
$dI_t$	-4.540	-2.989

Les statistiques ADF sont inférieures aux valeurs critiques, au seuil retenu (5%), dans tous les cas. Toutes les séries sont donc intégrées d'ordre un. Vu que toutes les séries sont intégrées de même ordre, la probabilité de cointégration<sup>6</sup> existe. Un test souvent utilisé pour déterminer si des variables sont cointégrées est l'algorithme en deux étapes d'Engle-Granger. Dans le cas où l'hypothèse de

<sup>6</sup> Soient deux variables  $X_t$  et  $Y_t$  intégrées de même ordre  $d$  ( $\sim I(d)$ ) et si en plus une combinaison de ces variables permet de se ramener à une série stationnaire d'ordre inférieur on conclut alors que ces variables sont cointégrées.

cointégration est vérifiée le modèle à correction d'erreur (ECM) doit être utilisé afin d'estimer la relation.

### *Test de cointégration des séries*

Les deux étapes de l'algorithme d'Engle-Granger sont les suivantes :

- a) test de stationnarité des variables (déjà fait),
- b) estimation de la relation de long terme.

L'estimation de la relation de long terme pour chaque pays permet de récupérer la série de résidus pour laquelle on fait un test de racine unitaire. Si la série est stationnaire, on accepte l'hypothèse de cointégration. Les résultats des tests de racine unitaire sur les résidus, pour chaque pays, sont donnés dans le tableau suivant.

#### **Test de racine unitaire des résidus**

<b>Série (pays)</b>	<b>ADF</b>	<b>Valeur critique (5%)</b>
$e_t$ (La Barbade)	-3.146	-3.000
$e_t$ (Haïti)	-3.167	-2.994
$e_t$ (Rép. Dominicaine)	-5.487	-2.986

Les statistiques ADF calculées sont toutes inférieures aux valeurs critiques, les résidus de l'estimation de long terme pour chaque pays sont donc stationnaires. Le compte courant, le solde budgétaire et l'investissement sont donc cointégrés pour chaque pays. Nous devons alors appliquer un modèle à correction d'erreur pour l'estimation de nos données en panel.

### *Le modèle à correction d'erreur (ECM)*

Le modèle à correction d'erreur consiste à estimer par les MCO la relation du modèle dynamique<sup>7</sup> (relation de court terme). Nous utilisons pour cela les variables en différence première du compte courant ( $dCA$ ), du solde budgétaire ( $dS_t^g$ ) et de l'investissement ( $dI$ ). On ajoute à ces variables explicatives le terme d'erreur retardé d'une période  $e_{it-1}$ . La relation est estimée avec des effets fixes. Cette méthode permet, comme on l'a souligné plus haut, de prendre en compte les facteurs qui demeurent constants à travers le temps mais varient selon les pays (caractéristiques structurelles des économies par exemple).

Suite au problème de non-stationnarité des données nous modifions donc notre équation initiale avec des données en niveau:

$$CA_{it} = \beta_1 + \beta_2 S_{it}^g - \beta_3 I_{it},$$

pour estimer la relation en différence première suivante :

$$dCA_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 dS_{it}^g - \alpha_3 dI_{it} + \alpha_4 e_{it-1},$$

avec

$dCA$  : différence première du compte courant,

$dS_t^g$  : différence première de l'épargne publique,

$dI$  : différence première de l'investissement,

$e_{it-1}$  : terme d'erreur retardé d'une période.

---

<sup>7</sup> Lorsque des séries sont cointégrées il existe donc une relation de court terme et de long terme stable entre les variables non stationnaires

Notons que selon la méthodologie des modèles à correction d'erreur, l'équation estimée n'a de sens que si le coefficient du terme d'erreur retardé  $\alpha_4$  est significativement négatif.

### Résultats d'estimation avec le modèle de correction d'erreur

Les résultats suivants ont été obtenus suite à l'application des MCO avec effets fixes sur le compte courant, l'épargne publique et l'investissement pris en différence première.

	Coefficient	Statistique-t	Prob >  t
Constante	0,2389985	0,85	0,401
$dS^g$	0,3931379	2,96	0,004
$dI$	-0,5334557	-5,85	0,000
$e_{it-1}$	-0,7238856	-5,99	0,000

$R^2$  : 0,4974 (within)    $R^2$  : 0,9881 (between)    $R^2$  : 0,4994 (overall)

Nombre d'observations : 80

Ces résultats semblent confirmer l'hypothèse des déficits jumeaux, puisqu'on obtient un signe positif pour le solde budgétaire ( $dS^g$ ) et un signe négatif pour l'investissement ( $dI$ ). Le déficit budgétaire et un niveau d'investissement élevé entraînerait donc une détérioration du compte courant. De même le coefficient ( $\alpha_4$ ) du terme d'erreur retardé d'une période ( $e_{it-1}$ ) est négatif et statistiquement significatif, ce qui justifie l'utilisation du modèle à correction d'erreur.

Compte !  
# correction

## *Test d'autocorrélation des erreurs*

Pour vérifier si le problème d'autocorrélation des erreurs ne se pose pas, nous appliquons la démarche suivante :

- a) nous estimons l'équation de long terme suivante pour chaque pays,

$$CA_t = \alpha_1 + \alpha_2 S_t^g - \alpha_3 I_t ;$$

- b) nous récupérons les erreurs d'estimation ( $e_t$ ) ;  
c) nous faisons une régression des résidus d'estimation ( $e_t$ ) sur leurs valeurs retardées ( $e_{t-1}$ ).

Les coefficients de la régression des erreurs d'estimation sur leurs valeurs retardées pour chaque pays et leurs statistiques t sont reportés dans le tableau suivant.

<b>Pays</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Statistique t</b>
La Barbade	0,3742785	1,88
Haïti	0,3588428	1,77
République Dominicaine	-0,007243	-0,04

Les coefficients d'autocorrélation n'étant pas significatifs, on peut assumer qu'il n'y a pas d'autocorrélation des résidus.

## *Test d'hétéroscédasticité et estimation par la méthode des moindres carrés généralisés (MCG)*

Pour tester l'hétéroscédasticité des variables, nous appliquons le test de Cook et Weisberg (1983) qui est une version du test de Breusch-Pagan (1979)

pour l'hétéroscédasticité. La table de Chi carrée est utilisée pour ce test, les valeurs calculées et les valeurs critiques de chaque série pour chaque pays sont présentées dans les tableaux suivants. L'hypothèse à tester est la suivante :

Ho : la variance de la série est constante,

H1 : la variance de la série n'est pas constante.

Si la valeur calculée est supérieure à la valeur critique, on rejette Ho<sup>8</sup>.

#### Test d'hétéroscédasticité pour les séries de la Barbade

Série	Valeur calculée	Valeur critique (5%)
$dCA_t$	1,15	3,84
$dS_t^g$	1,80	3,84
$dI_t$	2,76	3,84

#### Test d'hétéroscédasticité pour les séries d'Haïti

Série	Valeur calculée	Valeur critique (5%)
$dCA_t$	0,07	3,84
$dS_t^g$	0,00	3,84
$dI_t$	0,06	3,84

#### Test d'hétéroscédasticité pour les séries de la République Dominicaine

Série	Valeur calculée	Valeur critique (5%)
$dCA_t$	4.30*	3,84
$dS_t^g$	2,68	3,84
$dI_t$	1,57	3,84

Les valeurs calculées sont inférieures à la valeur critique dans tous les cas, sauf une ( $dCA_t$  pour la République Dominicaine). Il y a donc un problème d'hétéroscédasticité pour au moins une des séries temporelles. Pour corriger ce problème nous pouvons estimer un modèle selon la méthode des moindres carrés généralisés (MCG) pour des données en panel. Les résultats de cette estimation sont donnés dans le tableau suivant

<sup>8</sup> Les valeurs avec un astérisque sont les cas où on rejette l'hypothèse de variance constante

### Résultats de l'estimation par les MCG

	Coefficient	Statistique-z	Prob >  z
Constante	0,1677376	0,69	0,491
$dS^g$	0,4336435	3,22	0,001
$dI$	-0,4092156	-5,51	0,000
$e_{it-1}$	-0,7073518	-6,00	0,000

Nombre d'observations : 80

Quoique la valeur des coefficients change, leurs signes demeurent les mêmes qu'avec l'estimation précédente. En corrigeant pour l'hétéroscédasticité, l'hypothèse des déficits jumeaux se maintient, puisqu'on obtient un signe positif pour le solde budgétaire ( $dS^g$ ) et un signe négatif pour l'investissement ( $dI$ ).

### *Interprétation des résultats*

Les résultats obtenus avec les deux estimations supportent l'hypothèse des déficits jumeaux tels que défini au début du texte, à savoir : une relation positive entre le déficit du compte courant extérieur, le déficit budgétaire et l'investissement. D'après le coefficient de notre principale variable d'intérêt, l'épargne publique ( $S^g$ ), une augmentation du déficit budgétaire en pourcentage du PIB entraîne une augmentation du déficit ~~budgétaire~~ <sup>extérieure</sup> en pourcentage du PIB. Toutefois, en corrigeant pour l'hétéroscédasticité, le coefficient de l'épargne publique devient plus élevée. La correction de l'hétéroscédasticité par l'utilisation des MCG rend alors plus forte la relation entre le déficit budgétaire et celui du compte courant. On remarquera cependant que le niveau d'investissement joue ici un rôle majeur dans la détermination des déficits. Comme le suggère l'approche intertemporelle de la balance des paiements,

### Résultats principaux des deux estimations

	Coefficient	Statistique-t ou z(MCG)	Prob >  t  ou  z (MCG)
$dS^g$	0,3931379	2,96	0,004
$dS^g$ (MC G)	0,4336435	3,22	0,001
$dI$	-0,5334557	-5,85	0,000
$dI$ (MC G)	-0,4092156	-5,51	0,000

L'estimation de cette équation en panel pour les trois pays retenus ne nous a donc pas permis de déceler un comportement différent de leur compte courant face aux changements dans les variables épargne publique et investissement comme on aurait pu le penser pour des économies avec un accès limité aux marchés financiers internationaux pendant la période étudiée. On peut dire dans ce cas, qu'un déficit public ou une hausse de l'investissement entraîne un besoin d'épargne additionnelle qui est apportée par le compte capital. La comptabilité nationale nous enseigne, en effet, que la somme du compte capital et du compte des avoirs monétaires extérieurs sont la contrepartie du compte courant. Une hausse du compte capital, pour répondre au déficit d'épargne, entraîne donc une détérioration du compte courant.

## V-CONCLUSION

L'objectif de ce papier a été de vérifier s'il existe une relation positive entre le déficit du compte courant extérieur, le déficit budgétaire et l'investissement pour trois pays en développement de la Caraïbe (La Barbade, Haïti et la République Dominicaine). Après avoir passé en revue la littérature théorique et divers travaux empiriques consacrés à la question et présenté quelques caractéristiques des économies étudiées, les résultats d'estimation en tenant compte de la non stationnarité des données vérifient l'hypothèse des déficits jumeaux tel que défini au début du texte.

Ces résultats vont dans le même sens que ceux de Calderon, Chong et Loayza (2002) dont le papier porte sur les différents déterminants du compte courant dans les pays en développement et obtient entre autres un impact négatif du budgétaire sur le compte courant. Ils soulignent également le fait que les mesures de réduction du déficit budgétaire dans ces pays permettraient de diminuer les déficits du compte courant.

## BIBLIOGRAPHIE

Ahmed, S.(1987) : « A government spending, the balance of trade and the terms of trade in British history », *Journal of Monetary Economics*, 20, 195-220.

Akhtar, M.A.(1994) : « Perspectives on US external deficits », Federal Reserve Bank of New-York Research Paper # 9505.

Alkhatib Alswani, M. (circa 2000) : « The twin deficit phenomenon in petroleum economy », *Research Papers*, King Saud University, Riyadh.

Bachman, D. (1992) : « Why is the US current account so large ? Evidence from vector autoregressions », *Southern Economic Journal*, 39, 1-31.

Cesar A. C., A. Chong, et N.V. Loayza (2002) "Determinants of Current Account Deficits in Developing Countries", *Contributions to Macroeconomics*, 2 (1), Article 2.

Edwards, S. (2001): "Does the Current Account Matter?", Working Paper No8275, National Bureau of Economic Research.

Fidrmuc, J. (2002): "The Feldstein Horioka Puzzle and Twin Deficits in selected OECD and Transition Countries", Oesterreichische Nationalbank Research Paper.

Fisher, E. (1995): "A new way to think about the current account". *International Economic Review*, 36, 555-68.

Fisher, E. et Kasa, K. (1997): "Generational accounting in open economics". *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 3, 35-46.

Jha, R. (2001) : « Macroeconomics of fiscal policy in developing countries ». Technical Report Working papers in Trade and Development no.2001/05, Research School of Pacific and Asian Studies, Australian National University.

Karras, G. et Frank S. (1995): "Government spending and the Current Account", *International Economic Journal*, 9(4):45-56.

Kearney, C. et Monadjemi, M.(1990) : « Fiscal policy and current account performance; international evidence on the twin deficits », *Journal of Macroeconomics*, 12, 197-219.

Leachman, L. L. and B. Francis (2002): "Twin Deficits: Apparition or Reality", *Applied Economics*, 34 (9): 1121-32.

Martens, A. et B. Decaluwé (1996) : *Le cadre comptable macroéconomique et les pays en développement*, Éditions Hurtubise HMH, Montréal.

Miller, S. M. et Russek, F.S. (1989) : « Are the twin deficits really related? » *Contemporary Policy Issues*, 7, 91-115.

Milne, E. (1997) : « The fiscal approach to the balance of payments ». *Economic Notes*, 6, 889-908.

Normandin, M. (1999): "Budget Deficit persistence and the Twin Deficits Hypothesis", *Journal of International Economics*, 49(1): 171-93.

Obstfeld, M. et K. Rogoff (2000a): *Foundations of International Macroeconomics*, MIT Press, Cambridge.

Phillips, P.C.B., et H.R. Moon (2000): "Nonstationary Panel Data Analysis: an overview of some recent developments", *Econometric Reviews* 19 (3), 263-286.

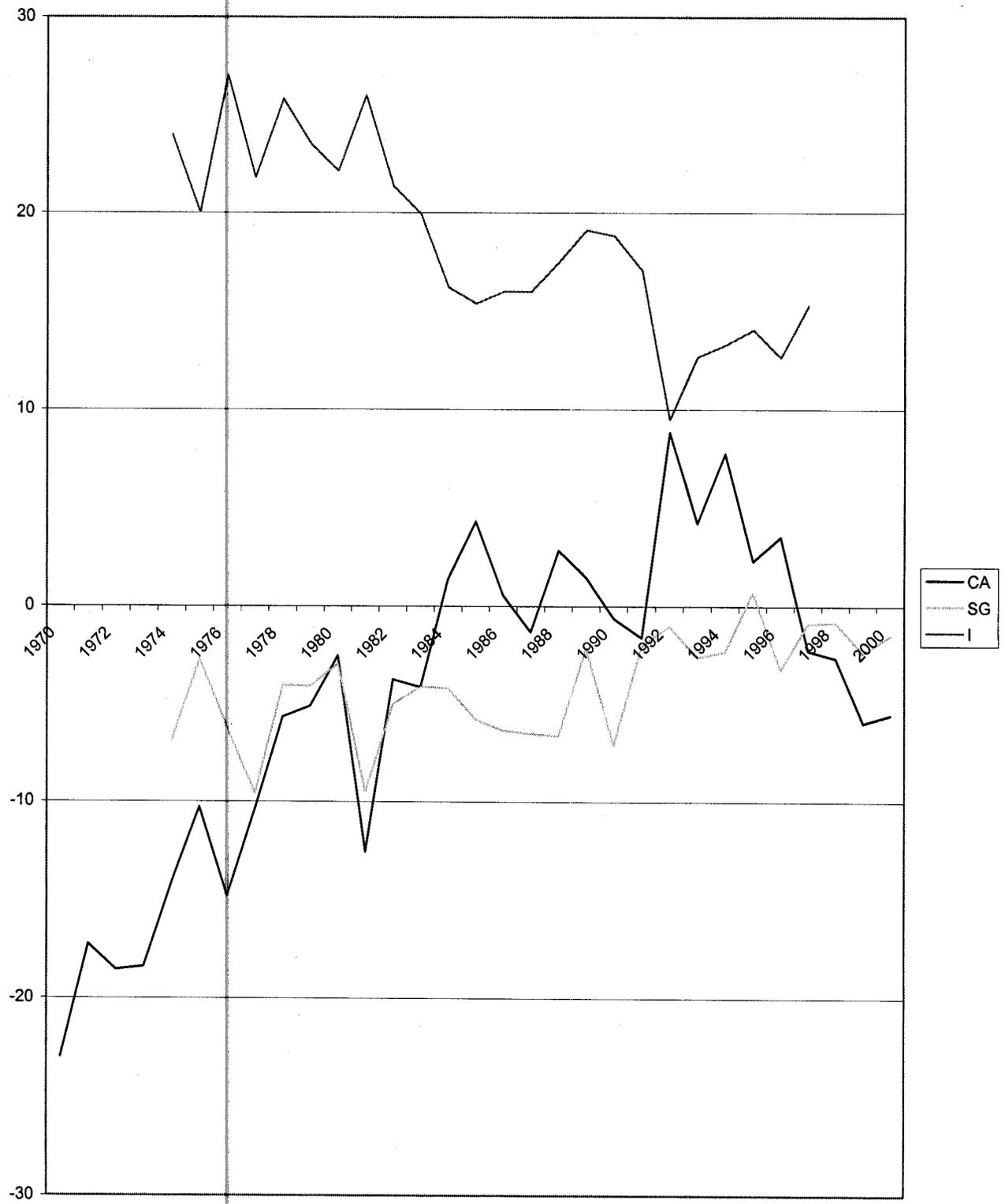
Summers, L. (1986) : « Debt problems and macroeconomic policies », Harvard Institute of Economic Research Discussion Paper No. 1272.

Tufte, D. (1996) : « Why is the US current account so large? », *Southern Economic Journal*, 63, 515-25.

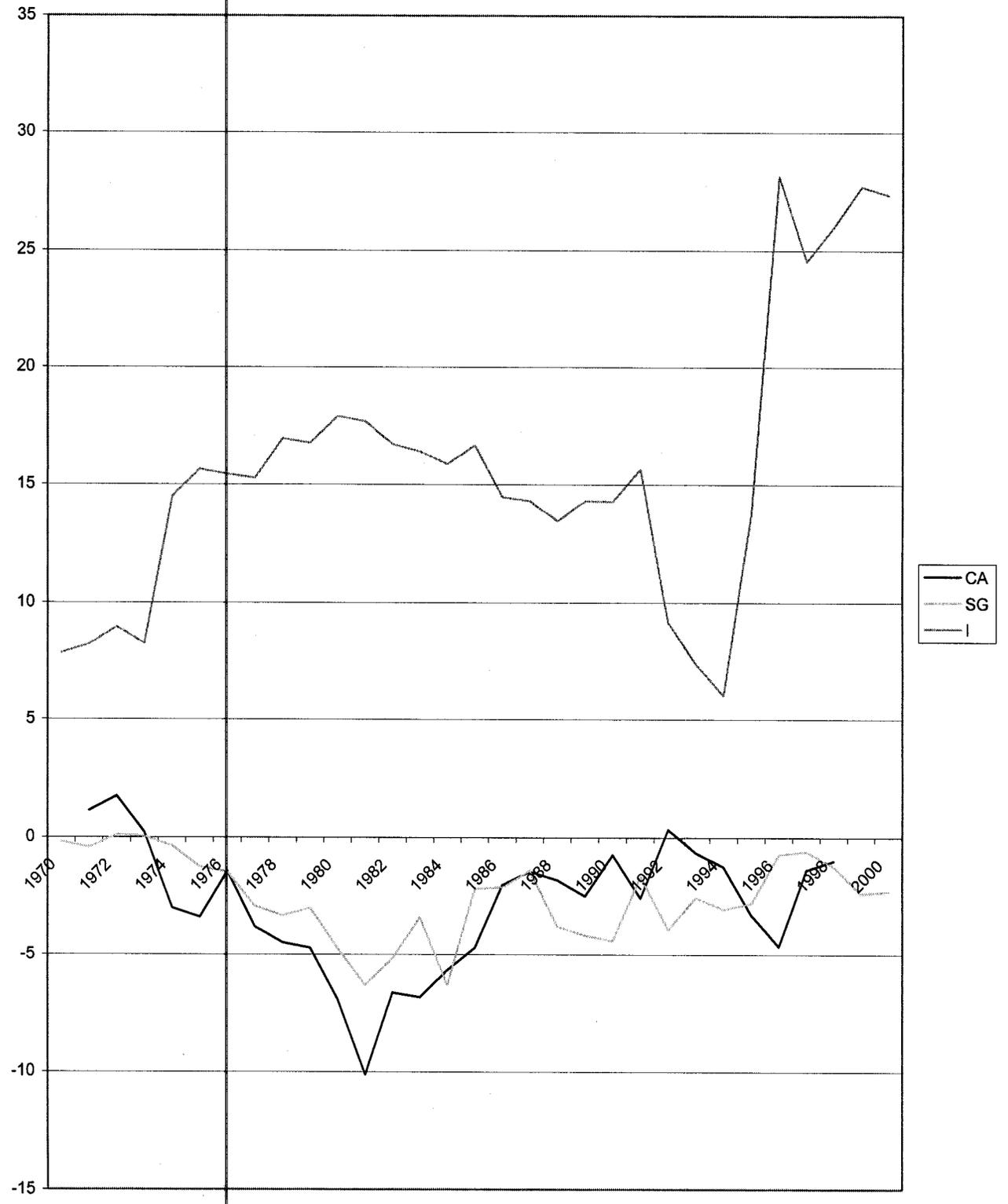
Wooldridge, J.M. (2003) : *Introductory Econometrics*, Second Edition, Thomson South Western, Ohio.

ANNEXE

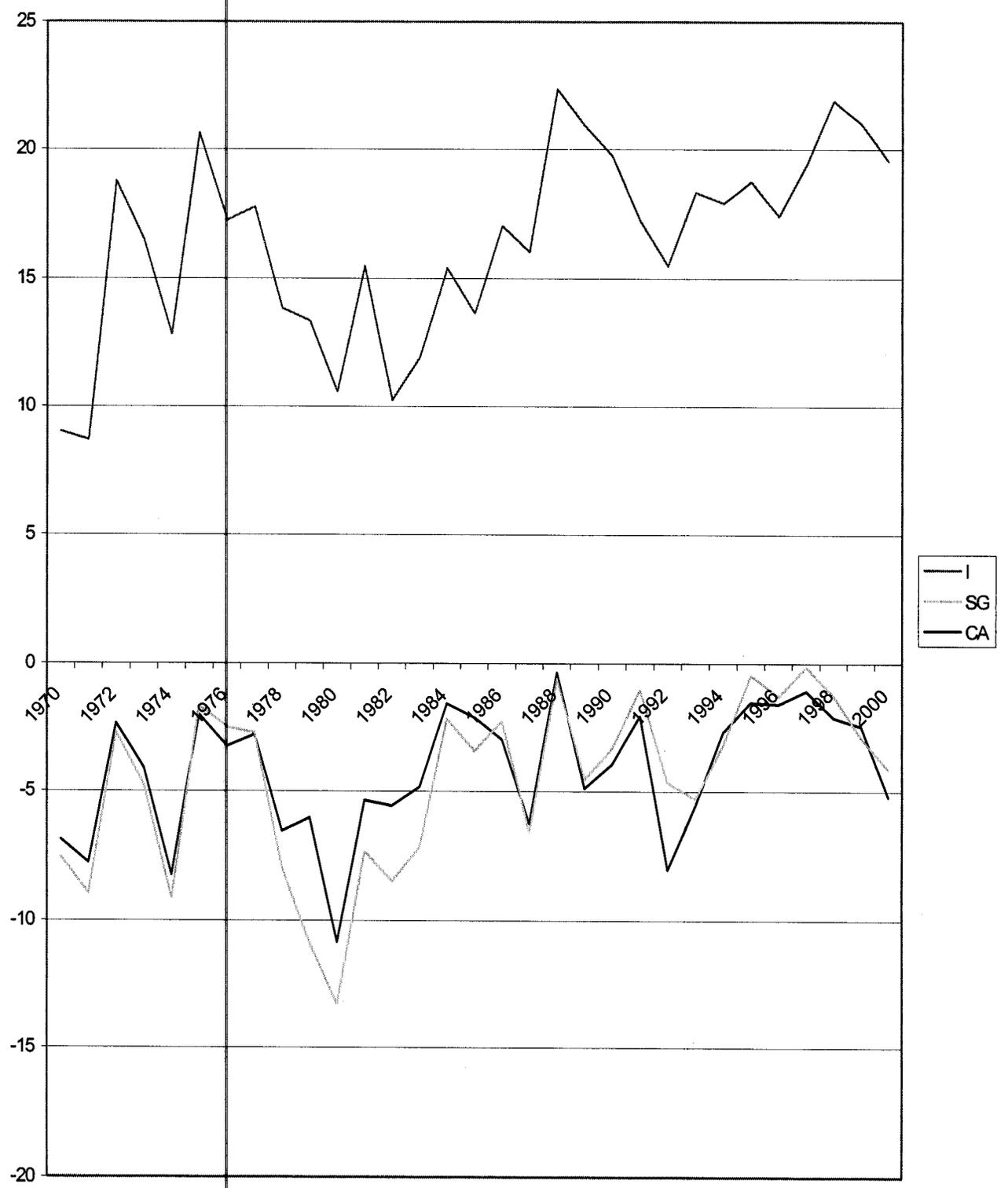
Évolution du compte courant(CA), du solde budgétaire(SG) et de l'investissement (I)en % du PIB(Barbade)



Évolution du compte courant(CA), du solde budgétaire(SG) et de l'investissement(I) en % du PIB(Haïti)



Évolution du compte courant(CA), du solde budgétaire(SG) et de l'investissement(I) en % du PIB(Rep.Dom.)



# RÉGRESSIONS ET TESTS

## *Résultats des tests de racine unitaire pour les séries en niveau (Barbade)*

### **I-Test de Dickey-Fuller augmenté sur le compte courant (CA)**

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs =    30

Test Statistic	----- Interpolated Dickey-Fuller -----			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.535	-3.716	-2.986	-2.624

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.1073

### **II- Test de Dickey-Fuller augmenté sur le solde budgétaire (SG)**

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs =    26

Test Statistic	----- Interpolated Dickey-Fuller -----			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-3.620	-3.743	-2.997	-2.629

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0054

### **III- Test de Dickey-Fuller augmenté sur l'investissement ( I )**

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs =    23

Test Statistic	----- Interpolated Dickey-Fuller -----			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-1.901	-3.750	-3.000	-2.630

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.3318

## Résultats des tests de racine unitaire pour les séries en niveau (Haïti)

### I-Test de Dickey-Fuller augmenté sur le compte courant (CA)

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs =    27

Test Statistic	----- Interpolated Dickey-Fuller -----			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.137	-3.736	-2.994	-2.628

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.2298

### II- Test de Dickey-Fuller augmenté sur le solde budgétaire (SG)

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs =    30

Test Statistic	----- Interpolated Dickey-Fuller -----			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.706	-3.716	-2.986	-2.624

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0730

### III- Test de Dickey-Fuller augmenté sur l'investissement ( I )

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs =    30

Test Statistic	----- Interpolated Dickey-Fuller -----			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-1.373	-3.716	-2.986	-2.624

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.5940

## Résultats des tests de racine unitaire pour les séries en niveau (Rep.Dom.)

### I-Test de Dickey-Fuller augmenté sur le compte courant (CA)

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs =    30

Test Statistic	----- Interpolated Dickey-Fuller -----			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-4.432	-3.716	-2.986	-2.624

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0003

### II- Test de Dickey-Fuller augmenté sur le solde budgétaire (SG)

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs =    30

Test Statistic	----- Interpolated Dickey-Fuller -----			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.617	-3.716	-2.986	-2.624

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0895

### III- Test de Dickey-Fuller augmenté sur l'investissement ( I )

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs =    30

Test Statistic	----- Interpolated Dickey-Fuller -----			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-3.089	-3.716	-2.986	-2.624

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0274

## Résultats des tests de racine unitaire pour les séries en différence première (Barbade)

### I-Test de Dickey-Fuller augmenté sur le compte courant en différence première(dCA)

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs = 29

----- Interpolated Dickey-Fuller -----				
Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-8.001	-3.723	-2.989	-2.625

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

### II- Test de Dickey-Fuller augmenté sur le solde budgétaire en différence première(dSG)

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs = 25

----- Interpolated Dickey-Fuller -----				
Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-8.568	-3.750	-3.000	-2.630

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

### III-Test de Dickey-Fuller augmenté sur l'investissement en différence première(d I)

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs = 22

----- Interpolated Dickey-Fuller -----				
Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-7.535	-3.750	-3.000	-2.630

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

## Résultats des tests de racine unitaire pour les séries en différence première (Haïti)

### I-Test de Dickey-Fuller augmenté sur le compte courant en différence première(dCA)

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs =    26

Test Statistic	----- Interpolated Dickey-Fuller -----			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-5.421	-3.743	-2.997	-2.629

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

### II- Test de Dickey-Fuller augmenté sur le solde budgétaire en différence première(dSG)

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs =    29

Test Statistic	----- Interpolated Dickey-Fuller -----			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-7.545	-3.723	-2.989	-2.625

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

### III-Test de Dickey-Fuller augmenté sur l'investissement en différence première(d I)

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs =    29

Test Statistic	----- Interpolated Dickey-Fuller -----			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-4.690	-3.723	-2.989	-2.625

• MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0001

## Résultats des tests de racine unitaire pour les séries en différence première (République Dominicaine)

### I-Test de Dickey-Fuller augmenté sur le compte courant en différence première(dCA)

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs =    29

----- Interpolated Dickey-Fuller -----				
Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical	
Statistic	Value	Value	Value	
Z(t)	-8.426	-3.723	-2.989	-2.625

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

### II- Test de Dickey-Fuller augmenté sur le solde budgétaire en différence première(dSG)

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs =    29

----- Interpolated Dickey-Fuller -----				
Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical	
Statistic	Value	Value	Value	
Z(t)	-6.726	-3.723	-2.989	-2.625

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

### III-Test de Dickey-Fuller augmenté sur l'investissement en différence première(d I)

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs =    29

----- Interpolated Dickey-Fuller -----				
Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical	
Statistic	Value	Value	Value	
Z(t)	-4.540	-3.723	-2.989	-2.625

• MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0002

## Test de racine unitaire sur les résidus des équation de long terme pour chaque pays

### Test de racine unitaire sur les résidus (Barbade)

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs =    23

Test Statistic	----- Interpolated Dickey-Fuller -----			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-3.146	-3.750	-3.000	-2.630

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0234

### Test de racine unitaire sur les résidus (Haïti)

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs =    27

Test Statistic	----- Interpolated Dickey-Fuller -----			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-3.167	-3.736	-2.994	-2.628

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0220

### Test de racine unitaire sur les résidus (République Dominicaine)

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs =    30

Test Statistic	----- Interpolated Dickey-Fuller -----			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-5.487	-3.716	-2.986	-2.624

\* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

## Estimation du modèle à correction d'erreurs (ECM) avec effets fixes

Fixed-effects (within) regression      Number of obs      =      80  
 Group variable (i) : id                  Number of groups   =      3

R-sq: within = 0.4974                      Obs per group: min =      23  
               between = 0.9881                      avg =      26.7  
               overall = 0.4994                      max =      30

F(3,74)                      =      24.41  
 corr(u\_i, Xb) = 0.0661                      Prob > F                      =      0.0000

dca	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
dsg	.3931379	.1328254	2.96	0.004	.1284774	.6577983
di	-.5334557	.0911865	-5.85	0.000	-.7151488	-.3517625
u	-.7238856	.1209004	-5.99	0.000	-.964785	-.4829863
cons	.2389985	.2827945	0.85	0.401	-.3244818	.8024787

sigma\_u | .09163942  
 sigma\_e | 2.5214939  
 rho | .00131909 (fraction of variance due to u\_i)

F test that all u\_i=0: F(2,74) = 0.03                      Prob > F = 0.9685

## Test d'autocorrélation des résidus pour chaque pays

### I-Test d'autocorrélation des résidus pour la Barbade (régression de $e_t$ sur $e_{t-1}$ )

Source	SS	df	MS	Number of obs = 23
Model	29.0500024	1	29.0500024	F( 1, 21) = 3.54
Residual	172.324413	21	8.20592442	Prob > F = 0.0738
Total	201.374415	22	9.15338251	R-squared = 0.1443
				Adj R-squared = 0.1035
				Root MSE = 2.8646

e	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
u	.3742785	.1989232	1.88	0.074	-.039405 .787962
cons	.1496303	.5986063	0.25	0.805	-1.09524 1.3945

### II-Test d'autocorrélation des résidus pour Haïti (régression de $e_t$ sur $e_{t-1}$ )

Source	SS	df	MS	Number of obs = 27
Model	8.99126708	1	8.99126708	F( 1, 25) = 3.14
Residual	71.5515775	25	2.8620631	Prob > F = 0.0885
Total	80.5428446	26	3.09780171	R-squared = 0.1116
				Adj R-squared = 0.0761
				Root MSE = 1.6918

e	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
u	.3588428	.2024573	1.77	0.089	-.0581258 .7758114
cons	.0308758	.3264803	0.09	0.925	-.6415229 .7032746

III-Test d'autocorrélation des résidus pour la Rép.Dom. (régression de  $e_t$  sur  $e_{t-1}$ )

Source	SS	df	MS	Number of obs = 30
Model	.008586778	1	.008586778	F( 1, 28) = 0.00
Residual	154.443607	28	5.5158431	Prob > F = 0.9688
Total	154.452194	29	5.32593771	R-squared = 0.0001
				Adj R-squared = -0.0357
				Root MSE = 2.3486

e	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
u	-.007243	.183572	-0.04	0.969	-.3832732	.3687873
cons	.1085121	.4288608	0.25	0.802	-.7699694	.9869936

## Tests d'hétéroscédasticité (Barbade)

### I-Test d'hétéroscédasticité sur le compte courant en différence première (dCA)

Cook-Weisberg test for heteroskedasticity using fitted values of dca

Ho: Constant variance

chi2(1) = 1.15

Prob > chi2 = 0.2829

### II-Test d'hétéroscédasticité sur le solde budgétaire en différence première(dSG)

Cook-Weisberg test for heteroskedasticity using variables specified

Ho: Constant variance

chi2(1) = 1.80

Prob > chi2 = 0.1795

### III-Test d'hétéroscédasticité sur l'investissement en différence première (dCA)

Cook-Weisberg test for heteroskedasticity using variables specified

Ho: Constant variance

chi2(1) = 2.76

Prob > chi2 = 0.0969

## Tests d'hétéroscédasticité (Haïti)

### I-Test d'hétéroscédasticité sur le compte courant en différence première (dCA)

Cook-Weisberg test for heteroskedasticity using fitted values of dca

Ho: Constant variance

chi2(1) = 0.07

Prob > chi2 = 0.7874

### II-Test d'hétéroscédasticité sur le solde budgétaire en différence première(dSG)

Cook-Weisberg test for heteroskedasticity using variables specified

Ho: Constant variance

chi2(1) = 0.00

Prob > chi2 = 0.9648

## Suite des tests d'hétéroscédasticité (Haïti)

### III-Test d'hétéroscédasticité sur l'investissement en différence première (dCA)

Cook-Weisberg test for heteroskedasticity using variables specified

Ho: Constant variance

chi2(1) = 0.06

Prob > chi2 = 0.8096

## Tests d'hétéroscédasticité (République Dominicaine)

### I-Test d'hétéroscédasticité sur le compte courant en différence première (dCA)

Cook-Weisberg test for heteroskedasticity using fitted values of dca

Ho: Constant variance

chi2(1) = 4.30

Prob > chi2 = 0.0381

### II-Test d'hétéroscédasticité sur le solde budgétaire en différence première(dSG)

Cook-Weisberg test for heteroskedasticity using variables specified

Ho: Constant variance

chi2(1) = 2.68

Prob > chi2 = 0.1015

### III-Test d'hétéroscédasticité sur l'investissement en différence première (dCA)

Cook-Weisberg test for heteroskedasticity using variables specified

Ho: Constant variance

chi2(1) = 1.57

Prob > chi2 = 0.2102

## Estimation par les moindres carrés généralisés (MCG)

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: heteroskedastic

Correlation: no autocorrelation

Estimated covariances	=	3	Number of obs	=	80
Estimated autocorrelations	=	0	Number of groups	=	3
Estimated coefficients	=	4	Obs per group: min	=	23
			avg	=	26.66667
			max	=	30
			Wald chi2(3)	=	65.49

Log likelihood = -178.3226      Prob > chi2 = 0.0000

dca	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dsg	.4336435	.1344961	3.22	0.001	.170036	.697251
di	-.4092156	.0743345	-5.51	0.000	-.5549086	-.2635226
u	-.7073518	.1179683	-6.00	0.000	-.9385655	-.4761382
cons	.1677376	.2437003	0.69	0.491	-.3099063	.6453815