

**UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL
FACULTE DES ARTS ET DES SCIENCES**

RAPPORT DE RECHERCHE

18 OCT. 1998
BIBLIOTHÈQUE

***SUJET : LES EXPORTATIONS ET LA PERFORMANCE DE
L'ÉCONOMIE HAÏTIENNE (1967 - 1996)***

Esther Dhéré Berton
Candidate à la Maîtrise en Sciences Économiques

Présenté à :

M. Léonard Dudley : Professeur et Directeur de Recherche
M. Yves Sprumont : Professeur

JUIN 1998

Table des Matières

	Sommaire	4
1.-	Introduction	5
2.-	Panorama de l'économie haïtienne	
	2.1 Evolution du revenu net haïtien 1967 - 1996	7
	2.2 Evolution du stock de capital 1967 – 1996	11
	2.3 Evolution du volume des exportations 1967 –1996	15
3.-	La revue de littérature	
	Introduction	21
	3.1 L'article de G. Feder (1983)	23
	3.2 L'article de S. Edwards (1997)	26
	3.3 L'article de A.C.C. Kwan, J. Cotsomitis & B. Kwok (1995)	28
	3.4 L'article de A.S.P. Abhayaratne (1996)	30
	3.5 L'article de J. Love (1994)	32
	Conclusion	34
4.	Les résultats empiriques	
	4.1 Présentation du modèle	36
	4.2 Analyse empirique	37
	4.2.1 Test de racine unitaire	38
	4.2.2 Test de co-intégration	40
	4.2.3 Estimation de la relation de long terme	42
	4.2.4 Implication de l'analyse	45
5.	Conclusion	47
	Annexe A Tableaux et Graphiques	48
	Annexe B Présentation des tests de racine unitaire et de co-intégration	53
6.	Bibliographie	59

Liste des tableaux

2.1	Évolution du produit intérieur réel	9
2.2	Évolution du stock de capital	13
2.3	Évolution du volume des exportations	17
4.1	Résultats des tests de racine unitaire des variables	39
4.2	Résultats du test de co-intégration des variables	41
4.3	Résultats de l'estimation par moindres carrés non-linéaires	45
2.3.1	Évolution de la croissance des exportations	48
2.3.2	Présentation des séries	49
B-1	Test de racine unitaire avec le revenu par tête	53
B-3	Test de racine unitaire avec le capital par tête	54
B-5	Test de racine unitaire avec le volume des exportations par tête	55
B-7	Résultats du test de co-intégration avec Y/L, K/L, X/L	56
B-8	Test de racine unitaire avec le revenu moins les exportations par tête	57
B-10	Test de co-intégration avec Z/L, K/L, X/L	58

Liste des graphiques

2.1	Revenu Réel par tête 1967 - 1996	10
2.2	Stock de capital réel 1967 - 1996	14
2.3.1	Exportations réelles de services 1967 - 1996	18
2.3.2	Exportations réelles de biens 1967 - 1996	19
2.3.3	Exportations totales réelles 1967 - 1996	20
A-1	Revenu par tête 1967 - 1996	50
A-2	Capital par tête 1967 - 1996	51
A-3	Exportations par tête 1967 - 1996	52

Sommaire

La libéralisation des échanges tend à devenir une nouvelle politique de performance économique. Pourtant il existe des pays réticents à adopter cette orientation. Ils n'envisagent pas de promouvoir leurs échanges en empruntant cette voie prônée par la Banque Mondiale dès la fin des années 1970. Ils croient encore au protectionnisme et élaborent des politiques allant dans ce sens. D'autres comme Taiwan et la Corée du Sud, par contre accordent beaucoup d'importance à leur politique commerciale et leur niveau de croissance du revenu agrégé confirme la nouvelle règle tant les résultats provenant du secteur extérieur se sont avérés bénéfiques sur le reste de l'économie.

Attirés par cette relation nous sommes animés du désir d'étudier la performance de l'économie haïtienne à travers la politique des échanges. Nous utilisons à cette fin des données d'exportations par habitant pour voir si l'amélioration du secteur extérieur conduit réellement à une croissance du revenu net par tête.

Nous présentons une analyse en séries chronologiques sur une période de trente ans, soit de 1967 à 1996 et utilisons un modèle économétrique où le revenu par tête s'exprime en combinaison linéaire du stock de capital par tête ainsi que du volume des exportations par tête. Pour corriger la corrélation de ce modèle puisque les exportations constituent une composante importante du revenu, nous faisons appel à une relation où la variable revenu par tête moins les exportations par tête est définie.

Des méthodes économétriques appropriées révèlent que les grandes lignes de la politique commerciale fortement appuyées par la Banque Mondiale trouvent leurs applications dans l'économie haïtienne à long terme. La performance à l'exportation traduit une productivité plus accélérée dans ce secteur créant en même temps des gains sur le reste de l'économie. Quand on considère les effets de court terme la dérivée négative et significative conclut que l'expansion des échanges attire des ressources en provenance d'autres secteurs de l'économie.

1.- Introduction

La nouvelle politique de croissance que la Banque Mondiale recommande vise la libéralisation des échanges. Dès le début des années 1960 des travaux de recherche menés dans cette optique soutiennent le nouveau souffle. Plus tard dans les années 1970-1980, l'orientation se trouve renforcée par de remarquables conclusions provenant de modèles tant théoriques qu'empiriques identifiant le secteur extérieur comme facteur-clé et déterminant dans la performance d'une économie. A à ce titre les contributions de Balassa (1982)¹, Feder (1983)², Tyler (1981)³ sont retenues dans la littérature macro-économique.

Fort des conclusions théoriques de Balassa (1982) à savoir que les pays avec une plus forte croissance des exportations connaissent une performance beaucoup plus rapide du PIB, de Michael Michaely et al (1997)⁴ que la libéralisation des échanges n'entraîne pas une augmentation du taux de chômage contrairement à ce que l'on pensait car le marché du travail étant flexible la politique commerciale a un effet positif sur l'emploi, de Feder (1983) que la relation entre la croissance économique et la politique commerciale met en évidence l'effet positif des exportations sur la productivité plus élevée du secteur d'exportations et par les externalités que génère ce secteur sur le reste de l'économie; nous nous posons la question suivante à savoir : 'Est-il vrai dans le cas d'Haïti qu'une hausse des exportations conduit effectivement à une croissance beaucoup plus rapide du produit intérieur '?

¹ Voir Bela Balassa (1982) dans Exports and Economic Growth, further Evidence, Journal of Development Economics, Vol.5 pp 181-189

² Voir G.Feder (1983) dans Exports and Economic Growth, Journal of Development Economics 1982, pp 59-73

³ Voir W. Tyler (1981) dans growth and export Expansion in Developing Countries : Some Empirical Evidence, Journal of Development Economics, Volume 9, pp 121-130

⁴ Voir M. Michaely (1997) dans Exports and Growth; an Empirical Investigation, Journal of Development Economics, Vol.4 pp 49-53

Haïti est l'un des rares pays du continent américain avec un revenu per capita excessivement faible. Les structures menant au développement sont précaires. On constate que des études empiriques établissant un lien entre cette nouvelle politique commerciale où les exportations jouent un rôle déterminant dans la croissance de l'output n'ont pas été réalisées. Ou du moins la littérature consultée à date ne nous a pas permis de prendre connaissance des conclusions déjà apportées sur la question.

C'est dans ce but que nous nous proposons d'appliquer la nouvelle relation tant prônée par la Banque Mondiale à l'économie haïtienne sur des variables macro-économiques de la période 1967-1996 pour mener notre recherche.

Nous faisons appel à des techniques économétriques appropriées afin de répondre à notre interrogation. Nous définissons à la manière de Love (1994) la variable revenu par tête moins exportations par tête pour corriger la corrélation qui existe entre ces deux séries de notre modèle économétrique de base. Dépendant de la signification statistique de l'estimateur des échanges, deux cas de figure sont à envisager :

S'il est non nul et significatif, nous confirmons la théorie de Feder (1983) en mettant accent sur les retombées positives du secteur des échanges sur l'économie haïtienne. Des mesures visant à rendre les exportations plus florissantes sont à recommander.

S'il s'avère non significatif, le retour à la théorie classique en élaborant des stratégies visant la promotion des facteurs productifs de base est à conseiller.

2. L'économie haïtienne a connu de nombreuses heures sombres. D'importants phénomènes exercent un effet négatif sur son évolution. Les cataclysmes naturels affectent sévèrement les faibles structures existantes, détruisent des fois les principales denrées d'exportation. Les facteurs externes comme le choc pétrolier de 1979, la récession de l'économie mondiale, la baisse des prix mondiaux des denrées d'exportations, le café par exemple, ont eu des effets sur son évolution. L'exode massif de la population vers les milieux urbains en particulier la capitale Port-au-Prince entraîne la régression économique des zones rurales. Les nombreux changements de gouvernement manu militari ont occasionné le ralentissement de l'aide en provenance de l'étranger. Des mesures prises par la communauté internationale ont même paralysé ses échanges avec l'extérieur. Dans cette section de notre travail nous présentons un aperçu de la situation économique¹ du pays par le truchement des variables retenues dans notre modèle.

2.1 Évolution du Produit intérieur haïtien de 1967 à 1996

Le graphique (2.1) de la série du revenu haïtien au prix de 1990 pour la période allant de 1967 à 1996 permet de relever trois tendances.

La première tendance est comprise entre 1967 et 1980 où à première vue nous constatons que l'économie haïtienne connaît une croissance intéressante. Le revenu réel du pays passa de 7652 (sept mille six cent cinquante deux) millions de gourdes en 1967 à 13113 (treize mille cent treize) millions de gourdes en 1980 soit un taux de croissance moyen de 4.26 pour cent l'an. Toutefois nous notons le fait que la croissance est moins accélérée entre 1967 et 1971. Cette tendance s'explique en partie par un relatif dynamisme du secteur privé interne investissant dans les industries agro alimentaires et du secteur

¹ Voir The Economist Intelligence Unit 1992-1993, pp30-49 et 1994-1995, pp 30-49

privé externe investissant dans les industries de sous-traitance. La capitale Port-au-Prince disposant de meilleures conditions d'accueil pour faciliter l'expansion des activités sur le plan commercial et industriel a pu connaître une croissance plus appréciable que les autres villes du pays.

La deuxième période allant de 1980 à 1991 se caractérise par une stagnation économique. Nous constatons que le revenu réel connut une légère croissance autour de 0.027 pour cent l'an. Cette faible croissance trouve en partie son explication par la période de récession économique connue par les Etats-Unis, ainsi que la baisse des prix mondiaux de denrées d'exportation. Le secteur des industries produisant pour l'exportation (sous-traitance) continua à progresser au cours de cette période. Le départ de Jean Claude Duvalier en 1986 enclenchant des troubles politiques a porté plusieurs entreprises d'assemblage à fermer leurs portes et se diriger vers d'autres cieux plus cléments.

La troisième période située entre 1991 et 1994 se caractérise par une régression sévère de l'économie haïtienne. Notons que la décroissance s'accroît davantage entre 1991 et 1994. Une légère reprise se fait ressentir au cours des deux années suivantes. L'explication se trouve dans les nombreuses sanctions économiques imposées par la communauté internationale suite au renversement du président élu au suffrage universel. Le revenu net a passé de 11371 (onze mille trois cent soixante onze) à 10172 (dix mille cent soixante douze) millions de gourdes et donc une décroissance de l'ordre de 7.96 pour cent l'an, pour accuser un montant de 10618 (dix mille six cent dix-huit) en 1995 puis 10913 (dix mille neuf cent treize) millions de gourdes en 1996.

Tableau 2.1

Évolution du Produit Intérieur Réel

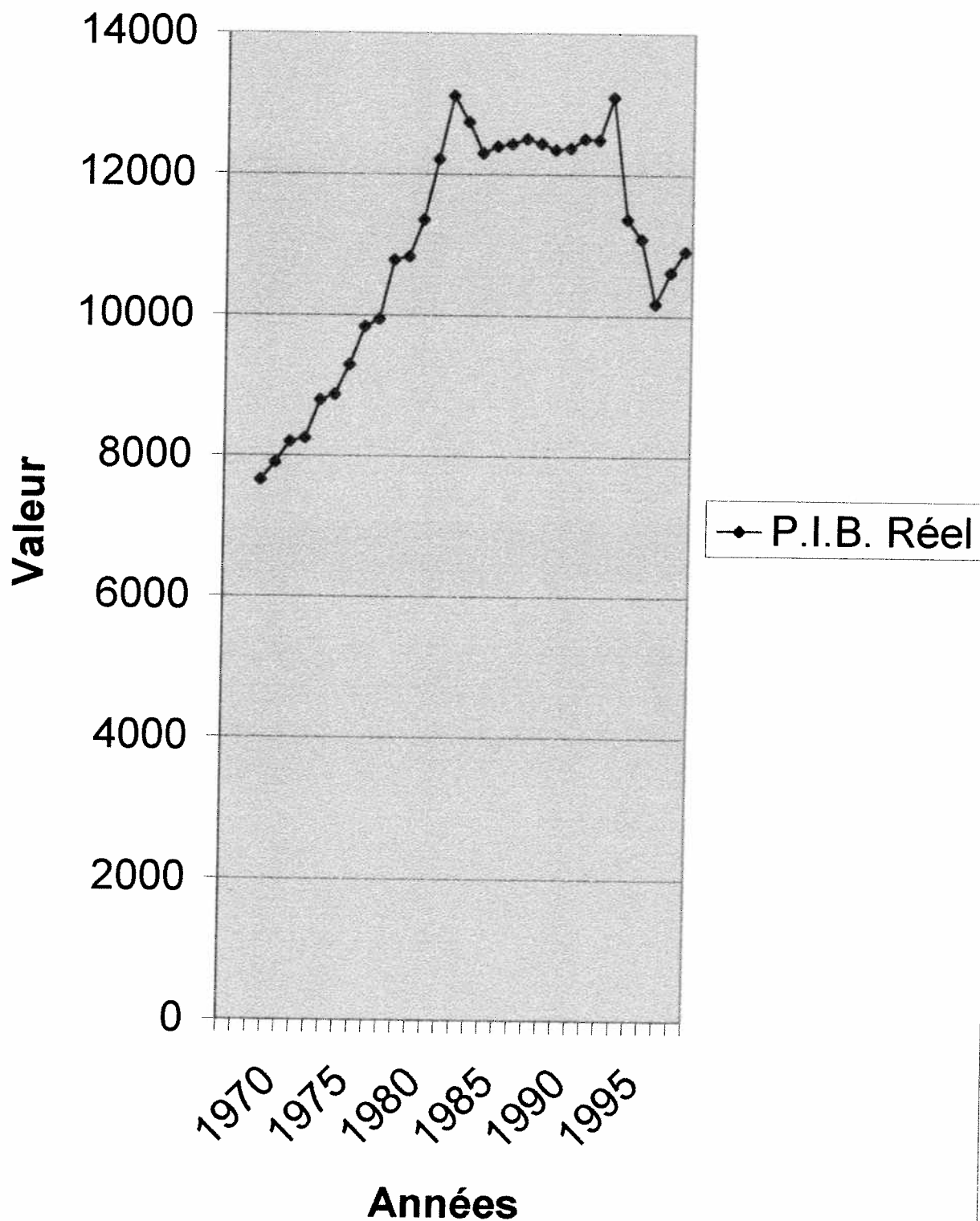
(en millions de gourdes)

1967 – 1996

Années	PIB. Réel	Croissance du PIB Réel
1967	7652	
1968	7896	0.032
1969	8197	0.038
1970	8250	0.006
1971	8784	0.065
1972	8865	0.009
1973	9290	0.048
1974	9829	0.058
1975	9937	0.011
1976	10775	0.084
1977	10827	0.005
1978	11354	0.049
1979	12216	0.076
1980	13113	0.073
1981	12739	-0.029
1982	12303	-0.034
1983	12396	0.008
1984	12434	0.003
1985	12506	0.006
1986	12442	-0.005
1987	12349	-0.007
1988	12371	0.002
1989	12506	0.011
1990	12489	-0.001
1991	13097	0.049
1992	11371	-0.132
1993	11094	-0.024
1994	10172	-0.083
1995	10618	0.044
1996	10913	0.028

Source : Annuaire des Statistiques Financières Internationales, 1997

**Graphique 2-1 P.I.B. Réel
aux prix constants de 1990**



2.2 Évolution du stock de Capital de 1967 à 1996

Le tableau (2.2) met en évidence l'évolution de cette variable pour la période considérée. Pour construire notre stock de capital, nous avons utilisé l'investissement de la période correspondante tiré de l'annuaire des Statistiques Financières Internationales de 1997 auquel nous avons appliqué la formule suivante tout en supposant une dépréciation du capital de 3 pour cent l'an:

$$K_t = I_t + (1 - \delta) K_0 \quad (2.2.1)$$

$$\text{Où } K_0 = 3 \text{ PIB}_0$$

La valeur de PIB_0 est tirée de l'annuaire des Statistiques Financières Internationales de 1993. Utilisant notre expression d'identité, K_0 n'est autre que l'investissement de l'année 1967 additionné du montant égal à trois fois la valeur de PIB_0 soit 6303,75 (six mille trois cent trois et soixante quinze) millions de gourdes que multiplie le facteur $(1-\delta)$.

Le graphique (2.2) permet de relever trois tendances dans la série :

La première se situe entre 1967 et 1980 et se caractérise par une légère croissance de l'ordre de 2.9 pour cent l'an.

De 1981 à 1991 nous constatons que l'investissement connaît un essor appréciable s'expliquant par un relatif dynamisme du secteur interne investissant dans les industries agro-alimentaires et du secteur privé externe investissant dans les industries de sous-traitance. Avec un montant de 28606.97 (vingt huit mille six cent six et quatre vingt dix-sept) en 1981 il atteint 38315.39 (trente huit mille trois cent quinze et trente neuf) millions de gourdes en fin de période.

La tranche comprise entre 1992 et 1996 est affectée d'une décroissance

de l'ordre de 0.20 pour cent l'an pendant les trois premières années. Par contre si nous jetons un regard sur l'investissement brut de la même période, nous notons que celui-ci passe de 1604 (mille six cent quatre) à 2063 (deux mille soixante trois) millions de gourdes. Cette baisse sévère du stock de capital en valeur nette trouve son explication dans l'indice des prix à la consommation car on enregistre au cours de ces quatre années une hausse du niveau des prix importante dans l'économie haïtienne.

Tableau 2-2

Evolution du Stock de Capital Réel

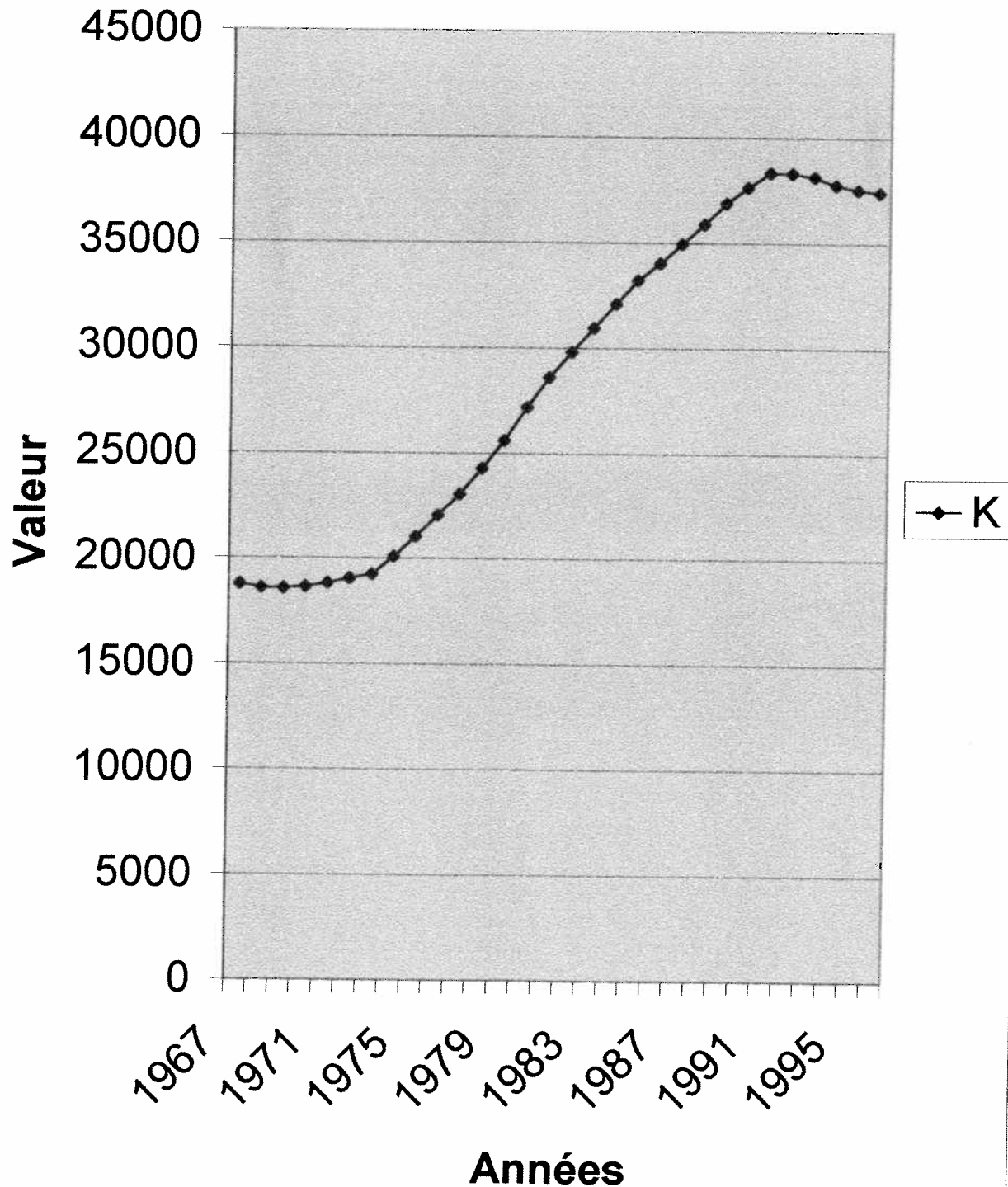
En millions de gourdes

1967 - 1996

Années	Capital	Croissance Du capital
1967	18742.25	
1968	18579.12	-0.009
1969	18540.58	-0.002
1970	18630.95	0.005
1971	18795.76	0.009
1972	19024.99	0.012
1973	19219.82	0.010
1974	20066.83	0.044
1975	21018.77	0.047
1976	22049.97	0.049
1977	23043.34	0.045
1978	24273.56	0.053
1979	25593.38	0.054
1980	27170.28	0.062
1981	28606.97	0.053
1982	29798.76	0.042
1983	30946.21	0.039
1984	32106.23	0.037
1985	33226.49	0.035
1986	34031.69	0.024
1987	34959.04	0.027
1988	35881.36	0.026
1989	36873.05	0.028
1990	37632.86	0.021
1991	38315.39	0.018
1992	38311.64	0.0
1993	38123.96	-0.005
1994	37738.14	-0.010
1995	37517.83	-0.006
1996	37392.54	-0.003

Source : Annuaires des Statistiques Financières Internationales, 1993 et 1997

Graphique 2.2 Stock de Capital aux prix constants de 1990



2.3 Évolution du volume des Exportations de 1967 à 1996

Les exportations totales regroupent les échanges de biens et de services. Les graphiques (2.3.1) et (2.3.2) montrent que les deux séries ne se comportent pas de façon similaire. Les services sont plus importants, les différents taux de croissance calculés pour les tranches d'âge déjà considérés témoignent du fait.

Tandis que les exportations totales accusent un taux de croissance moyen de 15.39 pour cent l'an d'après le tableau (2.3.1) présenté en annexe pour la période comprise entre 1967 et 1980, celles des services connaissent une croissance moyenne de 31.27 pour cent pour la même période et parallèlement le produit intérieur au prix constant de 1990 une croissance de 4.26 pour cent l'an, le stock de capital croît de 0.39.

Pour la période suivante soit de 1981 à 1991 même avec la stagnation plus ou moins évidente du produit intérieur on a pu enregistrer une croissance de l'ordre de 3.18 pour cent des exportations totales, 4.04 pour cent l'an des services, une décroissance de 0.66 pour cent l'an des biens.

Les services sont sévèrement touchés la période d'après, nous entendons par cette expression la période qui couvre les années 1992 à 1994. Ils ont chuté et décré de 25.5 pour cent l'an. Notons toutefois que cette décroissance n'est pas fonction du stock de capital car cette série a seulement enregistré une baisse de 0.2 pour cent l'an. L'explication se trouve sans doute dans l'embargo commercial imposé par l'Organisation des États américains et l'Organisation des Nations Unies à Haïti dont les sanctions devenaient de plus en plus rigoureuses et du retrait massif du pays des industries d'assemblage.

On observe une légère reprise économique les deux années suivantes car nous pouvons aisément remarquer une augmentation de 3.6 pour cent du produit intérieur d'environ 0.45 pour cent du stock de capital. Le graphique (2.3.3) révèle que les exportations connaissent une amélioration considérable entre 1995 et 1996, soit 14.95 pour cent pour les exportations totales, 33.35 pour cent pour les services.

Tout au cours de la période qui sous-tend notre recherche, un fait important se dégage. Les exportations de services semblent être plus bénéfiques à l'économie haïtienne que les exportations de biens. Elles ont été sérieusement paralysées par l'embargo commercial et les sanctions économiques, cependant celles-ci restent à notre humble avis la catégorie à promouvoir dépendant des résultats de notre étude empirique.

La prochaine étape de notre exercice a trait à la revue de littérature. Dans cette partie nous présentons certains articles interrogeant le secteur extérieur comme facteur de performance économique.

Tableau 2-3

Evolution du Volume des Exportations

Millions de Gourdes

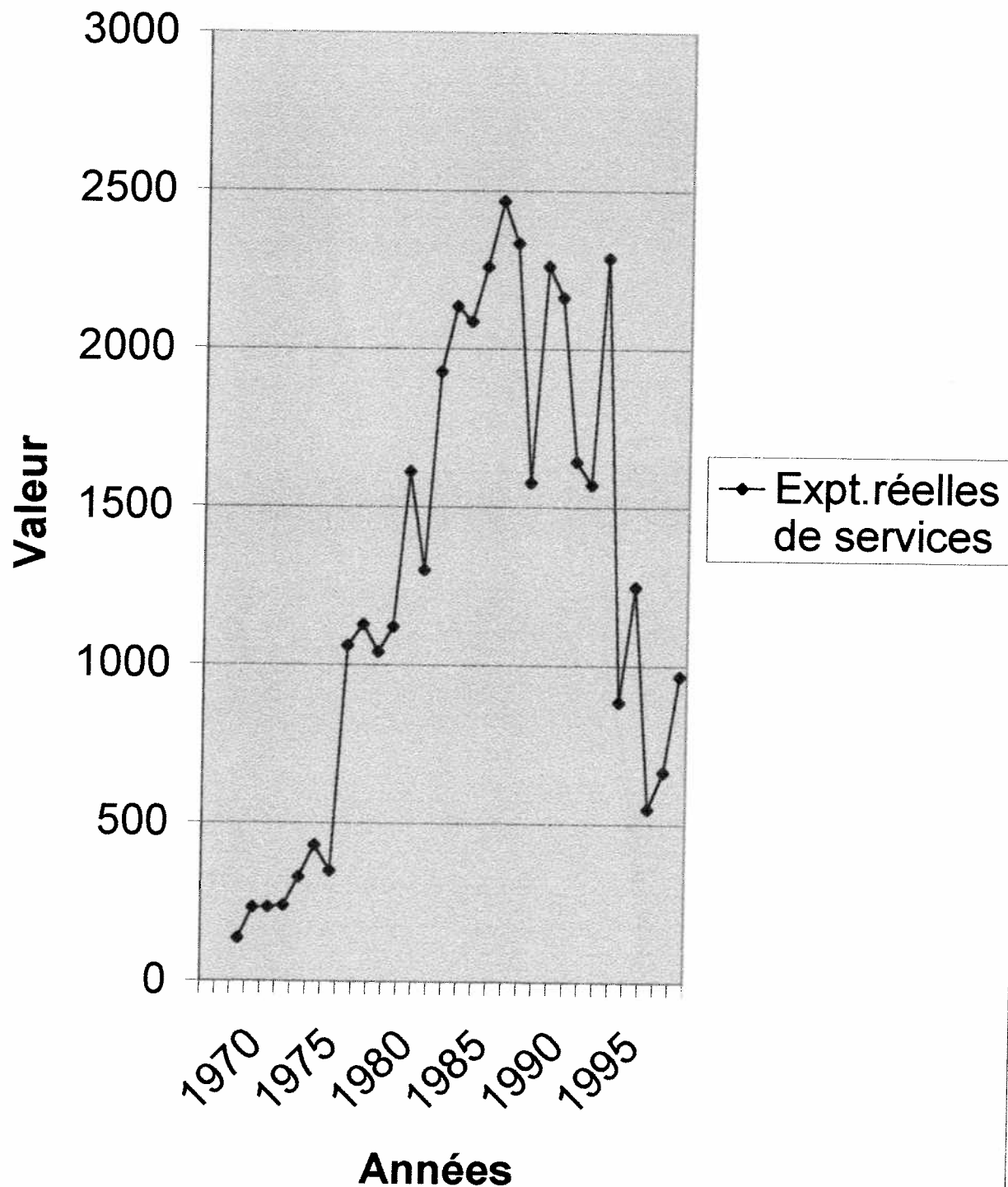
1967 – 1996

Années	Exportations Totales	Exportations de Biens	Exportations de Services
1967	834.02	698.34	135.68
1968	995.71	764.38	231.33
1969	1012.55	778.66	233.89
1970	1048.19	810.44	237.75
1971	1249.03	920.62	328.40
1972	1272.03	842.91	429.12
1973	1130.56	782.20	348.37
1974	2302.08	1242.01	1060.07
1975	2288.63	1162.68	1125.95
1976	2563.73	1523.77	1039.95
1977	2763.27	1643.36	1119.91
1978	3352.02	1741.48	1610.54
1979	3323.14	2023.80	1299.34
1980	4068.18	2142.05	1926.14
1981	3496.40	1362.41	2133.99
1982	3565.0	1480.67	2084.33
1983	3530.67	1273.01	2257.67
1984	3765.22	1298.55	2466.67
1985	3382.32	1048.57	2333.75
1986	2602.89	1025.81	1577.09
1987	3606.56	1346.41	2260.15
1988	3340.34	1177.92	2162.42
1989	2474.60	831.76	1642.84
1990	2371.00	801.30	1569.70
1991	3113.58	827.33	2286.23
1992	1399.29	513.86	885.43
1993	1845.53	597.74	1247.79
1994	1002.57	454.34	548.24
1995	1090.98	425.89	665.09
1996	1321.72	354.54	967.18

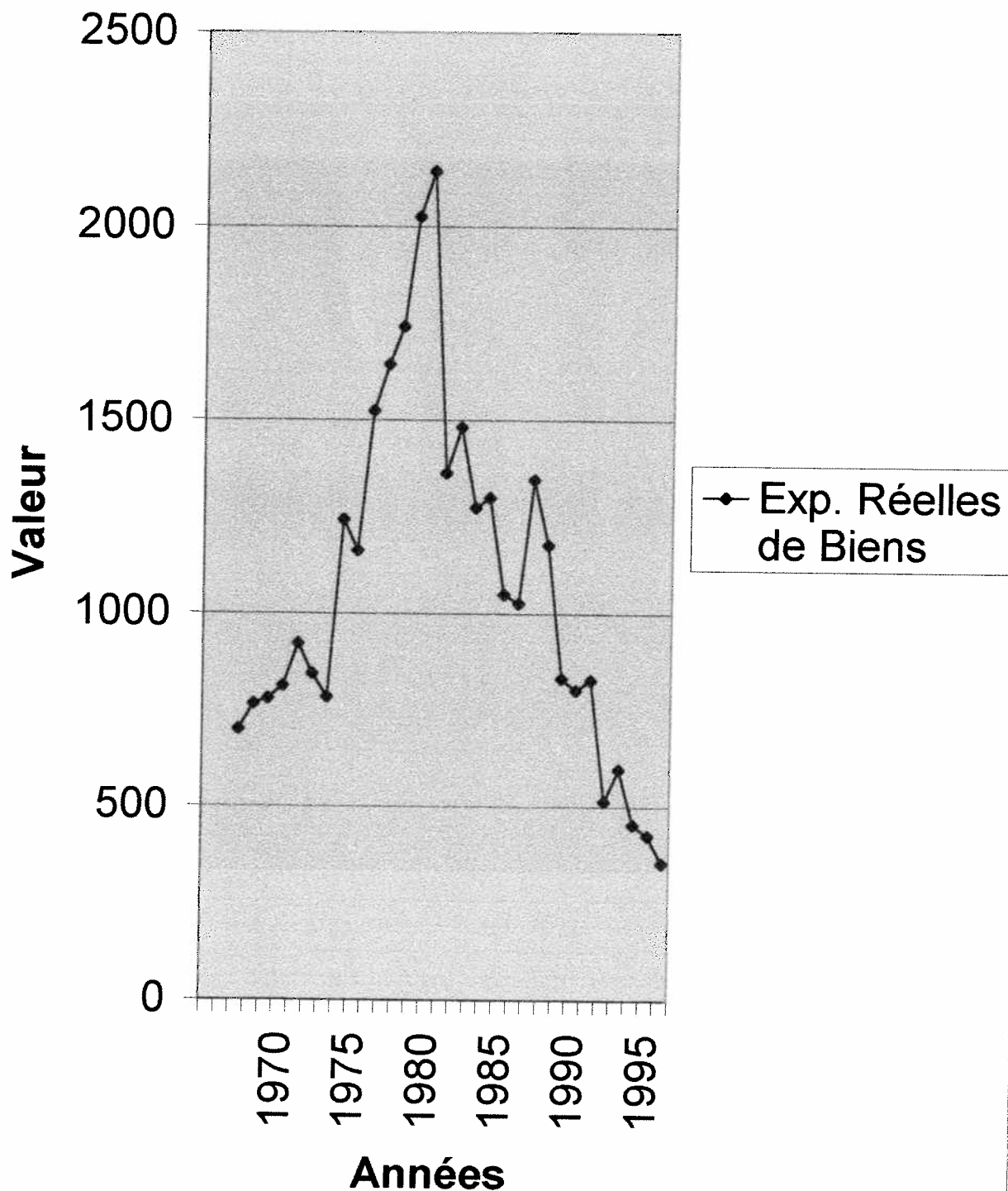
Source : Annuaire des Statistiques Financières Internationales, 1993

Graphique 2-3-1

Expt.réelles de services aux prix constants de 1990

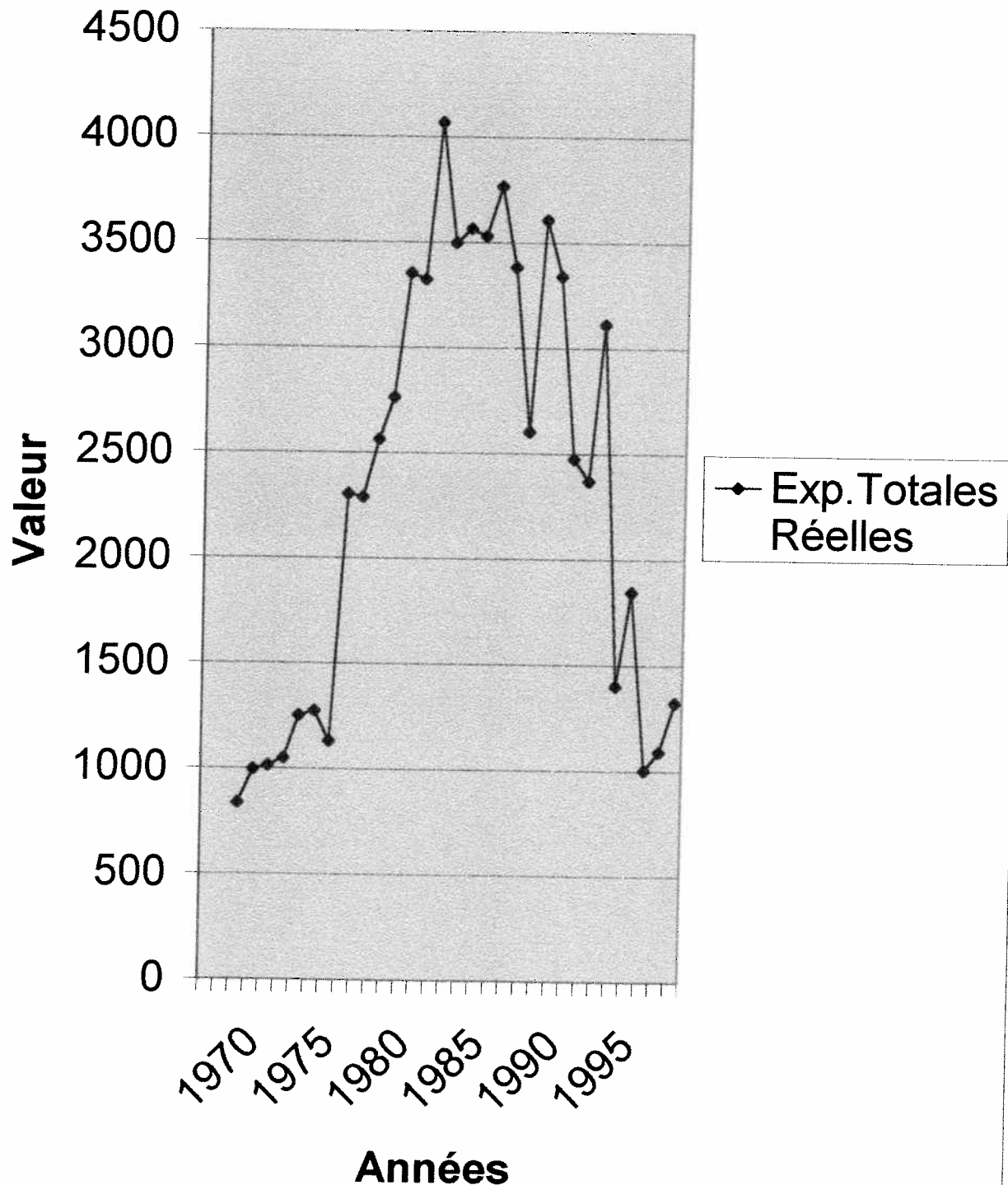


Graphique 2-3-2 Exp. Réelles de Biens aux prix constants de 1990



Graphique 2-3-3

Exp.Totales Réelles aux prix constants de 1990



La revue de littérature

La politique commerciale identifiée comme mécanisme de performance est l'objet d'un débat dans la littérature macro-économique au cours de ces trois dernières décennies. Pour certains cette relation est vraie tandis que pour d'autres elle est mise en question. Dans cette partie de notre exercice nous soumettons certains articles regroupant ces différents points de vue.

- A la sous-section (3.1) nous présentons un résumé des travaux de recherche de Gershon Feder (1983) où il recommande le secteur extérieur comme mécanisme de croissance en utilisant un modèle captant l'accumulation des facteurs de production et les gains ou externalités résultant du déplacement de facteurs productifs de secteur à basse productivité vers un autre à productivité élevée.
- A la sous-section (3.2) la Banque Mondiale fait de cette nouvelle doctrine une condition de prêts dans le cas de plusieurs pays en voie de développement; face au refus de certains pays de l'Amérique latine des fois, elle pense à élaborer d'abord des stratégies de stabilisation macro-économique avant de venir à la libéralisation des échanges proprement dit d'après l'article de Sébastian Edwards (1997).
- A la sous-section (3.3) nous présentons une critique faite par Andy C.C. Kwan, John Cotsomitis et Benjamin Kwok (1995) à propos du mode de régression utilisée par Feder (1983). Pour rehausser leur point de vue, ils testent l'exogénéité de la variable explicative dans la croissance du produit intérieur taiwanais pour une période allant de 1953 à 1988.
- A la sous-section (3.4) Anoma S.P. Abhayaratne (1996) utilisant les données du Sri-Lanka sur une tranche d'âge située entre 1960 et 1992 teste la causalité de la croissance de l'output du pays en question en faisant des tests

causalité de la croissance de l'output du pays en question en faisant des tests de co-intégration d'après les techniques économétriques de Johansen (1988).

- A la sous-section (3.5) une importante critique visant la corrélation des séries macro-économiques utilisées par Feder (1983) mettant en doute les conclusions de l'école de pensée de l'heure est présentée par J. Love (1994) en faisant appel à des séries chronologiques de certains pays en voie de développement.

3.1 On Exports And Economic Growth¹

Dans cet article Gershon Feder (1983) établit un lien étroit entre la croissance du commerce international et la performance économique. A cette fin, il utilise un échantillon en coupe transversale de 32 pays semi-industrialisés et marginalement semi-industrialisés, et divise l'économie en deux : le secteur des exportations et celui des non-exportations. Les résultats économétriques prouvent que la productivité marginale des facteurs est plus élevée dans le secteur des exportations à cause des externalités positives générées par celles-ci sur le reste de l'économie.

Le modèle.

$$N = F(K_n, L_n, X) \quad (3.1.1)$$

$$X = G(K_x, L_x) \quad (3.1.2)$$

Si le rapport des productivités marginales des deux secteurs est égale à $1 + \delta$, où δ est l'écart de productivité, donc

$$G_k E_k = G_l E_l = 1 + \delta \quad (3.1.3)$$

Si δ est nul, cela veut dire qu'on n'a pas d'externalité, l'allocation des ressources maximise le produit national. Si δ est supérieur à zéro, cela veut dire que les produits marginaux des facteurs de production sont plus faibles dans le secteur des non-exportations.

En dérivant les équations (1) et (2) par-rapport au temps, Feder (1983) obtient les équations différentielles suivantes:

$$\dot{N} = F_k I_n + F_l \dot{L}_n + F_x \dot{X} \quad (3.1.4)$$

$$\dot{X} = G_k I_x + G_l \dot{L}_x \quad (3.1.5)$$

En posant Y égale à la somme des exportations et des non-exportations, et en

¹ Cet article de Gershon Feder (1983) est publié dans *Journal of Development Economics* (1982) Volume No.12 pages 59 - 73

substituant les équations (3) à (5) dans (6), il aboutit à l'étape suivante :

$$\dot{Y} = \dot{N} + \dot{X} \quad (3.1.6)$$

$$\dot{Y} = F_k \dot{I}_n + F_l \dot{L}_n + F_x \dot{X} + G_k \dot{I}_x + G_l \dot{L}_x \quad (3.1.7)$$

Puisque le rapport des productivités marginales des deux secteurs est égal à $1 + \delta$ nous avons :

$$\begin{aligned} \dot{Y} &= F_k \dot{I}_n + F_l \dot{L}_n + F_x \dot{X} + (1 + \delta) F_k \dot{I}_x + (1 + \delta) F_l \dot{L}_x \\ \dot{Y} &= F_k (\dot{I}_n + \dot{I}_x) + F_l (\dot{L}_n + \dot{L}_x) + F_x \dot{X} + \delta (F_k \dot{I}_x + F_l \dot{L}_x) \\ \dot{Y} &= F_k \dot{I}_x + F_l \dot{L}_x = (G_k \dot{I}_x + G_l \dot{L}_x) / (1 + \delta) = \dot{X} / (1 + \delta) \end{aligned} \quad (3.1.8)$$

En substituant l'équation (8) dans (7) il parvient à l'équation suivante :

$$\dot{Y} = F_k \dot{I} + F_l \dot{L} + ((\delta / (1 + \delta)) + F_x) \dot{X} \quad (3.1.9)$$

S'il existe une relation linéaire entre le produit marginal réel du travail dans un secteur donné et le produit moyen par ouvrier dans l'économie :

$$F_l = \beta \cdot (Y/L) \quad (3.1.10)$$

En supposant que le produit marginal du capital dans le secteur de non-exportation, F_k soit égal à α , une constante, et en divisant l'équation (9) par Y , nous avons le résultat suivant :

$$\hat{Y} = \alpha \cdot (I/Y) + \beta \hat{L} + ((\delta / (1 + \delta)) + F_x) \hat{X} \cdot (X/Y) \quad (3.1.11)$$

Cette équation de base met en évidence les sources de la croissance économique. Les deux premiers termes de droite représentent l'accumulation des facteurs de production et le deuxième indique les gains ou les externalités qui résultent du déplacement de facteurs productifs de secteurs à basse productivité vers un secteur à productivité plus élevée. Il est important de souligner le problème de simultanéité qui émane de l'équation de croissance de l'output dont Feder (1983) s'est servie pour effectuer ses recherches empiriques.

Les résultats

Il fait ses régressions sur des échantillons étendu et limité en ayant soin de présenter les résultats sans ou avec externalités intersectorielles spécifiées. Il constate que la valeur estimée de α est élevée dans le modèle néo-classique et connaît une diminution dans la

formulation qui permet des différences de productivité entre secteurs. Ceci est dû au secteur d'exportation car γ est significativement différent de zéro. Quand il présente ses résultats avec externalités intersectorielles spécifiées, la nouvelle formulation augmente considérablement le pouvoir d'explication du modèle. Le paramètre d'externalités intersectorielles est statistiquement significatif dans les deux échantillons.

3.2 Trade Liberalization Reforms and The World Bank ¹

Le fait que les pays en voie de développement se sont tournés vers la libéralisation des échanges à la fin des années 1980 et au tout début des années 1990 a suscité pas mal de questions. Les plus pertinentes sont les suivantes.

Pourquoi adopter une politique de libéralisation des échanges ?

Quelles sont les raisons qui déterminent ce choix de politique ?

Ces politiques sont-elles le résultat de positions idéologiques conçues par des personnages importants ?

Certains pointent du doigt l'accord de Bretton Woods et affirment que les programmes de prêts, les politiques de dialogue, les études empiriques soulignant les bienfaits de la nouvelle orientation sont des instruments utilisés par la Banque Mondiale. Sebastian Edwards (Mai 1997) en évaluant le rôle de cette institution fait ressortir les points suivants :

Les recherches de la Banque Mondiale prônant la libéralisation mondiale des échanges.

Depuis les années 1960, la BM encourage les études sur la politique de libéralisation des échanges. Et les résultats obtenus appuient les points de vue qu'elle veut promouvoir.

A ce sujet la littérature retient par exemple les apports de Balassa (1982), de Feder (1983),... Balassa (1982) car leurs études portent sur le lien entre la croissance des exportations et la performance économique en affirmant que les pays avec un niveau élevé de la variable explicative connaissent une croissance économique plus accélérée. Partant de ce principe, ils découragent du même coup le protectionnisme et pensent que ce dernier crée des distorsions dans les prix relatifs, encourage la corruption et ralentit la croissance.

¹ Cet article est publié en Mai 1997 dans American Economic Review 1997, volume 87, No.2 pages 43-48

Les politiques de prêts, de dialogue, de réforme commerciale dans les pays de l'Amérique latine.

Entre 1985 et 1995 soixante-dix pour cent des opérations d'ajustement de la Banque Mondiale s'appuyèrent sur la politique de libéralisation des échanges. Les débours de la période allant jusqu'à trente quatre milliards de dollars en témoignent. Cet organisme voulut faire de cette nouvelle orientation une condition de prêts, par contre les dirigeants de certains pays de l'Amérique latine s'engagèrent des fois dans la direction opposée. Des expériences sur le terrain ainsi que les nombreuses recherches permirent à la BM de tirer les conclusions qui suivent et d'inclure systématiquement ces différentes leçons dans de nouvelles stratégies et de nouveaux programmes. Des programmes de stabilisation macro-économiques doivent précéder la politique de libéralisation des échanges, l'élimination des barrières non-tarifaires où les licences d'importation et les interdictions sont déconseillées, la politique du taux de change doit jouer un rôle fondamental dans le maintien de la réforme économique, le problème de la fiscalité est très important dans les pays pauvres ; le gouvernement doit déployer un effort considérable afin de se trouver d'autres sources de revenu.

Nous référant à l'article de Sébastian Edwards (Mai 1997), nous affirmons que la Banque Mondiale à la lumière des études tant théoriques qu'empiriques réalisées a contribué amplement à l'émergence de cette politique commerciale. On n'a pas pu retenir l'unanimité autour de sa nouvelle orientation, certes, mais toutefois nous pouvons mesurer les résultats bénéfiques de cette dernière dans les économies taiwanaise et sud-coréenne par exemple. Ces économies ont connu des taux de croissance par habitant très élevés bien que la proportion du revenu destinée à la recherche et au développement- comme le veut le modèle classique- soit un peu modeste.

3.3 Exports, Economic growth and exogeneity : Taiwan 1953-1988 ¹

La notion "Export-Led-Growth ELG" décrivant le lien entre les exportations et la performance économique s'est retrouvée dans le vocabulaire des économies nouvellement industrialisées. Ce concept ne se limite pas uniquement au développement, mais est devenu un point de vue considérable dans plusieurs pays industrialisés voulant émerger d'une période de récession.

Ailleurs des fois le lien est mis en question. Gilles et al (1992) utilisent des données de la Nouvelle Zélande pour montrer que cette relation ne se vérifie pas toujours. D'autres chercheurs comme Chow (1987), Ahmad et Kwan (1991) parviennent à la causalité seulement dans une petite fraction des cas considérés.

Andy C. C. Kwan, John A. Cotsomitis et Benjamin Kwok (1995), relèvent deux faiblesses ayant trait à la littérature sur l'hypothèse de cette politique commerciale. La première concerne la régression utilisée. Ils affirment que la régression par la méthode des moindres carrés ordinaires connaît un problème de biais avec les équations simultanées, ce qui mène à des déductions non valables. La deuxième porte sur les études antérieures et remarquent que celles-ci n'ont pas fait la différence entre les concepts de causalité et d'exogénéité et peut éventuellement poser les problèmes suivants : la validité et l'efficacité des estimateurs, l'utilisation de la performance des exportations pour prédire des croissances de l'output, l'invariance de la relation entre les exportations et la croissance de l'output pour justifier des politiques d'intervention.

Cette étude de Kwan, Cotsomitis et Kwok (1995), basée sur les techniques économétriques proposées par Engle et Hendry (1993) porte sur des tests d'exogénéité pour examiner la validité de l'hypothèse de "Export-led-Growth" en utilisant des données statistiques de Taiwan s'étalant sur une période allant de 1953 à 1988.

¹ Cet article est publié de Andy C.C. Kwan, John A. Cotsomitis et Benjamin Kwok est publié dans *Applied Economics*, 1996, Volume 28, pages 467- 471

Ils font appel aux concepts d'exogénéité faible, d'exogénéité forte, et de super exogénéité, effectuent des tests économétriques appropriés puis apportent des conclusions par la suite.

Le modèle économétrique :

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (3.3.1)$$

$$y_t | x_t \sim IN(\alpha + \beta x_t, \sigma^2), \quad (3.3.2)$$

$$f(y_t, x_t) = g(y_t | x_t) h(x_t) \quad (3.3.3)$$

$$DY_t = \gamma_1 + \beta DX_t + \gamma_2 DL_t + \gamma_3 IY_t + \varepsilon_t \quad (3.3.4)$$

$$Dy = \beta DX + z \gamma + \varepsilon \quad (3.3.5)$$

Z étant un jeu d'instruments.

Les résultats

En régressant la croissance de l'output sur des variables explicatives ils trouvent que les exportations ne semblent avoir aucun impact positif sur la croissance du PIB du Taiwan qu'après l'année 1964.

En régressant la croissance des exportations sur des variables explicatives, ils apprennent que les variables Dummy qui captent l'effet du programme de réforme de 1961 sont très significatives.

En régressant la croissance de l'output en incluant les résidus de l'équation de la croissance des exportations, ils obtiennent les résultats des tests de faible et de super exogénéité.

En effet, le coefficient de η n'est pas statistiquement significatif au niveau de confiance de 5 % quand on ajoute les résidus de l'équation de croissance des exportations au modèle de croissance de l'output. Ceci indique que la variable croissance de l'exportation est faiblement exogène dans l'équation de croissance de l'output. Par contre, quand η et η^2 sont inclus dans le modèle de croissance de l'output, les résultats du test de Wald par exemple prouvent que les coefficients sont statistiquement significatifs au niveau de 5%. En un mot, les données de Taiwan poussent à croire ce qui suit : quand l'hypothèse de faible exogénéité semble être valide, l'hypothèse de super exogénéité est rejetée.

3.4 Foreign Trade and Economic Growth Evidence from Sri-Lanka¹

La plupart des travaux empiriques réalisés soulignent que l'augmentation des exportations conduit vers une augmentation de l'output. A cet effet on peut faire référence aux recherches de Balassa (1978, 1985), Feder (1983), Tyler (1981), Michaely (1977),... L'hypothèse à tester était de voir si les exportations engendrent la croissance économique. Ils considèrent ces dernières comme une variable explicative jouant un rôle promoteur dans l'augmentation de l'output.

Le but de ces travaux empiriques, en effet, consiste à trouver un estimateur positif et significativement différent de zéro des exportations dans la régression économétrique. Des aspects spécifiques à envisager comme la direction de la causalité ont été ignorés.

Ainsi, Anoma S.P Abhayaratne 1996, dans son article se propose d'examiner la relation entre cette variable explicative et la croissance de l'output en Sri-Lanka 1960-1992 en utilisant des techniques économétriques standard de causalité et de co-intégration.

L'auteur utilise à cette fin des séries macro-économiques sur lesquelles elle fait des tests de ratio unitaire ou de non-stationnarité selon les principes économétriques proposés par Dickey et Fuller (1979), puis procède à des tests de co-intégration des variables d'après la méthode de Johansen (1988) après s'être assurée du degré de stationnarité de ses données.

Le modèle économétrique

$$DLGDP_t = a_0 + \sum a_{1i}DLGP_{t-i} + \sum a_{2j}DLEX_{t-j} + \sum a_{3k}DLIM_{t-k} + a_4ECT_{t-1} + u_t \quad (3.4.1)$$

¹ Cet article de Anoma S.P. Abhayaratne (1996) est publié dans Applied Economics Letters, 1996, Volume No. 3, pages 567 -570

$$DLEX_t = b_0 + \sum b_{1i}DLGDP_{t-i} + \sum b_{2j}DLEX_{t-j} + \sum b_{3k}DLIM_{t-k} + b_4ECT_{t-1} + v_t \quad (3.4.2)$$

$$DLIM_t = c_0 + \sum c_{1i}DLGDP_{t-i} + \sum c_{2j}DLEX_{t-j} + \sum c_{3k}DLIM_{t-k} + c_4ECT_{t-1} + w_t \quad (3.4.3)$$

Ou LGDP est le log du PIB Réel, LEX, le log des exportations LIM, le log des importations, ECT_{t-1} est l'erreur retardée d'une période de la relation de co-intégration dans le long terme, u_t , v_t , w_t regroupent les termes d'erreur du modèle.

Les résultats

L'hypothèse nulle de non-stationnarité des variables n'est pas rejetée au niveau de 5% pour toutes les variables; par contre DLGDP, DLEX et DLM sont stationnaires et la relation de co-intégration entre les variables est rejetée puisque les séries ne sont pas co-intégrées. Puisque les séries sont non co-intégrées, l'estimation du modèle se fait par la méthode de régression SUR puis des tests appropriés viennent tester la causalité. Les T statistiques prouvent qu'il n'existe aucune relation de causalité entre la politique commerciale étrangère et la croissance du PIB sri-lankais. Cette conclusion vient décourager la validité des stratégies de développement que la Sri-Lanka s'étaient définies pour arriver à une croissance économique.

Les travaux théoriques et empiriques ont toujours considéré les exportations comme une variable explicative dans la croissance de l'output. Maintenant une étude sur des séries macro-économiques pour une période bien déterminée de la Sri-Lanka, faisant appel à des méthodes économétriques plus poussées mettent en question les conclusions d'autrefois.

3.5 Engines of Growth – The Export and Government Sectors.¹

Cette nouvelle école de pensée reliant la performance économique au commerce international trouve un bon nombre de disciples. Parallèlement aux conclusions dégagées de leurs travaux, d'autres économistes s'interrogent sur le comportement du secteur public dans le mécanisme de croissance du revenu d'un pays. Les recherches de Landau (1983), Ram (1986) vont dans ce sens.

Dans cet article J. Love (1994) se servant d'une série chronologique portant sur vingt pays en voie de développement effectue des tests de causalité sur les variables. Il étudie la relation entre la croissance des exportations et la performance du revenu puis celle entre l'augmentation des dépenses du secteur public et l'amélioration de l'output de chacun des pays considérés.

Depuis 1967, la tendance met accent sur les externalités positives du secteur extérieur sur le reste de l'économie. On a même pensé à subventionner les exportations tant ces dernières constituent pour certains une source de croissance importante. Autour du secteur public les avis sont divergents: Landau (1983) décourage la promotion du gouvernement pendant que Ram (1986) voit que celui-ci exerce un effet positif sur la croissance de l'output.

Pour parvenir à de telles conclusions le principe veut qu'on régresse le revenu sur les variables indépendantes. Face à ce procédé Heller et Porter (1978) identifient un problème de corrélation entre les séries puisque les exportations tout comme les dépenses du gouvernement sont une composante importante de l'output. Partant de ce fait les conclusions de certains modèles de croissance sont basées sur des résultats statistiques peu fiables.

Pour éviter la corrélation identifiée par Heller et Porter (1978), Love (1994) utilise

¹ Article publié dans *World Economy*, 1994 pages 203 à 218

la synthèse de Hsiao (1987) pour tester ses hypothèses. Ce procédé combine le test de causalité de Granger avec le critère de l'erreur de prévision finale (FPE) d'Akaike.

Le Modèle

Pour tester l'hypothèse que X cause Y, l'équation linéaire suivante est utilisée :

$$Y_t = a + \sum \alpha_1 Y_{t-1} + \sum \alpha_2 Y_{t-i} + u_t \quad (3.5.1)$$

L'identité suivante permet de tester l'effet inverse

$$X_t = b + \sum \beta_1 X_{t-i} + \sum \beta_2 Y_{t-1} + w_t \quad (3.5.2)$$

Les équations suivantes permettent d'estimer le critère d'Akaike

$$FPE(m) = (T + m + 1) / (T - m - 1) \cdot (S(m) / T) \quad (3.5.3)$$

$$FPE(m^*n) = (T + m^* + n + 1) / (T - m^* - n - 1) \cdot (S(m^*,n) / T) \quad (3.5.4)$$

Avant de tester ses hypothèses, il a procédé aux tests de racine unitaire de ses séries.

Résultats

En dépit des différences de régime, les résultats suggèrent que la croissance des exportations améliorent le revenu dans quatorze cas, cette causalité est positive pour dix pays, négative pour les quatre autres. En testant l'effet inverse, il parvient à la conclusion que la causalité n'est pas respectée dans onze pays.

En utilisant la variable revenu nette des exportations il trouve que la causalité diminue alors qu'elle est significative quand le revenu seul est considéré. La même conclusion tient dans l'autre direction. Quand les résultats semblent appuyer la causalité, le T-statistique prouve qu'il est non significatif. En corrigeant la simultanéité la puissance de la politique commerciale est réduite. De même les résultats obtenus dans le cadre des dépenses du gouvernement ne sont pas totalement différents. Quand le signe de la causalité est respecté, le T-statistique dit qu'il n'a aucun sens.

Il est vrai que des exemples de performance économique offerts par quelques pays comme la Chine et la Corée du Sud aient retenu l'attention de plus d'un au point que des chercheurs manifestent vivement le désir d'appliquer cette politique commerciale florissante à d'autres pays en voie de développement. Cette nouvelle orientation gagne la sympathie de la Banque Mondiale au point que cet organisme fait de celle-ci une condition de prêt certaines fois. Il n'est pas toujours certain que les techniques de mesure existantes utilisées captent parfaitement les effets de la réalité économique. Pourtant sur la base des conclusions tirées de ces travaux empiriques reposent de grandes décisions engageant l'avenir de plusieurs générations.

Les résultats de Feder (1983) reposent sur des bases erronées nous apprend Love (1994) car il n'a pas su tenir compte de la corrélation existant entre le produit intérieur et les exportations. Sur cette même lancée il assimile le secteur extérieur à un outil de croissance d'après le signe et la signification des estimateurs.

Des méthodes économétriques plus approfondies que celles-ci à l'instar des tests de co-intégration tel que conçus par Engle et Granger (1987) ou Johansen (1988) remettent en question certaines déductions d'autrefois. A cette liste nous pouvons ajouter les tests de synthèse de Hsiao (1987) combinant la causalité de Granger et le critère de l'erreur de prévision finale d'Akaike, ceux de Engle et Hendry (1993) permettant de juger de l'exogénéité d'une variable dans une régression. Soulignons que ces techniques ont vu le jour après la publication des recherches de Feder (1983), de Balassa (1978), de Tyler (1981)... Cette corrélation par exemple identifiée plus tard par Love dans son article publié en 1994 fait l'objet d'une critique importante concernant ce modèle de croissance. Car la correction de la simultanéité des variables en définissant la variable revenu diminué des exportations conduit quelques fois à des avis contraires.

La prochaine étape de notre travail a trait à la partie empirique où nous

utilisons des données de l'économie haïtienne présentées en séries chronologiques pour une tranche d'âge comprise entre 1967 et 1996. Notre objectif de départ est de considérer la croissance des exportations comme une variable explicative comme Feder (1983) dans notre régression économétrique dans un premier temps, puis de faire la critique de la méthode utilisée en définissant à la manière de Love (1994) la série revenu net des exportations afin de voir si les conclusions émanant des deux procédés sont identiques.

4. Résultats empiriques

Dans cette partie, nous cherchons des réponses empiriques à un certain nombre d'interrogations à savoir :

Les grandes lignes de la nouvelle orientation de la Banque Mondiale à travers la politique commerciale ont-elles des effets positifs sur l'économie haïtienne?

Peut-on parler d'externalités générées par le secteur des exportations sur le reste de l'économie comme le témoignent les études promouvant le secteur extérieur?

Peut-on dire avec Tyler (1981) qu'une croissance plus rapide des exportations améliore le PIB pour des taux de croissance donnés du capital physique et de la main-d'œuvre dans le cas du pays à l'étude?

Peut-on partager les conclusions faites par Feder en 1983 dans le cadre de l'économie haïtienne : les exportations ont-elles un effet positif sur la productivité totale des facteurs de production, cette hausse de productivité s'explique-t-elle par la performance du secteur des échanges?

Pour parvenir à cette fin le modèle économétrique à estimer est présenté dans la section suivante.

4.1 Présentation du modèle

Nous considérons un modèle de type Cobb-Douglas à rendements constants stipulé comme suit:

$$Y/L = A(K/L)^\alpha (X/L)^\gamma \quad (4.1)$$

Avec Y/L l'output par tête, K/L le capital par tête et X/L les exportations par tête. En prenant le logarithme naturel des deux membres de l'équation nous obtenons l'expression suivante :

$$\ln(Y/L) = \ln A + \alpha \ln(K/L) + \gamma \ln(X/L) \quad (4.2)$$

On en déduit le modèle économétrique qui s'écrit :

$$\ln(Y/L) = \ln A + \alpha \ln(K/L) + \gamma \ln(X/L) + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

En considérant le progrès technologique constant dans notre travail de recherche, notre modèle économétrique à estimer peut s'écrire sous cette autre forme :

$$\ln(Y/L) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(K/L) + \gamma \ln(X/L) + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

L'équation (4.2) de notre modèle se distingue de celle de Feder (1983) par le fait que ce dernier considère les variables en taux de croissance.

Nous interprétons la relation (4.2) comme une relation de long terme entre l'output par tête, le stock de capital par tête et l'exportation par tête. Par conséquent l'estimation dans (4.4) des paramètres α_0 , α_1 et γ requiert l'utilisation de techniques économétriques appropriées.

4.2 Analyse empirique

La démarche que nous suivons dans ce contexte procède en quatre étapes:

La première étape concerne les tests de ratio unitaire qui visent à déterminer si les séries sont stationnaires ou non (Dickey-Fuller, 1979).

La deuxième étape a trait aux tests de co-intégration qui nous permet de mettre en évidence l'existence de relation entre les trois variables (Dickey, 1984).

La troisième étape est l'estimation de la relation de long terme.

La quatrième étape a trait à l'implication économique de l'analyse.

4.2.1 Tests de racine unitaire

Le graphe des séries (Y/L), (K/L) et (X/L) est présenté en annexe. On y observe une rupture à l'année 1980 pour le revenu ainsi que les exportations par tête et deux ruptures, l'une en 1974 et l'autre en 1992 pour le capital par tête. La prise en compte de ces ruptures nous conduit à retenir des modèles détrendés :

$$\text{Ln}(Y/L)_t = \alpha + \beta t + \gamma(T_B - t) I_{T < 14} + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

$$\text{Ln}(K/L)_t = \mu + \alpha_1 T I_{T < 8} + \alpha_2 T I_{8 \leq T \leq 25} + \alpha_3 T I_{T > 25} + \varepsilon_t \quad (4.6)$$

$$\text{Ln}(X/L)_t = \alpha + \beta t + \gamma(T_B - t) I_{T < 14} + \varepsilon_t \quad (4.7)$$

Pour déterminer la stationnarité des résidus deux procédés sont retenus : celui de Dickey-Fuller (1979) et celui de Philipps-Perron (1988). La mise en œuvre du test dans notre travail de recherche repose sur le modèle de Dickey-Fuller Augmenté (1984) en considérant les séries détrendées.

Nous définissons la variable X comme le résidu de n'importe quelle série détrendée, ce qui amène à considérer l'identité qui suit :

$$\Delta X_t = \gamma_1 \Delta X_{t-1} + \gamma_2 \Delta X_{t-2} + \gamma_3 \Delta X_{t-3} + \hat{\varepsilon}_t \quad (4.8)$$

Il importe de souligner que les tests usuels révèlent que les résidus possèdent les bonnes propriétés usuelles c'est-à-dire absence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation. L'hypothèse nulle de non co-intégration $H_0 : \gamma_1 = 0$ contre l'hypothèse alternative de co-intégration $H_1 : \gamma_1 < 0$ est appliquée pour déterminer la stationnarité des résidus. Le tableau (4.1) présente le résultat du test des variables output par tête, capital par tête, exportations par tête différenciées une fois. On a procédé à la différenciation de ces dernières parce que le test de racine unitaire révèle que les séries sont non stationnaires.

Tableau 4.1

Résultats des tests de racine unitaire en différence première

Variables	T-statistique	Valeur critique	Niveau de signification
Y/L	-3.9184	-2.57	10%
K/L	-3.2057	-2.57	10%
X/L	-2.6685	-2.57	10%

On déduit que les séries sont intégrées d'ordre un à un niveau de confiance de 10%.

4.2.2 Test de co-intégration

Après avoir montré que les variables sont non stationnaires, on cherche à vérifier si les données d'Haïti permettent de mettre en évidence l'existence d'au moins une relation de co-intégration entre les variables revenu par tête, capital par tête et exportations par tête. Pour ce faire nous utilisons l'approche d'Engle et Granger (1987) qui consiste à tester la stationnarité du résidu issu de la régression de Y/L, K/L et X/L.

La mise en œuvre du test se fait en deux étapes. Premièrement on détermine le vecteur de co-intégration en régressant Y/L sur K/L et X/L, deuxièmement on interroge la stationnarité du résidu issu de cette dernière.

Considérons le modèle qui suit pour tester la stationnarité des résidus:

$$\Delta \hat{e}_t = \rho \hat{e}_{t-1} + \gamma_1 \Delta \hat{e}_{t-2} + \gamma_2 \Delta \hat{e}_{t-3} + \hat{u}_t \quad (4.9)$$

ou \hat{e}_t est le résidu de la régression de Y/L sur K/L et X/L.

L'hypothèse nulle de non co-intégration $H_0 : \rho = 0$ contre l'hypothèse alternative de co-intégration $H_1 : \rho < 0$ est appliquée pour mettre en évidence l'existence de la relation de long terme entre les variables.

Le tableau (4.2) présente les résultats de l'estimation du modèle.

Tableau 4.2

Résultats des tests de Cointégration

	Test statistique	Valeur de signification 10%
Z-Test	-19.870	-22.7
T-Test	-3.8162	-3.45

L'approche utilisée permet de conclure à l'existence d'au moins une relation de co-intégration entre les variables mais on ne s'est pas intéressé au nombre de relations qu'il peut y avoir entre celles-ci (Johansen, 1988). Le test T confirme la relation à un niveau de signification de 10% alors que le test Z le fait à un niveau de signification plus élevé soit 15%.

Puisque l'évidence d'au moins une relation de co-intégration entre les variables est vérifiée on peut passer aisément à l'estimation du modèle de long terme proprement dit.

4.2.3 Estimation de la relation de long terme

Le test de ratio unitaire met en évidence la stationnarité des résidus, celui de co-intégration permet de conclure à l'existence d'au moins une relation de long terme entre les variables. La mise en œuvre de ceux-ci constituent des étapes préalables à l'estimation de la relation de long terme. Pour ce faire le procédé économétrique utilisé est le modèle de correction d'erreurs. Celui-ci combine à la fois les relations de court et de long termes. Les variables différenciées captent les effets de court terme tandis que ceux de long terme sont insérés dans l'expression des résidus retardés. La théorie veut que le coefficient du retard des erreurs soit à la fois négatif et significatif.

$$\Delta \ln(Y/L) = \mu \hat{e}_{t-1} + \sum \alpha_i \Delta \ln(K/L)_{t-i} + \gamma_i \Delta \ln(X/L)_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.10)$$

L'estimation du modèle de correction d'erreurs donne les résultats suivants :

$$\begin{aligned} \Delta \hat{Y}_t = & -0.0014 - 0.73121 \hat{e}_{t-1} + 0.35675 \Delta Y_{t-1} - 0.089584 \Delta K_t + 0.10205 \Delta X_t \\ & (-0.2855) \quad (-3.124) \quad (1.566) \quad (-0.4522) \quad (4.229) \\ & - 0.085681 \Delta K_{t-1} - 0.051304 \Delta X_{t-1} \\ & (-0.4765) \quad (-1.579) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.6618 \quad R^2 \text{ ajusté} = 0.5651 \quad (4.11)$$

Les valeurs entre parenthèses représentent des T-statistiques.

Les remarques suivantes se dégagent de l'équation (4.11) :

- Le coefficient des résidus retardés est négatif et significatif confirmant la règle.

- La croissance du stock de capital a un effet négatif mais non significatif sur la croissance de l'output par tête à court terme.
- La croissance des exportations a un effet positif et significatif sur la croissance de l'output par tête à court terme.

En résumé les résultats révèlent que la croissance des exportations entraîne une amélioration de l'output par tête à court terme, la relation de long terme étant insérée dans l'expression des résidus retardés.

La corrélation d'après Love (1994) constitue la principale faiblesse du modèle de Feder (1983). Les estimateurs de la régression précédente sont biaisés vu que les exportations par tête constituent une composante importante du revenu par tête. Pour corriger cette simultanéité des séries, nous envisageons un modèle où la variable revenu par tête moins les exportations par tête est définie.

Correction de la Simultanéité

Soit Z le revenu moins les exportations par tête le modèle économétrique décrivant la relation de long terme entre les différentes variables est ce qui suit:

$$\ln(Z/L)^1 = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(K/L) + \gamma \ln(X/L) + \varepsilon_t \quad (4.12)$$

L'estimation du modèle de correction d'erreurs donne les résultats suivants:

$$\begin{aligned} \Delta Z_t^2 = & -0.00066709 - 0.80642\hat{e}_{t-1} + 0.31199\Delta Z_{t-1} - 0.093688\Delta K_t \\ & (-0.08830)^3 \quad (-3.296) \quad (1.413) \quad (-0.3430) \\ & - 0.095308\Delta X_t + 0.0021065 \Delta K_{t-1} + 0.0021550\Delta X_{t-1} \\ & (-2.722) \quad (0.008139) \quad (0.04912) \\ R^2 = & 0.5625 \quad R^2 \text{ ajusté} = 0.4375 \quad (4.13) \end{aligned}$$

1 $\ln(Z/L)$ est intégré d'ordre un et co-intègre avec les autres variables du modèle. Les tests à l'appui sont présentés en annexe.

2 C'est une variable estimée.

3 Valeurs représentant des T-statistiques.

Les remarques suivantes se dégagent de l'équation (4.13):

- Le coefficient des résidus retardés est négatif et significatif.
- La croissance du stock de capital a un effet négatif et non significatif sur la croissance de l'output à court terme.
- La croissance des exportations a un effet négatif et significatif sur la croissance de l'output à court terme.

En résumé la croissance des exportations n'améliore pas celle du revenu par tête pour la période 1967 – 1996 quand on considère le modèle avec correction de la corrélation des séries. Ce raisonnement porte essentiellement sur les variables de court terme. Pour dégager la relation de long terme de notre modèle nous décomposons l'expression des résidus retardés de la manière qui suit :

$$\begin{aligned} \Delta Z_t = & \alpha_1(Z_{t-1} - \alpha_2 X_{t-1} - \alpha_3 K_{t-1}) + \alpha_4 \Delta Z_{t-1} + \alpha_5 \Delta X_t + \alpha_6 \Delta X_{t-1} + \alpha_7 \Delta K_t \\ & + \alpha_8 \Delta K_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4.14)$$

Ce modèle est non linéaire. Par conséquent la vraisemblance est retenue pour la mise en œuvre son estimation.

$$\begin{aligned} \Delta Z_t^1 = & -0.9955(Z_{t-1} - 0.1570X_{t-1} + 0.3962K_{t-1}) + 0.3286\Delta Z_{t-1} - 0.0414\Delta X_t \\ & (0.1909)^2 \quad (0.0596) \quad (0.2409) \quad (0.1597) \quad (0.033) \\ & - 0.0636\Delta X_{t-1} - 0.2677 \Delta K_t + 0.0608\Delta K_{t-1} \\ & (0.0397) \quad (0.2248) \quad (0.1988) \end{aligned} \quad (4.15)$$

On déduit que l'estimation de la relation de long terme avec correction de la simultanéité est ce qui suit :

$$Z_t = 0.1570 X_t - 0.3962 K_t \quad (4.16)$$

¹ C'est une valeur estimée.

² Ces valeurs sont des écarts-type.

Tableau 4.3

<u>Paramètres</u>	<u>Estimateurs</u>	<u>Probabilité</u>	<u>Gradient</u>
α_1	-0.9955	0.000	-0.000
α_2	-0.1570	0.0042	-0.000
α_3	0.3962	0.0500	-0.000
α_4	0.3286	0.0198	0.000
α_5	-0.0414	0.1052	0.000
α_6	-0.0636	0.0548	-0.000
α_7	-0.2677	0.1169	-0.000
α_8	0.0608	0.3799	-0.000

Le tableau (4.3) présente les estimateurs du modèle de correction d'erreurs ainsi que la probabilité relative à chacun d'entre eux. Considérons les P-value des exportations et du stock de capital par tête de long terme. Nous remarquons qu'elles sont inférieure ou égale au seuil de confiance de 5%. On déduit que l'hypothèse nulle est rejetée et donc les estimateurs sont statistiquement significatifs.

Suite à l'estimation de la relation (4.4) les remarques suivantes se dégagent. Une amélioration de l'output par tête en réponse à une performance des exportations, aucun effet significatif du stock de capital à court terme. En tenant compte de la corrélation des variables l'estimation du modèle corrigé (4.12) nous apprend que la croissance des échanges entraîne la performance de l'output par tête à long terme.

4.2.4 Implication de l'analyse

L'estimation du modèle corrigé de la corrélation des exportations met en évidence les faits suivants.

La dérivée négative et significative du revenu par tête par rapport au stock de capital par tête traduit une mauvaise gestion des ressources disponibles. La fermeture

d'importantes usines de transformation à partir des années 1986 confirme ce gaspillage. Les autorités financières de l'époque évoquant la faible rentabilité des Centrales Sucrières du Cap-Haïtien et de Darbonne par exemple décidèrent de mettre fin à leurs opérations. La Minoterie d'Haïti unique unité de production de farine de blé a été récemment touchée par ces mesures. Alors que des politiques de gestion efficaces peuvent éviter cette perte de matériel.

A court terme l'expansion des exportations drainant des ressources en provenance d'autres secteurs de l'économie explique le lien négatif entre la performance à l'exportation et la croissance économique. Tandis que la relation de long terme confirme la théorie de Feder (1983) par les externalités positives du secteur d'exportation vers les autres secteurs de l'économie et les externalités à part parce que la productivité des facteurs peut-être plus élevée dans le secteur des échanges qu'ailleurs dans l'économie.

5. Conclusion

L'application de techniques économétriques appropriées à des données d'Haïti regroupant le revenu, le stock de capital et le volume des exportations par tête dans un modèle de type Cobb-Douglas à rendements constants apporte des réponses aux interrogations concernant la promotion du secteur extérieur. Le test de co-intégration (Engle et Granger, 1987) dégageant l'existence d'au moins une relation de long terme entre les variables permet l'utilisation du modèle de correction d'erreurs.

Ce procédé économétrique nous apprend qu'à court terme l'expansion des échanges draine des ressources en provenance d'autres secteurs de l'économie, mais qu'à long terme la performance de ces échanges explique la croissance du revenu par tête pour la période considérée. Ainsi les résultats de long terme obtenus mettent en évidence la productivité élevée du secteur extérieur et l'effet positif de ce dernier sur la rentabilité totale des facteurs de production de l'économie par le biais d'externalités positives.

L'estimateur positif et statistiquement significatif des échanges rejoint les grandes lignes de la nouvelle orientation de la Banque Mondiale, confirme les conclusions de Tyler (1981), Balassa (1982), de Feder (1983) et nous invite à élaborer des programmes ayant pour but de rehausser le niveau des exportations.

Dans cet exercice nous nous sommes intéressés au comportement du secteur extérieur dans un modèle de croissance très simple. L'expansion des exportations est considérée comme une variable clé dans la croissance du revenu par tête. Nous n'avons pas décomposé cette variable explicative dans la relation de long terme et par conséquent nous ne sommes pas en mesure de faire un choix entre les marchandises et les services dans la performance de l'économie haïtienne.

Annexe A

Tableau 2-3-1

Evolution de la croissance des exportations

Années	Exp.Totales Réelles	Croissance Tot.Réelles	Exp. Réelles de Biens	Croissance Exp.Réelles de biens	Expt.réelles de services	Croissance Exp.Services
1967	834,02		698,34		135,68	
1968	995,71	0,194	764,38	0,095	231,33	0,705
1969	1012,55	0,017	778,66	0,019	233,89	0,011
1970	1048,19	0,035	810,44	0,041	237,75	0,017
1971	1249,03	0,192	920,62	0,136	328,40	0,381
1972	1272,03	0,018	842,91	-0,084	429,12	0,307
1973	1130,56	-0,111	782,20	-0,072	348,37	-0,188
1974	2302,08	1,036	1242,01	0,588	1060,07	2,043
1975	2288,63	-0,006	1162,68	-0,064	1125,95	0,062
1976	2563,73	0,120	1523,77	0,311	1039,95	-0,076
1977	2763,27	0,078	1643,36	0,078	1119,91	0,077
1978	3352,02	0,213	1741,48	0,060	1610,54	0,438
1979	3323,14	-0,009	2023,80	0,162	1299,34	-0,193
1980	4068,18	0,224	2142,05	0,058	1926,14	0,482
1981	3496,40	-0,141	1362,41	-0,364	2133,99	0,108
1982	3565,00	0,020	1480,67	0,087	2084,33	-0,023
1983	3530,67	-0,010	1273,01	-0,140	2257,67	0,083
1984	3765,22	0,066	1298,55	0,020	2466,67	0,093
1985	3382,32	-0,102	1048,57	-0,193	2333,75	-0,054
1986	2602,89	-0,230	1025,81	-0,022	1577,09	-0,324
1987	3606,56	0,386	1346,41	0,313	2260,15	0,433
1988	3340,34	-0,074	1177,92	-0,125	2162,42	-0,043
1989	2474,60	-0,259	831,76	-0,294	1642,84	-0,240
1990	2371,00	-0,042	801,30	-0,037	1569,70	-0,045
1991	3113,58	0,313	827,33	0,032	2286,26	0,456
1992	1399,29	-0,551	513,86	-0,379	885,43	-0,613
1993	1845,53	0,319	597,74	0,163	1247,79	0,409
1994	1002,57	-0,457	454,34	-0,240	548,24	-0,561
1995	1090,98	0,088	425,89	-0,063	665,09	0,213
1996	1321,72	0,211	354,54	-0,168	967,18	0,454

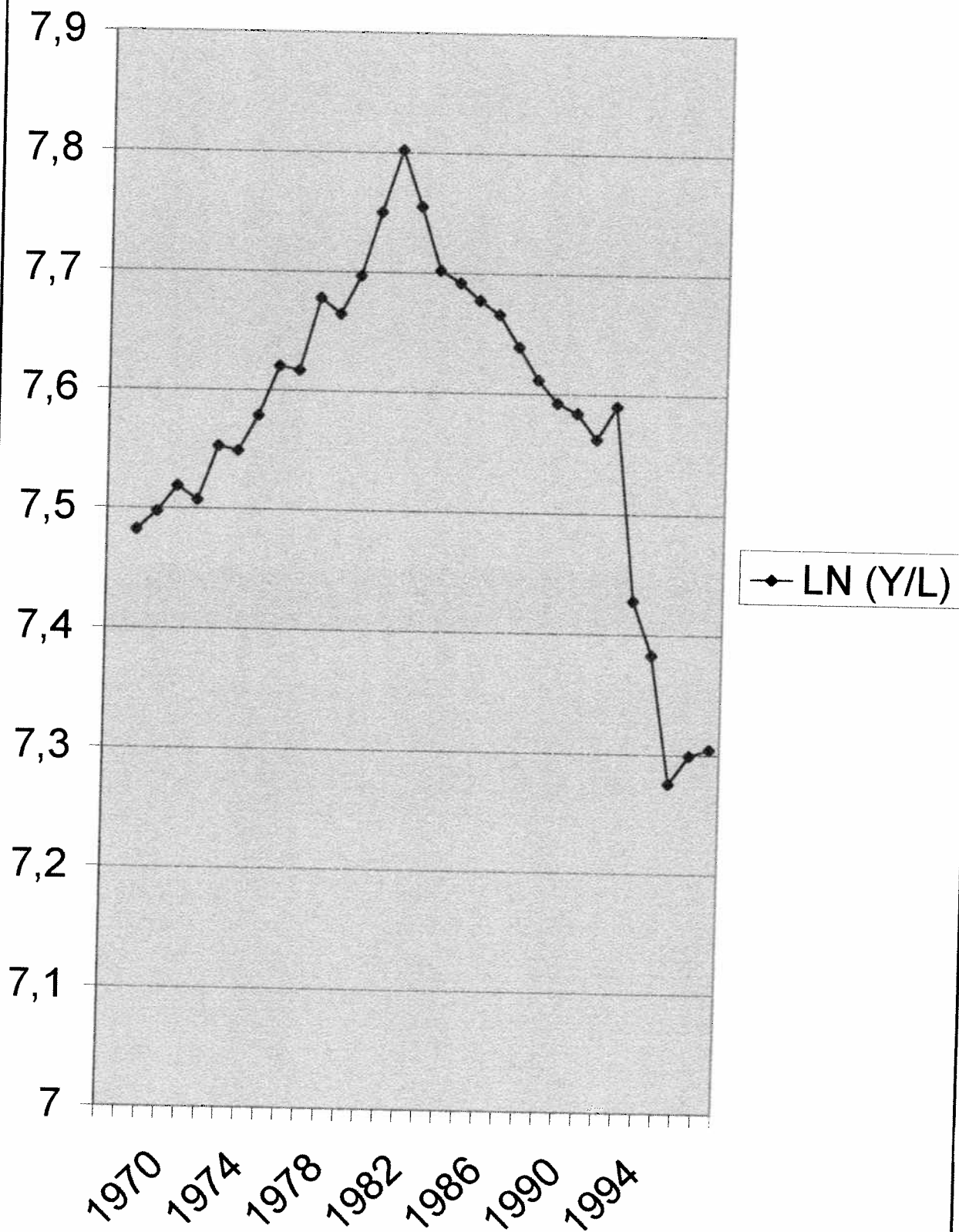
Tableau 2-3-2

Présentation des séries

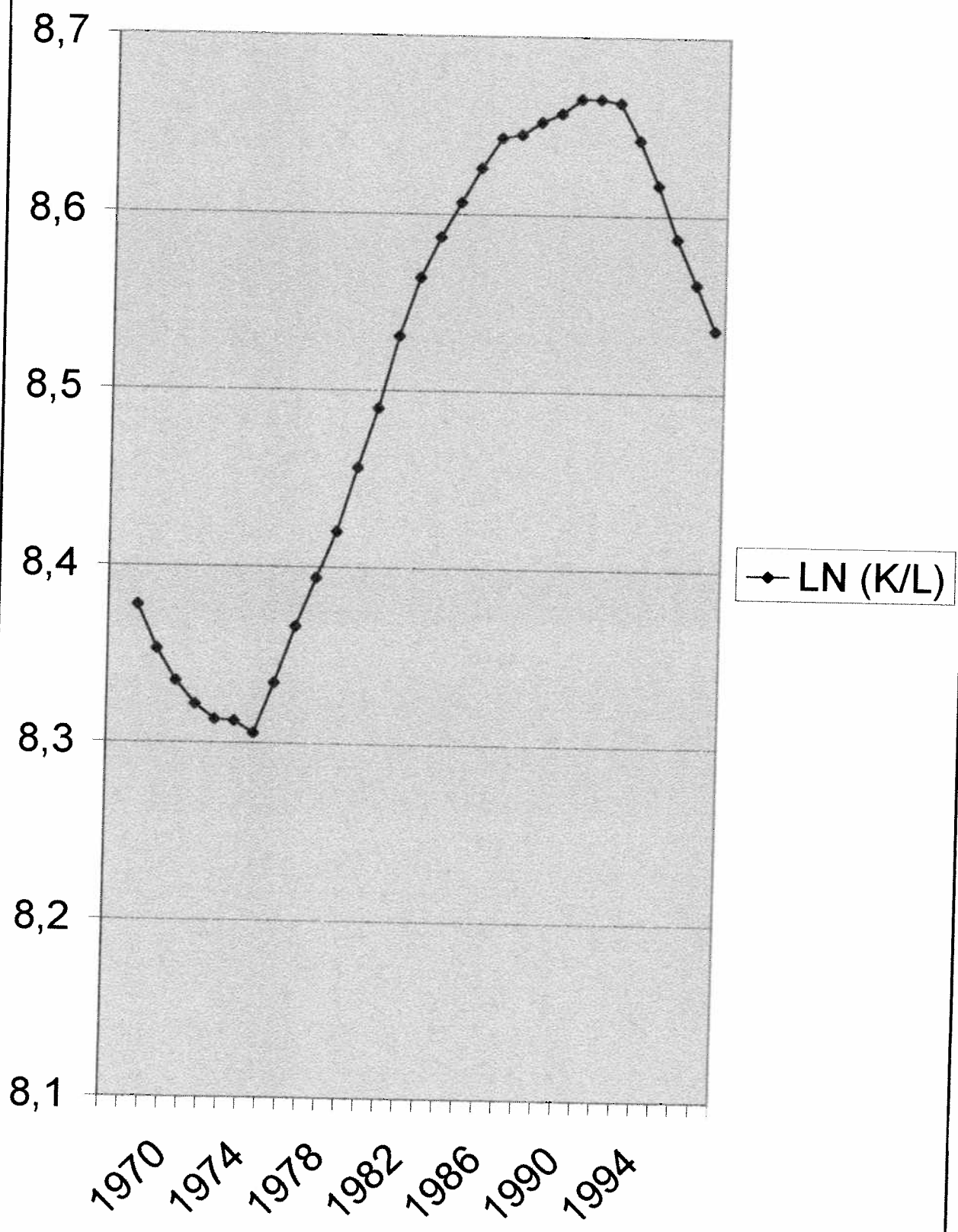
Années	Y	K	XTOT	XM	XS	L
1967	7652	18742,25	834,02	698,34	135,68	4,31
1968	7896	18579,12	995,71	764,38	231,33	4,38
1969	8197	18540,58	1012,55	778,66	233,89	4,45
1970	8250	18630,95	1048,19	810,44	237,75	4,53
1971	8784	18795,76	1249,03	920,62	328,4	4,61
1972	8865	19024,99	1272,03	842,91	429,12	4,67
1973	9290	19219,82	1130,56	782,2	348,37	4,75
1974	9829	20066,83	2302,08	1242,01	1060,07	4,82
1975	9937	21018,77	2288,63	1162,68	1125,95	4,89
1976	10775	22049,97	2563,73	1523,77	1039,95	4,99
1977	10827	23043,34	2763,27	1643,36	1119,91	5,08
1978	11354	24273,56	3352,02	1741,48	1610,54	5,16
1979	12216	25593,38	3323,14	2023,8	1299,34	5,26
1980	13113	27170,28	4068,18	2142,05	1926,14	5,36
1981	12739	28606,97	3496,4	1362,41	2133,99	5,46
1982	12303	29798,76	3565	1480,67	2084,33	5,56
1983	12396	30946,21	3530,67	1273,01	2257,67	5,66
1984	12434	32106,23	3765,22	1298,55	2466,67	5,76
1985	12506	33226,49	3382,32	1048,57	2333,75	5,86
1986	12442	34031,69	2602,89	1025,81	1577,09	5,99
1987	12349	34959,04	3606,56	1346,41	2260,15	6,11
1988	12371	35881,36	3340,34	1177,92	2162,42	6,24
1989	12506	36873,05	2474,6	831,76	1642,84	6,36
1990	12489	37632,86	2371	801,3	1569,7	6,49
1991	13097	38315,39	3113,58	827,33	2286,26	6,62
1992	11371	38311,64	1399,29	513,86	885,43	6,76
1993	11094	38123,96	1845,53	597,74	1247,79	6,9
1944	10172	37738,14	1002,57	454,34	548,24	7,04
1995	10618	37517,83	1090,98	425,89	665,09	7,18
1996	10913	37392,54	1321,72	354,54	967,18	7,34

Graphique A-1

LN (Y/L)

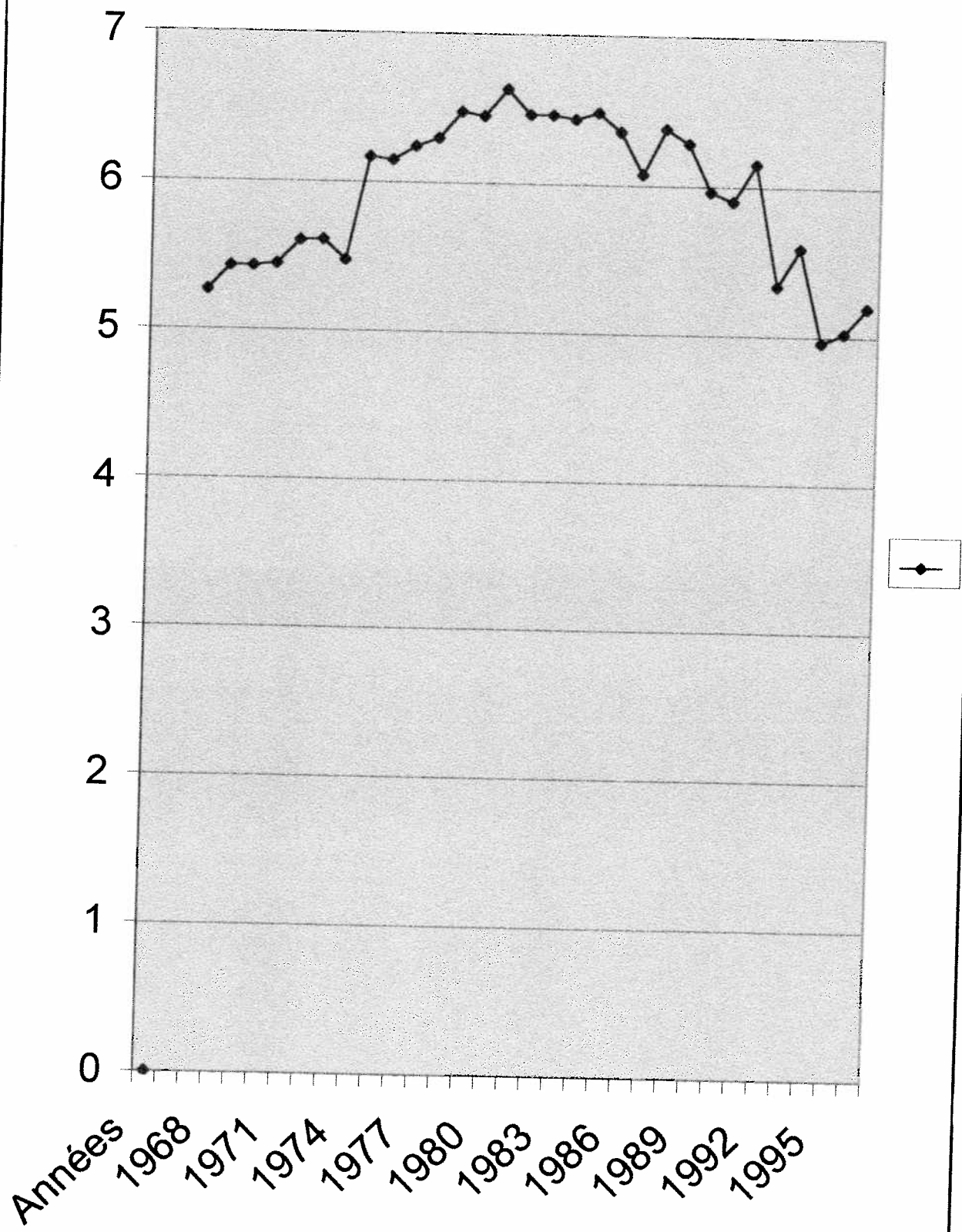


Graphique A-2 LN (K/L)



Graphique A-3

$\ln(X_{Tot}/L)$



Annexe B

Tests de ratio unitaire des variables détrendées

Tableau B-1

Test de racine unitaire avec $\ln(Y/L)$

Modèle avec constante et tendance

		Valeur critique	
		10%	
A(1)=0	T-Test	-2.4771	-3.13
A(0)=A(1)=A(2)=0		2.0951	4.03
A(1)=A(2)=0		3.1268	5.34

Tableau B-2

Test de racine unitaire en différence première avec $\ln(Y/L)$

Modèle avec constante et sans tendance

		Valeur critique	
		10%	
A(1)=0	T-Test	-3.9184	-2.57
A(0)=A(1)=0		7.7302	3.78

Tableau B-3

Test de racine unitaire avec $\ln(K/L)$

Modèle avec constante et tendance

			Valeur critique
			10%
A(1)=0	T-Test	-1.8275	-3.13
A(0)=A(1)=A(2)=0		1.4265	4.03
A(0)=A(1)=0		2.0504	5.34

Tableau B-4

Test de racine unitaire en différence première avec $\ln(K/L)$

Modèle avec constante et sans tendance

			Valeur critique
			10%
A(1)=0	T-Test	-3.2057	-2.57
A(0)=A(1)=0		5.1391	3.78

Tableau B-5

Test de racine unitaire avec $\ln(X/L)$

Modèle avec constante et tendance

		Valeur critique	
		10%	
A(1)=0	T-Test	-1.9391	-3.13
A(0)=A(1)=A(2)=0		1.3800	4.03
A(0)=A(1)=0		2.0130	5.34

Tableau B-6

Test de racine unitaire en différence première avec $\ln(X/L)$

Modèle avec constante et sans tendance

		Valeur critique	
		10%	
A(1)=0	T-Test	-2.6685	-2.57
A(0)=A(1)=0		3.5844	3.78

On remarque que les trois séries sont intégrées d'ordre un.

Tableau B-7

Test de co-intégration entre Y/L K/L X/L

		Valeur critique
		10%
Sans constante et sans tendance		
$R^2 = 0.5638$		
Durbin-Watson = 1.365		
Z-Test	-19.870	-22.7
T-Test	-3.8162	-3.45
Constante et tendance		
$R^2 = 0.5638$		
Durbin-Watson = 1.365		
Z-Test	-19.870	-28.5
T-Test	-3.8162	-3.84

On retient à l'aide du test T que les séries co-intègrent à un niveau de 10%.

Tableau B-8

Test de racine unitaire avec $\ln(Z/L)$

Modèle avec constante et tendance

		Valeur critique	
		10%	
A(1) = 0	T-Test	-2.8462	-3.13
A(0) = A(1) = A(2) = 0		2.8496	4.03
A(1) = A(2) = 0		4.2397	5.34

Tableau B-9

Test de racine unitaire en différence première avec $\ln(Z/L)$

Modèle avec constante et sans tendance

		Valeur critique	
		10%	
A(1) = 0	T-Test	-3.6657	-2.57
A(0) = A(1) = 0		6.7287	3.78

Tableau B-10

Test de cointégration entre Z/L, K/L et X/L

Modèle avec constante et sans tendance

$$R^2 = 0.01069$$

$$\text{Durbin-Watson} = 1.411$$

T-Test	-3.8382	-3.45
--------	---------	-------

Modèle avec constante et tendance

$$R^2 = 0.01069$$

$$\text{Durbin-Watson} = 1.411$$

T-Test	-3.8382	-3.84
--------	---------	-------

6. Bibliographie

Abhayaratne Anoma S.P. 1996,

Foreign Trade and Economic Growth Evidence From Sri-Lanka
Applied Economics, Volume 3, pp 567-570.

Ahmad J. et Kwan A.C.C. 1991,

Causality between Exports and Economic Growth
Economic Letters, 37, pp 243-248

Balassa Bela 1978

Exports and Economic Growth, Further Evidence
Journal of Development Economics, Volume 5, pp 181-189

Chow Peter.C.Y. 1987,

Causality Between Export Growth and Industrial Performance :
Empirical Evidence From The NIC's
Journal of Development Economics, Volume 26 pp 53-63

Dickey, D.A. et Fuller, W.A. 1979,

Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Séries with
Unit roots
Journal of the American Statistical Association, Volume 74 pp
1057-1072

Engle R.F. et Granger C.W.J. 1987,

Cointegration and Error Correction : Representaion, Estimation
and Testing.
Econométrica Volume 55, pp 251-276

- Edwards Sebastian 1997, Trade Liberalization Reforms and The World Bank
American Economics Review 1979, Volume 87, No 2 pp 43-48
- Feder Gershon , 1983, On exports and Economic Growth,
Journal of Development Economics 1982, No 12, pp 59-73
- Gilles D.E.A. et al 1992, Causality Unit Roots and export-led Growth : The New-Zeland
Experience
Journal of International Trade and Economic Development
Volume 2, pp 195-218
- Heller Peter et Porter Richard 1978,
Exports and Growth : An Empirical Reinvestigation
Journal of Development Economics, Volume 5, pp 191-193
- Hsiao M. W. 1987 Tests of Causality and Exogeneity between Export Growth and
Economic Growth
Journal of Development Economics, Volume 18, pp 143-159
- Kwan Andy C.C., Cotsomitis John, Kwok Benjamin, 1995
Exports, Economic Growth and Exogeneity :
Taiwan 1953-1988
Applied Economics, 1996, Volume 28, pp 467- 471.
- Landau Daniel, 1983 Government Expenditure and Economic Growth : A Cross-
Country Study
Southern Economic Journal, Volume No 49, pp 783-79
- Love Jim 1994, Engines of Growth- The Export and Government Sectors,
World Economy 1994, pp 203-218

Michael Michael 1977 Exports and Growth ; An Empirical Investigation
Journal of Development Economics, Volume No 4, pp 49-53

Ram Rati, 1986 Government Size and Economic Growth :
A New Framework and Some Evidence from Cross-Section
A Time Series Data
American Economic Review, Volume 76, pp 191-203

The Economist Intelligence Unit,
EIU Country profile 1992-1993, pp 32-34
EIU Country profile 1994-1995, pp 32-34

Tyler William 1981, Growth and Export Expansion in Developing Countries :
Some Empirical Evidence,
Journal of Development Economics, Volume 9, pp 121-130