

**UNIVERSITE DE MONTREAL**  
**DEPARTEMENT DES SCIENCES ECONOMIQUES**  
**FACULTÉ ARTS ET SCIENCES**

---

RAPPORT DE RECHERCHE

*APPLICATION DE L'HYPOTHESE FELDSTEIN-HORIOKA AUX PAYS EN  
DEVELOPPEMENT  
Période : 1960 - 1998*

PRÉPARÉ PAR  
**Judelande JEROME**

*Pour l'obtention du diplôme de maîtrise en Économie et Finance Internationale*

© mai 2001

## SOMMAIRE

A l'aube de la décennie 80, Martin Feldstein et Charles Horioka ont ouvert un nouveau débat entre les économistes. Ils ont montré que la corrélation entre l'épargne nationale et l'investissement national peut être un bon indicateur pour tester le degré de mobilité des capitaux. Car, selon eux, si la première finance le deuxième à un niveau relativement élevé, c'est un signe que les capitaux extérieurs sont relativement rares dans le pays en question et cette rareté est due à l'existence de barrières institutionnelles et autres. En testant leur modèle pour 15 pays de l'OCDE, ils ont trouvé une forte corrélation S-I, et alors ont conclu que la mobilité des capitaux est imparfaite.

Ces résultats ont provoqué de grandes controverses. D'autres chercheurs ont trouvé que la corrélation n'est pas forte dans tous les pays et de plus, même si c'est le cas, d'autres raisons telles que l'endogénéité de l'épargne peuvent l'expliquer. Par conséquent, on ne peut pas conclure à l'immobilité ou la mobilité imparfaite des capitaux sur la base de tels résultats.

Dans ce travail de recherche, nous avons appliqué l'hypothèse Feldstein-Horioka au cas de quelques pays en développement. Nous l'avons testée à l'aide d'un modèle Panel et d'un modèle SURE. Nous l'avons estimée aussi coupe transversale en faisant la régression au cours d'une année donnée pour l'ensemble des pays pour faire apparaître l'évolution du degré de corrélation S-I. Nous avons trouvé une faible corrélation. L'introduction de nouvelles variables pour tenir compte de l'endogénéité du ratio d'épargne au PIB a également confirmé les résultats précédents : il existe une faible corrélation entre le ratio d'épargne et d'investissement national dans les pays de l'échantillon. Cette relation ne signifie pas cependant que les capitaux sont parfaitement mobiles dans les PED.

## REMERCIEMENTS

Mes remerciements s'en vont en premier lieu à ma famille qui m'a supporté moralement durant ces deux années d'études et aussi à mon fiancé Winchel MESIDOR pour sa patience sans égale.

En deuxième lieu j'exprime ma reconnaissance à la **Banque de la République d'Haïti** qui, dans son effort de doter le pays de ressources humaines compétentes, a financé mes deux années d'études de maîtrise à l'Université de Montréal à travers le Programme des Lauréats.

En troisième lieu et pas des moindres, je tiens à remercier chaleureusement le Professeur **Rodrigue Tremblay** qui a accepté de diriger mes travaux. Sa disponibilité et sa constance ont été exemplaires et des plus remarquables. Ma gratitude s'en va aussi au Professeur **André MARTENS** pour le temps qu'il a consacré à lire ce rapport de recherche afin de me donner son opinion. Il reste entendu que je suis seule responsable des erreurs et/ou insuffisances probables de ce travail de recherche.

Enfin, à tous mes nouveaux amis que j'ai rencontrés durant ces deux années, je cite entre autres : Guerline et Judhy FRANÇOIS : les deux meilleurs colocataires du monde ; Louiel MATHURIN, Ramil JULIEN, Alfrénar JEAN YVES, Marie Carline MÉRISIER, etc. et mes anciens amis qui ont en commun le fait de croire en ma réussite et de me pousser à donner le meilleur de moi-même même lorsque je doute de mes capacités, je présente mes sincères remerciements.

## TABLE DES MATIÈRES

<b>SOMMAIRE</b> .....	<i>i</i>
<b>REMERCIEMENTS</b> .....	<i>ii</i>
<b>TABLE DES MATIÈRES</b> .....	<i>iii</i>
<b>INTRODUCTION</b> .....	7
<b>PREMIÈRE PARTIE : DEFINITION ET REVUE DE LITTÉRATURE</b> .....	10
<b>SECTION 1 : DEFINITION DU CONCEPT MOBILITÉ DES CAPITAUX</b> .....	10
SECTION 1.1 : LES FLUX NETS DE CAPITAUX .....	10
SECTION 1.2 : MOBILITÉ DES CAPITAUX .....	11
<b>SECTION 2 : REVUE DE LA LITTÉRATURE</b> .....	13
SECTION 2.1 : ANALYSE DU DEGRÉ DE MOBILITÉ DES CAPITAUX SELON LES CONDITIONS DE PARITÉ D'INTERET .....	14
SECTION 2.2 : ANALYSE DU DEGRÉ DE MOBILITÉ DES CAPITAUX SELON L'EFFICACITÉ DE LA STERILISATION.....	18
SECTION 2.3 : ANALYSE DU DEGRÉ DE MOBILITÉ DES CAPITAUX SELON L'APPROCHE DES FLUX DE CAPITAUX .....	19
<b>DEUXIÈME PARTIE : HYPOTHESE FELDSTEIN-HORIOKA</b> .....	21
<b>SECTION 1 : LE MODÈLE</b> .....	21
SECTION 1.1 : SPECIFICATION DU MODELE .....	22
SECTION 1.2 : ECHANTILLON ET DONNÉES.....	22
SECTION 1.3 : RESULTATS.....	22
<b>SECTION 2 : CONTROVERSE SUR L'HYPOTHÈSE F-H</b> .....	26
<b>TROISIÈME PARTIE : APPLICATION DE L'HYPOTHÈSE F-H AUX PAYS EN DÉVELOPPEMENT</b> .....	33
<b>SECTION 1 : ECHANTILLON ET DONNÉES</b> .....	33

<b>SECTION 2 : MÉTHODOLOGIE</b> .....	<b>35</b>
<b>SECTION 3 : ESTIMATION</b> .....	<b>37</b>
SECTION 3.1 : TEST DE STATIONNARITÉ.....	37
SECTION 3.2 : TEST D'HÉTÉROSCÉDASTICITÉ.....	37
SECTION 3.3 : TEST D'AUTOCORRÉLATION .....	38
<b>SECTION 4 : RÉSULTATS EMPIRIQUES</b> .....	<b>39</b>
SECTION 4.1: RÉSULTATS DE L'ESTIMATION EN PANEL.....	39
SECTION 4.2: TEST DE GRANGER .....	42
SECTION 4.3 : RÉSULTATS DE L'ESTIMATION PAR LA MÉTHODE SURE .....	44
<b>SECTION 5 : ANALYSE DES RÉSULTATS</b> .....	<b>47</b>
<b>CONCLUSION</b> .....	<b>51</b>
<b>BIBLIOGRAPHIE</b> .....	<b>54</b>
<b>ANNEXES</b> .....	<b>vii</b>

**LISTE DES TABLEAUX**

Tableau # 1 : Mesures de l'intégration des marchés financiers .....	Annexe 1 : Page viii
Tableau #2 : Relation entre les ratios d'épargne nationale et d'investissement national.....	Page 23
Tableau # 3 : Evolution des coefficients dans le temps .....	Page 24
Tableau # 4 : Liste des pays de l'échantillon .....	Page 34
Tableau # 5 : Test de stationnarité .....	Annexe 1: Page ix
Tableau #6 : Estimation par la méthode Panel.....	Annexe 1: Page x
Tableau # 7 : Test de causalité de Granger .....	Page 43
Tableau #8 : Estimation par la méthode SURE .....	Page 45
Tableau # 9 : Mesure du degré d'ouverture financière .....	Page 48

**LISTE DES GRAPHIQUES**

- Graphique # 1 : Evolution des résidus en fonction du temps.....Annexe 2 : Page xii
- Graphique # 2 : Evolution des résidus en fonction du ratio d'épargne.....Annexe 2 : Page xii
- Graphique # 3 : Evolution des résidus en fonction du ratio d'investissement..Annexe 2 : Page xiii
- Graphique # 4 : Evolution du coefficient de degré de mobilité des capitaux .....Page 41
- Graphique # 5 : Evolution des flux nets de capitaux par région .....Page 50

## INTRODUCTION

A l'instar de certains phénomènes économiques et même politiques tels que l'inflation, la variation du taux de change, la dollarisation, le niveau des dépenses publiques et des taux de taxation, etc., il est important de bien connaître le degré de mobilité des capitaux afin de mieux armer les décideurs politiques d'outils adéquats pour qu'ils puissent agir sur l'économie à bon escient.

En tant que phénomène économique, le degré de mobilité des capitaux joue un rôle considérable dans les politiques de stabilisation, notamment les politiques monétaire, fiscale et du taux de change. En effet, une politique monétaire au départ contractionniste peut voir ses impacts sur l'économie contraire aux attentes suite à une forte entrée de capitaux qui viennent gonfler la masse monétaire. De même, le taux de change peut s'apprécier *ceteris paribus* suite à une entrée de flux massifs de capitaux tandis que la banque centrale, de concert avec d'autres institutions publiques comme le ministère du commerce mènent une politique visant à améliorer la compétitivité externe du pays. Enfin, le degré auquel une politique budgétaire expansionniste peut créer un effet d'éviction sur l'investissement dépend fortement du degré de mobilité des capitaux.

C'est pourquoi, la communauté scientifique internationale s'est beaucoup intéressée à ce sujet ; en témoignent les nombreuses d'études qui ont été réalisées dans le but d'évaluer le degré avec lequel les capitaux internationaux passent d'un pays à l'autre. Mais, loin d'être le pionnier dans ce domaine, Martin Feldstein et Charles Horioka ont présenté une nouvelle approche pour tester la mobilité des capitaux, laquelle a fait couler beaucoup d'encre. Il s'agit d'étudier la corrélation entre l'épargne nationale et l'investissement national.

Dans cette étude à caractère plutôt empirique que nous entreprenons, notre objectif est d'évaluer le degré de mobilité dans les pays en développement sur une longue période par comparaison à celles déjà réalisées par d'autres chercheurs : 1960 – 1998 en reprenant l'hypothèse de F-H. Nous avons choisi un échantillon de 16 pays en développement dont 7 asiatiques, subdivisés en trois groupes selon la classification de la Banque Mondiale : pays à faible revenu, pays à moyen revenu et pays à haut revenu.

Ce travail de recherche est subdivisé en trois parties. La première sera consacrée à la revue de la littérature qui est elle-même subdivisée en deux sections : la section 1 dans laquelle nous définirons le terme « degré de mobilité des capitaux » et la seconde section où nous présenterons une revue de la littérature. Celle-ci constitue surtout un résumé non exhaustif de la plupart des études qui ont été élaborées pour déterminer le degré de mobilité des capitaux avant les années 80, c'est-à-dire avant l'apparition de la méthodologie de Feldstein-Horioka.

Dans la deuxième partie de cet ouvrage, comportant deux sections aussi, nous présenterons d'abord le modèle dit Feldstein-Horioka, puis une analyse des faiblesses de cette hypothèse. La troisième partie sera subdivisée en cinq sections. Dans la première nous parlerons de l'échantillon de pays et des données, dans la deuxième nous présenterons la méthodologie que nous allons adopter pour estimer le modèle : Panel et SURE.

Dans la troisième section nous ferons une analyse économétrique des séries qui interviennent dans le modèle. Nous procéderons alors à trois tests statistiques : stationnarité, hétéroscédasticité et autocorrélation. La quatrième section sera consacrée aux résultats empiriques et la cinquième à l'analyse de ces derniers. La dernière partie de cet ouvrage donnera la conclusion de notre étude sur le degré de mobilité des capitaux dans les pays en développement.

# **PREMIÈRE PARTIE : DEFINITION ET REVUE DE LITTÉRATURE**

## **SECTION 1 : DEFINITION DU CONCEPT MOBILITÉ DES CAPITAUX**

Avant de donner une définition proprement dite du concept « mobilité des capitaux », nous faisons un bref résumé du concept de flux des capitaux dans la balance des paiements.

### **SECTION 1.1 : LES FLUX NETS DE CAPITAUX**

Les flux de capitaux internationaux se définissent comme étant les transactions réalisées par les non-résidents et aussi par les résidents à l'extérieur. Ils sont formés de deux composantes principales : les flux d'entrée et de sortie de capitaux. Les premiers réfèrent à l'acquisition d'actifs nationaux par les non-résidents et les seconds à l'acquisition d'actifs étrangers par les non résidents. La différence entre les flux d'entrée nets de capitaux et les flux de sortie nets donne les flux nets de capitaux qui circulent dans l'économie<sup>1</sup>.

Les flux d'entrée nets de capitaux sont constitués des composantes suivantes : les flux de capitaux officiels venant des institutions publiques de financement à caractère multilatéral, principalement la Banque Mondiale et les banques régionales de développement, ou à caractère bilatéral, essentiellement des gouvernements; les flux de capitaux privés constitués surtout des flux non sujets aux remboursements tels que les investissements directs étrangers,

---

<sup>1</sup> UNCTAD, Trade and development report, 1999, p. 100 et A. Martens et B Decaluwé (1996) p. 129

les bonds et les crédits bancaires de long et de court terme; les paiements d'intérêt sur la dette; les rapatriements de profits et les transferts nets. Les flux de sortie de capitaux ne sont autres que ces mêmes flux dont le montant est affecté d'un signe contraire.

Ce concept s'inscrit dans le cadre d'un concept plus global de mouvement de capitaux qui constitue une des trois opérations principales de la balance des paiements<sup>2</sup>. Selon une autre nomenclature on peut aussi classer les capitaux en deux grandes catégories : les capitaux de longs termes et ceux de courts. Notons que dans cette étude, ce sont les capitaux de long terme qui nous intéressent. C'est pourquoi nous ne faisons que mentionner les capitaux de court terme sans les définir. On répartit les capitaux de long terme en trois catégories selon certains<sup>3</sup> les *émissions nouvelles*, les *transactions sur valeurs existantes* et les *investissements directs étrangers* et en quatre selon d'autres<sup>4</sup> : les *crédits commerciaux*, les *investissements directs*, les *investissements de portefeuille* et les *prêts*.

## SECTION 1.2 : MOBILITÉ DES CAPITAUX

L'équilibre de la balance des paiements dépend entre autres de celui du compte de capital. Et pour que celui-ci s'équilibre il faut une certaine capacité de déplacement des capitaux de long terme, qui sont plus lents à s'ajuster et aussi de ceux de court terme. C'est de là que découle la notion de mobilité de capitaux. C'est-à-dire à quel rythme les capitaux se déplacent d'un pays à l'autre.

---

<sup>2</sup> Cette partie d'inspire de l'ouvrage de D. Plihon et I. Waquet les balances des paiements : éléments d'analyse, Hatier, 1982.

<sup>3</sup> C. Kindleberger (1990), p. 19.

<sup>4</sup> D. Plihon et I. Waquet, op. cit. p. 8 pour la France.

La mobilité des capitaux réfère à la facilité avec laquelle les fonds circulent d'un pays à l'autre ou d'un marché financier à l'autre suite à des variations des rendements relatifs anticipés. Plusieurs facteurs peuvent l'expliquer dont la recherche de rendements plus élevés, la diversification des portefeuilles, la spéculation, le "problème de confiance", l'anticipation de dépréciation du change; enfin l'instabilité politique et la fuite de capitaux, pour ne citer que ceux-là.

Le degré de mobilité des capitaux étant un phénomène très important pour les politiques de stabilisation macroéconomiques<sup>5</sup>, comme nous l'avons signalé en introduction, beaucoup d'auteurs s'y sont intéressés de près. Dans la section subséquente, nous allons présenter un survol d'études empiriques.

---

<sup>5</sup> Haque et Montiel (1990), p. 1.

## SECTION 2 : REVUE DE LA LITTÉRATURE

Cette composante de l'intégration financière<sup>6</sup> a suscité l'intérêt de beaucoup d'économistes qui ont étudié le degré auquel les capitaux circulent librement sur les marchés mondiaux. Un regain d'intérêt a été observé surtout vers les années 70 où les marchés internationaux de capitaux ont connu la libéralisation, le décloisonnement, la dérégulation, et la réduction des contrôles de capitaux. En effet, avec l'avènement du régime de change flottant en 1973, plusieurs changements ont facilité la mobilité des capitaux notamment la réduction des contrôles de change, l'abolition des plafonds des taux d'intérêt, le développement des options de monnaies et de swaps de monnaies, lesquels respectivement ont créé une nouvelle opportunité de gérer le risque de change étranger et aussi de réduire les coûts de transaction<sup>7</sup>. On cite aussi le développement de nouveaux instruments sur les marchés nationaux et internationaux tels que : options sur les titres, les marchés à terme et les swaps de taux d'intérêt.

Dans cet ordre d'idée, plusieurs études empiriques et théoriques ont été entreprises pour quantifier le phénomène sous étude. Quatre approches<sup>8</sup> ont été répertoriées pour mesurer la variation du degré de mobilité des capitaux auquel font face les pays en développement.

Elles consistent à examiner :

1. les conditions de parité d'intérêt ;
2. l'efficacité de la stérilisation ou encore de l'autonomie monétaire ;
3. l'étendue des flux de capitaux ;

---

<sup>6</sup>Il y en a 2 : la mobilité des capitaux et la substituabilité des capitaux.

<sup>7</sup>Pour citer Francesco Caramazza et al, 1986, p. 1

<sup>8</sup>Dooley, Mathieson et Rojas Suarez (1996)

#### 4. la corrélation épargne-investissement.

La première fait partie d'une approche plus générale dite *ex-ante* qui consiste à comparer les mouvements des taux de rendements sur le capital entre pays. La troisième, et dans une certaine mesure la quatrième, proviennent d'une approche *ex-post* qui consiste à regarder les flux actuels de capitaux internationaux et les flux d'épargne et d'investissement respectivement. Nous allons passer en revue brièvement chacune des trois premières approches avant d'aborder amplement la dernière dans la deuxième partie de notre étude, celle qui va nous servir de modèle.

### **SECTION 2.1 : ANALYSE DU DEGRÉ DE MOBILITÉ DES CAPITAUX SELON LES CONDITIONS DE PARITÉ D'INTERET**

Cette approche a été utilisée comme une alternative à l'approche par les flux que nous allons traiter brièvement dans l'une des sections subséquentes. Selon les conditions de parité des taux d'intérêt, les rendements sur les instruments financiers nationaux et internationaux comparables devraient s'égaliser en présence d'un degré élevé de mobilité des capitaux. Quatre approches ont été alors proposées pour expliquer une parfaite mobilité des capitaux<sup>9</sup> : la parité couverte des taux d'intérêt (PCTI) contre le risque de change ; la parité non couverte des taux d'intérêt (PNTCI) contre le risque de change; la parité des taux d'intérêt réels (PTIR) et la parité d'intérêt fermée.

---

<sup>9</sup>Inspirées du rapport de OCDE "libéralisation des mouvements de capitaux dans les pays en développement" par Bernhard Fischer et Helmut Reisen, 1993

La première se définit comme la différence entre les rendements sur des actifs comparables émis dans des pays différents et libellés dans des monnaies différentes. Ces actifs sont couverts sur le marché des changes pour le risque de change ou sur le marché des swaps. La mobilité des capitaux égalise ces rendements en tenant compte de la dépréciation du change à terme. Si  $F$  est le taux de change à terme<sup>10</sup> et  $S$  le taux de change courant, alors la prime de risque à terme (qui peut être négative ou négative) est  $d = (F-S)/S$ . Le différentiel de taux d'intérêt couvert est alors  $i - i^* - d$  où  $i^*$  est le taux d'intérêt sur le marché étranger et  $i$  le taux d'intérêt sur le marché local.

La deuxième introduit l'aspect anticipé du cours de change traité comme une variable aléatoire. Les anticipations de variations du taux change annulent le différentiel d'intérêt attendu sur des actifs comparables, malgré l'exposition au risque de change. La relation précédente s'écrit alors :  $i - i^* - d'$  où  $d' = (S^e - S)/S$  avec  $S^e$  le taux de change anticipé.

La troisième mesure suppose que le différentiel des taux d'intérêt réels est nul, en ce sens que les capitaux vont circuler d'un pays à l'autre à la recherche du rendement net le plus élevé jusqu'à ce que les profits à tirer dans son propre pays ou à l'étranger soient équivalents.

Enfin, la dernière mesure indique que les mouvements de capitaux égalisent les taux d'intérêt appliqués à des actifs comparables émis dans différents pays lorsque ces actifs sont libellés dans une même monnaie<sup>11</sup>. Ces quatre mesures se rejoignent dans le fait qu'elles supposent que, "dans le cas d'une intégration financière effective, l'arbitrage doit entraîner la

---

<sup>10</sup> forward exchange rate

<sup>11</sup> Par prime de risque on entend : existence ou anticipation de restrictions sur les mouvements de capitaux, taxation différente des actifs ou défaut de paiement. OCDE, p. 21

convergence des rendements nominaux et réels ajustés en fonction des risques des actifs financiers, quelle que soit la monnaie dans laquelle sont émis ces actifs et/ou quel que soit le pays émetteur”.

Nous résumons ces quatre mesures dans le tableau # I donné en ANNEXE 1 ainsi que le contexte et les équations à tester. La quatrième colonne indique que par exemple, dans le cas de la parité des taux d'intérêt fermés, on va tester l'hypothèse nulle que le coefficient du taux d'intérêt étranger est unitaire. Cela supposerait l'existence d'une parfaite mobilité des capitaux.

Cependant, ces quatre conditions qui sous-tendent la mobilité des capitaux ne sont pas toujours vérifiées. En effet, dans le cas de la PCTI, des déviations empiriques sont observées par rapport à la théorie. Elles sont dues à l'existence de coûts de transaction, la réglementation gouvernementale de type très divers telle que les taxes sur les mouvements de capitaux, le contrôle des changes, etc.; la non-comparabilité des actifs en terme de degré de risque et de liquidité, les risques politiques, etc.

Pour la PNTCI, les problèmes proviennent de la difficulté de mesurer les cours anticipés et des deux parties qui composent en réalité les variations des cours : la partie anticipée et la partie non anticipée. Selon Henri Bourguinat *“même si le différentiel d'intérêt coïncidait avec la variation anticipée du cours du change, il ne serait pas pour autant garanti que les variations des cours constatés seraient égales au différentiel d'intérêt”*<sup>12</sup>.

---

<sup>12</sup>Henri Bourguinat, 1992, p. 313

Pour la parité des taux d'intérêt réels, les critiques n'ont pas manqué non plus. Dans un horizon de court terme, cette parité n'est pas réalisée empiriquement. Selon Mishkin (1984a), l'hypothèse de taux d'intérêt réels égaux pour un groupe de 7 pays de l'OCDE est rejetée<sup>13</sup>, ce que confirment Bernhard et Reisen<sup>14</sup>. Cumby et Obstfeld (1984) ont abouti à la même conclusion, sauf pour le Japon et le Royaume Uni dans une étude sur la période 1976M1 1981M7. Enfin, dans une étude de la banque du Canada, il est établi que "les taux d'intérêt réels ne sont pas égaux entre les pays"<sup>15</sup> même s'il y a mobilité des capitaux.

A long terme, cette mesure n'est pas valide non plus. En effet, selon Feldstein et Horioka (1980), une telle mesure des rendements réels anticipés nets des taxes sur le portefeuille de capitaux ou les investissements directs ne peuvent être observées. Car à long terme, il faut tenir compte d'autres facteurs notamment l'aversion pour le risque, les rigidités institutionnelles, etc., qui contraignent les détenteurs de capitaux à investir dans leur propre pays. Par ailleurs, cette approche n'est pas applicable dans le cas des pays qui nous préoccupent, des pays en développement<sup>16</sup>. En effet, comme l'ont affirmé Dooley, Mathieson et Rojas-Suarez (1996), plusieurs problèmes y sont associés, notamment

- l'absence d'un marché de change futur ou à terme dans la plupart des pays en développement ;
- l'intervention des gouvernements par le contrôle de capitaux dans la détermination des taux d'intérêt ;

<sup>13</sup>USA, Canada, France, Allemagne, Netherland, Switzerland et Royaume-Uni

<sup>14</sup>"La parité des taux intérêt réel n'est pas vérifiée dans la plupart des tests des pays de l'OCDE" donc "la PTIR paraît être un mauvais indicateur de l'intégration des marchés financiers" OCDE, 1993, p. 22

<sup>15</sup>Francesco Caramazza, op cit.

<sup>16</sup> si on fait abstraction du modèle élaboré par Edwards/Khan (1985) selon lesquels le taux d'équilibre du marché intérieur est la moyenne pondérée entre le taux international dans le cas de la parité non couverte ( $i^*$ ) et le taux d'équilibre du marché intérieur que l'on observerait si le compte des mouvements de capitaux privés était totalement fermé ( $i'$ ) :  $i = \psi i^* + (1-\psi) i'$  ;  $0 \leq \psi \leq 1$

- contrôle des capitaux .

Bernhard Fisher et Helmut Reisen (1993) résumant les raisons pour lesquelles les conditions des parités d'intérêt ne sont pas applicables pour étudier le degré de mobilité des capitaux dans les pays en développement :

*« ...les deux mesures d'intégration financière qui se sont révélées économiquement significatives - la parité des taux d'intérêt fermée et la parité de taux d'intérêt couverte - exigent des données sur les actifs financiers offshore libellés dans la monnaie nationale, et des données correspondantes sur le marché des devises à terme. Dans la plupart des pays en développement, ces marchés n'existent tout simplement pas. En second lieu, les taux d'intérêt nationaux sont souvent soumis à des réglementations et, dans bien des cas, les données sur les taux d'intérêt déterminés par le marché intérieur (parallèle) ne sont pas disponibles ».*

Qu'en est-il des deux autres approches qui suivent?

## **SECTION 2.2 : ANALYSE DU DEGRÉ DE MOBILITÉ DES CAPITAUX SELON L'EFFICACITÉ DE LA STERILISATION.**

Comme on l'a vu en introduction, un degré de mobilité des capitaux élevé peut annihiler l'impact espéré ou désiré des politiques du gouvernement, notamment monétaire. En ce sens que celle-ci n'affecte plus ou guère la demande agrégée et ainsi les autorités monétaires perdent tout contrôle sur l'offre de monnaie.

L'approche dite de stérilisation ou encore « Test d'autonomie Monétaire » consiste donc à modéliser la fonction d'intervention des autorités monétaires. Elle met l'accent sur l'examen du degré auquel les variations dans les actifs nationaux nets de la banque centrale sont compensées par celles de la balance des paiements.

La plupart des travaux consacrés à cet effet concluent que les pays en développement retiennent des parts significatives de l'autonomie monétaire dans le sens que ou bien les variations dans le crédit net local sont compensées lentement, ou bien les taux d'intérêt réels nationaux n'étaient pas influencés significativement par les taux d'intérêt réels étrangers.

Comme tous les modèles de détermination du DIF (degré d'intégration financière ou mobilité de capitaux), cette approche n'est pas acceptée de tous du fait que pour certains, le test n'est pas applicable au cas de grands groupes de pays parce qu'il requiert la construction de modèles structurels du secteur financier de chaque pays.

### **SECTION 2.3 : ANALYSE DU DEGRÉ DE MOBILITÉ DES CAPITAUX SELON L'APPROCHE DES FLUX DE CAPITAUX**

Cette méthode consiste à observer les flux bruts de capitaux qui circulent à l'intérieur du pays ; car, un pays ayant un haut degré de mobilité des capitaux devrait, en moyenne, avoir des flux de capitaux importants<sup>17</sup>. Cependant, cette mesure n'est pas acceptée unanimement et est considérée comme un indicateur imparfait du degré d'intégration financière.

---

<sup>17</sup> Notons que cette partie est inspirée de l'article de Montiel (1994).

*« The reason is that although capital flows would indeed be zero under financial autarky, they need not necessarily occur between strongly integrated financial markets. Continuous equalization of the prices of financial assets would remove the incentives for capital movements »<sup>18</sup>.*

Nous pouvons aussi ajouter que l'aide internationale peut gonfler les flux de capitaux qui transitent dans les pays en développement et par conséquent sans que ce soit effectivement un haut degré de mobilité de capitaux.

Ayant passé les trois anciennes mesures de mobilité des capitaux en revue, nous présentons dans la deuxième partie suivante l'hypothèse qui va retenir notre attention jusqu'à la fin de cette étude : l'Hypothèse Feldstein-Horioka.

---

<sup>18</sup> Montiel (1994), p. 314

## DEUXIÈME PARTIE : HYPOTHESE FELDSTEIN-HORIOKA

Cette hypothèse met en évidence la relation de long terme qui existe entre l'épargne nationale et l'investissement domestique. Elle est basée sur l'intuition que si le capital circule librement et que les marchés financiers nationaux sont de plus en plus rapprochés, l'investissement national ne doit plus être contraint par l'épargne nationale, donc absence d'effet d'éviction<sup>19</sup> sur l'investissement. Par conséquent, il devrait y avoir une corrélation "ex-post" quasi nulle entre ces deux agrégats de l'économie nationale. Le contraire se poserait dans le cas où le capital est parfaitement immobile ou peu mobile.

### SECTION 1 : LE MODÈLE

Le point de départ de l'analyse est l'identité comptable

$$I_d \equiv S_d + Z_g - K \quad (1)$$

où  $I_d$  et  $S_d$  sont respectivement l'investissement domestique et l'épargne domestique privée;  $Z_g$  est le surplus budgétaire égal à  $T - G$  (impôts et taxes moins dépenses publiques) ou encore l'épargne publique et  $K$  les transferts d'épargne extérieure (égal au solde de la balance courante). En relativisant (1) par rapport au PIB, on a :

$$I_d/Y = S_d/Y + Z_g/Y - K/Y \quad (2)$$

$$I_d/Y = S/Y - K/Y \quad (3)$$

$$\text{où } S = S_d + Z_g$$

---

<sup>19</sup>Henri Bourguinat, 1992, p. 47

## **SECTION 1.1 : SPECIFICATION DU MODELE**

Le modèle spécifié est :

$$(I/Y)_i = \alpha + \beta (S/Y)_i \quad (4)$$

$\beta$  est le "saving retention coefficient". Ce coefficient de corrélation peut être proche de 0 ou de 1. S'il tend vers 0, cela signifie une parfaite mobilité des capitaux et s'il est proche de 1 c'est le cas contraire. C'est ce modèle qui va être estimé.

## **SECTION 1.2 : ECHANTILLON ET DONNÉES**

Ce modèle a été testé pour un échantillon de 21 pays de l'OCDE en coupe transversale sur la période 1960 - 1974 avec les données prises en moyenne annuelle de cinq ans. Cinq de ces pays ont été exclus pour avoir changé leur méthode de comptabilité du revenu national durant la période. Trois ans plus tard, Feldstein a repris cette étude en ajoutant la période 1974 - 1979.

## **SECTION 1.3 : RESULTATS**

Les résultats de l'étude de Feldstein et Horioka sont reproduits dans le tableau ci-dessous:

**Tableau # II**  
**Relation entre les ratios d'épargne nationale et d'investissement national** <sup>20</sup>

Période	investissement et épargne bruts					investissement et épargne nets				
	cte	s.e.	coef	s.e.	R <sup>2</sup> (%)	cte	s.e.	coef	s.e.	R <sup>2</sup> (%)
1960-1974	0.035	0.018	0.887	0.074	91	0.017	0.014	0.938	0.091	87
1960-1964	0.029	0.015	0.909	0.060	94	0.017	0.011	0.936	0.072	91
1965-1969	0.039	0.025	0.872	0.101	83	0.022	0.020	0.908	0.133	75
1970-1974	0.039	0.024	0.871	0.092	85	0.018	0.018	0.932	0.107	83

Il résulte de la régression que la corrélation S-I varie de 0.909 à 0.871 au cours de la sous période 1960 - 1964 à 1970 - 1974 pour l'épargne et l'investissement bruts. Pour ces mêmes variables considérées en terme net, la corrélation va de 0.936 à 0.932 sur les mêmes sous périodes. Pour la période totale de l'étude, la corrélation est de 0.89 et 0.94 pour les deux types de séries respectivement.

Il existe donc une forte corrélation entre l'épargne et l'investissement intérieur allant de 0.85 à 0.95<sup>21</sup> et qui ne décline pas à travers le temps. Vu sous un autre angle, on peut comparer la tendance des années 60 à celle des années 70. L'épargne nationale semble être beaucoup plus indispensable à l'investissement intérieur au cours des années 70 (0.843) qu'au cours de la décennie précédente (0.779). C'est ce que confirme le tableau suivant<sup>22</sup> :

<sup>20</sup>Feldstein et Horioka (1980) p. 321

<sup>21</sup>Jos Jansen, 1996, p. 3

<sup>22</sup>Tiré de Henri Bourguinat, 1992, p. 48

**Tableau # III**  
**Evolution des coefficients dans le temps**

<b>Périodes</b>	<b>Constante</b>	<b>Coefficient S/Y</b>	<b>R<sup>2</sup></b>
<b>1960 – 1969</b>	0.059	0.779	0.82
<b>1960 - 1979</b>	0.057	0.796	0.75
<b>1970 - 1979</b>	0.039	0.843	0.79
<b>1975 – 1979</b>	0.046	0.865	0.57

Pour vérifier la robustesse de leurs résultats, d'autres variables, notamment le taux de croissance de la population, le degré d'ouverture de l'économie mesurée par le rapport entre la somme des exportations et des importations et le PIB, la taille de l'économie dont l'indicateur est le logarithme du PIB, le ratio du nombre de retraités de plus de 65 ans à la population entre 20 et 65 ans, le ratio de dépendance, etc. ont été introduites dans le modèle. Par ailleurs, un modèle à équation simultanées a aussi été estimé. Mais les résultats ne diffèrent pas : la forte corrélation persiste et les nouvelles variables ne sont pas significativement non nulles. Quinze ans après l'article de 1980, Feldstein écrit : "about two-thirds of each additional of sustained savings remains at home to finance additional domestic investment"<sup>23</sup>.

---

<sup>23</sup>Cité par Coiteux et Olivier, forthcoming, août 2000, p. 2

Sur la base de ces résultats, Feldstein et Horioka concluent que : “in short, the evidence strongly contradicts the hypothesis of perfect world capital mobility and indicates that most of any incremental saving tends to remain in the country in which the saving is done”<sup>24</sup>.

---

<sup>24</sup>Feldstein Horioka (1980) Op. Cit. p. 321

## SECTION 2 : CONTROVERSES SUR L'HYPOTHÈSE F-H

Ces résultats ont fait couler beaucoup d'encre, depuis. D'autres auteurs ont en effet cherché le bien fondé de cette hypothèse. Leurs résultats permettent de les regrouper en plusieurs catégories. Une première catégorie compte ceux dont les résultats confirment ceux de Feldstein et Horioka au sujet de la forte corrélation entre l'investissement et l'épargne.

Linda Tésar (1992) a testé le modèle pour 23 pays de l'OCDE sur la période 1960 - 1986 avec des séries en coupe transversale et trouve une corrélation de 84%<sup>25</sup> non significativement différent de un. Pour des périodes moyennes de trois ans, la corrélation demeure assez forte variant de 61% à 91%. Dooley, Frankel et Mathieson ont également abouti à la même conclusion que Feldstein-Horioka. Ils ont introduit deux échantillons différents de pays : 14 pays de l'OCDE et 50 pays en développement sur la période 1960 - 1984 qu'ils ont scindée en deux sous-périodes : la période 1960 - 1973 caractérisée par les changes fixes et 1974 - 1984, période de dérégulation des marchés. Ils trouvent, paradoxalement, une plus forte corrélation pour les pays industrialisés que pour les PED et constatent, à l'instar de leurs prédécesseurs, que les coefficients ne changent pas beaucoup à travers le temps.

Une deuxième catégorie regroupe les auteurs qui ont trouvé des résultats contraires à ceux de Feldstein-Horioka, que ce soit pour des pays développés que pour des pays en développement. Dans une étude réalisée pour la période 1970 - 1993 estimée par la méthode panel à effets fixes, Vamvakidis et Wacziarg (1998) concluent que la forte corrélation S-I

---

<sup>25</sup>L. Tésar, page 62 et 63

tient davantage pour les pays de l'OCDE que pour les PED : 24.6% seulement de l'épargne nationale finance l'investissement national dans ces derniers contre 67.1% chez les seconds. Avec les données prises en moyennes annuelles de 5 ans, le coefficient est respectivement de 22.7% et 71.4%. Ces résultats sont confirmés par ceux de Dooley, Frankel et Mathieson cités ci-dessus qui ont trouvé une corrélation de 38.5% lorsque les observations sont sur une base annuelle et de 22.7% sur des moyennes annuelles de cinq ans.

De même, Stéphan Sinn (1992), en reprenant le modèle pour 23 pays de l'OCDE et en utilisant des données annuelles plutôt que des séries en moyennes, aboutit à la conclusion que la corrélation est plus faible et varie considérablement à travers le temps. Robert Krol, avec un modèle en Panel à effets fixes, a estimé le modèle pour un groupe de pays OCDE de 1962 à 1990 avec également des données annuelles. Ses résultats corroborent ceux de Sinn. Notons néanmoins que selon Martin Coiteux et Simon Olivier, les résultats de Feldstein et Horioka et ceux de Krol ne sont pas aussi différents en fin de compte. L'écart réside uniquement dans le fait que Krol a introduit dans son échantillon le Luxembourg qui "represents an extreme outlier" because of « *its large international banking sector* »<sup>26</sup>. En effet, lorsqu'ils font abstraction de ce pays dans le panel, "an unrestricted fixed-effects model estimation of the saving retention coefficient, even with annual data, confirms Feldstein's famous two-thirds result"<sup>27</sup>.

---

<sup>26</sup> Martin Coiteux et Simon Olivier, op cit. P. 4

<sup>27</sup> M. Coiteux et co op cit, p. 16

Un dernier groupe d'auteurs sont ceux qui introduisent l'aspect temporel dans la question, en considérant l'effet de court et de long terme de l'épargne nationale sur l'investissement national à partir du modèle à correction d'erreurs. Pour Coiteux et Olivier, l'impact de court terme est moins important. Leur résultat le confirme : "our own estimates are indeed consistent with a very high degree of capital mobility in short-run"<sup>28</sup>. Robert Krol a également trouvé ce résultat.

La controverse demeure aussi au niveau de l'interprétation des résultats<sup>29</sup>. Il y a un certain groupe qui est du même avis que Feldstein et Horioka en ce qui concerne l'interprétation de la corrélation épargne-investissement comme étant un indice du degré de mobilité des capitaux. En effet, pour Robert Krol le fait de trouver une faible corrélation est "consistent with international capital mobility"<sup>30</sup>. Pour d'autres, même si leurs résultats confirment ceux de Feldstein-Horioka en ce qui concerne le degré de corrélation, ils rejettent l'interprétation à savoir qu'"il y a des imperfections substantielles sur le marché des capitaux" ou bien une faible intégration des économies.

Les raisons avancées par la plupart des critiques cités précédemment pour expliquer la forte corrélation se résument à trois ensembles d'explications, selon la classification faite par Frankel (1992) et Michael Artis et Tamim Bayoumi (1989). La première explication est que la mobilité des capitaux internationaux est effectivement faible, en dépit de toute évidence, si on considère les facteurs tels que les contraintes d'information, les risques de change, les contrôles de change, les barrières fiscales et institutionnelles, etc.

---

<sup>28</sup> Op cit. P. 16

<sup>29</sup> Dooley (1987); Obstfeld (1986); Stefan Sinn (1992) Tesar (1992); Fry, (1986) p. 58 "this saving-investment relationship is compatible with a perfect world capital market"

<sup>30</sup> Robert Krol, 1996, p. 473

La deuxième est le comportement du secteur privé. Les tenants de cette explication<sup>31</sup> sont ceux qui admettent que les capitaux sont parfaitement mobiles et expliquent donc la forte corrélation épargne-investissement par le fait que le taux d'épargne est endogène. Ils mettent en doute la deuxième condition de base du modèle Feldstein-Horioka, à savoir que tous les facteurs pouvant affecter le taux d'investissement, autres que le taux d'intérêt réel, sont non corrélés avec le taux d'épargne. Ils appuient leur thèse sur le fait que l'épargne (la variable explicative) et l'investissement (la variable à expliquer) peuvent évoluer dans le même sens s'ils sont influencés par les mêmes facteurs.

Dans une version, on admet que même avec des coupes transversales les taux d'épargne et d'investissement dépendent du taux de croissance de la productivité de l'économie ou du taux de croissance du revenu et du taux de financement interne des entreprises par les profits non-distribués [Obstfeld (1986)] ou du taux de croissance de la population. En outre, le mouvement cyclique du revenu; la présence d'un bien de consommation non échangeable, Murphy (1986) et Wong (1990), etc. sont également des facteurs qui peuvent influencer ces indicateurs.

Une autre explication donnée par Frankel (1992) est que si le pays en question est grand sur les marchés financiers,  $r^*$ , le taux d'intérêt mondial, ne sera pas exogène par rapport au taux d'épargne. En effet, une augmentation de l'épargne autonome peut faire baisser le taux d'intérêt mondial et ainsi favoriser les investissements. De ce fait, même si  $r = r^*$ , ce qui suppose la mobilité parfaite des capitaux, le taux d'intérêt national ainsi que le taux d'investissement seront corrélés avec le taux d'épargne national. Autrement dit, une baisse du

---

<sup>31</sup>Dooley et al (1987 et d'autres.

taux d'épargne entraînera une hausse des taux d'intérêt mondiaux, ce qui affectera négativement le taux d'investissement aussi bien national qu'international. Donc, la taille relative de l'économie par rapport au marché mondial peut influencer la corrélation S-I<sup>32</sup>.

La troisième explication, la version la plus populaire et aussi la plus acceptée, est liée à la politique du gouvernement pour réagir aux déséquilibres de la balance courante (policy reaction de Fieleke (1982), James Tobin (1983)). Selon Dooley et al, si le gouvernement réagit au déficit commercial, induit par un accroissement de l'investissement, en réduisant ses dépenses ou en augmentant les taxes, l'épargne et l'investissement peuvent être corrélés, même avec la mobilité des capitaux.

Les faiblesses du modèle Feldstein-Horioka sont aussi expliquées par la méthode d'estimation du modèle. En effet, selon plus d'un, l'utilisation des séries prises en moyennes annuelles de long terme (cinq ans), plutôt que sur une base annuelle, élimine certes les effets de cycles d'affaires, mais cause un biais à la hausse de l'estimateur. Cet argument, fondé sur la macro-économie moderne des économies ouvertes laquelle est elle-même basée sur la maximisation de l'utilité individuelle dans un cadre inter temporel, a été avancé par Stefan Sinn<sup>33</sup>.

---

<sup>32</sup>Stefan Sinn (1992).

<sup>33</sup>Op cit. P. 1164.

Ces critiques, aussi fondées qu'elles paraissent, comportent également des faiblesses qui sont aussi critiquables que l'étude de Feldstein et Horioka. Jeffrey Frankel, après les avoir résumées s'est appliqué à montrer leurs points faibles, sans pour autant réhabiliter l'hypothèse de Feldstein-Horioka.

Dans le cas de la deuxième explication, Frankel affirme que Feldstein-Horioka ont déjà tenu compte du problème d'endogénéité cyclique, appelé "business cycle" dans la littérature, en calculant des moyennes sur une assez longue période de temps. Et pour corriger l'endogénéité qui provient d'autres sources, ils ont introduit entre autres des variables telles que : le degré d'ouverture de l'économie (somme  $(X+M)/\text{PIB}$ ) et la taille de l'économie ( $\log\text{PIB}$ ). Pourtant, les résultats n'ont pas changé. Ceux trouvés par Frankel lorsqu'il utilise la fraction de la population de plus de 65 ans et le ratio des dépenses militaires au PIB comme instruments et par Dooley et al lorsqu'ils considèrent ce dernier instrument ainsi que le ratio de dépendance à la population en âge de travailler les corroborent. C'est pourquoi ce dernier affirme que l'endogénéité de l'épargne nationale "*does not appear because they hold equally well when instrumental variables are used*". En effet, pour que ce soit vrai, il faudrait aussi que les coefficients présentent une allure décroissante lorsqu'on les analyse à travers le temps; tel n'a pas été le cas.

Dans la dernière explication, l'argument ne tient plus si l'étude économétrique utilise des données en coupe transversale, car tous les pays partagent le même taux d'intérêt mondial. De plus, le problème de grande taille du pays ne permet pas d'expliquer pourquoi les pays à épargne élevée relativement à la moyenne tendent à coïncider avec les pays à investissement élevé par rapport à la moyenne.

En résumé, il appert que la forte corrélation S-I de Feldstein-Horioka n'est due ni à l'endogénéité de l'épargne ni à la taille relative du pays sous étude. Elle pourrait s'expliquer donc soit par les limites de l'intégration réelle imposées par des entraves fiscales ou non fiscales, soit par les différences de comportement entre les capitaux financiers représentés par les titres publics et les capitaux productifs constitués par les actions.

*« One easy explanation for the finding is that real interest parity has not held any better in recent years than it did in the past...if the domestic real interest rate is not tied to the foreign real interest rate, then there is no reason to expect a zero coefficient in the saving-investment regression »<sup>35</sup>.*

Par conséquent c'est la technique même utilisée pour tester la mobilité des capitaux qui n'est pas adéquate et non pas seulement une imperfection du modèle. Cela confirme l'opinion de Henri Bourguinat qui, en résumant les critiques de l'hypothèse FH affirme :

*« ..Il est assez délicat d'inférer que le fait que I et S domestiques soient fortement corrélés signifie que l'intégration financière des années soixante et soixante-dix n'ait pas progressé. A la limite, le fait de vouloir mesurer l'évolution de la mobilité internationale des capitaux à partir d'une égalité comptable qui associe deux variables macro-économiques internes constitue un procédé trop indirect et fragile pour être vraiment convaincant ».*

En dépit de ces critiques soulevées vis à vis du modèle Feldstein-Horioka, nous allons quand même l'utiliser pour vérifier nous-même le degré de mobilité des capitaux dans les pays de notre échantillon.

---

<sup>35</sup>Frankel, J. 1992, p. 199.

## **TROISIEME PARTIE : APPLICATION DE L'HYPOTHÈSE F-H AUX PAYS EN DÉVELOPPEMENT**

Nous avons présenté à la partie précédente le modèle de base de notre étude. Dans cette partie, nous allons présenter nos résultats en utilisant le modèle de Feldstein-Horioka.

### **SECTION 1 : ECHANTILLON ET DONNÉES**

Dans cette étude, nous analysons le degré de mobilité des capitaux pour 16 pays en développement répartis selon leur niveau de revenu en nous inspirant des critères de classement de la Banque Mondiale de 1999. Le choix de certains de ces pays résulte du fait qu'ils sont connus pour avoir attiré beaucoup de capitaux étrangers durant ces dernières années quid sous forme d'aide internationale, quid sous forme de capitaux financiers. Les données ont été choisies dans le CD-ROM<sup>36</sup> de la Banque Mondiale. Le tableau suivant présente la liste des pays.

---

<sup>36</sup>World Bank, Indicators of development 2000

**Tableau # IV**  
**Liste des pays de l'échantillon<sup>37</sup>**

<b>BAS REVENUS</b> <b>755\$ ou moins</b>	<b>REVENUS MOYENS</b>		<b>REVENUS ELEVÉS</b> <b>9266\$ et plus</b>
	<b>FAIBLES</b> <b>756\$ - 2995\$</b>	<b>ELEVÉS</b> <b>2996 \$ - 9265\$</b>	
Haïti	Colombie	Brésil	Singapour
Inde	Equateur	Corée	Hong Kong
Indonésie	République Dominicaine	Malaisie	
	Jamaïque	Vénézuéla R.D	
	Pérou		
	Philippines		
	Thaïlande		

<sup>37</sup> source : Site de la Banque Mondiale

## SECTION 2 : MÉTHODOLOGIE

Le modèle de base estimé est le suivant :  $(I/Y)_{ij} = \alpha + \beta(S/Y)_{ij} + \zeta_j$  où  $i$  représente les pays et  $j$  le temps.  $I/Y$  est le ratio d'investissement national brut et  $S/Y$  le ratio d'épargne nationale brute sur le PIB. Ce modèle est estimé par la méthode en Panel à effet fixe<sup>38</sup>. Nous l'estimons par la méthode SURE dite « Seemingly Unrelated Regression Equations » afin d'introduire une certaine variabilité dans les coefficients.

L'estimation par la méthode en Panel va poser certains problèmes, comme l'ont fait remarquer Vamvakidis et Wacziarg. En effet à côté des deux avantages que présente le modèle Panel<sup>39</sup>, il présente aussi certains inconvénients. D'une part il exacerbe le problème d'erreur de mesure dû principalement à la présence des séries annuelles. En outre, selon Lois Sayrs (1989), les hypothèses des Moindres Carrés Ordinaires sont facilement violées, notamment :  $Cov(u_{it}u_{jt}) \neq 0$ , ce qui implique autocorrélation,  $Cov(u_{it}x_{it}) \neq 0$  et aussi le problème d'hétéroscédasticité est exacerbé ( $Var(u_{nt}) \neq \sigma^2, \forall n$ ). Le plus souvent, les estimateurs sont donc biaisés, non convergents et non efficaces. Cependant, on peut toujours corriger ces faiblesses à l'aide d'outils adéquats.

---

<sup>38</sup>C'est une méthode qui consiste à combiner les coupes transversales et les séries chronologiques. Nous ne faisons aucune différence entre Pooling et Panel à l'instar de Stimson (1985). Par contre soulignons quand même que le Panel, selon Sayrs (1989), fait plutôt référence à des séries discontinues dans le temps.

<sup>39</sup>Il permet de tenir compte de l'hétérogénéité dans les caractéristiques non observables de chaque pays et ainsi élimine le biais qui affecte le coefficient. Par ailleurs, il permet d'utiliser toutes les informations disponibles sur chaque pays sur plusieurs années. P. 13

Avant de procéder à l'estimation, nous allons faire toute une batterie de tests afin d'être certains que nos estimateurs sont le plus réalistes que possibles, c'est-à-dire efficace et au moins convergents. D'abord nous allons faire un test de stationnarité, ensuite le test de détection d'hétéroscédasticité avant de procéder à l'estimation, nous ferons aussi les autres tests qui s'imposent pour tester la robustesse de nos résultats.

### **SECTION 3 : ESTIMATION**

Dans cette section, nous présentons les différents résultats de notre étude.

#### **SECTION 3.1 : TEST DE STATIONNARITÉ**

Le test effectué est celui de Dickey-Fuller Augmenté. Le tableau # V en ANNEXE 1 donne les résultats.

Etonnamment, la plupart des séries sont non stationnaires même au seuil de signification de 10%. Un seul, le ratio d'épargne pour la République Dominicaine est stationnaire à 1%. Quatre séries le sont à 5% dont trois sont le taux d'épargne de trois pays : Inde, l'Indonésie et l'Equateur. L'autre est le ratio d'investissement de la Colombie. Enfin, trois autres séries sont stationnaires à 10%. Il s'agit du ratio d'investissement de la République Dominicaine et de l'Equateur et du ratio d'épargne de Hong Kong.

Selon les études empiriques, ces séries, étant des ratios, auraient dû être stationnaires. Les résultats que nous obtenons sont par conséquent surtout expliqués par des chocs structurels qui ont sans doute perturbé ces économies durant la période sous étude. Nous essaierons de corriger ces chocs en utilisant le logiciel et la commande appropriés.

#### **SECTION 3.2 : TEST D'HETEROSCEDASTICITE.**

L'hétéroscédasticité est l'une des failles des modèles de pooling à cause de la présence des séries en coupe transversale. La méthode appliquée pour la détecter est celle dite

graphique. Car selon Sayrs(1989) l'hétéroscédasticité est plus difficile à détecter sans une analyse graphique des résidus. La figure 1 à 3 en ANNEXE 2 montre l'évolution des résidus, obtenus en faisant la régression du ratio d'épargne nationale sur le ratio d'investissement national par les MCO, en fonction du temps. A vue d'œil, on peut constater la présence d'hétéroscédasticité due à la présence de certains « outliers » dans l'échantillon. Ce problème s'explique par les deux variables : le ratio d'épargne et d'investissement comme l'indique les deux graphiques subséquents. Le test de Goldfeld-Quandt peut révéler quelle est la variable ou le pays responsable du phénomène, mais comme ici ce sont uniquement les résultats qui nous importent, nous allons utiliser un logiciel qui corrige ce problème sans avoir besoin de test plus avancés.

### **SECTION 3.3 : TEST D'AUTOCORRELATION**

Autant que pour l'hétéroscédasticité, les modèles de pooling sont aussi très souvent soumis au problème d'autocorrélation qui est propre aux séries temporelles. Pour le corriger, le test de Durbin Watson, ci-après DW, n'est plus approprié. La procédure, selon Sayrs, consiste alors à effectuer le test de DW sur chaque série séparément, dans notre cas sur chaque pays, puis de prendre la moyenne arithmétique. Cette nouvelle statistique de DW sera comparée aux deux valeurs du tableau de DW afin de conclure. Nous faisons la présomption de la présence d'autocorrélation, mais ne le testons pas du fait qu'il faut corriger d'abord le problème soulevé précédemment pour que le test soit efficace. Mais comme cette présomption est justifiée à cause de la présence des séries temporelles, nous tiendrons compte de cette possibilité lors de la régression.

## SECTION 4 : RÉSULTATS EMPIRIQUES

Les régressions ont été réalisées sur Stata 6. A cause de la présomption d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation, nous avons estimé le modèle en tenant compte de ces deux problèmes en utilisant la commande « *xtgls* ». Ces résultats sont présentés en trois points : l'estimation en Panel, test de Granger et en dernier lieu l'estimation SURE.

### SECTION 4.1: RESULTATS DE L'ESTIMATION EN PANEL

Nous les subdivisons en cinq groupes : le premier où nous estimons le modèle de base : la relation I/PIB et S/PIB sur la période 1960-1998 pour un échantillon de 16 pays; dans le deuxième groupe, nous estimons cette même relation sur la période 1961-1998, à cause du fait que la série « taux de croissance de la population » que nous utilisons comme proxy n'est disponible pour aucun pays sur le CD-ROM de la Banque Mondial pour l'année 1960. Dans le troisième groupe, nous estimons un modèle plus élargi toujours pour 16 pays en intégrant la variable mentionnée ci-dessus ainsi que le logarithme du PIB utilisé comme proxy de la taille de l'économie<sup>40</sup>.

Dans le quatrième groupe, nous estimons à nouveau le modèle de base pour la période 1961-1998 pour 13 pays<sup>41</sup> et ajoutons dans le 5<sup>e</sup> groupe aux autres variables déjà mentionnées la variable degré d'ouverture de l'économie calculée par la formule :  $[X+M]/2*PIB$ <sup>42</sup> pour contourner le problème d'endogénéité de l'épargne.

---

<sup>40</sup> Feldstein et Horioka l'ont fait dans leur article de même que Linda Tésar et d'autres.

<sup>41</sup> Moins Singapour, Inde et le Venezuela à cause de la non disponibilité des données sur le CD-ROM ou du fait que la série n'est pas complète.

<sup>42</sup> Formule dans Martens et Décaluwé (1996)

Le tableau IV en ANNEXE 1 montre qu'en estimant le modèle par la méthode Panel, au prime abord, on constate qu'aucun coefficient n'est significativement également à 1. L'estimateur oscille toujours autour de 50%. Ce qui signifie que toute augmentation de l'épargne nationale de 1% engendre une augmentation d'environ 50% de l'investissement national en pourcentage du PIB. Par conséquent, le 50% restant est financé par des sources autres que l'épargne nationale. L'introduction des variables taux de croissance de la population et le logarithme du PIB ne change guère les résultats de façon significative dans le 3<sup>e</sup> groupe par rapport au 2<sup>e</sup>.

En estimant le modèle pour 13 pays, hormis le Singapour, l'Inde et le Venezuela, nous obtenons un coefficient légèrement supérieur : 62% qui diminue à 59% lorsque nous tenons compte du degré d'ouverture de l'économie, de l'évolution de la population et du produit intérieur brut. Néanmoins, ces deux dernières variables explicatives n'exercent pas un impact significatif sur l'investissement, bien que le taux de croissance de la population peut être intégré dans le modèle car la statistique de Student est supérieure à 1. Ces résultats confirment le fait que plus l'économie est ouverte, plus l'investissement augmente. Par contre une croissance effrénée de la population constitue un frein pour l'investissement.

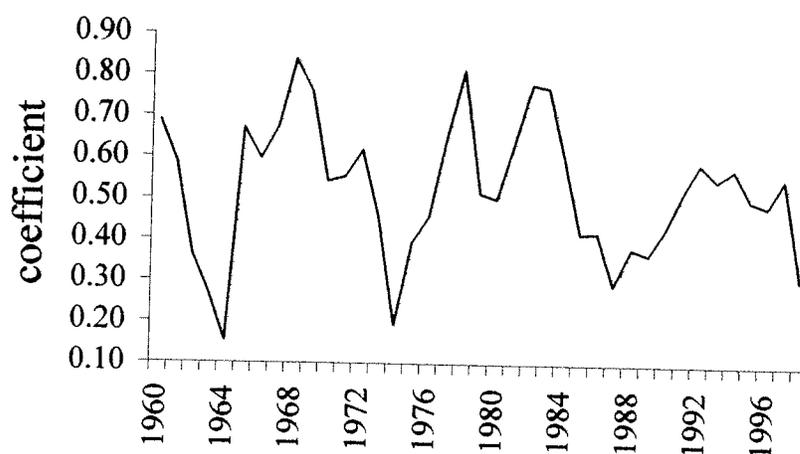
Lorsque nous substituons le taux de croissance du PIB à la place du logarithme du PIB comme proxy de la taille de l'économie, nous obtenons des résultats plus conformes aux normes statistiques. En effet, les signes attendus sont obtenus et toutes les variables sont significativement non nulles. En outre, nous observons une diminution du coefficient de 62% sans les variables à 56% avec celles-ci. Au niveau des signes, nous faisons remarquer que Feldstein et Horioka ont anticipé un signe négatif. Autrement dit, plus l'économie est

ouverte, moins le ratio I/PIB est élevé. Par contre, nous le voyons sous un autre angle, l'introduction de cette variable peut contribuer à réduire l'importance de l'épargne nationale, qui sera substituée par l'épargne étrangère, dans l'investissement national et entretient alors une relation positive avec ce dernier en ce sens que plus l'économie est ouverte, plus l'accès aux capitaux étrangers est aisé et plus l'économie peut augmenter ses investissements, pour un niveau donné du PIB.

Nous avons par ailleurs vérifié l'évolution du coefficient de corrélation afin d'analyser la tendance du degré de mobilité des capitaux dans le temps que le graphique suivant illustre. Pour obtenir les valeurs, nous avons fait la régression en coupe transversale en faisant l'hypothèse que tous les pays ont le même degré de mobilité des capitaux sur une période donnée. L'estimation est donnée en annexe 4.

**Fig. 4**

**Evolution du coefficient de degré de mobilité des capitaux de 1960 à 1998**



Nous pouvons constater une sorte d'évolution autour d'une moyenne de 50%. Le coefficient a fortement augmenté durant trois périodes : 1964-1965, 1973-1977 et 1980- 1983. La deuxième et la troisième sont les deux périodes connues qui caractérisent respectivement le premier et le deuxième choc pétrolier, ce dernier ayant coïncidé avec la crise de la dette des pays en développement.

Les résultats analysés jusqu'ici, montrent une certaine contradiction avec le modèle Feldstein-Horioka. Ce que certains critiques, notamment Robert Krol et Vamvakidis et Wacziarg ont soulevé. Et si, comme l'ont affirmé les pionniers, ce modèle explique réellement le degré de mobilité des capitaux, on pourrait alors conclure que les capitaux sont parfaitement mobiles dans les pays de l'échantillon.

#### **SECTION 4.2: TEST DE GRANGER**

Comme beaucoup d'économistes l'ont montré, corrélation n'implique pas nécessairement causalité ; ce que beaucoup des auteurs qui ont repris le modèle de Feldstein-Horioka ont négligé. Nous avons alors tenté d'étudier la causalité entre les deux variables. L'équation estimée est tirée de l'article de A. Harrison (1996) : Il s'agit d'estimer la relation :

$$dy_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 dy_{i,t-1} + \alpha_2 dy_{i,t-2} + \alpha_3 dy_{i,t-3} + \beta_1 dx_{i,t-1} + \beta_2 dx_{i,t-2} + \beta_3 dx_{i,t-3} + f_i + u_t$$

Selon le test de causalité de Granger, x cause y si on rejette le test joint de Fisher de l'hypothèse nulle que tous les  $\beta$  sont nuls. Les résultats sont présentés dans le tableau # 7 ci-dessous.

**Tableau # VII**  
**Test de causalité de Granger**

<b>dGDI</b>	<b>S/PIB→I/PIB (F test)<sup>43</sup></b>	<b>S/PIB→I/PIB (F test)</b>	<b>dGDS</b>
<b>dGDI_1</b>	0.993	2.678	<b>dGDI_1</b>
<b>dGDI_2</b>	-1.21	2.090	<b>dGDI_2</b>
<b>dGDS_1</b>	0.095	-5.970	<b>dGDS_1</b>

Le nombre de retard retenu pour le ratio d'épargne est 1. Le test de Student montre que cette variable est significativement égale à zéro. Par conséquent le ratio d'épargne nationale ne cause pas le ratio d'investissement national au sens de Granger. Nous avons fait ce test seulement pour la variable principale, car les autres variables qu'on a introduite successivement l'ont été seulement pour tester la robustesse des résultats obtenus précédemment.

Cependant, à l'inverse, nous avons trouvé plutôt une causalité unidirectionnelle allant de l'investissement vers l'épargne. Ce que montre la partie droite du tableau 4. Le test F conjoint donne un p-value de 0.0027. Ce qui permet de rejeter l'hypothèse de nullité des coefficients du ratio d'investissement même à un seuil de signification de 1%. On peut interpréter ce résultat de la manière suivante. Il est vrai que l'épargne nationale est une source de financement. Cependant, la relation n'est pas directe et de plus elle n'est pas la seule source si on considère les capitaux étrangers. Par contre, l'investissement peut créer l'épargne à cause de son impact direct sur la croissance, laquelle exerce un impact considérable sur les revenus.

<sup>43</sup> Le F test correspond ici au t\_student car il n'y a qu'une seule variable explicative.

### SECTION 4.3 : RESULTATS DE L'ESTIMATION PAR LA METHODE SURE

En dépit des vertus de la méthode panel, elle ne permet pas de tenir compte des différences entre les coefficients pour chaque pays. Le modèle SURE (seemingly unrelated regression equation) le permet. En effet, chaque pays a sa propre politique de contrôle de capitaux, de taxation et un degré d'ouverture différent qui peut affecter différemment les mouvements de capitaux

Le modèle estimé est le suivant :  $(I/Y)_{ij} = \alpha + \beta (S/Y)_{ij} + \zeta_j$ . Le coefficient  $\beta$  varie maintenant avec les différents pays du modèle. Pour utiliser cette méthode d'estimation, nous avons d'abord vérifié si les moindres carrés ordinaires ne sont pas équivalents. Les résultats ont prouvé qu'il existe une corrélation contemporaine entre les seize équations (ANNEXE 7). Ce qui est justifié par le fait que tous les pays sont soumis à un même environnement international<sup>44</sup> : taux d'intérêt mondial, marché des changes internationaux dont la fluctuation du dollar, prix mondiaux, etc. Les résultats de l'estimation sont présentés dans le tableau # 8 suivant :

---

<sup>44</sup> Ce qui a été prouvé par la propagation de la crise asiatique à l'économie mondiale, tel un effet domino.

Tableau # VIII

## ESTIMATION PAR LA METHODE SURE

	<i>Rep. Dom</i>	<i>Haiti</i>	<i>Hong Kong</i>	<i>Inde</i>	<i>Indonésie</i>	<i>Jamaïque</i>	<i>Corée</i>	<i>Malaisie</i>
<b>constante</b>	13.951	10.422	17.586	-0.763	5.178	10.341	15.945	8.030
<b>S/PIB</b>	0.455	0.420	0.331	1.130	0.697	0.765	0.525	0.635
<b>écart-type</b>	0.118	0.067	0.100	0.041	0.036	0.081	0.032	0.077
<b>t-student</b>	3.856	6.231	3.303	27.239	19.206	9.425	16.474	8.196
	<i>Philippines</i>	<i>Singapour</i>	<i>Thaïlande</i>	<i>Brésil</i>	<i>Colombie</i>	<i>Equateur</i>	<i>Pérou</i>	<i>Venezuela</i>
<b>constante</b>	7.087	30.531	6.577	11.452	19.226	12.716	5.969	6.813
<b>S/PIB</b>	0.784	0.145	0.847	0.455	0.081	0.389	0.825	0.578
<b>écart-type</b>	0.097	0.032	0.054	0.065	0.077	0.048	0.049	0.082
<b>t-student</b>	8.112	4.511	15.744	7.007	1.049	8.142	16.656	7.053

On observe que le coefficient de rétention de l'épargne est plus élevée en Inde où il est significativement égal à 1, à l'instar des résultats de Peter Montiel pour ce pays. Les autres pays, notamment la Thaïlande et le Pérou il est de l'ordre de 80% ; en Jamaïque, Philippines, il dépasse 75%. Mise à part ces pays, qui ont un coefficient assez élevé aussi mais significativement différent de 1, tous les autres pays présentent un coefficient moyen de celui trouvé dans la régression en Panel. Et, les pays comme le Colombie, la Corée et le Singapour présentent des coefficients assez faibles. Ce qui prouve que chacun de ces pays adopte une politique de financement d'investissement nettement différente.

Sur la base de ces résultats, il semble que le degré de mobilité des capitaux est relativement plus élevé dans les trois derniers pays comparativement aux autres. En ce qui concerne le Singapour, ce résultat n'est pas surprenant. Il est confirmé par celui de Edwards et Khan (1985). Ces derniers ont proposé un modèle qui admet par hypothèse que le taux

d'équilibre du marché est la moyenne pondérée entre le taux d'intérêt international non couvert et le taux d'équilibre du marché intérieur qu'on observerait si le marché des capitaux était complètement fermé. Le modèle est :  $i = \psi i^* + (1-\psi)i'$  où  $\psi \in [0, 1]$  représente l'indice de mobilité des capitaux. Estimé pour la Colombie et le Singapour, ils ont conclu à une mobilité absolue des capitaux au Singapour.

Cependant, pour des pays tels que la Malaisie, les Philippines et l'Indonésie, les résultats sont infirmés par ceux Haque et Montiel qui ont repris le modèle de Edwards et Kant pour quinze pays<sup>45</sup> sous développés. En effet, ils concluent pour la Malaisie, l'Indonésie et les Philippines, l'hypothèse qu'une parfaite mobilité des capitaux ne peut être rejetée. Pour Haïti et la République Dominicaine et d'autres pays en développement, les résultats ne sont pas trop différents de ceux de Montiel (1990).

---

<sup>45</sup>Six pays asiatiques, quatre pays africains et trois pays de l'Amérique Latine et 2 pays européens

## SECTION 5 : ANALYSE DES RÉSULTATS

Le modèle Feldstien-Horioka que nous venons d'estimer, nous amène à la conclusion qu'il existe apparemment une parfaite mobilité des capitaux dans les pays en développement (PED). Ce qui est étonnant surtout est pourquoi ces derniers, qui sont plus enclins à imposer des contrôles de capitaux, sont paradoxalement plus ouverts aux flux de capitaux que les pays dits industrialisés de l'échantillon de nos prédécesseurs. Beaucoup d'auteurs se sont prononcés là-dessus. Selon Peter Montiel, la faible corrélation pour les PED aurait plutôt comme explication :

- 1) la pauvreté des données statistiques des PED : en effet, l'épargne étant calculée de façon résiduelle, cela peut entraîner des erreurs de variables qui tendent à biaiser les paramètres à la baisse<sup>46</sup>.
- 2) La présence des flux non transigés par les marchés tels que l'assistance bilatérale et multilatérale sous forme de flux d'aide qui tend à se substituer à l'épargne nationale quand celle-ci est déficiente. Selon l'auteur, ne pas tenir compte de l'aide internationale cause une sous-estimation du coefficient<sup>47</sup>.

Cela n'a donc rien à voir avec la mobilité des capitaux. Il sous entend donc par là que l'on devrait trouver une corrélation plus importante si on tient compte de ces paramètres. Cependant, lorsque nous introduisons le ratio de l'aide au PNB dans le modèle initial.,

---

<sup>46</sup> Peter Montiel (1994), p. 330

<sup>47</sup> idem

l'estimateur passe de 0.59 à 0.62 pour 16 pays de 1966 à 1998, différence qui n'est pas vraiment significative vis-à-vis de nos résultats précédents.

Dans son article, Wong (1990) a introduit un nouvel indicateur pour mesurer l'ouverture des pays aux flux financiers. Il s'agit de la mesure de Bagwati ou BHAG et la prime du marché des changes pour le dollar américain. Nous avons considéré la première et l'avons calculé pour les pays de l'échantillon.

La méthode consiste à sélectionner le ou les principaux partenaires commerciaux du pays en question puis de comparer les exportations (X) déclarées par le pays étudié vers son partenaire commercial et les importations (M) déclarées par ce dernier en provenance de ce pays. Selon l'auteur, à cause du rationnement des devises dans les PED, les entreprises ont tendance à sous facturer leurs exportations et à surfacturer leurs importations. La mesure :  $BHAG = (M-X)/M^{48}$ . Les résultats sont présentés ci-dessous.

**Tableau # IX**  
**Mesure du degré d'ouverture financière**

<b>Pays</b>	Rép. Dom	Haïti	Hong Kong	Inde	Indonésie	Jamaïque	Corée	Malaisie
<b>BHAG</b>	0.362	0.280	-1.031	0.141	0.119	0.209	-0.012	0.189
<b>Pays</b>	Philippines	Singapour	Thaïlande	Brésil	Colombie	Equateur	Pérou	Venezuela
<b>BHAG</b>	0.143	-0.141	0.086	0.087	0.108	0.211	0.107	0.062

On constate alors que 13 pays sur 16 ont sous-facturé leurs exportations sur la période d'étude (1961 à 1998). En effet, un signe positif signifie l'existence de contrôle des échanges. Le signe négatif des trois autres pays notamment Corée, Singapour et Hong Kong peut être

<sup>48</sup> David Wong (1990), p.66-68

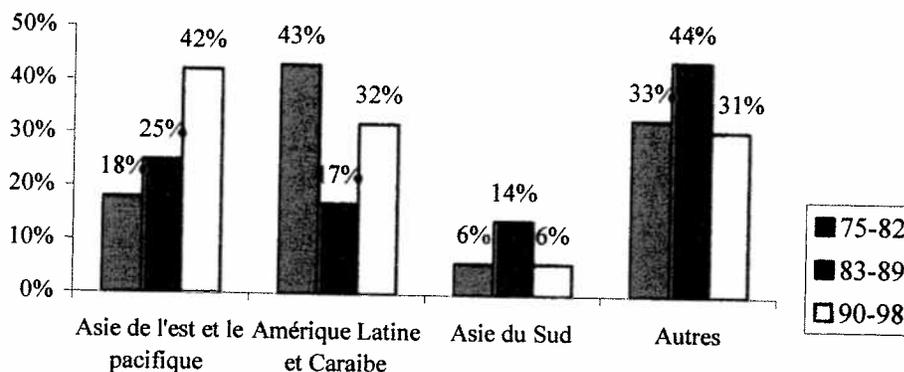
expliqué par l'existence probable de taux de change officiels multiples visant à promouvoir les exportations, selon Wong. Pour notre part nous pensons que cela s'explique par l'ouverture de ces pays sur l'extérieur, vue que ces trois pays font partie des marchés financiers les plus achalandés du monde financier, du moins avant la crise financière asiatique de juillet 1997.

Ces résultats nous suggèrent que les faibles coefficients obtenus pour la plupart des pays ne sont pas nécessairement dû à un degré de mobilité des capitaux élevé, comme le laisse supposer le modèle Feldstein-Horioka. Cependant, d'un autre côté, nous savons aussi que les économies deviennent de plus en plus ouvertes avec le processus de libéralisation. Car les pays en développement, dans leur souci d'attirer plus de capitaux extérieurs, entrent dans un processus de libéralisation des taux d'intérêt et du crédit afin de promouvoir leur croissance par le biais des investissements directs étrangers et d'autres formes de financement. Ce qui pourrait expliquer la faible part de l'épargne nationale dans l'investissement local. Du moins, si ces explications ne tiennent pas pour la période des années 60, elles le sont à partir des années 70<sup>49</sup>, celles-ci ayant été marquées par une croissance importante des flux de capitaux extérieurs dans les pays en développement, que ce soit publics sous forme d'aide et de prêts en provenance des organismes officiels ou de flux de capitaux extérieurs privés sous forme d'investissements directs étrangers (IDE). Selon une publication récente de UNCTAD, les flux nets d'entrées de capitaux dans les pays en développement ont évolué comme suit :

---

<sup>49</sup> hormis les années 80 où l'expansion des flux de capitaux privés a considérablement baissé avec la crise de la dette.

**Fig. 5**  
**Evolution des flux nets de capitaux par région**  
**de 1975 à 1998**



On constate que les flux de capitaux ont cru de façon discontinue dans les pays de l'Asie de l'est et le Pacifique passant de 18% en sur la période 75-82 à 25% en 83-89 et à 42% en de 1990 à 1998. Pour les pays de l'Amérique Latine, la part a considérablement diminué durant les années 80 à cause de la crise de la dette comme nous l'avons déjà mentionné. Par contre les flux de capitaux reprennent leur essor vers les années 90 sans toutefois atteindre le niveau de la première période. Ainsi, si pour les pays industrialisés, les résultats de FH semblent avoir sous estimé l'entrée des capitaux, il semble plus évident comme mesure du degré de mobilité des capitaux dans les pays en développement. « ...*There may be some merit in using the saving-investment correlation to measure the extent of international capital mobility* » même si on doit prendre ces résultats « *with extreme care and qualifications* »<sup>50</sup>.

<sup>50</sup> Wong (1990), p. 68

## CONCLUSION

Au cours de cette étude, nous avons tenté de tester le degré de mobilité des capitaux dans certains pays de l'Asie, de l'Amérique Latine et de la Caraïbe à l'aide du modèle de Feldstein-Horioka. La question était de savoir s'il y avait immobilité parfaite ou significative des capitaux internationaux dans ces pays comme l'ont prouvé les résultats de Feldstein-Horioka pour les pays de l'OCDE. Pour cela, nous avons choisi un échantillon de 16 pays. Cette étude est réalisée sur la période 1960 – 1998. Les méthodes d'estimation sont le Panel et la méthode d'estimation SURE.

Nous avons trouvé une faible corrélation de l'ordre de 50%, entre le ratio d'épargne nationale par rapport au PIB et le ratio d'investissement par rapport au PIB lorsque les séries sont sur une base annuelle. Pour vérifier la robustesse de ces résultats et surtout pour tenir compte des problèmes d'endogénéité de l'épargne soulevé par beaucoup d'économistes, nous avons introduit quatre autres variables : le taux de croissance de la population, le taux de croissance du PIB, le ratio de la somme des exportations et des importations et du PIB comme proxy du degré d'ouverture de l'économie et le logarithme du PIB qui est la variable proxy de la taille relative de l'économie par rapport au marché international. Les résultats n'ont guère changé : le coefficient de corrélation reste significativement égal à 50%, sauf lorsqu'on réduit la taille de l'échantillon de 16 à 13 pays et qu'on ajoute la variable degré d'ouverture où le coefficient augmente légèrement et atteint environ 60%. Par ailleurs, les variables introduites sont soit significatives, soit indispensables à la régression.

Ces résultats confirment le fait que le modèle de FH souffre effectivement d'un problème de variables omises, c'est-à-dire que le ratio d'épargne est endogène dans le modèle. Par contre le signe de la variable degré d'ouverture n'est pas conforme à notre attente. Cela est dû peut-être au fait qu'elle est corrélée avec le taux d'épargne.

S'agissant de prouver si le degré de mobilité des capitaux a varié à travers le temps, nous avons fait une régression en coupe transversale en estimant le modèle par année. Nos résultats montrent en fait qu'il n'y pas une trop grande différence en ce sens qu'en moyenne, l'estimateur est de 50%.

Ainsi, l'hypothèse de l'immobilité des capitaux internationaux basée sur une forte corrélation Epargne-Investissement n'est pas vérifiée dans le cas des pays émergents de l'Asie, de l'Amérique Latine et de la Caraïbe. La crise financière asiatique qui s'est déclenchée vers le milieu de l'année 1997 a prouvé combien les capitaux peuvent se déplacer librement et causer par là même un déséquilibre au niveau mondial.

Notre travail de recherche corrobore aussi le fait qu'il existe des différences significatives dans le degré de mobilité des capitaux dans les pays, mises en évidence par la méthode SURE. En effet, conformément à ces résultats, elle nous permet de conclure que Hong Kong, Corée du Sud et Singapour sont les pays à mobilité de capitaux très élevée ; Haïti , la République Dominicaine, etc. à un niveau intermédiaire ; la Malaisie et l'Indonésie ont un degré relativement plus faible. Mais, les deux autres pays : l'Inde et la Thaïlande semblent être presque fermés aux capitaux étrangers à en croire la forte corrélation épargne-investissement qu'ils présentent.

Cependant, nos résultats ne sont pas parfaits. On pourrait aussi augmenter la taille de l'échantillon en y intégrant d'autres pays à structure économique plus comparable et faire une estimation en coupe transversale en répétant la méthodologie de Feldstein-Horioka, pour vérifier si le fait de tenir compte des caractéristiques communes aux pays n'a pas sous-estimé la corrélation épargne-investissement.

## BIBLIOGRAPHIE

Bayoumi Tamim, "Saving-Investment correlations, immobil capital, Government policy or endogeneous behavior?" in IMF Staff Papers, vol. 37, # 2, June 1990, pp. 360 - 387.

Coiteux Martin et Olivier Simon, "The saving retention in the long-run and in the short-run : evidence from pane data " forthcoming Journal of International Money and Finance, vol. 19, #4, August 2000.

Dooley Michael, Frankel Jeffrey and Donald J. Mathieson, "International capital mobility, what do saving-investment correlations tell us?" in IMF Staff Papers, 34, Sept. 1987, pp. 503 - 530.

Edwards S. and M. S. Khan, "interest rate determination in developing countries: a conceptual framework" in FMI Staff Papers, vol. 32, #3, Sept. 1985, pp. 377 - 403.

Feldstein M. "Global Capital Flows, Too little, not too much" in The Economist, June 24th 1995, pp. 72 - 73.

Feldstein M. and Horioka C. "Domestic saving and international capital flows" in The Economic Journal, 90, June 1980, pp 314 - 329.

Fieleke Norman, "National saving and international investment" in Saving and Government Policy, Conference Series, # 25, Boston: Federal Reserve Bank of Boston, 1982, pp. 138 - 157.

Fischer Bernhard et Reisen Helmut, libéralisation des mouvements de capitaux dans les pays en développement : pièges, exigences et perspectives, OCDE, 1993.

Frankel, A. Jeffrey, "Measuring international capital mobility: A review" in American Economic Review, vol. 82, # 2, august 1992, pp 197 - 202.

W. Griffiths et al, Learning and practicing econometrics, John Wiley and Sons INC, 1993, 866p.

Haq N. U and Montiel P. "capital mobility in Developing countries: some empirical tests" in IMF Working paper, Dec. 1990, WP/90/117.

Henri Bourguinat, Finance Internationale, coll. Thémis, ed. Puf, 1992, 644 pages.

Jansen Jos, "The Feldstein-Horioka Test of International Capital Mobility: Is It Feasible?" in IMF Working Paper, Sept. 1996, 23 p.

Krol Robert, "International capital mobility: evidence from panel data" in Journal of International Money and Finance, vol.15, No 3, pp. 467 - 474, 1996.

Martens A. et Decaluwé, le cadre comptable macroéconomique et les pays en développement, HMV, 1996.

Montiel J. Peter, "Capital mobility in Developing Countries: Some Measurement Issues and Empirical Estimates" in The World Bank Economic Review, vol. 8 NO. 3, 1994, pp. 311 – 350.

Obstfeld Maurice, "Capital mobility in the world economy: theory and measurement" in Carnegie-Rochester conference series on public policy, # 24, 1996, pp. 55 - 104.

Sinn, Stephan, "Saving-Investment correlations and capital mobility: on the evidence from annual data" in The Economic Journal, 102, Sept 1992, pp 1162 - 1170.

Taylor M. Alan, "International Capital Mobility in History: The Saving-Investment Relationship" in NBER Working Paper, 5743, Sept. 1996, 34 p. Plus les annexes.

Tesar Linda. L. "Saving, Investment and International Capital Flows" in Journal of International Economics, 31, 1991, pp. 55 - 78. North-Holland.

UNCTAD. Trade and Development report, 1999.

Vamvakidis Athanasios and Romain Wacziarg, "Developing countries and the Feldstein-Horioka Puzzle" in IMF Working Paper, January 1998, 23 pages.

Wong David, "What do saving-investment relationship tell us about capital mobility?" in Journal of International Money and Finance (1990), 9, 60-74.

**ANNEXE 1**

**LISTE DES TABLEAUX**

TABLEAU # I

## Mesures de l'intégration des marchés financiers

MESURES	CONTEXTE	EQUATIONS	H <sub>0</sub>
Parité des taux d'intérêt fermée	a) même monnaie b) pays différents	$i = \alpha_1 + \beta_{11}i^* + \beta_{12}$ (prp)	$\alpha_1 = 0$ $\beta_{11} = 1$ $\beta_{12} = 0$
parité des taux d'intérêt couverte (PTIC)	a) monnaie différente b) même pays ou pays différents c) les investisseurs se couvrent eux-mêmes sur le marché à terme	$i = \alpha_2 + \beta_{21}i^* + \beta_{22}$ (fpd) + $\beta_{23}$ (prp)	$\alpha_2 = 0$ $\beta_{21} = \beta_{22} = 1$ $\beta_{23} = 0$ (nécessaire en cas de pays différents)
Parité des taux d'intérêt non couverte	a) monnaie différente b) même pays ou pays différents c) les investisseurs prennent une position sur le marché des devises	$i = \alpha_3 + \beta_{31}i^* + \beta_{32}$ $E(\Delta S) + \beta_{33}$ (prp) + $\beta_{34}$ (erp)	$\alpha_3 = 0$ $\beta_{31} = \beta_{32} = 0$ $\beta_{33} = 0$ (nécessaire en cas de pays différents) $\beta_{34} = 0$ (neutralité du risque)
Parité des taux d'intérêt réel (PTIR)	a) monnaie différente b) même pays ou pays différents c) agrégats différents de produits d) les investisseurs prennent une position ouverte sur le marché de devises et jugent en termes de pouvoir de d'achat de la monnaie de leur pays de résidence	$r = \alpha_4 + \beta_{41}r^* + \beta_{42}$ $E(RS) + \beta_{43}$ (prp) + $\beta_{44}$ (rerp)	$\alpha_4 = 0$ $\beta_{41} = 1$ $\beta_{43} = 0$ (nécessaire en cas de pays différents) $\beta_{44} = 0$ (neutralité de risque) $\beta_{42} = 0$ (parce que $E(\Delta RS) = 0$ )

**Tableau # V**  
**Test de stationnarité**

<b>RATIO D'INVESTISSEMENT</b>	<b>Statistiques</b>	<b>RATIO D'EPARGNE</b>	<b>Statistiques</b>
GdiRD	<u>-2.811</u>	GdsRD	<b>-4.461</b>
GdiHa	-1.341	GdsHa	-0.815
GdiHK	-2.171	GdsHK	<u>-2.883</u>
GdiINa	-2.619	GdsINa	<b>-3.141</b>
GdiINe	-2.330	GdsINe	<b>-3.475</b>
GdiJAM	-1.502	gdsJAM	-2.357
GdiKO	-1.774	GdsKO	-1.935
GdiMAL	-1.993	gdsMAL	-1.026
GdiPHI	-1.607	gdsPHI	-1.111
GdiSIN	-1.610	GdsSIN	-2.204
GdiTHA	-1.426	gdsTHA	-0.198
GdiBRE	-2.383	gdsBRE	-2.558
GdiCOL	<b>-3.146</b>	gdsCOL	-1.100
GdiEQU	<u>-2.700</u>	gdsEQU	<b>-3.388</b>
GdiPER	-2.410	gdsPER	-1.794
GdiVEN	-1.926	gdsVEN	-1.926
	1%	5%	10%
<b>Valeur tabulée Dickey-Fuller</b>	<b>-3.730</b>	<b>-2.992</b>	<b>-2.626</b>

**Tableau # VI**  
*ESTIMATION PAR LA METHODE PANEL*

	60-98	Sigma	t*	61-98	Sigma	t*	61-98	sigma	t*	
<b>1e groupe</b>	<b>Echantillon de 16 pays</b>									<b>1e groupe</b>
constante	12.7	-	-							constante
S/PIB	0.51	0.02	25.37							S/PIB
<b>2e groupe</b>	<b>Echantillon de 16 pays</b>									<b>2e groupe</b>
constante				12.90						constante
S/PIB				0.50	0.02	24.89				S/PIB
<b>3e groupe</b>	<b>Echantillon de 16 pays</b>									<b>3e groupe</b>
constante				20.90						constante
S/PIB				0.51	0.02	23.30				S/PIB
g_pop				-1.12	0.32	-3.45				g_pop
LogPIB				-0.53	0.40	-1.33				logPIB
<b>4e groupe</b>	<b>Echantillon de 13 pays</b>									<b>4e groupe</b>
constante				10.07						constante
S/PIB				0.62	0.02	29.822				S/PIB
<b>5e groupe</b>	<b>Echantillon de 13 pays</b>									<b>5e groupe</b>
constante				11.80			11.4			constante
S/PIB				0.59	0.03	21.28	0.56	0.02	23.82	S/PIB
g_pop				-0.51	0.39	-1.816	-0.76	0.04	-2.71	g_pop
LogPIB				-0.07	0.28	-0.176	0.17	0.28	4.1	g_pib
ouvr2				0.02	0.01	2.478	0.03	0.01	3.02	ouvr2

**ANNEXE 2**

**LISTE DES GRAPHIQUES**

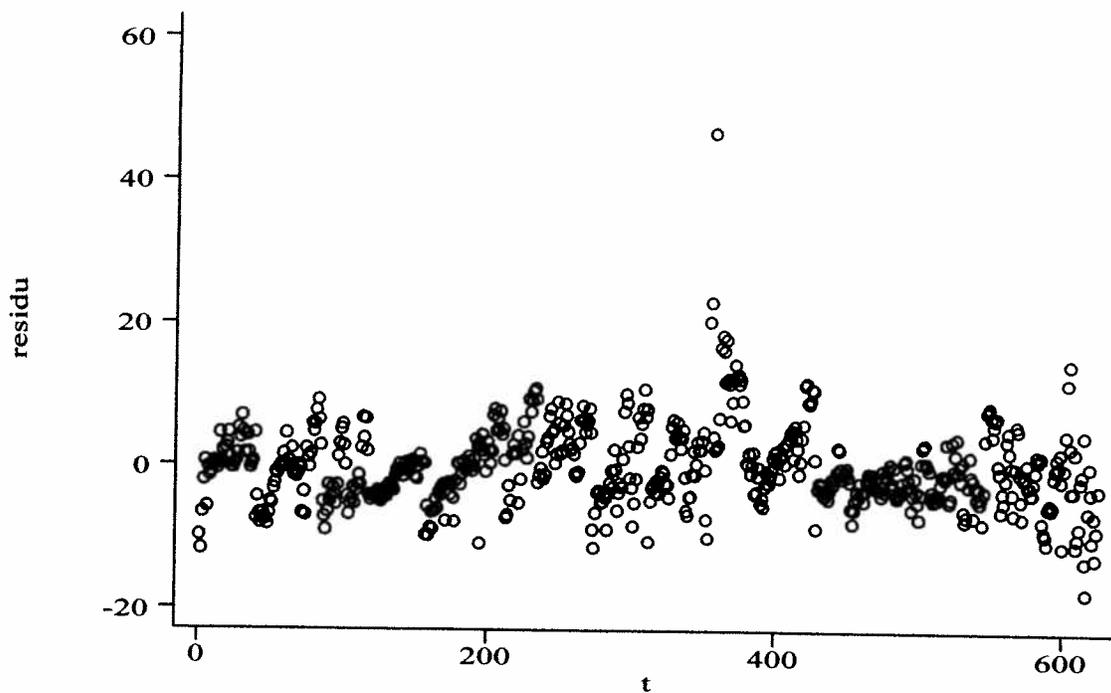


fig. 1: Evolution des résidus en fonction du temps

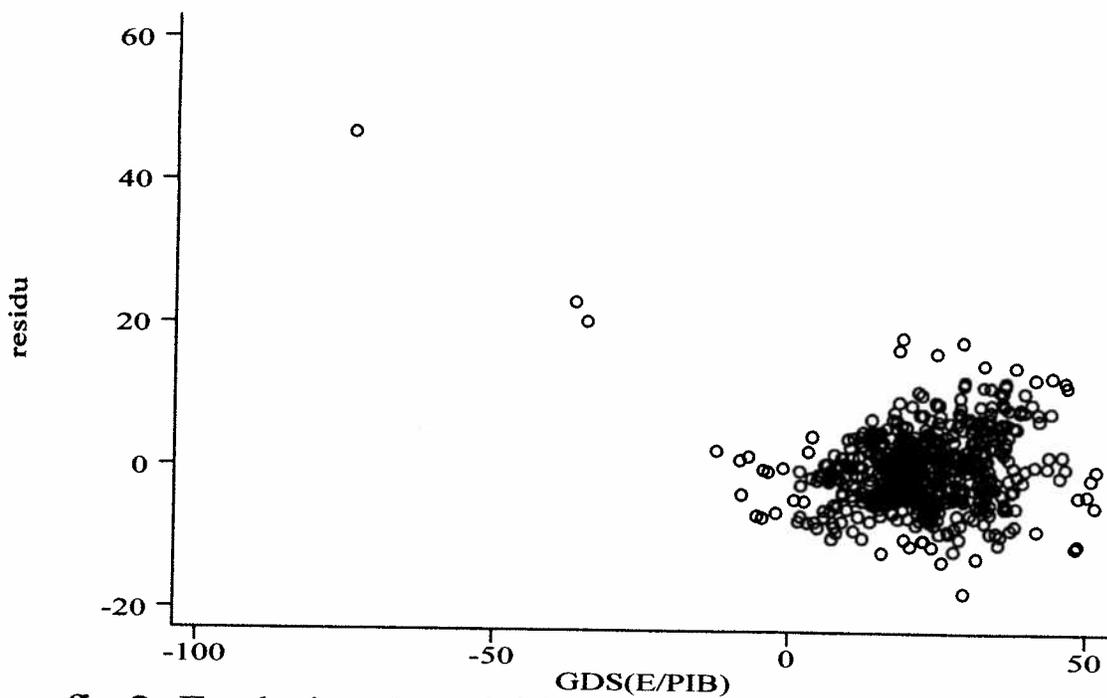


fig.2: Evolution des résidus en fonction de l'épargne

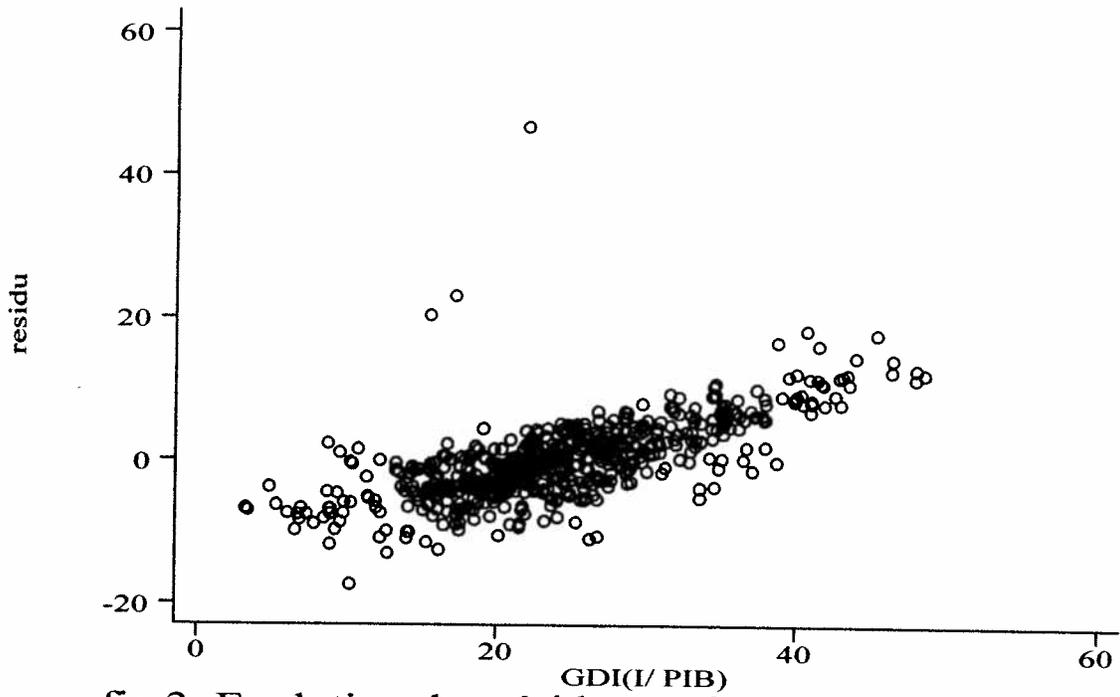
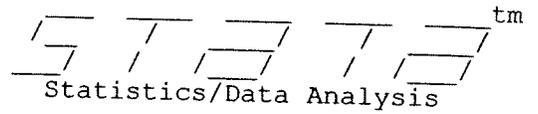


fig.3: Evolution des résidus en fonction de I/PIB

**ANNEXE 3**  
**RESULTATS EMPIRIQUES**

**TEST D'AUTOCORRÉLATION :**

Ce test est réalisé à l'aide de la méthode de Durbin Watson..



regress gdiRD gdsRD

Source	SS	df	MS
Model	259.856238	1	259.856238
Residual	547.80687	37	14.8055911
Total	807.663108	38	21.2542923

Number of obs = 39  
 F( 1, 37) = 17.55  
 Prob > F = 0.0002  
 R-squared = 0.3217  
 Adj R-squared = 0.3034  
 Root MSE = 3.8478

gdiRD	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gdsRD	.6410546	.1530176	4.189	0.000	.3310115	.9510976
_cons	11.27657	2.280635	4.944	0.000	6.655566	15.89758

**1. dwstat**

Durbin-Watson d-statistic( 2, 39) = .5580696

**2. regress gdiHa gdsHa**

Source	SS	df	MS
Model	242.424959	1	242.424959
Residual	487.508544	37	13.1759066
Total	729.933504	38	19.2087764

Number of obs = 39  
 F( 1, 37) = 18.40  
 Prob > F = 0.0001  
 R-squared = 0.3321  
 Adj R-squared = 0.3141  
 Root MSE = 3.6299

gdiHa	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gdsHa	.4361666	.1016843	4.289	0.000	.2301346	.6421986
_cons	10.36874	.6665098	15.557	0.000	9.018258	11.71921

**3. dwstat**

Durbin-Watson d-statistic( 2, 39) = .4551889

**4. regress gdiHK gdsHK**

Source	SS	df	MS
Model	61.0477027	1	61.0477027
Residual	875.452779	37	23.6608859
Total	936.500482	38	24.6447495

Number of obs = 39  
 F( 1, 37) = 2.58  
 Prob > F = 0.1167  
 R-squared = 0.0652  
 Adj R-squared = 0.0399  
 Root MSE = 4.8642

gdiHK	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gdsHK	.2292858	.1427441	1.606	0.117	-.0599411	.5185128
_cons	20.60886	4.318193	4.773	0.000	11.85937	29.35835

**5. dwstat**

Durbin-Watson d-statistic( 2, 39) = .3667888

**6. regress gdiINa gdsINa**

Source	SS	df	MS	Number of obs =	39
Model	350.039325	1	350.039325	F( 1, 37) =	336.83
Residual	38.4513453	37	1.03922555	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.9010
				Adj R-squared =	0.8983
Total	388.49067	38	10.2234387	Root MSE =	1.0194

gdiINa	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gdsINa	1.163563	.0633996	18.353	0.000	1.035103	1.292023
_cons	-1.384075	1.182035	-1.171	0.249	-3.779105	1.010955

**7. dwstat**

Durbin-Watson d-statistic( 2, 39) = .522052

**8. regress gdiINe gdsINe**

Source	SS	df	MS	Number of obs =	39
Model	2161.80227	1	2161.80227	F( 1, 37) =	225.45
Residual	354.780779	37	9.5886697	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.8590
				Adj R-squared =	0.8552
Total	2516.58305	38	66.2258698	Root MSE =	3.0966

gdiINe	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gdsINe	.7282049	.0484981	15.015	0.000	.6299384	.8264714
_cons	4.438146	1.238738	3.583	0.001	1.928224	6.948068

**9. dwstat**

Durbin-Watson d-statistic( 2, 39) = 1.200536

**10. regress gdiJAM gdsJAM**

Source	SS	df	MS	Number of obs =	39
Model	652.108307	1	652.108307	F( 1, 37) =	32.66
Residual	738.766212	37	19.9666544	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.4688
				Adj R-squared =	0.4545
Total	1390.87452	38	36.601961	Root MSE =	4.4684

gdiJAM	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
--------	-------	-----------	---	------	----------------------	--

gdsJAM		.7347679	.128571	5.715	0.000	.4742583	.9952774
_cons		10.98787	2.829117	3.884	0.000	5.255536	16.72021

**11. dwstat**

Durbin-Watson d-statistic( 2, 39) = .7331927

**12. regress gdiKO gdsKO**

Source	SS	df	MS	Number of obs = 39		
Model	1661.98534	1	1661.98534	F( 1, 37)	=	114.63
Residual	536.459215	37	14.4988977	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.7560
				Adj R-squared	=	0.7494
Total	2198.44455	38	57.853804	Root MSE	=	3.8077

gdiKO	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gdsKO	.5874179	.0548657	10.706	0.000	.4762494	.6985864
_cons	14.00881	1.437611	9.745	0.000	11.09593	16.92168

**13. dwstat**

Durbin-Watson d-statistic( 2, 39) = .8450072

**14. regress gdiMAL gdsMAL**

Source	SS	df	MS	Number of obs = 39		
Model	1063.99133	1	1063.99133	F( 1, 37)	=	32.77
Residual	1201.49301	37	32.4727842	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.4697
				Adj R-squared	=	0.4553
Total	2265.48434	38	59.6180089	Root MSE	=	5.6985

gdiMAL	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gdsMAL	.7873516	.1375496	5.724	0.000	.5086496	1.066054
_cons	3.249547	4.402765	0.738	0.465	-5.671303	12.1704

**15. dwstat**

Durbin-Watson d-statistic( 2, 39) = .8137696

**16. regress gdiPHI gdsPHI**

Source	SS	df	MS	Number of obs = 39		
Model	396.625087	1	396.625087	F( 1, 37)	=	31.50
Residual	465.82678	37	12.589913	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.4599
				Adj R-squared	=	0.4453
Total	862.451868	38	22.6961018	Root MSE	=	3.5482

gdiPHI	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gdsPHI	.8330539	.1484207	5.613	0.000	.5323251	1.133783
_cons	6.102411	3.059006	1.995	0.053	-.0957225	12.30055

**17. dwstat**

Durbin-Watson d-statistic( 2, 39) = .5992633

**18. regress gdiSIN gdsSIN**

Source	SS	df	MS	Number of obs = 39		
Model	1573.65855	1	1573.65855	F( 1, 37)	=	25.79
Residual	2257.85176	37	61.0230207	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.4107
				Adj R-squared	=	0.3948
Total	3831.51031	38	100.829219	Root MSE	=	7.8117

gdiSIN	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gdsSIN	.2466539	.0485713	5.078	0.000	.1482391	.3450686
_cons	27.67913	1.852871	14.939	0.000	23.92486	31.4334

**19. dwstat**

Durbin-Watson d-statistic( 2, 39) = .5527975

**20. regress gdiTHA gdsTHA**

Source	SS	df	MS	Number of obs = 39		
Model	1489.49655	1	1489.49655	F( 1, 37)	=	94.21
Residual	584.981703	37	15.8103163	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.7180
				Adj R-squared	=	0.7104
Total	2074.47826	38	54.5915331	Root MSE	=	3.9762

gdiTHA	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gdsTHA	.9028217	.0930149	9.706	0.000	.7143556	1.091288
_cons	5.143292	2.461933	2.089	0.044	.1549418	10.13164

**21. dwstat**

Durbin-Watson d-statistic( 2, 39) = .7226699

**22. regress gdiBRE gdsBRE**

Source	SS	df	MS	Number of obs = 39		
Model	38.2889968	1	38.2889968	F( 1, 37)	=	8.75
				Prob > F	=	0.0054

Residual		161.983406	37	4.37792989		R-squared	=	0.1912
-----						Adj R-squared	=	0.1693
Total		200.272403	38	5.27032639		Root MSE	=	2.0924

gdiBRE		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gdsBRE		.4242554	.143458	2.957	0.005	.1335819	.7149289
_cons		12.10489	3.045523	3.975	0.000	5.934077	18.27571

**23. dwstat**

Durbin-Watson d-statistic( 2, 39) = .4695903

**24. regress gdiCOL gdsCOL**

Source		SS	df	MS		Number of obs =	39
Model		2.16606474	1	2.16606474		F( 1, 37) =	0.56
Residual		143.597274	37	3.88100741		Prob > F =	0.4597
-----						R-squared =	0.0149
Total		145.763339	38	3.83587734		Adj R-squared =	-0.0118
						Root MSE =	1.97

gdiCOL		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gdsCOL		.0854093	.1143252	0.747	0.460	-.1462354	.3170541
_cons		19.14016	2.25226	8.498	0.000	14.57665	23.70367

**25. dwstat**

Durbin-Watson d-statistic( 2, 39) = .991348

**26. regress gdiEQU gdsEQU**

Source		SS	df	MS		Number of obs =	39
Model		223.181414	1	223.181414		F( 1, 37) =	22.12
Residual		373.324752	37	10.0898582		Prob > F =	0.0000
-----						R-squared =	0.3741
Total		596.506166	38	15.6975307		Adj R-squared =	0.3572
						Root MSE =	3.1765

gdiEQU		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gdsEQU		.4737892	.1007392	4.703	0.000	.2696721	.6779062
_cons		11.09259	2.000839	5.544	0.000	7.038505	15.14667

**27. dwstat**

Durbin-Watson d-statistic( 2, 39) = 1.104158

**28. regress gdiPER gdsPER**

Source	SS	df	MS	
Model	1698.98657	1	1698.98657	Number of obs = 39
Residual	469.884684	37	12.6995861	F( 1, 37) = 133.78
Total	2168.87126	38	57.0755594	Prob > F = 0.0000
				R-squared = 0.7834
				Adj R-squared = 0.7775
				Root MSE = 3.5636

gdiPER	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gdsPER	.8511858	.0735909	11.566	0.000	.7020764	1.000295
_cons	5.347706	1.830643	2.921	0.006	1.63847	9.056942

**29. dwstat**

Durbin-Watson d-statistic( 2, 39) = .796753

**30. regress gdiVEN gdsVEN**

Source	SS	df	MS	
Model	670.80385	1	670.80385	Number of obs = 39
Residual	1647.5549	37	44.5285109	F( 1, 37) = 15.06
Total	2318.35875	38	61.0094408	Prob > F = 0.0004
				R-squared = 0.2893
				Adj R-squared = 0.2701
				Root MSE = 6.673

gdiVEN	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gdsVEN	.6152981	.1585283	3.881	0.000	.2940892	.9365071
_cons	5.679205	4.968916	1.143	0.260	-4.388775	15.74719

**31. dwstat**

Durbin-Watson d-statistic( 2, 39) = .9632069

Stata Corporation  
702 University Drive East  
College Station, Texas 77840  
409-696-4600, fax 409-696-4601

**ANNEXE 4**

**ESTIMATION PAR LA MÉTHODE EN PANEL**

**xtgls GDI GDS**

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients : generalized least squares

Panels : homoscedastic

Correlation : no autocorrelation

Estimated covariances	=	1	<b>Number of obs</b>	=	<b>624</b>
Estimated autocorrelations	=	0	Number of groups	=	16
Estimated coefficients	=	2	No. of time periods	=	39
Wald chi2(1)	=	643.84			
Log likelihood	=	-1954.73	Pr > chi2	=	0.000

GDI	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>GDS  </b>	<b>0.5069</b>	<b>0.01997</b>	<b>25.374</b>	<b>0.000</b>	<b>0.4677</b>	<b>0.546</b>
_cons	12.6501	0.49414	25.600	0.000	11.6816	13.618

**xtgls gdi gds**

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: homoscedastic

Correlation: no autocorrelation

Estimated covariances	=	1	<b>Number of obs</b>	=	<b>608</b>
Estimated autocorrelations	=	0	Number of groups	=	16
Estimated coefficients	=	2	No. of time periods	=	38
Wald chi2(1)	=	619.35			
Log likelihood	=	-1901.092	Pr > chi2	=	0.000

gdi	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>gds  </b>	<b>0.4999</b>	<b>0.0201</b>	<b>24.887</b>	<b>0.000</b>	<b>0.4605</b>	<b>0.5392</b>
_cons	12.9033	0.4988	25.867	0.000	11.9256	13.8810

**xtgls gdi gds poprate logpib**

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients : generalized least squares

Panels : homoscedastic

Correlation : no autocorrelation

Estimated covariances	=	1	Number of obs	=	608
Estimated autocorrelations	=	0	Number of groups	=	16
Estimated coefficients	=	4	No. of time periods	=	38
Wald chi2(3)	=	645.50			
Log likelihood	=	-1894.68	Pr > chi2	=	0.000

gdi	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>gds</b>	<b>0.5053</b>	<b>0.0217</b>	<b>23.310</b>	<b>0.000</b>	<b>0.4628</b>	<b>0.5478</b>
poprate	-1.1213	0.3249	-3.451	0.001	-1.7581	-0.4844
logpib	-0.5345	0.4031	-1.326	0.185	-1.3246	0.2557
_cons	20.9025	4.2272	4.945	0.000	12.6174	29.1876

**xtgls gdi gds poprate gdprate**

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients : generalized least squares

Panels : homoscedastic

Correlation : no autocorrelation

Estimated covariances	=	1	Number of obs	=	608
Estimated autocorrelations	=	0	Number of groups	=	16
Estimated coefficients	=	4	No. of time periods	=	38
Wald chi2(3)	=	724.14			
Log likelihood	=	-1876.185	Pr > chi2	=	0.000

gdi	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
<b>gds</b>	<b>0.4629</b>	<b>0.01997</b>	<b>23.180</b>	<b>0.000</b>	<b>0.4237</b>	<b>0.5020</b>
poprate	-1.3476	0.31670	-4.255	0.000	-1.9683	-0.7268
gdprate	0.2982	0.04715	6.325	0.000	0.2058	0.3906
_cons	15.2061	0.87515	17.375	0.000	13.4909	16.9214



xtgls gdi gds

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares  
 Panels: homoscedastic  
 Correlation: no autocorrelation

Estimated covariances	=	1	Number of obs	=	494
Estimated autocorrelations	=	0	Number of groups	=	13
Estimated coefficients	=	2	No. of time periods	=	38
Log likelihood	=	-1424.664	Wald chi2(1)	=	889.36
			Pr > chi2	=	0.0000

gdi	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
gds	.6233193	.0209012	29.822	0.000	.5823537	.6642849
_cons	10.07838	.4865839	20.713	0.000	9.124697	11.03207

**1. xtgls gdi gds logpib poprate ouv2**

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares  
 Panels: homoscedastic  
 Correlation: no autocorrelation

Estimated covariances	=	1	Number of obs	=	494
Estimated autocorrelations	=	0	Number of groups	=	13
Estimated coefficients	=	5	No. of time periods	=	38
Log likelihood	=	-1418.815	Wald chi2(4)	=	922.52
			Pr > chi2	=	0.0000

gdi	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
gds	.5943644	.0279319	21.279	0.000	.539619	.6491099
logpib	-.0683143	.3884137	-0.176	0.860	-.8295911	.6929625
poprate	-.5088725	.2801587	-1.816	0.069	-1.057973	.0402284
ouv2	.0243851	.0098419	2.478	0.013	.0050952	.0436749
_cons	11.80585	3.999687	2.952	0.003	3.966609	19.64509

**2. xtgls gdi gds gdprate poprate ouv2**

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares  
 Panels: homoscedastic  
 Correlation: no autocorrelation

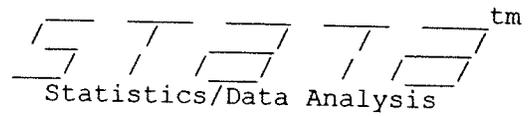
Estimated covariances	=	1	Number of obs	=	494
Estimated autocorrelations	=	0	Number of groups	=	13
Estimated coefficients	=	5	No. of time periods	=	38
Log likelihood	=	-1410.547	Wald chi2(4)	=	970.73
			Pr > chi2	=	0.0000

gdi	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
gds	.5613854	.0235718	23.816	0.000	.5151856	.6075852
gdprate	.1741356	.0424258	4.104	0.000	.0909826	.2572886
poprate	-.7620315	.2812683	-2.709	0.007	-1.313307	-.2107558
ouv2	.0267041	.0088438	3.020	0.003	.0093705	.0440377
_cons	11.41452	.8262731	13.814	0.000	9.795053	13.03398

**3. exit, clear**

Stata Corporation  
 702 University Drive East  
 College Station, Texas 77840  
 409-696-4600, fax 409-696-4601

**ANNEXE 5**  
**TEST DE GRANGER**



xtgls dGDI dGDI\_1 dGDI\_2 dGDS\_1

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares  
 Panels: homoscedastic  
 Correlation: no autocorrelation

Estimated covariances	=	1	Number of obs	=	621
Estimated autocorrelations	=	0	Number of groups	=	16
Estimated coefficients	=	4	Obs per group: min	=	36
			avg	=	38.82609
			max	=	39
Log likelihood	=	-1702.572	Wald chi2(3)	=	2.50
			Pr > chi2	=	0.4761

dGDI	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dGDI_1	.0413853	.0416958	0.993	0.321	-.040337	.1231077
dGDI_2	-.0484917	.040067	-1.210	0.226	-.1270217	.0300382
dGDS_1	.0024982	.0262025	0.095	0.924	-.0488577	.053854
_cons	.0120739	.1506293	0.080	0.936	-.2831542	.307302

1. test dGDS\_1

( 1) dGDS\_1 = 0.0

chi2( 1) = 0.01  
 Prob > chi2 = 0.9240

2. xtgls dGDS dGDI\_1 dGDI\_2 dGDS\_1

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares  
 Panels: homoscedastic  
 Correlation: no autocorrelation

Estimated covariances	=	1	Number of obs	=	621
Estimated autocorrelations	=	0	Number of groups	=	16
Estimated coefficients	=	4	Obs per group: min	=	36
			avg	=	38.82609
			max	=	39
Log likelihood	=	-1973.519	Wald chi2(3)	=	40.44
			Pr > chi2	=	0.0000

dGDS	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dGDI_1	.1727327	.0645028	2.678	0.007	.0463094	.2991559

dGDI_2	.1295237	.0619831	2.090	0.037	.008039	.2510084
dGDS_1	-.2419829	.0405348	-5.970	0.000	-.3214297	-.1625361
_cons	.0139125	.2330213	0.060	0.952	-.4428008	.4706259

---

**3. test dGDI\_1**

( 1) dGDI\_1 = 0.0

chi2( 1) = 7.17  
Prob > chi2 = 0.0074

**4. test dGDI\_2, accumulate**

( 1) dGDI\_1 = 0.0

( 2) dGDI\_2 = 0.0

chi2( 2) = 11.85  
Prob > chi2 = 0.0027

Stata Corporation  
702 University Drive East  
College Station, Texas 77840  
409-696-4600, fax 409-696-4601

**ANNEXE 6**  
**Evolution du degré de mobilité des capitaux de 1960 à 1998**

<b>ANNEE</b>	<b>coeff</b>	<b>écart-type</b>	<b>ANNEE</b>	<b>coeff</b>	<b>écart-type</b>
1960	0.688	0.052	1980	0.501	0.103
1961	0.587	0.060	1981	0.635	0.071
1962	0.365	0.054	1982	0.780	0.062
1963	0.271	0.052	1983	0.772	0.064
1964	0.154	0.047	1984	0.602	0.062
1965	0.671	0.046	1985	0.418	0.067
1966	0.597	0.045	1986	0.420	0.067
1967	0.674	0.057	1987	0.293	0.053
1968	0.838	0.066	1988	0.383	0.059
1969	0.761	0.082	1989	0.368	0.088
1970	0.542	0.070	1990	0.432	0.103
1971	0.554	0.080	1991	0.519	0.077
1972	0.619	0.074	1992	0.591	0.061
1973	0.454	0.085	1993	0.550	0.060
1974	0.194	0.076	1994	0.578	0.070
1975	0.395	0.077	1995	0.503	0.060
1976	0.458	0.066	1996	0.487	0.068
1977	0.656	0.067	1997	0.555	0.063
1978	0.814	0.085	1998	0.310	0.078
1979	0.514	0.075			

**ANNEXE 7**

**ESTIMATION PAR LA MÉTHODE S.U.R.E.**



```

sureg ( gdiRD gdsRD) ( gdiHa gdsHa) ( gdiHK gdsHK) ( gdiINa gdsINa) ( gdiINe gd
> sINe) (gdiJAM gdsJAM) ( gdiKO gdsKO) ( gdiMAL gdsMAL) ( gdiPHI gdsPHI) ( gdi
> SIN gdsSIN) ( gdiTHA gdsTHA) ( gdiBRE gdsBRE) ( gdiCOL gdsCOL) ( gdiEQU gdsEQ
> U) ( gdiPER gdsPER) ( gdiVEN gdsVEN), corr
    
```

Seemingly unrelated regression

Equation	Obs	Parms	RMSE	"R-sq"	Chi2	P
gdiRD	39	1	3.822262	0.2945	14.87156	0.0001
gdiHa	39	1	3.536827	0.3316	38.82527	0.0000
gdiHK	39	1	4.770203	0.0524	10.90731	0.0010
gdiINa	39	1	.9967099	0.9003	741.9393	0.0000
gdiINe	39	1	3.033379	0.8574	368.887	0.0000
gdiJAM	39	1	4.355607	0.4680	88.83425	0.0000
gdiKO	39	1	3.773595	0.7474	271.4079	0.0000
gdiMAL	39	1	5.642189	0.4520	67.17632	0.0000
gdiPHI	39	1	3.461062	0.4583	65.79852	0.0000
gdiSIN	39	1	8.043887	0.3414	20.34878	0.0000
gdiTHA	39	1	3.891895	0.7152	247.8788	0.0000
gdiBRE	39	1	2.039277	0.1902	49.09847	0.0000
gdiCOL	39	1	1.918887	0.0148	1.101193	0.2940
gdiEQU	39	1	3.123207	0.3622	66.29024	0.0000
gdiPER	39	1	3.477062	0.7826	277.4368	0.0000
gdiVEN	39	1	6.504404	0.2883	49.75106	0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----						
gdiRD						
gdsRD	.4546523	.1178965	3.856	0.000	.2235793	.6857253
_cons	13.95148	1.795125	7.772	0.000	10.4331	17.46986
-----						
gdiHa						
gdsHa	.4196372	.0673468	6.231	0.000	.28764	.5516345
_cons	10.42176	.6059603	17.199	0.000	9.234097	11.60942
-----						
gdiHK						
gdsHK	.3308821	.1001877	3.303	0.001	.1345178	.5272464
_cons	17.58585	3.076119	5.717	0.000	11.55677	23.61493
-----						
gdiINa						
gdsINa	1.12993	.0414827	27.239	0.000	1.048626	1.211235
_cons	-.7630324	.7823297	-0.975	0.329	-2.296371	.7703057
-----						
gdiINe						
gdsINe	.6965948	.0362688	19.206	0.000	.6255092	.7676804
_cons	5.178026	.9766928	5.302	0.000	3.263743	7.092309
-----						
gdiJAM						
gdsJAM	.7651486	.0811812	9.425	0.000	.6060363	.9242609
_cons	10.3411	1.863492	5.549	0.000	6.68872	13.99348
-----						
gdiKO						

gdsKO	.5247735	.0318538	16.474	0.000	.4623413	.5872057
_cons	15.49529	.9612597	16.120	0.000	13.61126	17.37933
-----						
gdiMAL						
gdsMAL	.6346048	.0774275	8.196	0.000	.4828497	.7863599
_cons	8.032596	2.582302	3.111	0.002	2.971377	13.09382
-----						
gdiPHI						
gdsPHI	.7844097	.0967019	8.112	0.000	.5948775	.9739418
_cons	7.087542	2.035073	3.483	0.000	3.098872	11.07621
-----						
gdiSIN						
gdsSIN	.1453201	.0322149	4.511	0.000	.0821801	.2084602
_cons	30.53089	1.518676	20.104	0.000	27.55434	33.50745
-----						
gdiTHA						
gdsTHA	.8467512	.0537819	15.744	0.000	.7413407	.9521618
_cons	6.576884	1.508458	4.360	0.000	3.62036	9.533407
-----						
gdiBRE						
gdsBRE	.4552203	.0649662	7.007	0.000	.3278888	.5825517
_cons	11.45152	1.40913	8.127	0.000	8.689673	14.21336
-----						
gdiCOL						
gdsCOL	.081008	.0771962	1.049	0.294	-.0702938	.2323097
_cons	19.22602	1.53684	12.510	0.000	16.21387	22.23817
-----						
gdiEQU						
gdsEQU	.3892971	.0478141	8.142	0.000	.2955831	.4830111
_cons	12.7156	1.043564	12.185	0.000	10.67026	14.76095
-----						
gdiPER						
gdsPER	.8248712	.0495227	16.656	0.000	.7278086	.9219339
_cons	5.96969	1.295802	4.607	0.000	3.429965	8.509416
-----						
gdiVEN						
gdsVEN	.5782738	.0819846	7.053	0.000	.4175869	.7389607
_cons	6.812546	2.716862	2.508	0.012	1.487594	12.1375
-----						

Correlation matrix of residuals:

	gdiRD	gdiHa	gdiHK	gdiINa	gdiIne	gdiJAM	gdiKO	gdiMAL
gdiRD	1.0000							
gdiHa	0.3498	1.0000						
gdiHK	-0.1741	0.1179	1.0000					
gdiINa	-0.0211	0.1701	0.4471	1.0000				
gdiIne	0.0159	-0.0416	-0.2167	0.0250	1.0000			
gdiJAM	0.0245	0.0425	-0.0285	0.2073	0.2166	1.0000		
gdiKO	0.1326	-0.0419	-0.1124	-0.1353	0.2361	0.0208	1.0000	
gdiMAL	0.0503	0.2070	0.2715	0.1414	0.4233	0.2232	0.5163	1.0000
gdiPHI	0.1813	0.3282	0.3212	0.0358	0.1184	0.2902	0.4055	0.4514
gdiSIN	0.4990	0.4693	-0.0457	-0.1071	-0.1238	-0.0097	0.2009	0.3489
gdiTHA	0.1193	0.1377	-0.0125	-0.0829	0.3396	-0.1380	0.7529	0.6105

gdiBRE	0.1213	0.2590	0.1086	-0.2380	-0.2754	0.2012	0.2970	-0.0262
gdiCOL	0.1291	0.2202	0.0930	0.3996	0.2579	0.4342	0.1675	0.3524
gdiEQU	0.2474	0.1885	-0.1237	-0.3312	-0.2499	-0.1949	-0.1064	-0.3258
gdiPER	-0.2516	-0.1940	0.1985	-0.2332	-0.0017	0.1577	-0.1078	0.0558
gdiVEN	0.1641	0.1310	-0.1704	-0.4340	-0.0619	-0.3724	-0.0892	-0.2533

	gdiPHI	gdiSIN	gdiTHA	gdiBRE	gdiCOL	gdiEQU	gdiPER	gdiVEN
gdiPHI	1.0000							
gdiSIN	0.1280	1.0000						
gdiTHA	0.3427	0.2580	1.0000					
gdiBRE	0.3726	0.1519	-0.0266	1.0000				
gdiCOL	0.2847	0.0273	0.2042	0.1767	1.0000			
gdiEQU	0.1345	0.1680	-0.2918	0.5140	-0.0922	1.0000		
gdiPER	0.1742	-0.2806	-0.2386	0.3828	-0.0018	0.1279	1.0000	
gdiVEN	0.0185	0.2059	-0.0792	0.1982	-0.0887	0.7364	-0.0564	1.0000

Breusch-Pagan test of independence:  $\chi^2(120) = 304.366$ , Pr = 0.0000

Stata Corporation  
 702 University Drive East  
 College Station, Texas 77840  
 409-696-4600, fax 409-696-4601

