



Ministère
de l'Équipement,
des Transports
et du Tourisme

JUIN 1995
ISBN 2-11-086010-3

MODÉLISATION DU TRAFIC TERRESTRE DE MARCHANDISES : APPLICATION DE LA COINTÉGRATION

Observatoire Économique
et Statistique des Transports
DOCUMENTATION
n° 9905

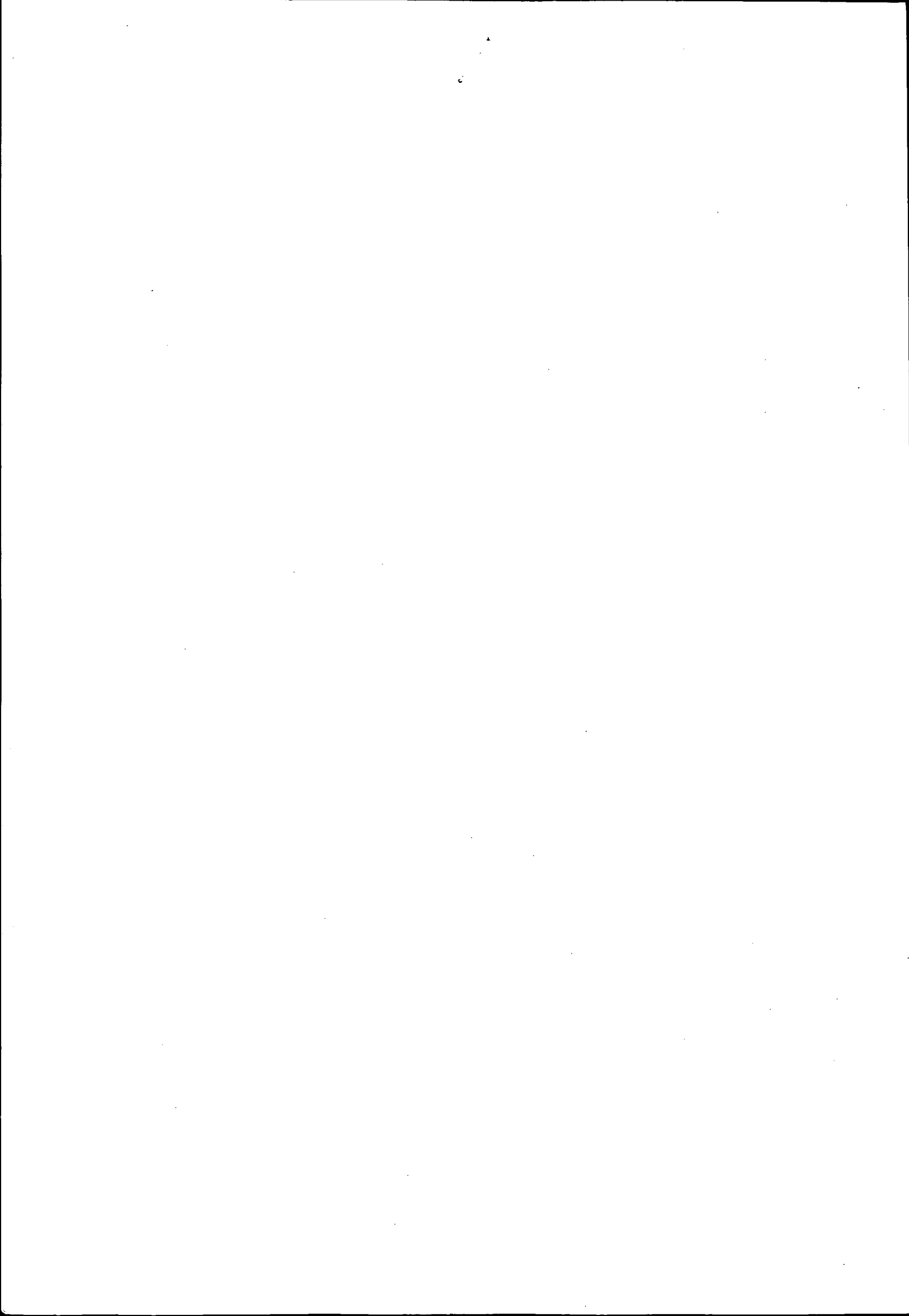
Karine MEYER
Rapport de stage

9905

OEST

Observatoire Économique et Statistique des Transports

Tour Pascal B 92055 PARIS - La DEFENSE Cedex 04 Téléphone (1) 40 81 21 22 Télécopie (1) 40 81 17 71



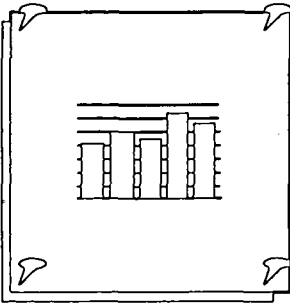
Je tiens à exprimer toute ma gratitude à Monsieur Jolivaldt de l'Université Paris I Panthéon-Sorbonne pour le soutien qu'il m'a apporté pendant toute la durée du stage.

Je remercie également Messieurs Jean-Christophe Blain et Maurice Girault de l'Oest qui m'ont guidée dans l'apprentissage de l'environnement des transports et l'acquisition du savoir-faire, Monsieur Daniel Michard qui m'a fourni les données nécessaires, ainsi que toutes les personnes qui m'ont permis de mener à bien ce travail et de tirer parti de ce stage très formateur.



ELASTICITÉS DE COURT ET DE LONG TERMES DES TRAFICS DE MARCHANDISES À LA CROISSANCE ÉCONOMIQUE

Maurice Girault, Jean-Christophe Blain et Karine Meyer



Nous fournissons ici les premiers résultats d'une analyse économétrique qu'il est prévu d'approfondir. L'objectif est de mieux définir les élasticités de court et de long termes des trafics à la production en appliquant les techniques nouvelles de co-intégration.

En reliant l'ensemble des trafics de marchandises des trois modes terrestres (routes, voies ferrées et voies navigables) à la production industrielle, on distingue une élasticité de court terme nettement supérieure à un qui traduit la forte réactivité du transport aux variations conjoncturelles, d'une élasticité de long terme inférieure à un, qui résulte des évolutions tendanciellles comparées des trafics de fret et de la production industrielle.

De nombreux travaux ont déjà mis en évidence le lien fort entre les trafics terrestres de marchandises et l'activité industrielle. Ils ont montré que les trafics, qui dépendent pour une large part de la production des biens intermédiaires, une des composantes de la production industrielle, réagissent fortement à court terme aux variations conjoncturelles de la production (voir graphique 2), alors qu'ils enregistrent sur le long terme une croissance plus faible (voir graphique 4). La modélisation butait jusqu'à présent sur ces effets un peu contradictoires, mais la théorie de la co-intégration appliquée aux modèles à correction d'erreur permet désormais de mieux formaliser ce problème et de quantifier plus précisément les élasticités de court et de long termes.

La modélisation effectuée ici est partielle car ni l'agriculture, ni le BTP ne font partie des variables explicatives, et les résultats sont donc indicatifs. Néanmoins, ils illustrent les possibilités offertes par l'application des techniques de cointégration des séries temporelles (cf. méthodologie en fin d'article).

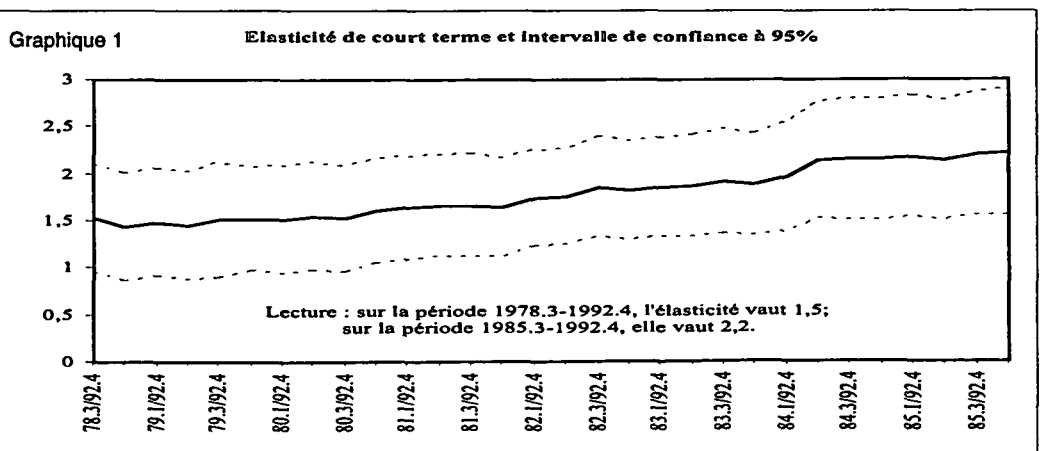
Le modèle à correction d'erreur retenu pour appuyer notre analyse s'écrit : $\Delta \ln(\text{Trafic}_t) = \beta * \Delta \ln(\text{Prod. industrielle}_t) + \gamma * [\ln(\text{Trafic}_{t-1}) - \alpha_1 * \ln(\text{Prod. industrielle}_{t-1}) - \alpha_2] + \text{aléa}$

β : élasticité de court terme du trafic à la production industrielle

α_1 : élasticité de l'équation d'équilibre de long terme du trafic à la production industrielle

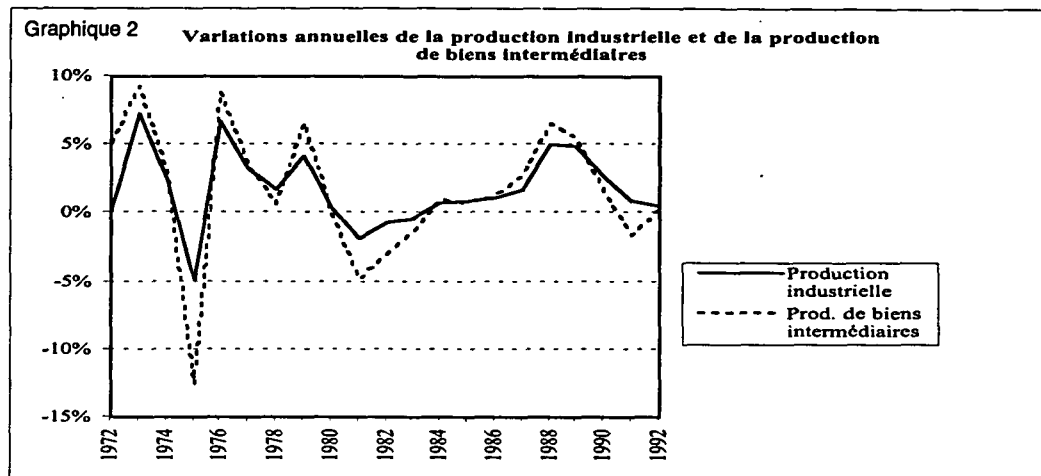
Une élasticité de court terme très supérieure à un

L'élasticité de court terme des trafics à la production industrielle nous est donnée par l'estimation du coefficient β du modèle à correction d'erreur. Assez variable dans le temps, elle augmente progressivement de 1,5 à 2,2 pour des régressions sur des échantillons plus courts mais de plus en plus récents, allant de 1978.3-1992.4 à 1985.4-1992.4.



MODÉLISATION

Cette valeur élevée de l'élasticité de court terme s'explique par la très forte sensibilité des transports de marchandises aux variations de la conjoncture économique. Ce phénomène a été observé entre 1986 et 1989, et en 1994, pendant les périodes de reprise où les trafics se sont développés davantage que la production, ainsi qu'en 1975 et en 1993 notamment, où les trafics ont, à l'inverse, régressé plus que l'activité d'ensemble. Les industries lourdes de biens intermédiaires sont les premières à être affectées par les retournements de conjoncture et elles présentent des fluctuations d'une grande amplitude au regard de celles de la production industrielle. L'impact sur les transports de marchandises est alors d'autant plus grand que cette branche de l'économie représente une part importante des trafics.

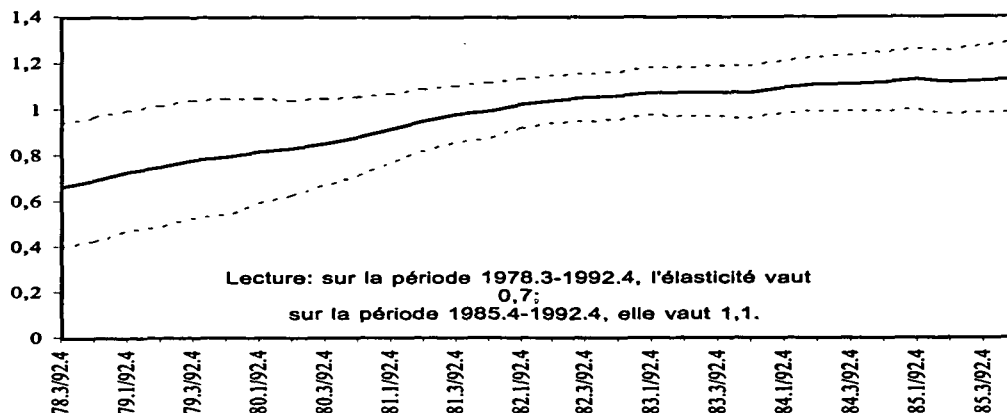


Par ailleurs, les mouvements de stockage-déstockage des entreprises amplifient ces évolutions, d'autant plus que les prix des matières premières connaissent des fluctuations spéculatives particulièrement heurtées. En début de reprise économique, les entreprises se constituent des stocks de matières premières dont elles anticipent la hausse des prix, tandis que le redémarrage de la demande leur permet d'écouler leur stock de produits; en début de crise au contraire, elles obéissent au processus inverse en stoppant leurs achats de matières premières ou de biens intermédiaires et en consommant leur stock. Ce processus génère des trafics indépendamment de toute production. Il a déjà été étudié à l'Oest, en rapportant les taux de croissance annuels des trafics à ceux d'un 'potentiel transportable' qui tient compte de la part de chacune des branches de l'économie dans les trafics (voir note de synthèse de F. Favre, "Trafics et production industrielle", Janv. 1994). Cette étude montre qu'au cours de la période 1970-1992, les trafics enregistrent des fluctuations supérieures de deux points en moyenne à celles du 'potentiel transportable', et que l'écart est particulièrement marqué lors des années de crise comme en 1975, ou de forte croissance comme en 1988.

Quelle élasticité de long terme des trafics à la production industrielle?

L'élasticité des trafics à la production industrielle mesurée par la partie de long terme du modèle à correction d'erreur est nettement inférieure à l'élasticité de court terme. Pour des estimations effectuées sur des périodes de plus en plus

Graphique 3 Elasticité de la relation d'équilibre de long terme et intervalle de confiance à 95%

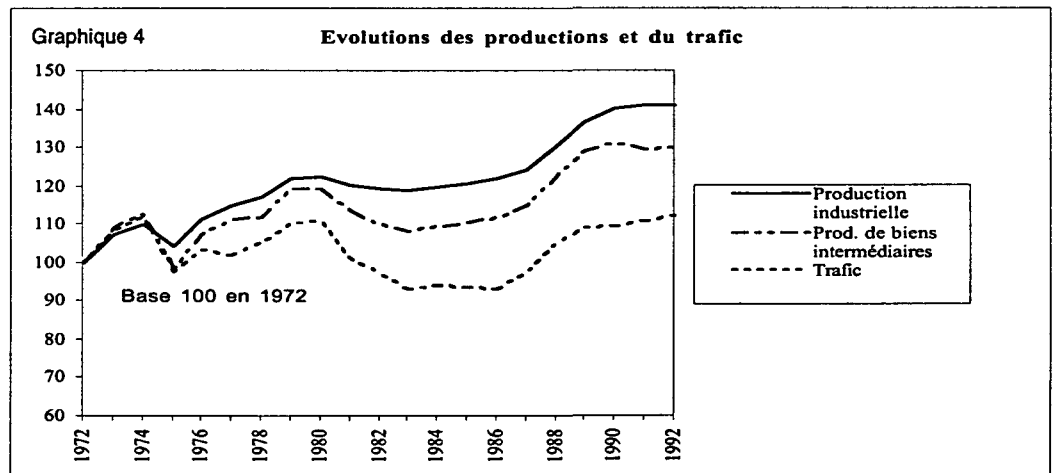


MODÉLISATION

récentes, diminuant de 1978.3-1992.4 à 1985.4-1992.4, elle augmente graduellement de 0,7 à 1,1 environ. Les dernières valeurs sont cependant moins fiables puisque la période d'estimation y est un peu courte.

Cette évolution de l'élasticité s'explique en distinguant les deux sous-périodes de la décennie 80 qui ont marqué l'économie des transports de marchandises. Entre 1980 et 1986, le programme électro-nucléaire français élaboré après le premier choc pétrolier entre dans les faits. EDF remplace ses centrales thermiques par des centrales nucléaires, et réduit considérablement ses consommations de charbon, de lignite et de fuel. Au cours de cette période, on assiste donc à une accélération de la tendance de long terme à la 'dématérialisation' de l'économie, caractérisée par la diminution de la part des industries lourdes de biens intermédiaires dans la production au profit des industries à haute valeur ajoutée. Une évaluation de l'élasticité de long terme des trafics à la production sur une période recouvrant la première moitié de la décennie des années 80 risque donc de sous-estimer cette élasticité.

Entre 1986 et 1990, a contrario, la reprise économique stimule les industries lourdes qui progressent fortement. L'élasticité calculée est alors supérieure à 1. Toutefois, pendant ces cinq années de croissance soutenue, l'analyse de long terme interfère probablement avec une succession de phénomènes de court terme caractérisés, comme on l'a vu, par la croissance très vive des transports en période de reprise économique. C'est d'ailleurs une remarque générale que l'on peut faire sur l'équation d'équilibre de long terme du modèle à correction d'erreur qui ne détermine pas une véritable élasticité de long terme mais plutôt une valeur intermédiaire mesurant à la fois des phénomènes de court et de long termes. L'élasticité de long terme réelle est sans doute toujours inférieure à celle affichée par le modèle.



Les évolutions du kilométrage moyen, quant à elles, sont trop faibles pour avoir une incidence notable relativement aux autres facteurs économiques sur la valeur de l'élasticité de long terme.

Des résultats à comparer à ceux d'une projection sectorialisée

Le modèle permet d'interpréter les résultats d'une projection sectorialisée du trafic à long terme, qui a été effectuée récemment à l'Oest (voir note de synthèse de M. Girault et F. Bouton, "Prévision de trafics de marchandises à l'horizon 2010", Mars 1994). Cette projection est basée sur une modélisation désagrégée par produits du trafic, en distinguant trois scénarios de croissance économique dans lesquels le poids relatif des différents secteurs industriels évolue différemment : plus la croissance est forte, plus la part des industries lourdes est importante. Ainsi une croissance faible ne créera que très peu de trafic, l'élasticité apparente de long terme fournie par la projection valant 0,1 tandis qu'une croissance soutenue, comme pendant la période 1986-1990, dynamisera les industries lourdes et donc les trafics, l'élasticité apparente de long terme des trafics à la production valant alors 0,7. Le modèle à correction d'erreur

MODÉLISATION

conduira lui-aussi à une élasticité apparente plus forte dans le deuxième cas, puisque la succession d'années de croissance vive de la production sollicite la partie dynamique du modèle dont l'élasticité est élevée, et aboutit à une dérive positive du trafic par rapport à l'équilibre de long terme. ■

Tableau

Elasticité du trafic à la production selon les scénarios de croissance retenus

	Taux de croissance annuels 1990/2010		
	Scénario bas	Scénario moyen	Scénario haut
PIB	1,6	2,7	3,6
Prod. industrielle (yc BTP)	1,1	2,4	4,0
Trafic	0,1	1,4	2,8
Elasticité apparente de long terme	0,1	0,6	0,7

Source : OEST, Girault, Bouton, Prévision de trafics marchandises 2010

Note méthodologique

Le modèle à correction d'erreur retenu pour appuyer notre analyse s'écrit :

$$\Delta \ln(\text{Trafic}_t) = \beta \cdot \Delta \ln(\text{Prod. industrielle}_t) + \gamma \cdot [\ln(\text{Trafic}_t) - \alpha_1 \cdot \ln(\text{Prod. industrielle}_t) - \alpha_2] + \text{aléa (bruit blanc)}$$

Δx_t désigne la différence première de la variable x : $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$,

\ln est le logarithme népérien,

les lettres grecques sont les coefficients à déterminer.

Un modèle à correction d'erreur associe des effets de court et de long termes dans une même équation, en intégrant une relation d'équilibre de long terme (partie entre crochets du modèle) dans un modèle dynamique qui fournit l'élasticité de court terme.

L'estimation de ce modèle se fait en deux étapes.

Dans un premier temps, on établit l'équation d'équilibre de long terme qui relie le logarithme du trafic au logarithme de la production industrielle :

$$\ln(\text{Trafic}_t) = \bar{\alpha}_1 \cdot \ln(\text{Prod. industrielle}_t) + \bar{\alpha}_2 + z_t$$

Puis on estime la partie dynamique du modèle en y intégrant le résidu (z_t) de l'équation de long terme :

$$\Delta \ln(\text{Trafic}_t) = \hat{\beta} \cdot \Delta \ln(\text{Prod. industrielle}_t) + \hat{\gamma} \cdot z_{t-1} + \text{aléa}$$

L'élasticité de court terme du trafic à la production industrielle est alors donnée par $\hat{\beta}$, tandis que le coefficient $\bar{\alpha}_1$ est l'élasticité fournie par l'équation d'équilibre de long terme.

Le modèle à correction d'erreur ne peut être retenu que si les séries vérifient certaines propriétés statistiques : les séries du logarithme du trafic de marchandises et du logarithme de la production industrielle doivent être co-intégrées d'ordre (1,0), (z_t) étant un processus stationnaire.

Une série (x_t) est dite stationnaire si son espérance mathématique et son auto-covariance sont indépendantes du temps : $E(x_t) = m < \infty$, $Cov(x_t, x_{t+h}) = \Gamma(h) < \infty$, $\forall t$.

Dans le cas qui nous intéresse (cas des processus autorégressifs d'ordre 1 définis par $x_t = \rho \cdot x_{t-1} + \text{aléa}$), une série non stationnaire se caractérise par la valeur absolue du coefficient d'autorégression : $|\rho| = 1$; on dit que la racine du processus est unitaire. Celui-ci présente alors une variance qui croît avec le temps entraînant une erreur de prévision de variance infinie. Le test de stationnarité des séries est le test de l'hypothèse nulle $\rho=1$ (non stationnarité) contre l'hypothèse alternative $\rho \neq 1$.

Les séries (y_t) et (x_t) non stationnaires, mais telles que leurs différences premières ($\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$) et ($\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$) sont stationnaires, sont dites intégrées d'ordre 1. Elles peuvent avoir des tendances stochastiques communes, auquel cas il existe au moins une combinaison linéaire de ces variables qui soit stationnaire : ces variables sont dites co-intégrées d'ordre (1,0) et forment un système co-intégré que l'on peut interpréter comme une relation d'équilibre de long terme : $y_t = \bar{\alpha} \cdot x_t + z_t$ où (z_t) est un processus stationnaire.

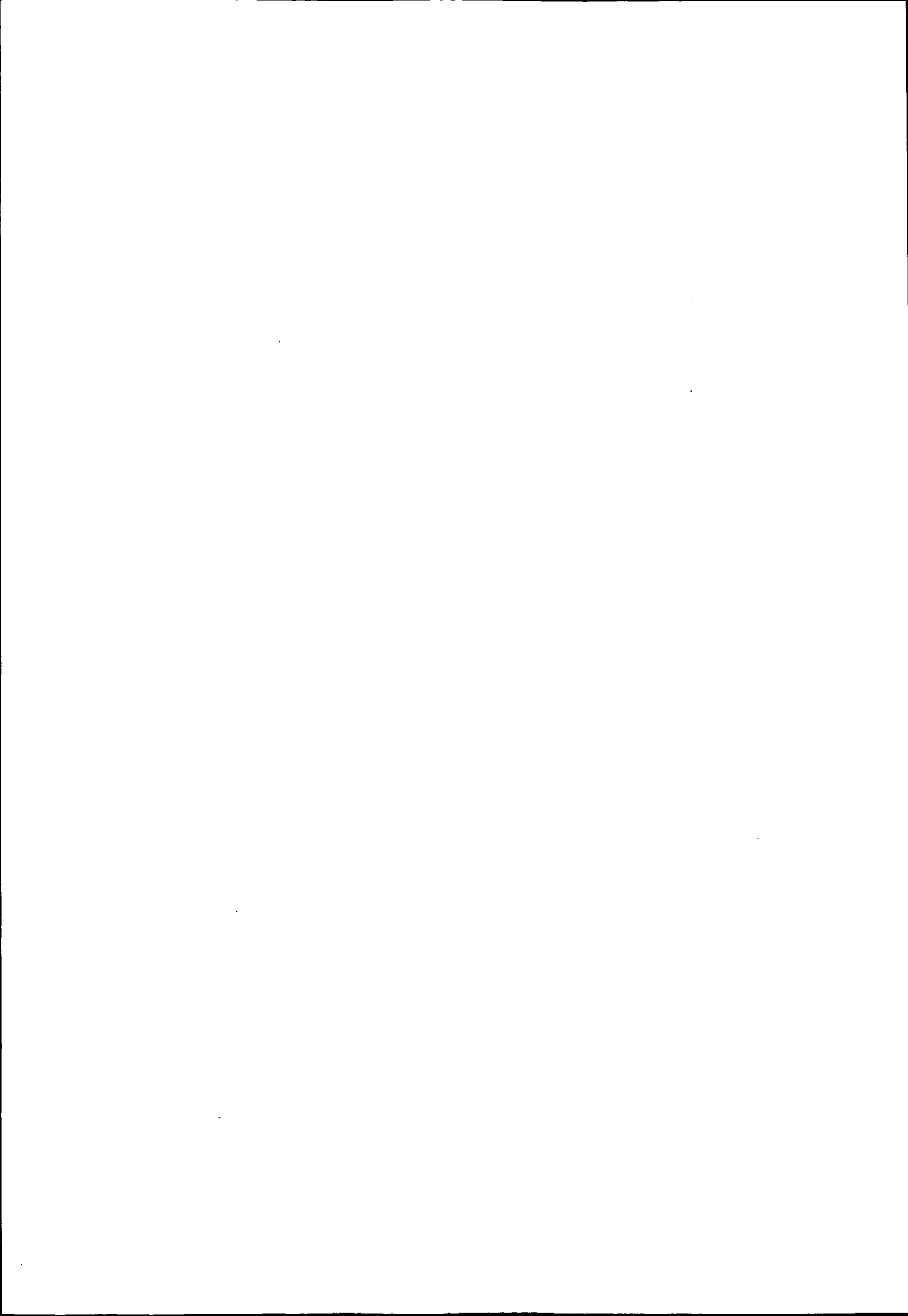
Dans le cas précis de notre modèle, après s'être assuré que les séries logarithme du trafic de marchandises et logarithme de la production industrielle sont intégrées d'ordre 1, on établit l'équation d'équilibre de long terme en régressant, par la méthode traditionnelle des moindres carrés ordinaires (MCO), la variable expliquée de trafic sur la variable macro-économique de production industrielle. On vérifie ensuite que la série des résidus (z_t) est bien un processus stationnaire, puis on estime la partie dynamique du modèle en appliquant encore une fois la méthode des MCO.

Sommaire

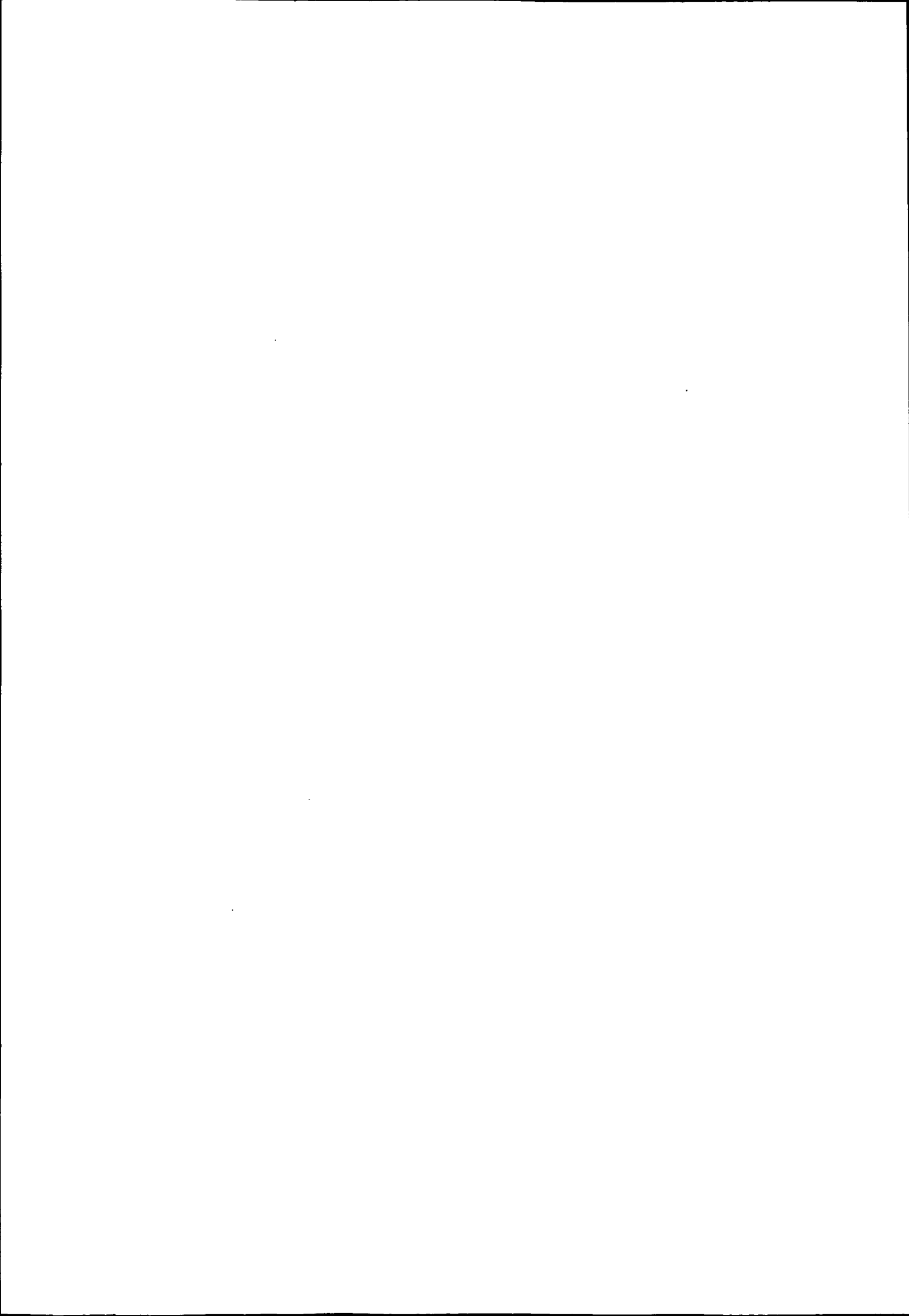
Chapitre 1 : Application des tests de stationnarité au trafic des marchandises	p. 1
A-Analyse préliminaire : Etude des graphiques	p. 3
1-Les séries en niveau	p. 3
2-Les séries en différence première	p. 6
B-Premier test de Dickey-Fuller	p. 9
1-Présentation	p. 9
2-Résultats	p. 9
C-Second test : DFA	p.11
1-Présentation générale	p.11
2-Résultats (cf annexe I-5)	p.11
a-TRMA	p.11
b-FERA	p.12
c-VNA	p.12
d-TRMCAA	p.12
e-TRMCPA	p.12
D-Troisième test : Test de Phillips et Perron (1988)	p.13
1-Présentation générale	p.13
2-Résultats	p.13
E-Synthèse et conclusion	p.13
Annexes du chapitre 1	p.14
Annexe I-1 : Test de Dickey-Fuller (DF) (sans constante)	p.15
Annexe I-2 : Test de Dickey-Fuller (DF) (avec constante)	p.18
Annexe I-3 : Test de Dickey-Fuller (DF) sur les séries différenciées (sans constante)	p.21
Annexe I-4 : Test de Dickey-Fuller (DF) sur les séries différenciées (avec constante)	p.24
Annexe I-5 : Test de Dickey-Fuller Augmenté (DFA).	p.27
Chapitre 2 : application de la co-intégration à la modélisation du trafic total des marchandises	p.31
A-Méthodologie générale	p.32
I-Présentation théorique de la co-intégration	p.32
a-Définition	p.32
b-Intérêt de la co-intégration	p.32
II-Représentation des séries co-intégrées et modèle à correction d'erreur	p.32
a-Définition de Granger (1983) et d'Engle et Granger (1987)	p.32
b-Intérêt de ce modèle	p.32
c-Théorème de représentation de Granger (1987)	p.33
III-Estimation des paramètres de co-intégration	p.33
B-Présentation et analyse des séries étudiées	p.35
I-Constitution des séries	p.35

a-La série de transport total	p.35
b-Les séries macro-économiques	p.35
1-La série de production industrielle	p.35
2-La série du commerce extérieur	p.35
3-La série des importations	p.35
II-Etape 0 : Analyse de la stationnarité des séries, Test de racine unitaire	p.35
a-Analyse sur les séries en niveau	p.35
1-Analyse des graphiques	p.36
2-Test de racine unitaire sur les séries en niveau	p.39
b-Analyse sur les séries en différence	p.40
1-Analyse des graphiques	p.40
2-Test de racine unitaire sur les séries en différence	p.42
c-Conclusion sur l'ordre d'intégration des séries	p.43
C - Application de la co-intégration et modélisation du trafic total	p.43
I-Application pour le couple de variables LTТА et LPRIND	p.43
a-Etape 1	p.43
b-Etape 2	p.44
II-Autres ensembles de variables explicatives testées	p.44
1-Ajout de LTТА(-1)	p.44
2-Ajout de la variable du commerce extérieur	p.45
a-Le commerce extérieur total	p.45
1-Les méthodes générales d'estimation	p.45
2-Les différents coefficients obtenus	p.45
a-Etape 1	p.46
1-Avec constante	p.46
2-Sans constante	p.46
b-Etape 2	p.47
b-Les Importations seules	p.47
c-La variable : TEM	p.48
D - Synthèse et Conclusion	p.48
Annexes du chapitre	p.50
Annexe II-1 : Etape 0 Tests de Racine Unitaire sur les séries en niveau.	p.51
Annexe II-2 : Etape 0 Tests de Racine Unitaire sur les séries en différence	p.54
Annexe II-3 : Etape 1 et 2, Recherche des relations de long terme entre LTТА et LPRIND, et tests de la stationnarité des résidus, avec Constante à l'étape 1.	p.56
Annexe II-4 : Etape 1 et 2, Recherche des relations de long terme entre LTТА et LPRIND, et tests de la stationnarité des résidus, sans constante à l'étape 1.	p.58
Annexe II-5 : Etape 2, avec autre variable explicative : DLTTA(-1).	p.60
Annexe II-6 : Etape 1 et 2, Recherche des relations de long terme entre LTТА et LPRIND, et LBAL ; avec Constante à l'étape 1.	p.61
Annexe II-7 : Etape 1 et 2, Recherche des relations de long terme entre LTТА et LPRIND, et LBAL ; sans Constante à l'étape 1.	p.63
Annexe II-8 : Etape 1 et 2, Recherche des relations de long terme entre LTТА et LPRIND, et LMM ; avec Constante à l'étape 1.	p.65
Annexe II-9 : Etape 1 et 2, Recherche des relations de long terme entre LTТА et LPRIND, et LMM ; sans Constante à l'étape 1.	p.67
Annexe II-10 : Etape 2 Modèle E.C.M. entre LTТА et LPRIND, LBAL, TEM.	p.69

Chapitre 3 : Evolution des élasticités de long et de court termes suivant deux méthodes	p.70
A-Méthodologie générale	p.71
1-Présentation de la première boucle : Echantillons diminuants	p.71
2-Présentation de la seconde boucle : Echantillons glissants	p.71
3-Remarques	p.71
B-Analyse de l'évolution des élasticités	p.72
I-Boucle d'échantillons diminuants	p.72
a-sans constante	p.73
b-avec constante	p.74
2-Analyse des graphiques et comparaison des résultats	p.77
a-Elasticité de long terme	p.77
b-Elasticité de court terme	p.77
c-Le coefficient de la variable d'ajustement z_{t-1}	p.77
d-L'évolution de la constante (de long terme)	p.77
II-Boucle d'échantillons glissants	p.78
1-Graphiques	p.78
a-sans constante	p.78
b-avec constante	p.80
2-Analyse des graphiques et comparaison des résultats	p.82
a-Elasticité de long terme	p.82
b-Elasticité de court terme	p.83
c-Le coefficient de la variable d'ajustement z_{t-1}	p.83
d-L'évolution de la constante (de long terme)	p.83



Chapitre 1 :
APPLICATION DES TESTS DE
STATIONNARITE
A LA MODELISATION DES TRAFICS
DE MARCHANDISES



RESULTATS DE LA PREMIERE ETAPE : TESTS DE RACINE UNITAIRE

Notre première étape consiste à tester si les séries de trafics des marchandises sur lesquelles nous travaillons sont stationnaires ou non.

Il s'agit d'une étude auto-explicative des séries : nous ne cherchons pas, lors de cette étape, les variables exogènes, mais seulement les caractéristiques des séries.

Rappelons que nous nous intéressons aux cinq séries :

- TRM (total)
- TRMCP
- TRMCA
- FER
- VN.

Les données sur les séries autres que le FER débutent à l'année 78, et toutes les séries sont disponibles jusqu'en 1994. La série FER est plus longue, et nous avons disposé des données à partir de 1970.

Pour chacun des modes, nous disposons des séries de trafic intérieur et du trafic international.

Pour ces deux origine-destination, le trafic routier comptabilise le trafic effectué sur le territoire français et sous le pavillon français uniquement. En revanche, il ne prend pas en compte le trafic de transit même sous le pavillon français. Par ailleurs, le trafic routier se décompose en trafic pour compte d'autrui (CA) et en trafic pour compte propre (CP); remarquons que cette décomposition n'est disponible que pour l'ensemble du trafic intérieur et du trafic international.

Le trafic ferroviaire comprend le trafic de transit. De plus, contrairement à la route, le trafic en direction des ports maritimes pour les marchandises exportées ou importées en bateau est comptabilisé en trafic international. Enfin, le fret S.C.N.F. prend en compte les trafics routiers du SERNAM et de la SCETA, ainsi que les expéditions.

Le trafic fluvial ne comprend pas le trafic rhénan, mais il intègre le trafic fait sous le pavillon étranger.

Nous travaillons avec des données macro-économiques de niveau U disponibles dans les Comptes Nationaux Trimestriels de l'INSEE. Les séries sont disponibles à partir de 1970 base 1980, CVS seulement. Par souci d'homogénéité, nous avons donc désaisonnalisé les séries précédentes de trafic des marchandises, avant d'effectuer des tests de stationnarité.

Les séries de transport désaisonnalisées sont notées :

- TRMA (total)
- TRMCPA
- TRMCAA
- FERA
- VNA.

La théorie des séries non stationnaires (ou intégrées) nous offre la possibilité d'utiliser plusieurs tests que nous avons pu programmer sur un logiciel récemment acquis par l'OEST : TSP 4.2.

Pour de multiples raisons, cette première étape est nécessaire. En particulier, si l'hypothèse de non-stationnarité des série est vérifiée, alors les inférences statistiques basées sur les résultats classiques sont faussées.

Si une série n'est pas stationnaire, alors cette série intègre tous les chocs passés, et à l'inverse d'un bruit blanc elle n'évolue pas dans un intervalle autour de sa moyenne. Une autre caractéristique principale des séries non stationnaires est que leur variance n'est pas constante, mais dépend du temps.

Pour plus d'information, nous proposons au lecteur de se référer à une annexe statistique.

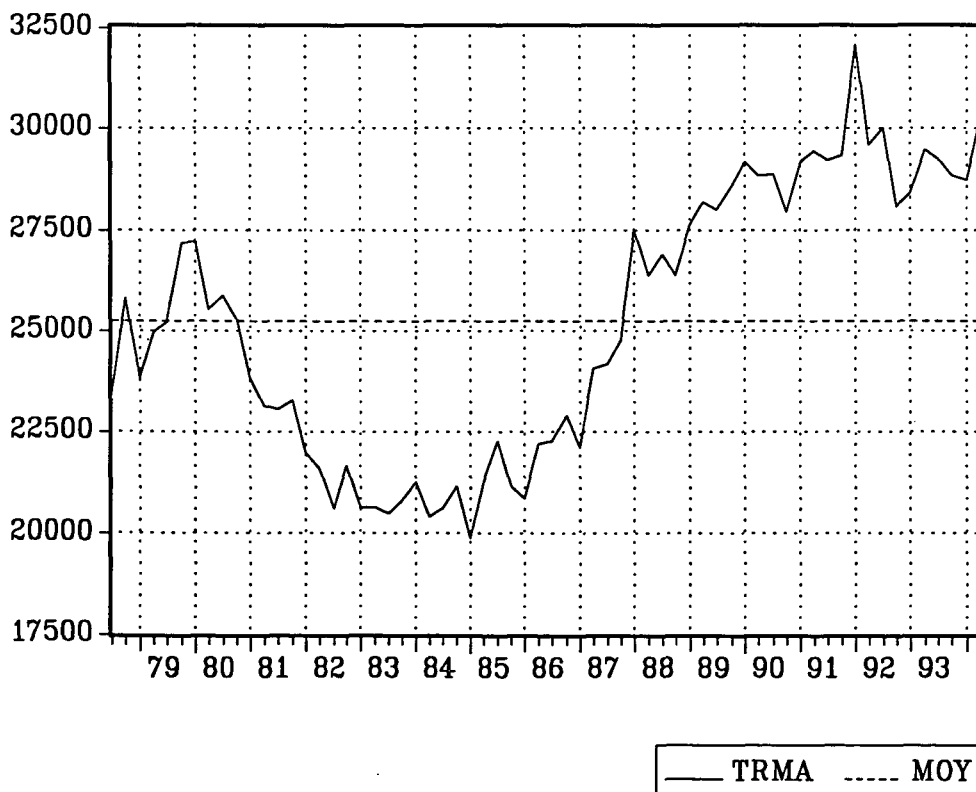
Enfin, si les tests révèlent que les séries possèdent une racine unitaire, nous pourrions alors envisager une prochaine étape (cf. chapitre 2) consistant à trouver une ou plusieurs combinaisons linéaires stationnaires de ces variables qui seraient stationnaires. C'est ainsi que nous définissons les relations de co-intégration.

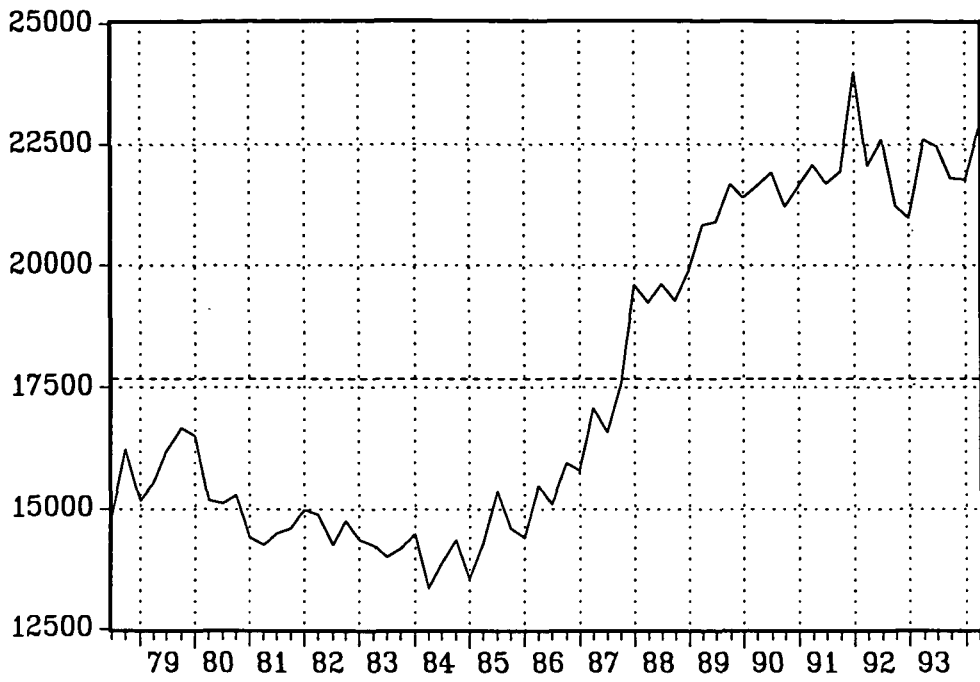
Nous nous sommes donc intéressés à trois tests de racine unitaire, chacun apportant des informations supplémentaires et non contradictoires.

A-Analyse préliminaire : Etude des graphiques

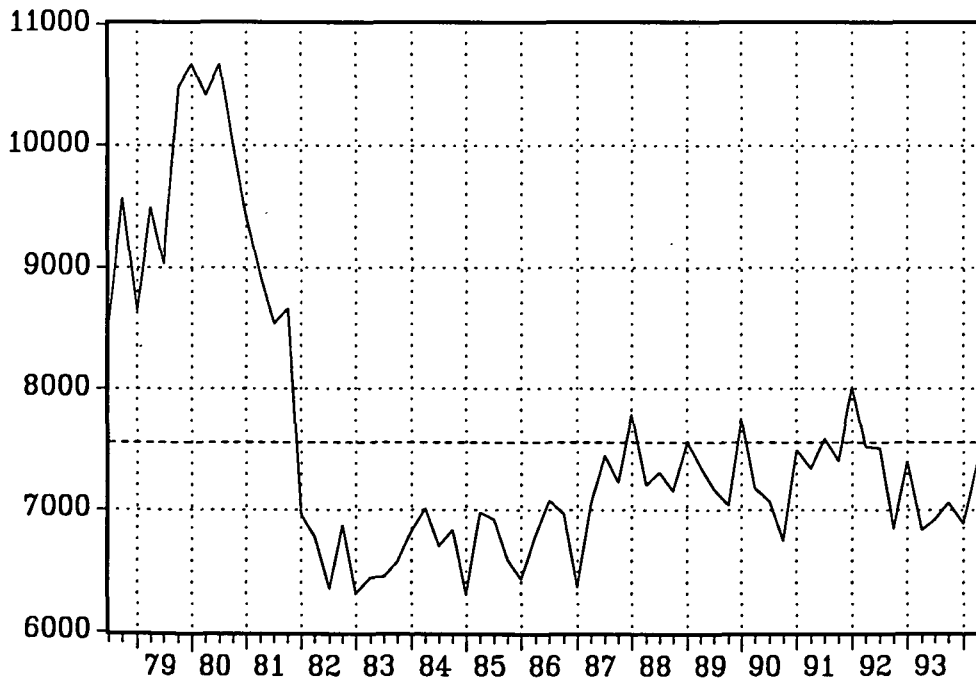
1-Les séries en niveau :

Dans un premier temps, nous présentons les graphiques de chaque série afin d'observer leurs évolutions. Nous pouvons apprécier le fait que la moyenne de chaque série n'est pas fréquemment coupée par le graphe de sa série, ce qui nous conforte dans l'idée de sa non stationnarité.

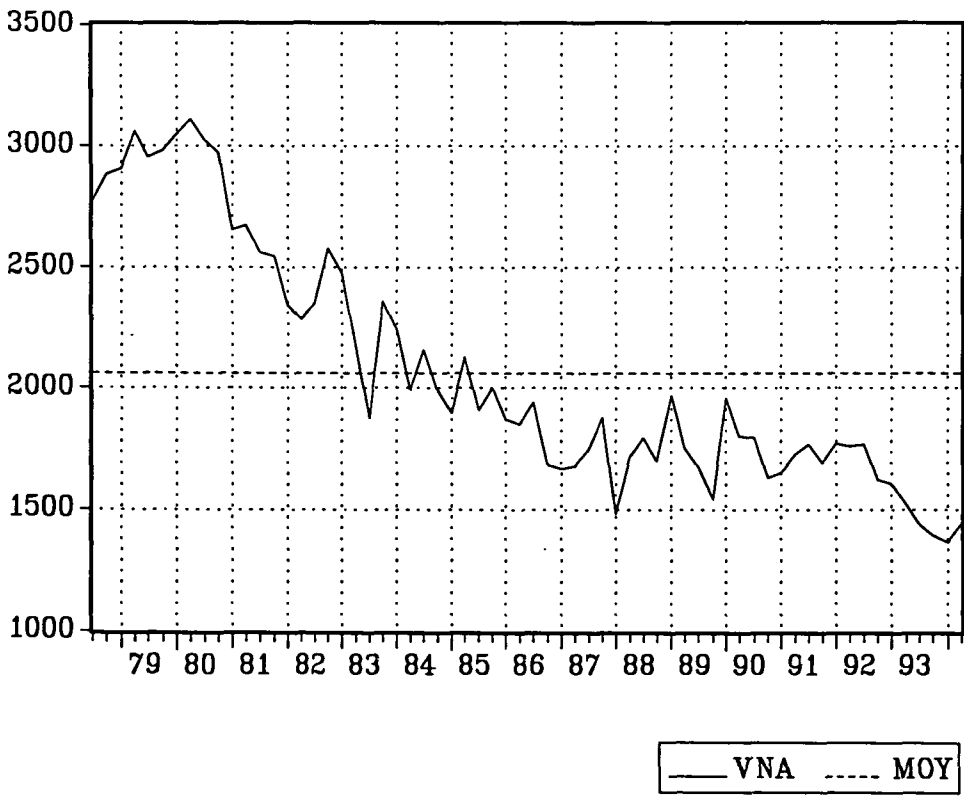
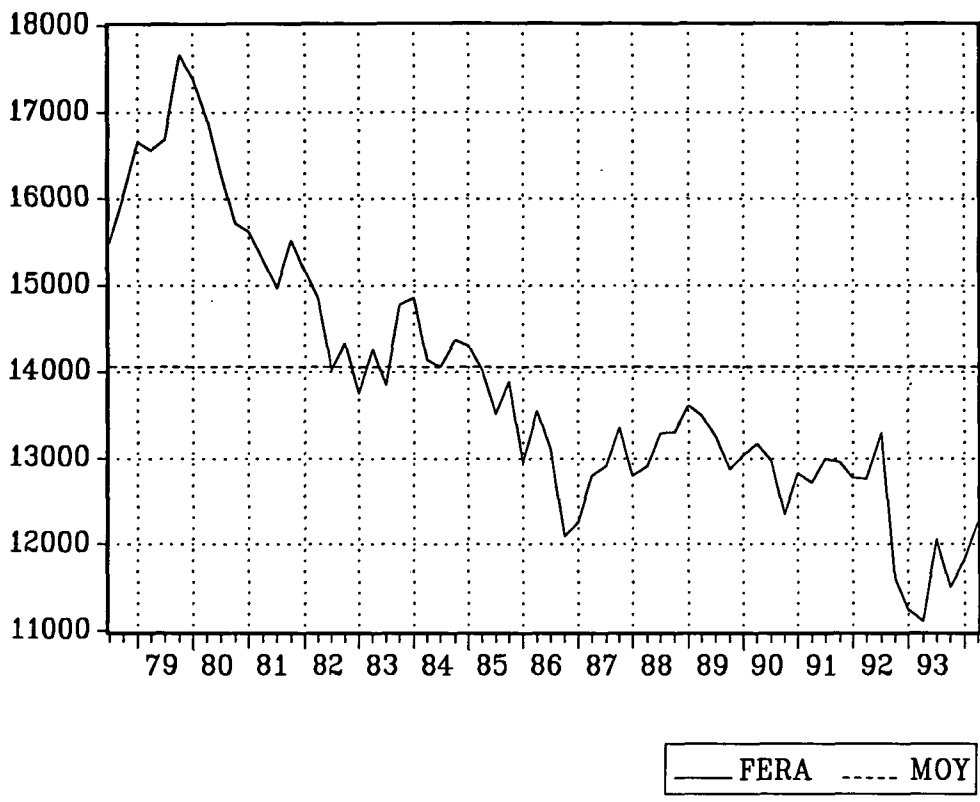




— TRMCAA ---- MOY



— TRMCPA ---- MOY

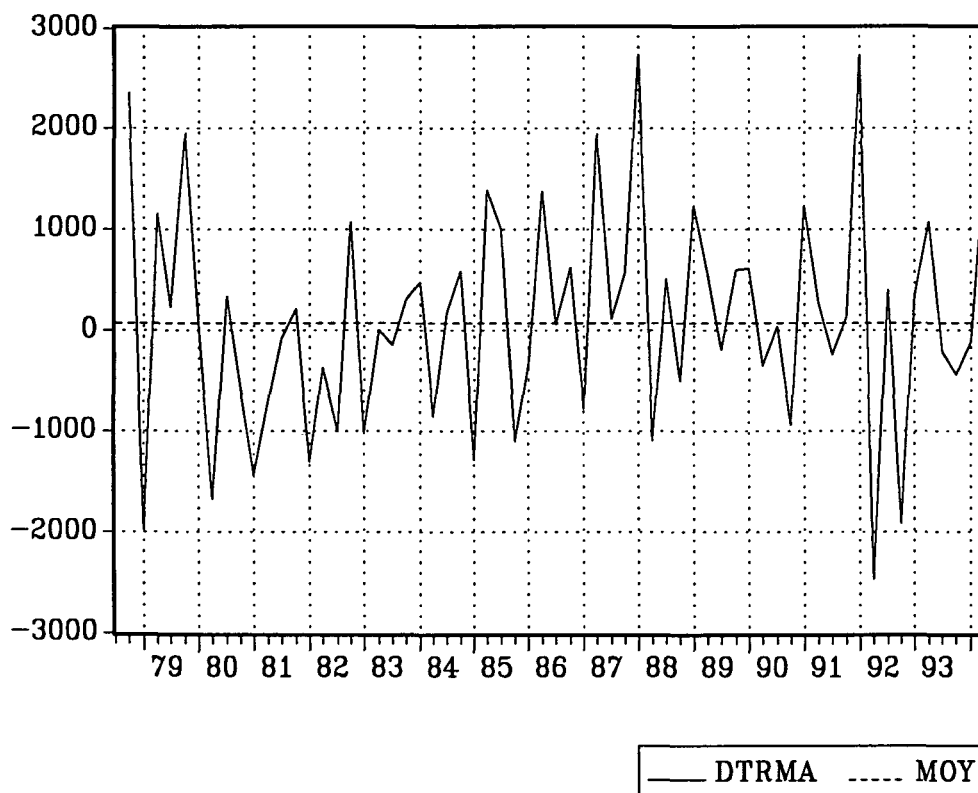


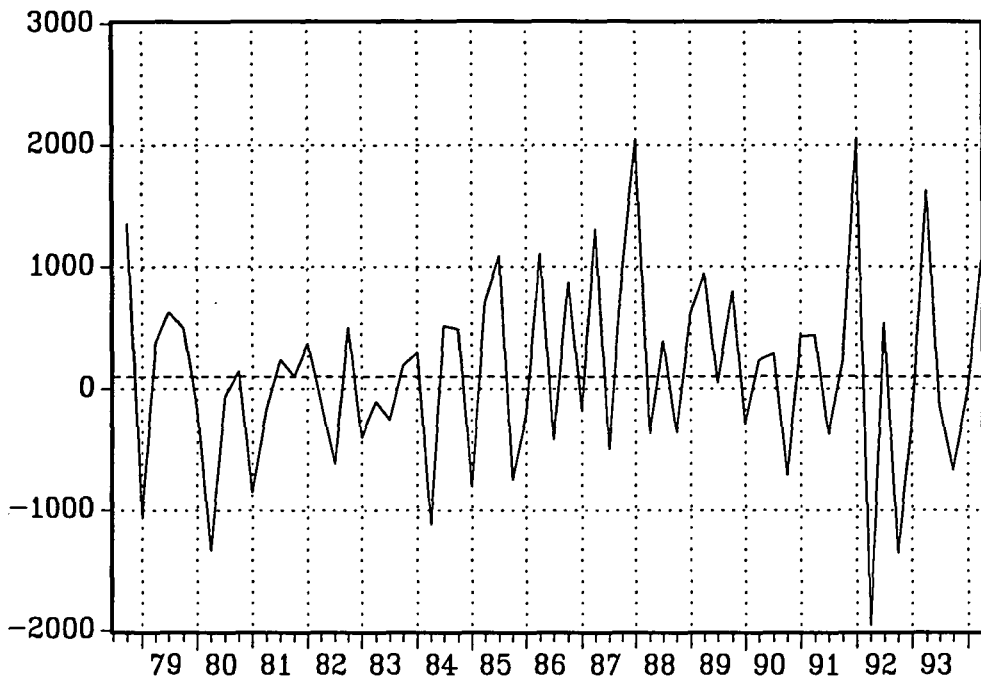
2-Les séries en différence première :

Nous nous sommes également intéressés aux graphiques des séries en différence première afin de savoir si ces séries présentaient les caractéristiques des séries stationnaires.

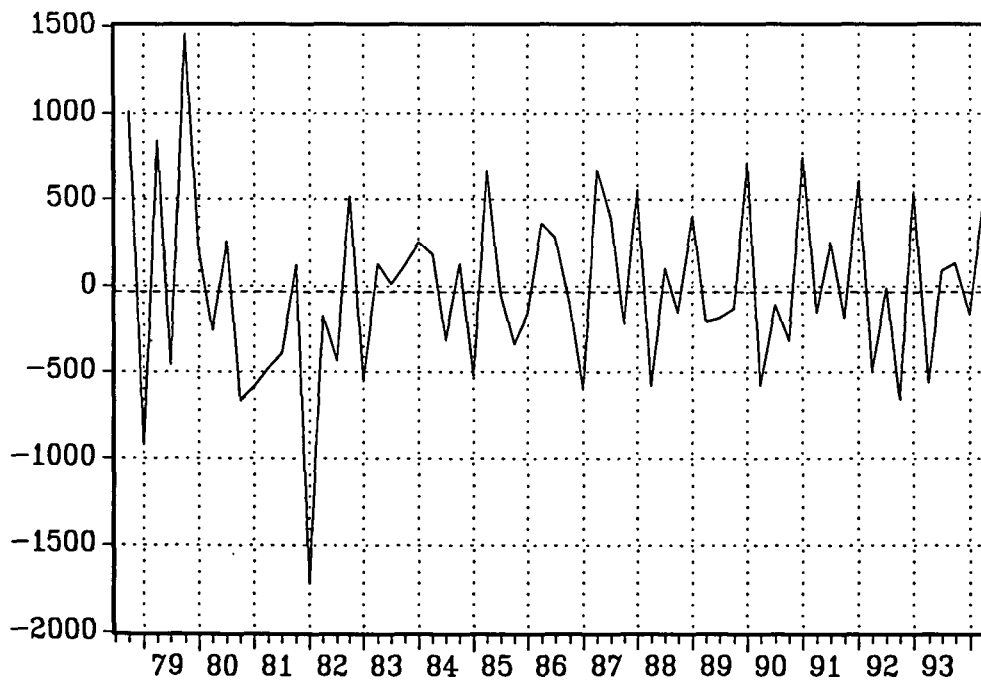
Ces graphiques nous apportent des informations sur l'ordre d'intégration des séries en niveau, car nous observons que les courbes des séries en différence repassent très régulièrement par leur moyenne.

Nous présentons les graphiques pour chacun des modes, puis nous présenterons les résultats des tests de racine unitaire.

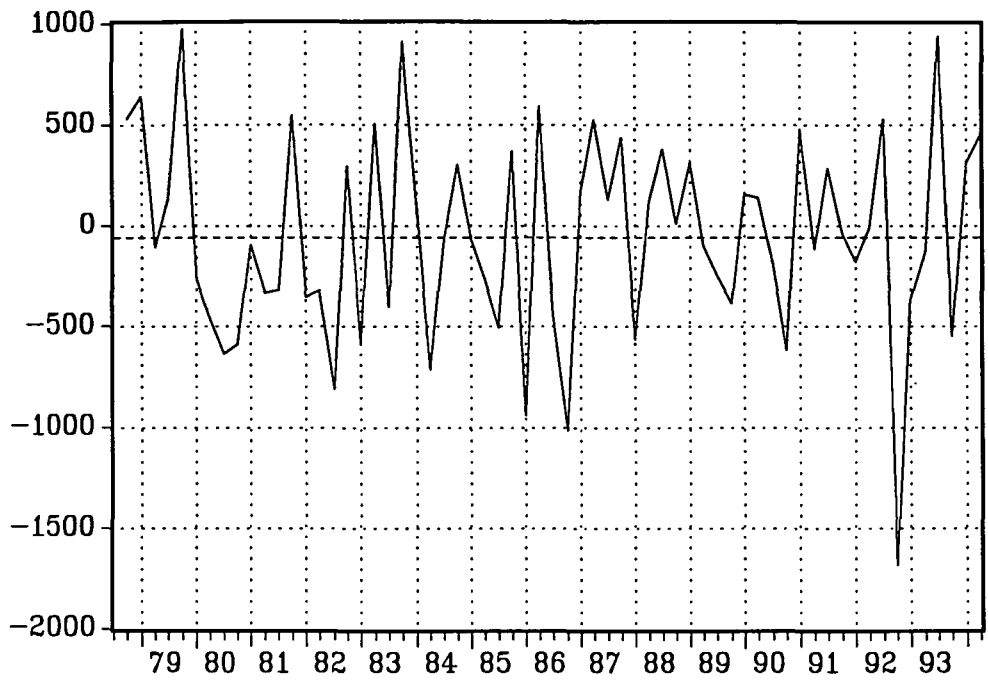




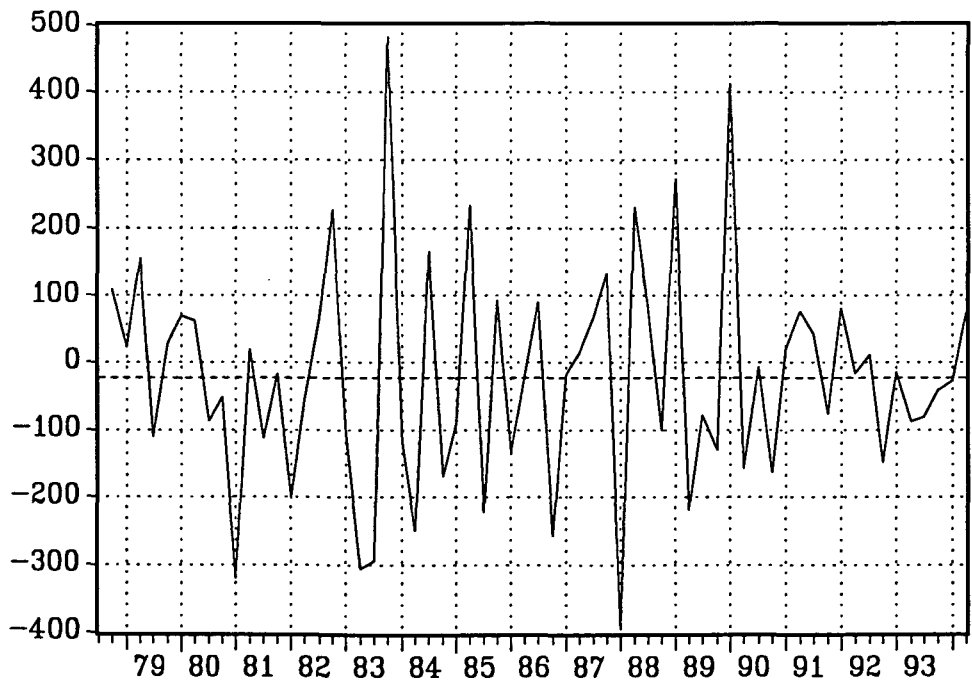
— DTRMCAA - - - - MOY



— DTRMCPA - - - - MOY



— DFERA - - - - MOY



— DVNA - - - - MOY

B-Premier test :

1-Présentation :

Le premier test est celui de Dickey et Fuller (1979), le plus général des trois tests. Il présente l'avantage d'être très simple et très facile à programmer.

N'oublions pas que les variables ne sont pas stationnaires sous l'hypothèse nulle. Par conséquent, nous ne pouvons pas utiliser les résultats standard; les tables des valeurs critiques usuelles calculées à partir des lois normales ne sont donc plus valables. Cependant, ces économètres ont présenté une table des valeurs critiques utilisables dans ce cas précis de racine unitaire.

La démarche du test est la suivante :

Tester la présence de racine unitaire revient à tester l'hypothèse nulle : $\rho = 1$ contre l'hypothèse alternative $\rho < 1$ dans le modèle :

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{I-1})$$

où y_t représente chaque série de trafic.

En outre, ce test nous permet de tester la racine unitaire dans le cas où le modèle possède des variables déterministes comme une constante par exemple.

Nous proposons donc de régresser chaque variable (TRMA, TRMCA, TRMCAA, FERA, VNA) sur sa variable retardée avec ou sans constante pour trouver le coefficient estimé : $\hat{\rho}$.

Pour chaque régression, nous calculons la statistique suivante :

$$T \cdot (\hat{\rho} - 1) \quad (\text{I-2})$$

où T est le nombre d'observations (ici égal à 63).

Ces statistiques sont à comparer avec les valeurs critiques simulées de Dickey-Fuller.

Nous ne donnerons pas les détails de la procédure mais seulement les conclusions des tests de l'hypothèse nulle $\rho = 1$.

2-Résultats :

Pour le test de Dickey-Fuller, nous obtenons les régressions avec les coefficients estimés suivants (cf. annexe I-1) :

$$\text{TRMA} = 1,003 \cdot \text{TRMA}(-1) + \varepsilon_t \quad (\text{I-3})$$

(183,5)

$$\text{TRMCPA} = 0,995 \cdot \text{TRMCPA}(-1) + \varepsilon_t \quad (\text{I-4})$$

(116,6)

$$\text{TRMCAA} = 1,006 \cdot \text{TRMCAA}(-1) + \varepsilon_t \quad (\text{I-5})$$

(180,5)

$$\text{FERA} = 0,995 \cdot \text{FERA}(-1) + \varepsilon_t \quad (\text{I-6})$$

(211,6)

$$\begin{aligned} \text{VNA} &= 0,987 \cdot \text{VNA}(-1) + \varepsilon_t \\ &(101,8) \end{aligned} \quad (\text{I-7})$$

Toutes les séries (désaisonnalisées) possèdent donc une racine unitaire, car les coefficients estimés sont très proche de 1, et que les statistiques comparées aux valeurs critiques de Dickey et Fuller confirment ces résultats.

Cette conclusion est encore acceptée si l'on suppose que la série possède une tendance (cf. annexe I-2).

En outre, nous voulions connaître l'ordre d'intégration de chaque série. Nous avons donc effectué le même test mais cette fois-ci sur les séries en différence.

Nous obtenons les cinq équations (cf. annexe I-3) :

$$\begin{aligned} \Delta \text{TRMA} &= -0,31 \cdot \Delta \text{TRMA}(-1) + \varepsilon_t \\ &(-2,61) \end{aligned} \quad (\text{I-8})$$

$$\begin{aligned} \Delta \text{TRMCPA} &= -0,336 \cdot \Delta \text{TRMCPA}(-1) + \varepsilon_t \\ &(-2,86) \end{aligned} \quad (\text{I-9})$$

$$\begin{aligned} \Delta \text{TRMCAA} &= -0,271 \cdot \Delta \text{TRMCAA}(-1) + \varepsilon_t \\ &(-2,22) \end{aligned} \quad (\text{I-10})$$

$$\begin{aligned} \Delta \text{FERA} &= -0,141 \cdot \Delta \text{FERA}(-1) + \varepsilon_t \\ &(-1,11) \end{aligned} \quad (\text{I-11})$$

$$\begin{aligned} \Delta \text{VNA} &= -0,3 \cdot \Delta \text{VNA}(-1) + \varepsilon_t \\ &(-2,46) \end{aligned} \quad (\text{I-12})$$

Pour toutes les séries en différence nous rejetons donc l'hypothèse nulle de racine unitaire.

Par définition, nous pouvons dire que les séries TRMA, TRMCPA, TRMCAA, FERA, VNA sont intégrées d'ordre 1.

En univarié, nous utiliserons donc uniquement les séries en différence puisqu'elles sont stationnaires.

En toute rigueur, nous devons faire une remarque au sujet de la série TRMCAA : le coefficient estimé obtenu est égal à 1,006; il est donc supérieur à 1. Or, nous avons accepté la racine unitaire à un seuil de cinq pour cent, mais à partir des valeurs critiques pour un test dont l'alternative est l'hypothèse $\rho < 1$. Cependant, nous pensons qu'il est tout à fait convenable d'accepter l'hypothèse nulle de racine unitaire.

De plus, nous avons effectué les mêmes tests de racine unitaire sur les séries différenciées en incluant une tendance (une constante). Pour connaître les résultats nous nous reportons à l'annexe I-4.

Pour toutes les régressions nous remarquons d'une part que la constante n'est pas significative, et d'autre part que la conclusion sur la stationnarité de chaque série différenciée tient encore lorsque la constante est présente dans les équations.

C-Second test DFA :

1-Présentation générale :

Nous avons ensuite programmé un test "plus fin" : le test de Dickey-Fuller augmenté (DFA).

La démarche du test DFA est la suivante :

Tester la présence de racine unitaire revient à tester l'hypothèse nulle : $\rho = 0$ contre l'hypothèse alternative $\rho < 0$ dans le modèle augmenté :

$$\Delta y_t = \rho \cdot y_{t-1} + a_1 \cdot \Delta y_{t-1} + a_2 \cdot \Delta y_{t-2} + \dots + a_p \cdot \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t$$

où y_t représente chaque série de trafic.

Ce test présente l'avantage de tenir compte des variables en différence retardées. Ces nouvelles régressions pour le test de racine unitaire nous permettent alors d'avoir parmi les régresseurs des variables d'ordre d'intégration différent : les variables en différence retardées ($\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-p-1}$) sont stationnaires, donc $I(0)$, alors que sous l'hypothèse nulle y_{t-1} est $I(1)$.

En outre, d'après les travaux de Dickey Fuller, nous savons que pour ce test DFA nous pouvons utiliser les mêmes valeurs critiques que pour le test précédent. Seule la statistique change.

Remarquons que le nombre de retards significatifs était bien sûr inconnu. C'est pour cette raison que nous sommes partis **d'un modèle le plus général** (8 retards) pour arriver à un **modèle le plus simple** (1 retard). Notons que nous parlons de retards des variables en différence, et que le modèle sans retard correspond au test précédent de Dickey et Fuller.

Enfin, pour chacune des régressions nous avons testé la significativité de la dernière variable retardée ainsi que la racine unitaire.

2-Résultats (cf. annexe I-5) :

a-TRMA :

Que l'on teste un modèle avec ou sans constante, nous constatons qu'il y a 1 retard significatif, et nous acceptons la racine unitaire à un seuil de 5%.

Dans le modèle avec constante, cette dernière n'est pas significative.

Pour un test sur un modèle avec tendance et constante, nous acceptons la racine unitaire mais avec 5 retards significatifs : idée de rupture lissée par parabole.

Nous retenons l'équation :

$$\text{TRMA} = 1,003 \cdot \text{TRMA}(-1) - 0,32 \cdot \Delta \text{TRMA}(-1) + \varepsilon_t \quad (\text{I-13})$$

(195,0) (2,66)

b-FERA :

Le nombre de retards significatifs est différent selon que la constante est présente ou absente du modèle. Toutefois, la conclusion sur la présence de la racine unitaire reste acceptée.

Lorsqu'il n'y a pas de terme déterministe (constante), 7 retards semblent être significatifs, tandis que lorsqu'il y en a une, aucun retard n'est significatif, et cette constante n'est pas significative.

Pour ces raisons, nous acceptons le modèle sans constante avec 7 retards, et la racine unitaire :

$$\begin{aligned} \text{FERA} = & 0,98 \cdot \text{FERA}(-1) - 0,26 \cdot \Delta \text{FERA}(-1) - 0,16 \cdot \Delta \text{FERA}(-2) - 0,2 \cdot \Delta \text{FERA}(-3) \\ & (169,9) \quad (-1,8) \quad (-1,08) \quad (-1,23) \\ & - 0,04 \cdot \Delta \text{FERA}(-4) - 0,17 \cdot \Delta \text{FERA}(-5) - 0,15 \cdot \Delta \text{FERA}(-6) \\ & (-0,28) \quad (-1,44) \quad (-1,09) \\ & - 0,26 \cdot \Delta \text{FERA}(-7) + \varepsilon_t \\ & (-1,87) \end{aligned} \quad (\text{I-14})$$

c-VNA :

Dans les deux cas, nous acceptons 2 retards significatifs, avec la présence de racine unitaire.

De plus, le coefficient de la constante n'est pas significatif :

$$\begin{aligned} \text{VNA} = & 0,98 \cdot \text{VNA}(-1) - 0,41 \cdot \Delta \text{VNA}(-1) - 0,25 \cdot \Delta \text{VNA}(-2) + \varepsilon_t \\ & (102,9) \quad (-3,26) \quad (-2,02) \end{aligned} \quad (\text{I-15})$$

d-TRMCAA :

Dans les deux cas, nous acceptons 1 retard significatif, avec la présence de racine unitaire.

De plus, le coefficient de la constante n'est pas significatif.

$$\begin{aligned} \text{TRMCAA} = & 1,008 \cdot \text{TRMCAA}(-1) - 0,3 \cdot \Delta \text{TRMCAA}(-1) + \varepsilon_t \\ & (186,8) \quad (-2,45) \end{aligned} \quad (\text{I-16})$$

e-TRMCPA :

Un tel test sur cette série est très intéressant puisqu'il soulève la question du nombre de retards et, plus généralement, de la modélisation du processus. En effet, lorsqu'il y a une constante, si nous acceptons 5 retards significatifs, alors la racine unitaire est rejetée. En revanche, si nous acceptons 2 retards significatifs, nous acceptons la racine unitaire. Nous pouvons penser que ce problème peut être dû au fait que le processus est un ARIMA et non un simple processus autorégressif (AR). De ce fait, le test de DFA n'est pas très rigoureux, et il convient d'utiliser plutôt le test de Phillips et Perron (cf. partie suivante) et qui tient compte des autocorrélations des résidus.

Le modèle retenu est :

$$\begin{aligned} \text{TRMCPA} = & 0,99 \cdot \text{TRMCPA}(-1) - 0,22 \cdot \Delta \text{TRMCPA}(-1) - 0,23 \cdot \Delta \text{TRMCPA}(-2) + \varepsilon_t \\ & (126,3) \quad (1,9) \quad (-1,74) \end{aligned} \quad (\text{I-17})$$

Remarque au sujet du test DFA :

Ce test nous permet d'obtenir des informations supplémentaires sur le nombre de retards significatifs pour les régressions, outre la réponse attendue sur la présence de racine unitaire.

Ces nouveaux renseignements pourront être comparés à ceux trouvés lors d'une étude menée parallèlement avec les tests de racines unitaires : l'étude des séries par la méthode de Box et Jenkins (1970). Cette étude est expliquée dans un chapitre suivant, nous ne ferons donc ici que quelques remarques.

Pour certaines séries, les résultats portant sur le nombre de retards ne sont pas tout à fait identiques si nous utilisons l'une ou l'autre méthode. Mais, nous pouvons penser que ces résultats ne sont pas contradictoires et ne remettent en cause aucune méthode, car aucune des deux méthodes n'estime les coefficients de la même manière : DFA utilise les MCO, alors que c'est le maximum de vraisemblance qui est utilisé pour Box et Jenkins.

D-Troisième test : Test de Phillips et Perron (1988) :

1-Présentation générale :

Enfin, nous nous sommes intéressés à un troisième test : celui de Phillips et Perron (1988) que nous avons entièrement programmé sur TSP. Ce test nous permet d'élargir et d'affiner nos conclusions sur les tests précédents dans la mesure où les autocorrélations des résidus sont prises en compte.

L'avantage de ce test est qu'il ne nécessite pas l'hypothèse que les résidus soient des bruits blancs. La statistique calculée sera alors corrigée de ces autocorrélations. Nous donnons le détails de celles-ci dans l'annexe .

Remarquons que les valeurs critiques restent inchangées, nous comparons donc nos valeurs à celles de la table de Dickey-Fuller.

2-Résultats :

Que le modèle possède une tendance déterministe ou non, les conclusions des tests de Dickey Fuller et DFA restent inchangées.

Nous acceptons l'hypothèse nulle : toutes les séries testées par la méthode de Phillips et Perron possèdent une racine unitaire.

De plus, il semble que, pour ces régression, la constante ne soit jamais significative.

SYNTHESE ET CONCLUSION :

Les trois tests que nous avons effectués nous permettent d'accepter sans conteste l'hypothèse nulle : les séries de trafic des marchandises possèdent une racine unitaire. Elles ne sont donc pas stationnaires; en revanche, leurs séries différenciées le sont. Par conséquent, les séries de trafics sont intégrées d'ordre 1. Nous nous intéresserons donc aux séries en différence.

Annexes du
chapitre 1



Annexe I-1 :
Test de Dickey-Fuller (DF) (sans constante).

Equation I-3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: TRMA

Current sample: 1978:4 to 1994:2

Number of observations: 63

Mean of dependent variable = 25240.0

Sum of squared residuals = .750375E+08

Std. error of regression = 1100.13

Adjusted R-squared = .897569

Durbin's h = -2.53070

Schwarz Bayes. Info. Crit. = 14.0561

Std. dev. of dependent var. = 3410.00

Variance of residuals = .121028E+07

R-squared = .897569

Durbin-Watson statistic = 2.52395

Durbin's h alternative = -2.66384

Log of likelihood function = -530.090

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
TRMA(-1)	1.00357	.546720E-02	183.562

Equation I-4

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: TRMCPA

Current sample: 1978:4 to 1994:2

Number of observations: 63

Mean of dependent variable = 7559.55

Sum of squared residuals = .167111E+08

Std. error of regression = 519.167

Adjusted R-squared = .808329

Durbin's h = -2.70861

Schwarz Bayes. Info. Crit. = 12.5542

Std. dev. of dependent var. = 1154.33

Variance of residuals = 269535.

R-squared = .808329

Durbin-Watson statistic = 2.58690

Durbin's h alternative = -2.87546

Log of likelihood function = -482.779

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
TRMCPA(-1)	.995203	.853323E-02	116.627

Equation I-5

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: TRMCAA

Current sample: 1978:4 to 1994:2

Number of observations: 63

Mean of dependent variable = 17679.5

Std. dev. of dependent var. = 3329.03

Sum of squared residuals = .387024E+08

Variance of residuals = 624233.

Std. error of regression = 790.084

R-squared = .944104

Adjusted R-squared = .944104

Durbin-Watson statistic = 2.52310

Durbin's h = -2.37315

Durbin's h alternative = -2.44915

Schwarz Bayes. Info. Crit. = 13.3940

Log of likelihood function = -509.234

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
TRMCAA(-1)	1.00647	.557569E-02	180.510

Equation I-6

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: FERA

Current sample: 1978:4 to 1992:4

Number of observations: 57

Mean of dependent variable = 14062.2

Std. dev. of dependent var. = 1434.66

Sum of squared residuals = .142276E+08

Variance of residuals = 254065.

Std. error of regression = 504.048

R-squared = .878125

Adjusted R-squared = .878125

Durbin-Watson statistic = 2.13123

Durbin's h = -1.56956

Durbin's h alternative = -1.41468

Schwarz Bayes. Info. Crit. = 12.4986

Log of likelihood function = -435.067

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
FERA(-1)	.994798	.470195E-02	211.571

Equation I-7

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: VNA

Current sample: 1978:4 to 1994:2

Number of observations: 63

Mean of dependent variable = 2059.14

Sum of squared residuals = .167981E+07

Std. error of regression = 164.602

Adjusted R-squared = .892496

Durbin's h = -2.57604

Schwarz Bayes. Info. Crit. = 10.2568

Std. dev. of dependent var. = 496.941

Variance of residuals = 27093.7

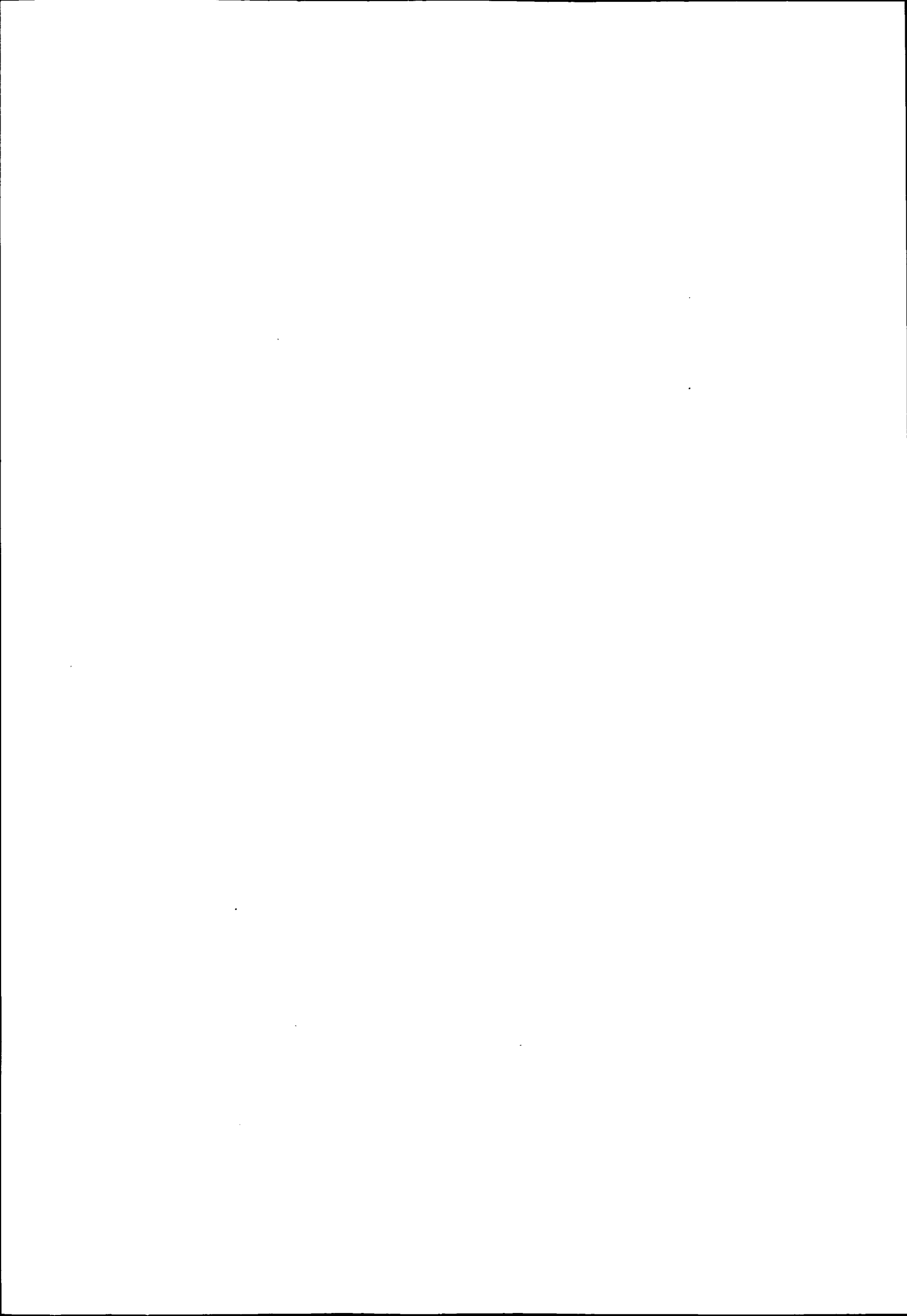
R-squared = .892496

Durbin-Watson statistic = 2.62714

Durbin's h alternative = -2.65633

Log of likelihood function = -410.411

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
VNA(-1)	.987250	.969834E-02	101.796



Annexe I-2 :
Test de Dickey-Fuller (DF) (avec constante).

Equation I-3 bis

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: TRMA
Current sample: 1978:4 to 1994:2
Number of observations: 63

Mean of dependent variable = 25240.0	Std. dev. of dependent var. = 3410.00
Sum of squared residuals = .738468E+08	Variance of residuals = .121060E+07
Std. error of regression = 1100.27	R-squared = .897569
Adjusted R-squared = .89589	Durbin-Watson statistic = 2.45963
Durbin's h = -2.42144	Durbin's h alternative = -2.53053
F-statistic (zero slopes) = 534.523	Schwarz Bayes. Info. Crit. = 14.1059
Log of likelihood function = -529.586	

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
TRMA(-1)	.962638	.041637	23.1197
C	1046.85	1055.57	.991736

Equation I-4 bis

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: TRMCPA
Current sample: 1978:4 to 1994:2
Number of observations: 63

Mean of dependent variable = 7559.55	Std. dev. of dependent var. = 1154.33
Sum of squared residuals = .158345E+08	Variance of residuals = 259582.
Std. error of regression = 509.492	R-squared = .808329
Adjusted R-squared = .805187	Durbin-Watson statistic = 2.45914
Durbin's h = -2.47405	Durbin's h alternative = -2.48739
F-statistic (zero slopes) = 257.254	Schwarz Bayes. Info. Crit. = 12.5661
Log of likelihood function = -481.082	

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
TRMCPA(-1)	.893942	.055735	16.0391
C	785.098	427.220	1.83769

Equation I-5 bis

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: TRMCAA

Current sample: 1978:4 to 1994:2

Number of observations: 63

Mean of dependent variable = 17679.5

Sum of squared residuals = .384071E+08

Std. error of regression = 793.489

Adjusted R-squared = .943187

Durbin's h = -2.31451

F-statistic (zero slopes) = 1030.30

Log of likelihood function = -508.993

Std. dev. of dependent var. = 3329.03

Variance of residuals = 629625.

R-squared = .944104

Durbin-Watson statistic = 2.49001

Durbin's h alternative = -2.38395

Schwarz Bayes. Info. Crit. = 13.4521

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
TRMCAA(-1)	.985789	.030712	32.0983
C	375.496	548.284	.684856

Equation I-6 bis

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: FERA

Current sample: 1978:4 to 1992:4

Number of observations: 57

Mean of dependent variable = 14062.2

Sum of squared residuals = .140475E+08

Std. error of regression = 505.380

Adjusted R-squared = .875909

Durbin's h = -1.53324

F-statistic (zero slopes) = 396.281

Log of likelihood function = -434.704

Std. dev. of dependent var. = 1434.66

Variance of residuals = 255409.

R-squared = .878125

Durbin-Watson statistic = 2.08057

Durbin's h alternative = -1.27041

Schwarz Bayes. Info. Crit. = 12.5568

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
FERA(-1)	.954718	.047959	19.9068
C	571.862	680.974	.839771

Equation I-7 bis

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: VNA

Current sample: 1978:4 to 1994:2

Number of observations: 63

Mean of dependent variable = 2059.14

Sum of squared residuals = .164599E+07

Std. error of regression = 164.266

Adjusted R-squared = .890733

Durbin's h = -2.44280

F-statistic (zero slopes) = 506.419

Log of likelihood function = -409.771

Std. dev. of dependent var. = 496.941

Variance of residuals = 26983.4

R-squared = .892496

Durbin-Watson statistic = 2.56056

Durbin's h alternative = -2.43775

Schwarz Bayes. Info. Crit. = 10.3022

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
VNA(-1)	.941673	.041845	22.5038
C	100.173	89.4770	1.11954



Annexe I-3 :
Test de Dickey-Fuller (DF) sur les séries
différenciées (sans constante).

Equation I-8

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DTRMA
 Current sample: 1979:1 to 1994:2
 Number of observations: 62

Mean of dependent variable = 71.6176	Std. dev. of dependent var. = 1068.86
Sum of squared residuals = .629463E+08	Variance of residuals = .103191E+07
Std. error of regression = 1015.83	R-squared = .105371
Adjusted R-squared = .105371	Durbin-Watson statistic = 1.85989
Durbin's h = .923114	Durbin's h alternative = -.033428
Schwarz Bayes. Info. Crit. = 13.8972	Log of likelihood function = -516.725

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DTRMA(-1)	-.310576	.118717	-2.61609

Equation I-9

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DTRMCPA
 Current sample: 1979:1 to 1994:2
 Number of observations: 62

Mean of dependent variable = -35.1753	Std. dev. of dependent var. = 507.413
Sum of squared residuals = .139174E+08	Variance of residuals = 228154.
Std. error of regression = 477.655	R-squared = .121596
Adjusted R-squared = .121596	Durbin-Watson statistic = 1.72013
Durbin's h = 2.53144	Durbin's h alternative = 1.95581
Schwarz Bayes. Info. Crit. = 12.3881	Log of likelihood function = -469.941

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DTRMCPA(-1)	-.335689	.117416	-2.85896

Equation I-10

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DTRMCAA
Current sample: 1979:1 to 1994:2
Number of observations: 62

Mean of dependent variable = 106.227	Std. dev. of dependent var. = 778.911
Sum of squared residuals = .348834E+08	Variance of residuals = 571859.
Std. error of regression = 756.214	R-squared = .089228
Adjusted R-squared = .089228	Durbin-Watson statistic = 1.98087
Durbin's h = -.372219	Durbin's h alternative = -1.07757
Schwarz Bayes. Info. Crit. = 13.3070	Log of likelihood function = -498.426

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DTRMCAA(-1)	-.271022	.121938	-2.22263

Equation I-11

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DFERA
Current sample: 1979:1 to 1994:2
Number of observations: 62

Mean of dependent variable = -60.495	Std. dev. of dependent var. = 506.826
Sum of squared residuals = .155786E+08	Variance of residuals = 255387.
Std. error of regression = 505.358	R-squared = .024791
Adjusted R-squared = .024791	Durbin-Watson statistic = 2.00749
Durbin's h = -2.36125	Durbin's h alternative = -.228236
Schwarz Bayes. Info. Crit. = 12.5008	Log of likelihood function = -473.437

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DFERA(-1)	-.140976	.126431	-1.11504

Equation I-12

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DVNA

Current sample: 1979:1 to 1994:2

Number of observations: 62

Mean of dependent variable = -23.2512

Sum of squared residuals = .155985E+07

Std. error of regression = 159.910

Adjusted R-squared = .106237

Durbin's h = -1.86917

Schwarz Bayes. Info. Crit. = 10.1995

Std. dev. of dependent var. = 166.025

Variance of residuals = 25571.3

R-squared = .106237

Durbin-Watson statistic = 2.12854

Durbin's h alternative = -1.64808

Log of likelihood function = -402.096

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DVNA(-1)	-.300153	.121877	-2.46276



Annexe I-4 :
Test de Dickey-Fuller (DF) sur les séries
différenciées (avec constante).

Equation I-8 bis

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DTRMA

Current sample: 1979:1 to 1994:2

Number of observations: 62

Mean of dependent variable = 71.6176

Sum of squared residuals = .623472E+08

Std. error of regression = 1019.37

Adjusted R-squared = .090461

Durbin's h = .909632

F-statistic (zero slopes) = 7.06693

Log of likelihood function = -516.428

Std. dev. of dependent var. = 1068.86

Variance of residuals = .103912E+07

R-squared = .105371

Durbin-Watson statistic = 1.86509

Durbin's h alternative = -.124705

Schwarz Bayes. Info. Crit. = 13.9542

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DTRMA(-1)	-.317668	.119497	-2.65837
C	98.6006	129.858	.759297

Equation I-9 bis

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DTRMCPA

Current sample: 1979:1 to 1994:2

Number of observations: 62

Mean of dependent variable = -35.1753

Sum of squared residuals = .137958E+08

Std. error of regression = 479.511

Adjusted R-squared = .106956

Durbin's h = 2.57895

F-statistic (zero slopes) = 8.30570

Log of likelihood function = -469.669

Std. dev. of dependent var. = 507.413

Variance of residuals = 229930.

R-squared = .121596

Durbin-Watson statistic = 1.72477

Durbin's h alternative = 1.90181

Schwarz Bayes. Info. Crit. = 12.4459

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DTRMCPA(-1)	-.340168	.118033	-2.88196
C	-44.3447	60.9810	-.727189

Equation I-10 bis

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DTRMCAA
 Current sample: 1979:1 to 1994:2
 Number of observations: 62

Mean of dependent variable = 106.227	Std. dev. of dependent var. = 778.911
Sum of squared residuals = .337066E+08	Variance of residuals = 561776.
Std. error of regression = 749.517	R-squared = .089228
Adjusted R-squared = .074049	Durbin-Watson statistic = 2.01072
Durbin's h = -.785829	Durbin's h alternative = -1.40910
F-statistic (zero slopes) = 5.87819	Schwarz Bayes. Info. Crit. = 13.3392
Log of likelihood function = -497.362	

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DTRMCAA(-1)	-.295990	.122083	-2.42450
C	139.168	96.1536	1.44736

 Equation I-11 bis

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DFERA
 Current sample: 1979:1 to 1994:2
 Number of observations: 62

Mean of dependent variable = -60.4950	Std. dev. of dependent var. = 506.826
Sum of squared residuals = .152808E+08	Variance of residuals = 254680.
Std. error of regression = 504.658	R-squared = .024791
Adjusted R-squared = .853731E-02	Durbin-Watson statistic = 2.01473
Durbin's h alternative = -.433682	F-statistic (zero slopes) = 1.52526
Schwarz Bayes. Info. Crit. = 12.5481	Log of likelihood function = -472.838

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DFERA(-1)	-.156998	.127122	-1.23501
C	-69.7835	64.5314	-1.08139

Equation I-12 bis

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DVNA

Current sample: 1979:1 to 1994:2

Number of observations: 62

Mean of dependent variable = -23.2512

Sum of squared residuals = .150280E+07

Std. error of regression = 158.261

Adjusted R-squared = .091341

Durbin's h = -2.52334

F-statistic (zero slopes) = 7.13186

Log of likelihood function = -400.941

Std. dev. of dependent var. = 166.025

Variance of residuals = 25046.6

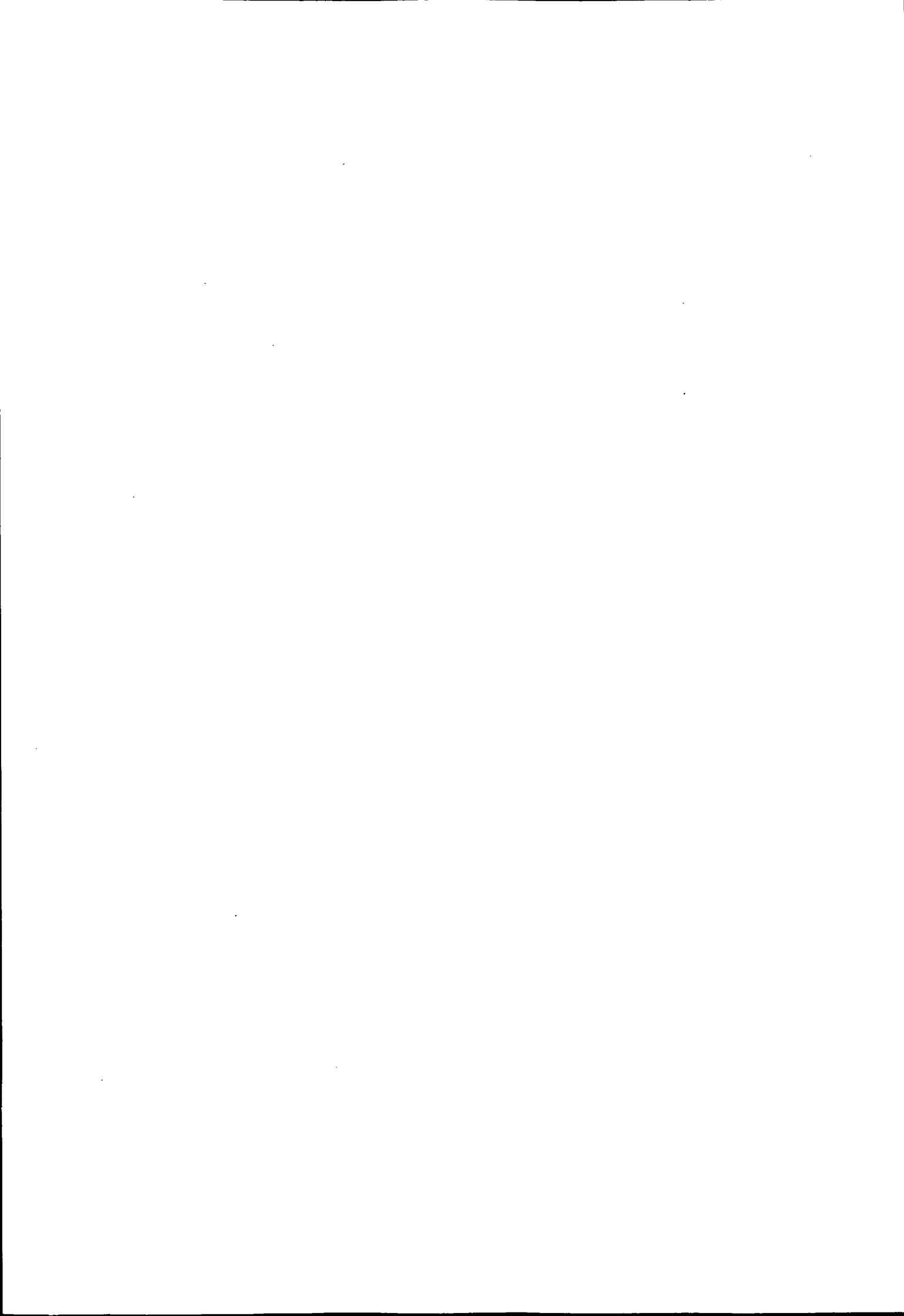
R-squared = .10623

Durbin-Watson statistic = 2.17016

Durbin's h alternative = -2.02903

Schwarz Bayes. Info. Crit. = 10.2288

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DVNA(-1)	-.325143	.121751	-2.67055
C	-30.6195	20.2877	-1.50926



Annexe I-5 :
Test de Dickey-Fuller Augmenté (DFA).

Equation I-13

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: TRMA

Current sample: 1979:1 to 1994:2

Number of observations: 62

Mean of dependent variable = 25230.9

Sum of squared residuals = .624254E+08

Std. error of regression = 1020.01

Adjusted R-squared = .912210

Durbin's h = .304465

F-statistic (zero slopes) = 632.615

Log of likelihood function = -516.467

Std. dev. of dependent var. = 3437.05

Variance of residuals = .104042E+07

R-squared = .913649

Durbin-Watson statistic = 1.86670

Durbin's h alternative = -.135815

Schwarz Bayes. Info. Crit. = 13.9555

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DTRMA(-1)	-319203	.119828	-2.66384
TRMA(-1)	1.00363	.513047E-02	195.622

Equation I-14

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: FERA

Current sample: 1980:3 to 1994:2

Number of observations: 56

Mean of dependent variable = 13458.2

Sum of squared residuals = .113876E+08

Std. error of regression = 487.075

Adjusted R-squared = .839488

Durbin's h = .138702

F-statistic (zero slopes) = 37.8849

Log of likelihood function = -421.696

Std. dev. of dependent var. = 1162.31

Variance of residuals = 237242.

R-squared = .859917

Durbin-Watson statistic = 1.92861

Durbin's h alternative = .475824

Schwarz Bayes. Info. Crit. = 12.7977

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DFERA(-1)	-.262201	.140425	-1.86720
DFERA(-2)	-.158917	.145689	-1.09079
DFERA(-3)	-.198421	.137607	-1.44194
DFERA(-4)	-.039783	.142700	-.278785
DFERA(-5)	-.175033	.141673	-1.23548
DFERA(-6)	-.148948	.137729	-1.08146
DFERA(-7)	-.264001	.146287	-1.80469
FERA(-1)	.985387	.580064E-02	169.876

Equation I-15

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: VNA

Current sample: 1979:2 to 1994:2

Number of observations: 61

Mean of dependent variable = 2031.78

Sum of squared residuals = .137543E+07

Std. error of regression = 153.994

Adjusted R-squared = .898140

Durbin's h = -.521206

F-statistic (zero slopes) = 263.482

Log of likelihood function = -392.269

Std. dev. of dependent var. = 480.832

Variance of residuals = 23714.2

R-squared = .901535

Durbin-Watson statistic = 2.08211

Durbin's h alternative = -1.44299

Schwarz Bayes. Info. Crit. = 10.2256

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DVNA(-1)	-.408233	.124921	-3.26792
DVNA(-2)	-.252055	.124627	-2.02247
VNA(-1)	.979261	.951195E-02	102.951

Equation I-16

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: TRMCAA

Current sample: 1979:1 to 1994:2

Number of observations: 62

Mean of dependent variable = 17702.8

Sum of squared residuals = .337299E+08

Std. error of regression = 749.776

Adjusted R-squared = .94997

Durbin's h = -.233331

F-statistic (zero slopes) = 1158.48

Log of likelihood function = -497.384

Std. dev. of dependent var. = 3351.01

Variance of residuals = 562165.

R-squared = .950795

Durbin-Watson statistic = 2.01739

Durbin's h alternative = -1.44566

Schwarz Bayes. Info. Crit. = 13.3399

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DTRMCAA(-1)	-.300305	.122616	-2.44915
TRMCAA(-1)	1.00773	.539617E-02	186.749

Equation I-17 (sans constante)

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: TRMCPA

Current sample: 1979:2 to 1994:2

Number of observations: 61

Mean of dependent variable = 7508.78
 Sum of squared residuals = .126343E+08
 Std. error of regression = 466.726
 Adjusted R-squared = .839070
 Durbin's h = .310642
 F-statistic (zero slopes) = 148.285
 Log of likelihood function = -459.907

Std. dev. of dependent var. = 1134.58
 Variance of residuals = 217833.
 R-squared = .84443
 Durbin-Watson statistic = 1.88882
 Durbin's h alternative = .639333
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = 12.4432

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DTRMCPA(-1)	-.220858	.126381	-1.74756
DTRMCPA(-2)	.232780	.122408	1.90167
TRMCPA(-1)	.994727	.787758E-02	126.273

Equation I-17 bis (avec constante et 5 retards)

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: TRMCPA

Current sample: 1980:1 to 1994:2

Number of observations: 58

Mean of dependent variable = 7397.05
 Sum of squared residuals = .833746E+07
 Std. error of regression = 404.326
 Adjusted R-squared = .848261
 Durbin's h = -1.27981
 F-statistic (zero slopes) = 54.1077
 Log of likelihood function = -426.697

Std. dev. of dependent var. = 1037.97
 Variance of residuals = 163480.
 R-squared = .864234
 Durbin-Watson statistic = 2.16852
 Durbin's h alternative = .303932
 Schwarz Bayes. Info. Crit. = 12.3659

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DTRMCPA(-1)	-.137243	.119635	-1.14717
DTRMCPA(-2)	.167943	.118573	1.41636
DTRMCPA(-3)	.053102	.119808	.443228
DTRMCPA(-4)	.245739	.117242	2.09599
DTRMCPA(-5)	.244524	.117139	2.08746
C	1345.02	396.139	3.39531
TRMCPA(-1)	.814997	.052191	15.6155

Equation I-17 ter (avec constante et 2 retards)

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: TRMCPA

Current sample: 1979:2 to 1994:2

Number of observations: 61

Mean of dependent variable = 7508.78

Sum of squared residuals = .119756E+08

Std. error of regression = 458.364

Adjusted R-squared = .836790

Durbin's h = .251842

F-statistic (zero slopes) = 103.541

Log of likelihood function = -458.274

Std. dev. of dependent var. = 1134.58

Variance of residuals = 210098.

R-squared = .844950

Durbin-Watson statistic = 1.90400

Durbin's h alternative = .276017

Schwarz Bayes. Info. Crit. = 12.4571

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DTRMCPA(-1)	-.171520	.127205	-1.34837
DTRMCPA(-2)	.264063	.121506	2.17324
C	716.779	404.797	1.77071
TRMCPA(-1)	.901921	.052979	17.0240

Chapitre 2 :
APPLICATION DE LA CO-INTEGRATION
A LA MODELISATION DU TRAFIC TOTAL
DE MARCHANDISES



A-Méthodologie générale

I-Présentation théorique de la co-intégration :

a-Définition :

Des variables sont dites co-intégrées d'ordre (1,0) si :

- (i) chacune de ces variables est intégrée d'ordre 1,
- (ii) il existe au moins une combinaison linéaire de ces variables qui soit stationnaire (intégrée d'ordre 0).

b-Intérêt de la co-intégration :

Les variables des séries temporelles intégrées peuvent avoir des tendances stochastiques communes. Elles forment alors un ensemble de variables co-intégrées.

Le concept de co-intégration est puissant dans la mesure où il décrit l'existence d'une relation d'équilibre. Notons que si deux variables sont co-intégrées, alors l'équation de long terme qui les relie peut être interprétée comme une version stochastique d'une relation d'équilibre partiel où le résidu z_t représente la **déviation stationnaire par rapport à cet équilibre**.

En adoptant la terminologie d'Engle et Granger (1987), le vecteur de co-intégration décrit les conditions d'équilibre de long terme vers lesquelles les variables ont tendance à retourner.

Nous allons montrer que les séries de transport à partir desquelles nous avons travaillé sont co-intégrées.

II-Représentation des séries co-intégrées et modèle à correction d'erreur (ECM) :

a-Définition de Granger (1983) et d'Engle et Granger (1987) :

Un modèle à correction d'erreur est un modèle de la forme suivante :

$$\Delta y_t = \text{retard}(\Delta x_t, \Delta y_t) + \gamma z_{t-1} + \varepsilon_t$$

où dans notre cas particulier y_t représente une série de trafic, x_t les séries macro-économiques explicatives et z_t le résidu de la relation (de long terme) reliant y_t aux variables x_t et à une éventuelle constante ($z_t = y_t - ax_t - c$ pour une seule variable explicative).

b-Intérêt de ce modèle :

L'intérêt principal de la forme ECM réside dans le fait qu'elle incorpore la relation d'équilibre de long terme dans le cadre d'un modèle dynamique.

Soit $|z_t|$ l'ajustement à l'équilibre; alors, pour un modèle sous forme ECM la variable z_{t-1} sera une des variables explicatives, et elle représentera le déséquilibre prévu de la période. De tels schémas peuvent être dérivés du comportement optimisateur consistant à **minimiser les coûts d'ajustement**.

A ce titre nous pouvons donner une propriété importante des modèles ECM : ils combinent la modélisation en niveau et en différence, avec uniquement des variables stationnaires. Ceci permet d'éviter d'une part les problèmes de régressions fallacieuses, et d'autre part des problèmes de régressions déséquilibrées qui relieraient entre elles des variables stationnaires et des variables intégrées, et d'intégrer des informations quant à l'ajustement de long terme contenu dans les données.

La forme ECM se caractérise donc par le fait que les dynamiques du processus d'ajustement de court terme (variable explicative en différence) et de long terme (variable z_{t-1} en niveau) sont modélisées simultanément.

c-Théorème de représentation de Granger (1987) :

Par souci de simplicité, nous ne présenterons pas ce théorème mais nous noterons sa très grande importance car il met en évidence l'équivalence entre les séries co-intégrées et les modèles à correction d'erreur ECM.

III-Estimation des paramètres de co-intégration :

Nous nous sommes intéressés à la méthode la plus classique : celle des Moindres Carrés Ordinaires en deux étapes d'Engle et Granger (1987).

Lors de la première étape, nous estimons les paramètres de co-intégration par une régression statique sur les variables en niveau.

Notons que nous nous sommes particulièrement intéressés aux élasticités. C'est pourquoi, nous avons utilisé une spécification des variables en logarithme. Nous avons obtenu une élasticité de long terme entre les séries logarithmiques du trafic total et des variables macro-économiques testées.

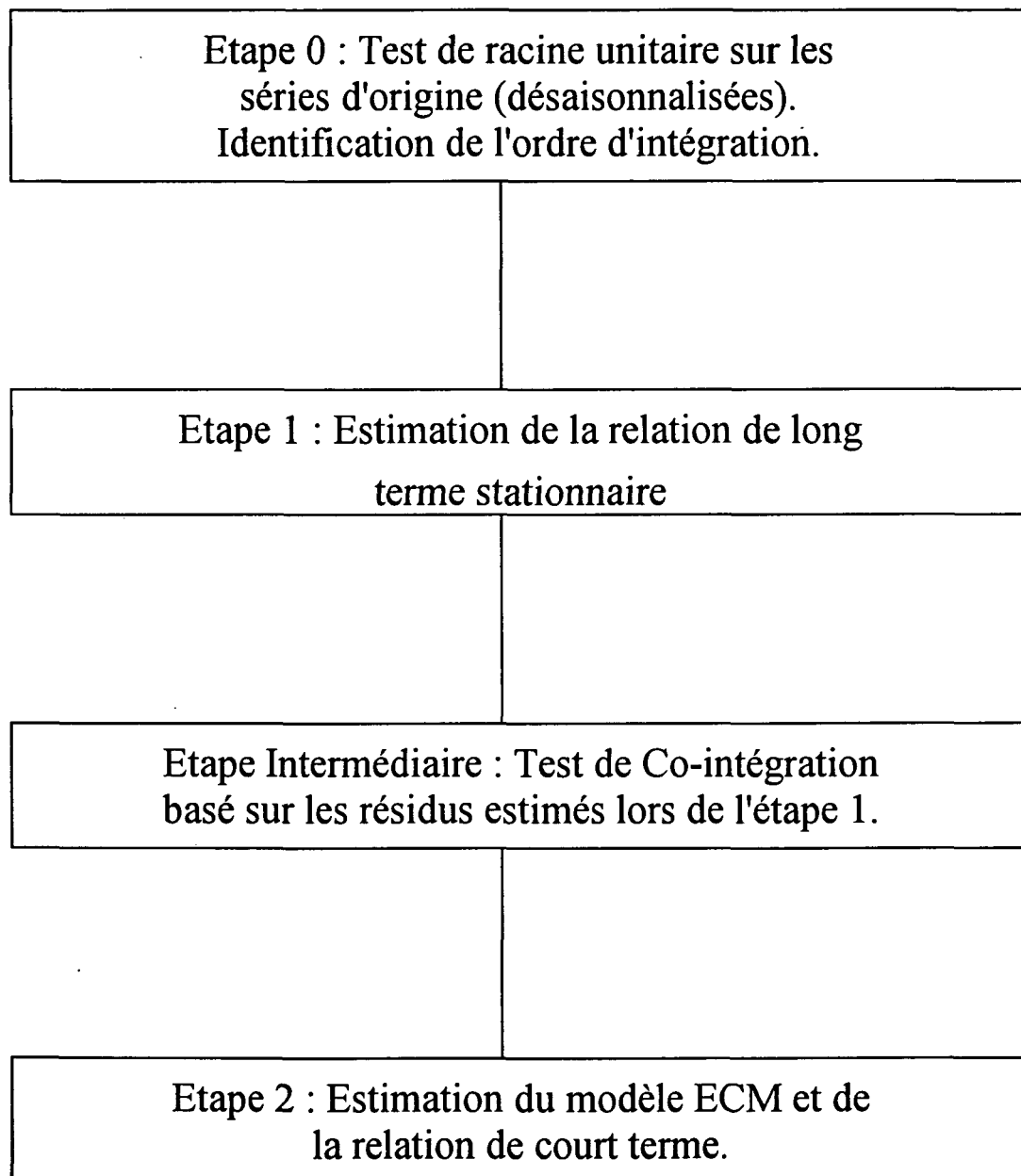
Lors de la seconde étape, nous utilisons le résidu estimé z_t obtenu à la première étape dans un modèle ECM. Nous obtenons alors des paramètres estimés qui sont les élasticités de court terme (coefficients des variables macro-économiques en différences retardées) et le coefficient d'inertie de la variable à correction d'erreur z_{t-1} .

Nous remarquons, d'après la définition de la co-intégration, que nous devons au préalable nous assurer que les séries sur lesquelles nous travaillons sont intégrées d'ordre 1, car si elles sont stationnaires cette étude de co-intégration n'aurait aucun intérêt. Par conséquent, une étape préliminaire est nécessaire, c'est celle qui consiste à tester l'ordre d'intégration de chaque série. Pour ce faire, nous utilisons le test le plus simple de Dickey-Fuller de racine unitaire (cf. chapitre 1).

De plus, entre les étapes 1 et 2, nous avons effectué un test supplémentaire pour vérifier l'existence de la relation de co-intégration entre les séries. Ce test est basé sur les résidus obtenus lors de la première étape. Il consiste à tester la stationnarité de cette dernière variable. Nous avons alors effectué un test de Dickey Fuller (cf chapitre 1) et regardé le graphe de la variable estimée z_t .

Pour plus de clarté, le lecteur pourra se reporter à l'organigramme présenté à la page suivante.

Organigramme : Mise en évidence
des mécanismes d'ajustement de court terme calés sur
les trajectoires de long terme de la première étape :



B - Présentation et analyse des séries étudiées :

L'objectif est de trouver l'existence d'une relation de co-intégration entre la série de trafic total et celle de la production industrielle, et d'autres variables macro-économiques afin d'obtenir un modèle ECM dont les coefficients soient significatifs.

I-Constitution des séries :

a-La série de transport total :

Nous avons créé la série du trafic total brute en sommant les séries TRM, FER et VN présentées dans le chapitre 1.

Par souci d'homogénéité avec les séries macro-économiques qui sont C.V.S., nous avons désaisonnalisé la série de trafic total. Pour ce faire, nous avons utilisé la méthode X11-Census. Nous possédons les données en rythme trimestriel sur la période 78:3/94:2.

Nous notons TTA la série de trafic désaisonnalisée, et LTTA sa série en logarithme.

b-Les séries macro-économiques :

1-La série de production industrielle :

La série de production industrielle sur laquelle ont porté nos recherches ne comprend pas la production du BTP. Cette série est définie comme un agrégat des sept productions suivantes :

- production des industries agricoles et alimentaires (U02),
- production de la branche énergie (U03),
- production de biens intermédiaires (U04),
- production de biens d'équipement professionnel (U05a),
- production de biens d'équipement ménager (U05b),
- production de la branche automobile et matériels de transport terrestre (U05c),
- production de biens de consommation courante (U06).

La série de production industrielle est disponible jusqu'en 1992:4. Nous l'avons notée PRIND, et sa série en logarithme LPRIND.

2-La série du commerce extérieur :

Nous avons constitué une série de commerce extérieur comme la somme des importations et des exportations de marchandises en volume. Nous ne possédons les données de ces deux séries qu'en CVS, en rythme trimestriel. Nous notons BAL la série de commerce extérieur, et pour plus de clarté, nous ne présenterons que les résultats obtenus sur sa série en logarithme notée LBAL.

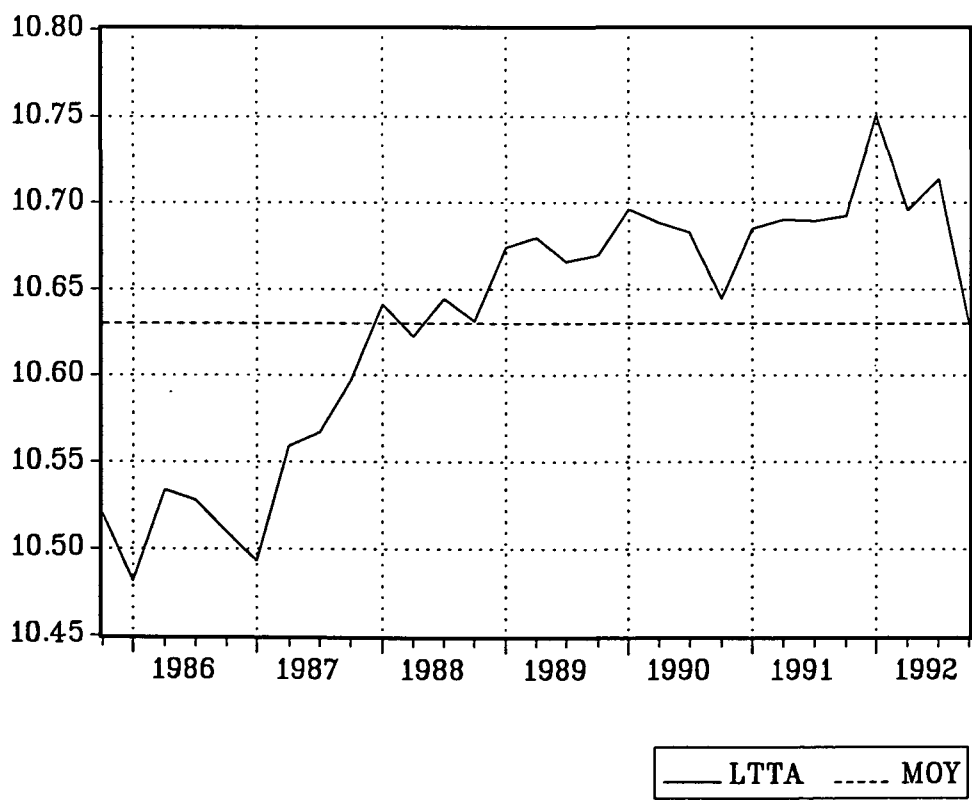
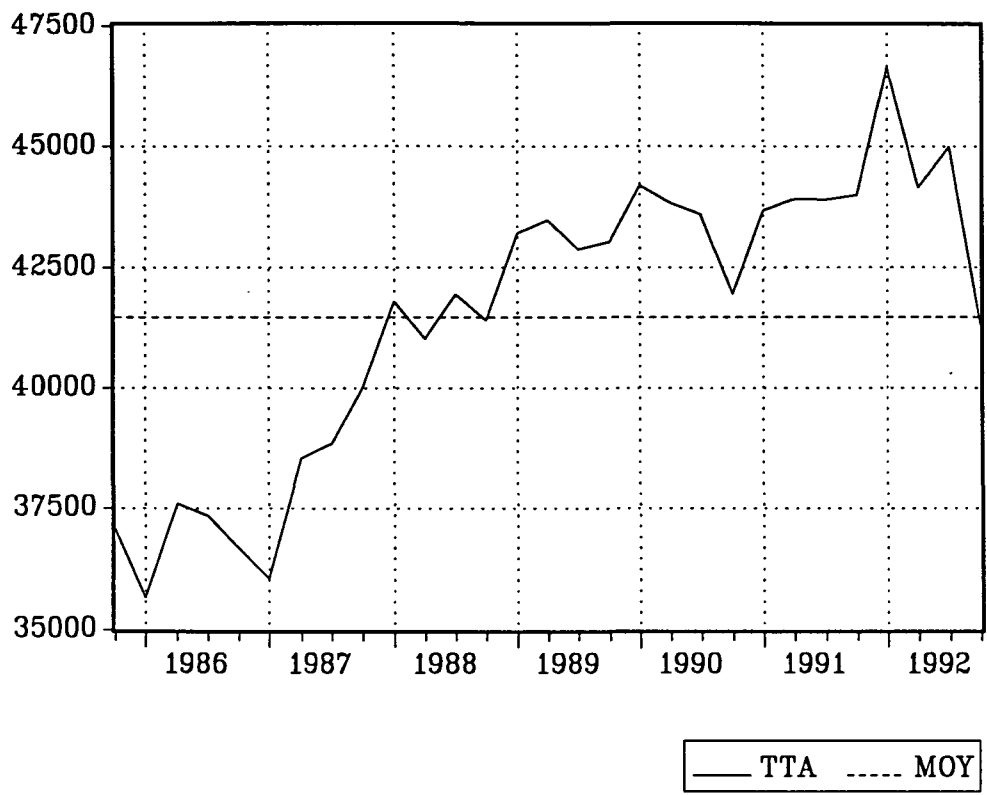
3-La série des importations :

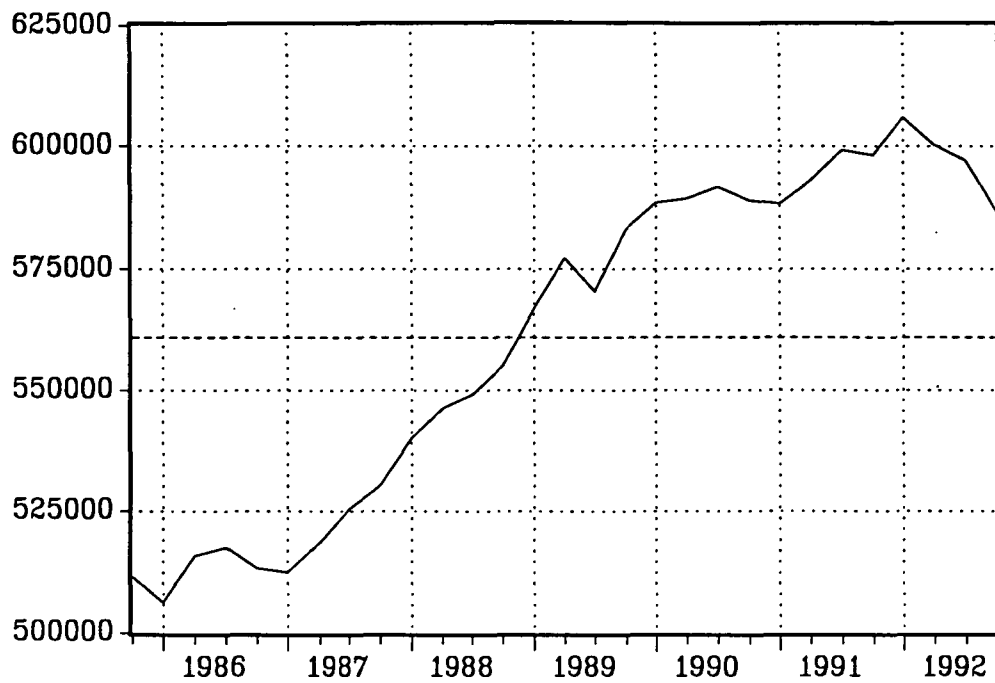
Parmi les variables explicatives, nous avons également testé les importations de marchandises seules. Cette série est notée MM, et en logarithme : LMM.

II-Etape 0 : Analyse de la stationnarité des séries, Test de racine unitaire :

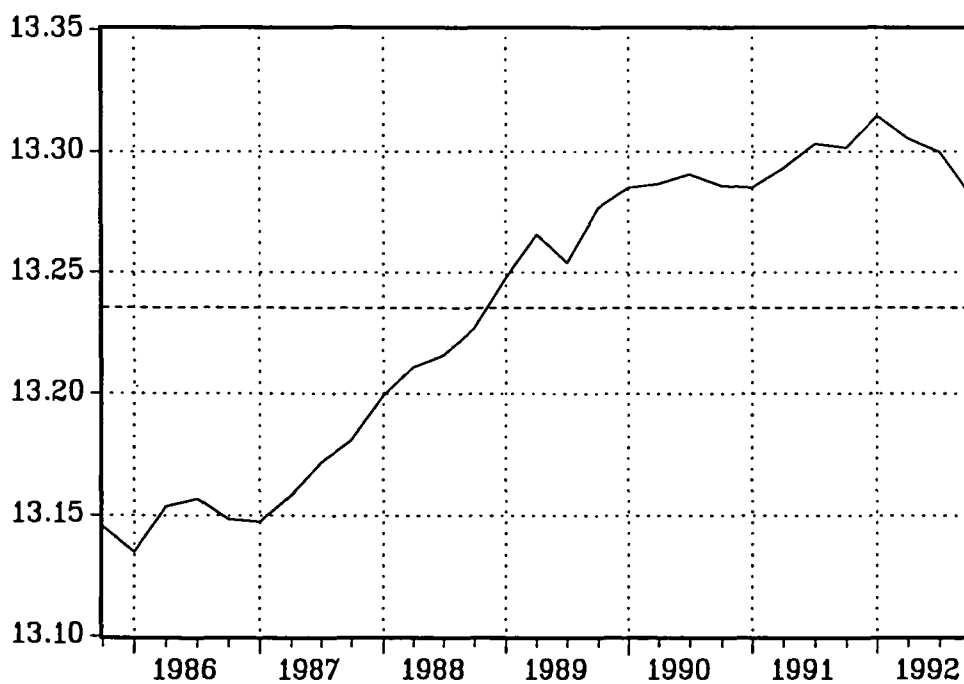
a-Analyse sur les séries en niveau :

1-Analyse des graphiques :

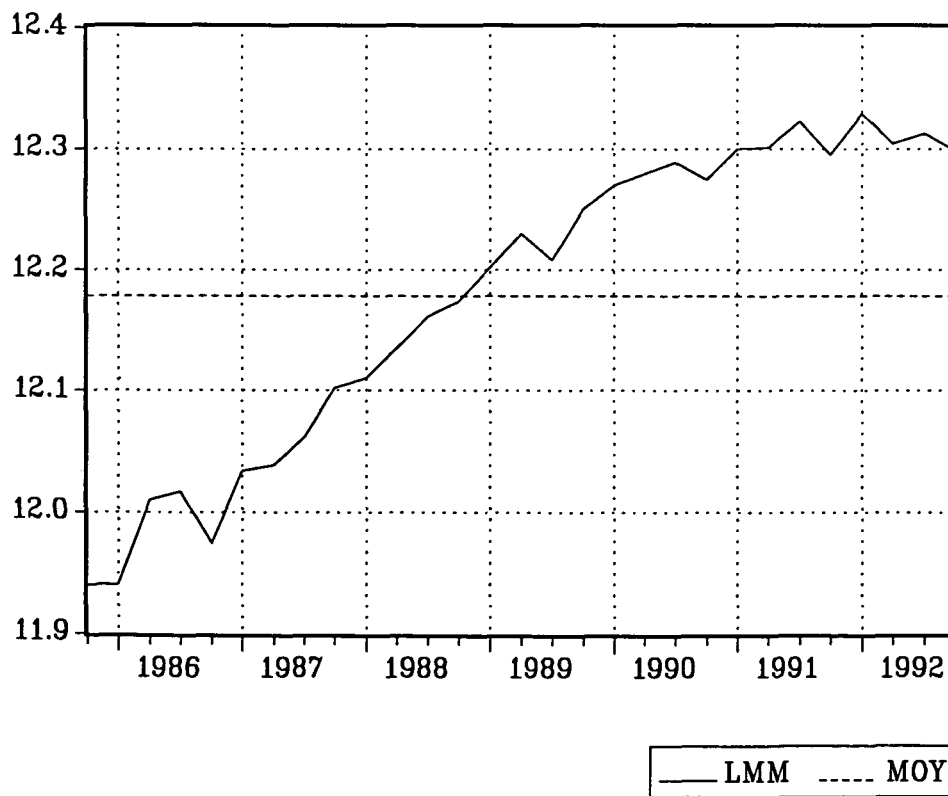
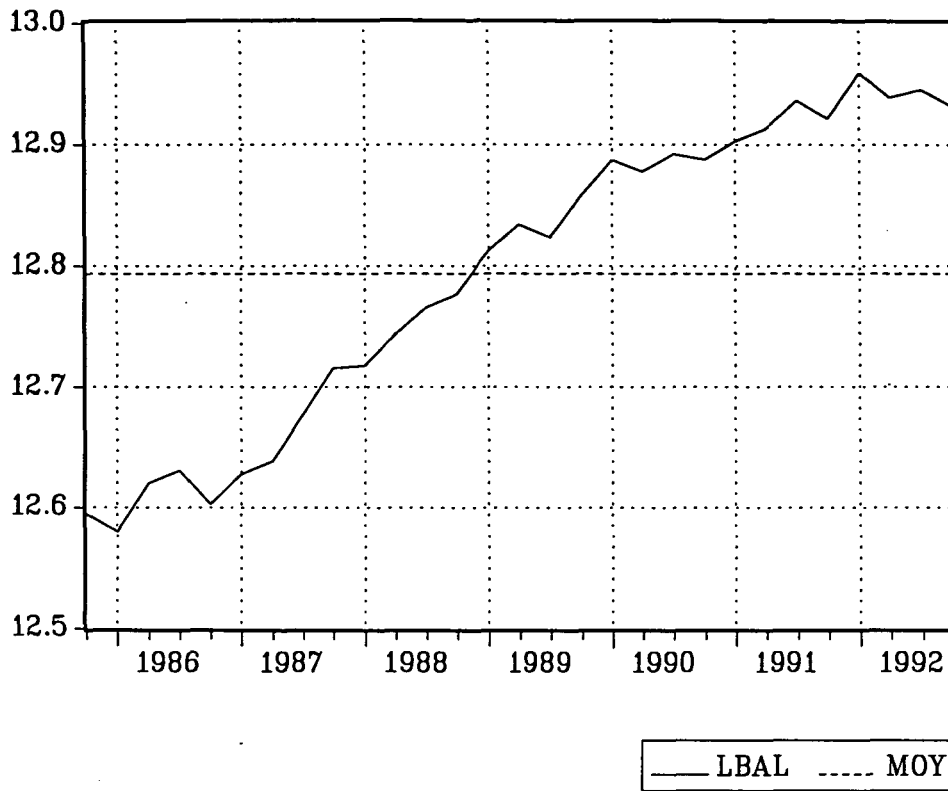




— PRIND - - - - MOY



— LPRIND - - - - MOY



Au vu des graphiques, nous pouvons penser que toutes ces séries en niveau ne sont pas stationnaires. En effet, pour chaque graphique nous remarquons que la droite de la moyenne de la série n'est pas fréquemment coupée par la courbe représentant cette série.

2-Test de racine unitaire sur les séries en niveau :

Les données des variables macro-économiques n'étant disponibles que jusqu'en 92:4, et pour une étude sur une période de 7 ans (cf. périodicité des cycles économiques) nous nous sommes plus particulièrement intéressés à la période 85:4/92:4.

L'étape 0 consistant à tester la présence de racine unitaire, nous avons étudié différentes régressions sur la même période 85:4/92:4 suivant la procédure de test de racine unitaire de Dickey et Fuller (1976) présentée dans le premier chapitre.

Nous avons donc régressé :

- TTA sur TTA(-1),
- LTТА sur LTТА(-1),
- PRIND sur PRIND(-1),
- LPRIND sur LPRIND(-1),
- LBAL sur LBAL(-1).
- LMM sur LMM(-1).

En obtenant les racines respectives estimées, nous pouvons tester si celles-ci sont unitaires. Nous obtenons les équations suivantes (cf annexe II-1) :

$$\begin{aligned} \text{TTA} &= 1,002 \cdot \text{TTA}(-1) + \varepsilon_t \\ &\quad (156,5) \end{aligned} \tag{II-1}$$

$$\begin{aligned} \text{LTТА} &= 1,000 \cdot \text{LTТА}(-1) + \varepsilon_t \\ &\quad (1666,8) \end{aligned} \tag{II-2}$$

$$\begin{aligned} \text{PRIND} &= 1,004 \cdot \text{PRIND}(-1) + \varepsilon_t \\ &\quad (503,4) \end{aligned} \tag{II-3}$$

$$\begin{aligned} \text{LPRIND} &= 1,000 \cdot \text{LPRIND}(-1) + \varepsilon_t \\ &\quad (6690,3) \end{aligned} \tag{II-4}$$

$$\begin{aligned} \text{LBAL} &= 1,001 \cdot \text{LBAL}(-1) + \varepsilon_t \\ &\quad (3461,1) \end{aligned} \tag{II-5}$$

$$\begin{aligned} \text{LMM} &= 1,001 \cdot \text{LMM}(-1) + \varepsilon_t \\ &\quad (2587,2) \end{aligned} \tag{II-6}$$

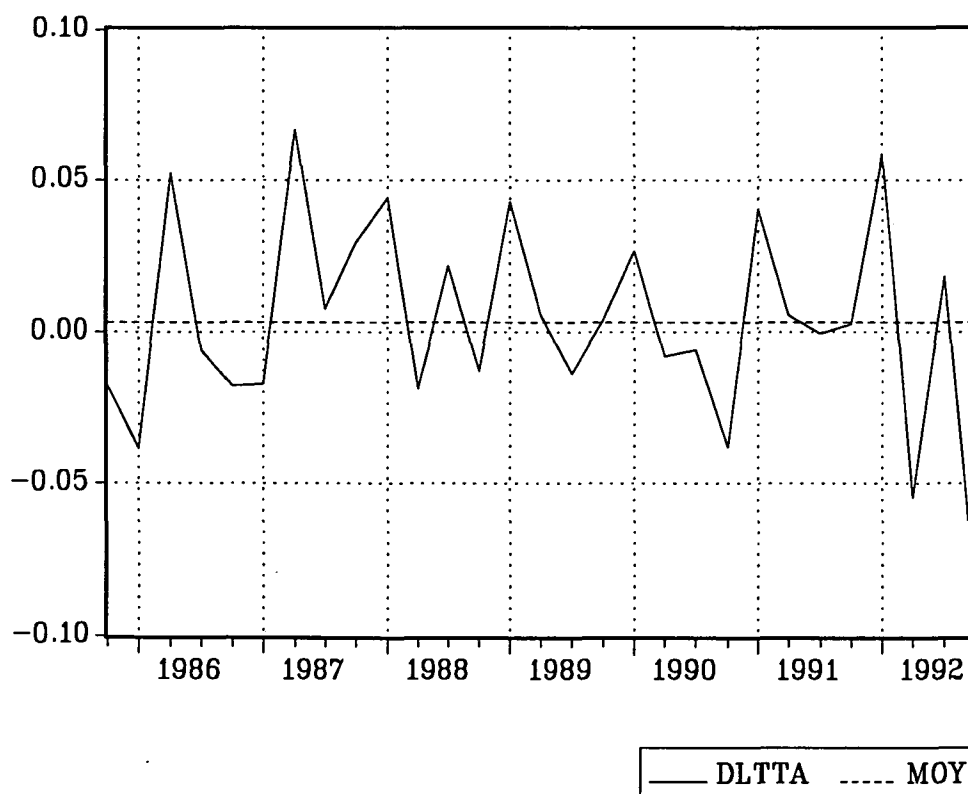
Ces équations nous fournissent les racines estimées. Si nous analysons ces résultats, nous remarquons que tout les coefficients estimés nous permettent d'accepter l'hypothèse nulle de racine unitaire.

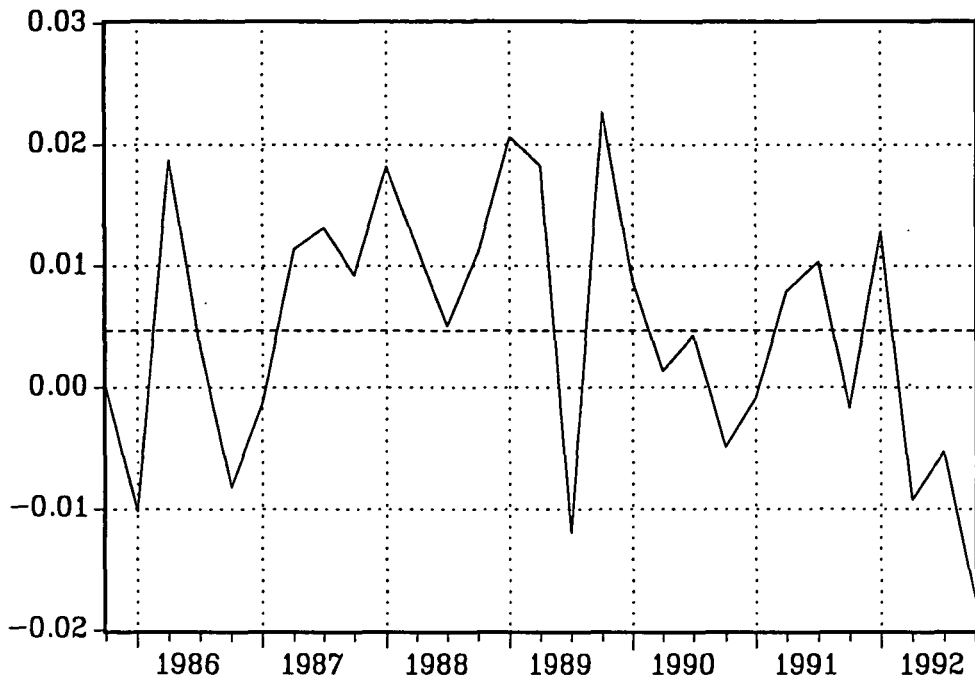
Nous en déduisons que les séries sur lesquelles portent nos recherches ne sont pas stationnaires.

Pour connaître leur ordre d'intégration, nous nous sommes intéressés à leurs séries en différence première, et plus particulièrement aux séries en logarithme.

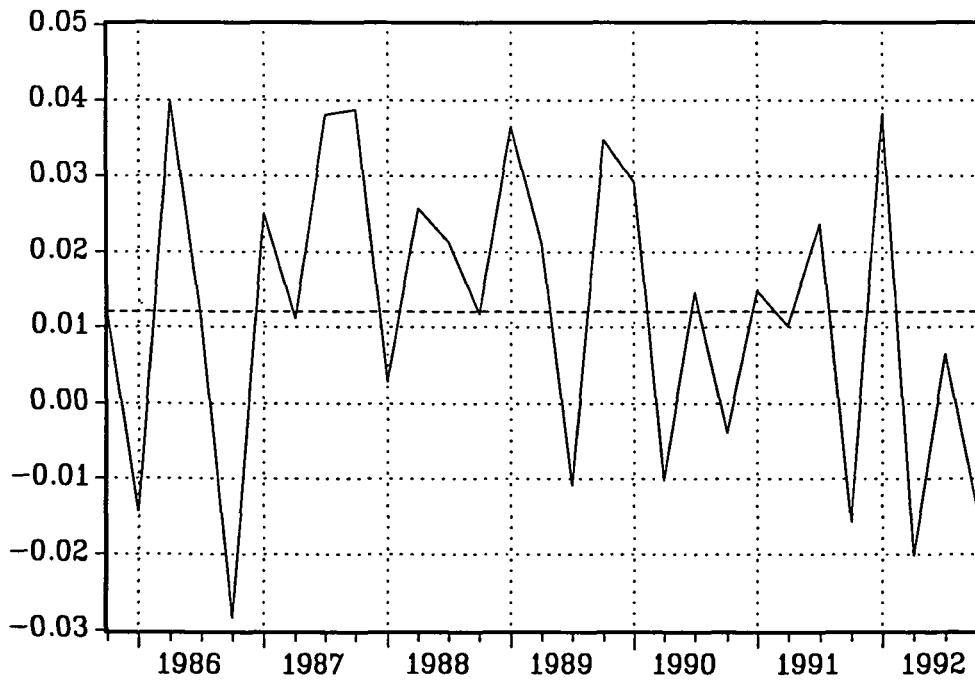
a-Analyse sur les séries en différence :

1-Analyse des graphiques :

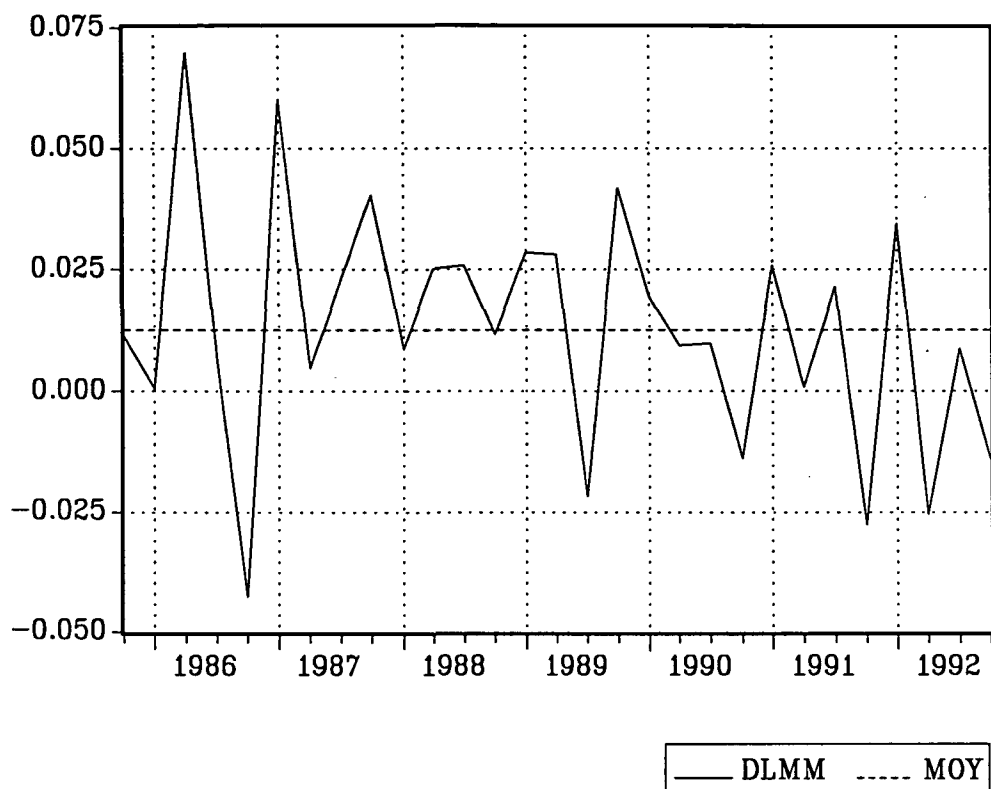




— DLPRIND MOY



— DLBAL MOY



Nous observons que tous les graphes des séries différenciées sont très différents de ceux des séries initiales. Chaque courbe repasse très régulièrement par la droite de la série.

Le graphe de chaque série différenciée représente celui d'une série stationnaire.

2- Test de racine unitaire sur les séries en différences :

Nous avons effectué le même test de Dickey et Fuller de racine unitaire sur les séries précédentes différenciées.

Nous obtenons les équations suivantes (cf. annexe II-2) :

$$\Delta LTTA = -0,35 \cdot \Delta LTTA(-1) + \varepsilon_t \quad (\text{II-7})$$

(-1,73)

$$\Delta LPRIND = 0,26 \cdot \Delta LPRIND(-1) + \varepsilon_t \quad (\text{II-8})$$

(1,41)

$$\Delta LBAL = 0,098 \cdot \Delta LBAL(-1) + \varepsilon_t \quad (\text{II-9})$$

(0,52)

$$\Delta LMM = -0,067 \cdot \Delta LMM(-1) + \varepsilon_t \quad (\text{II-10})$$

(-0,36)

Toutes les racines estimées sont, en valeur absolue, très éloignées de 1. Les statistiques obtenues nous permettent de rejeter l'hypothèse nulle que les séries en différence possèdent une racine unitaire. Les séries différenciées à l'ordre un sont par conséquent toutes stationnaires.

c-Conclusion sur l'ordre d'intégration des séries :

En conclusion, nous pouvons affirmer que les séries que nous cherchons à expliquer TTA ou LTТА ne sont pas stationnaires, mais le sont après la première différenciation : elles sont donc intégrées d'ordre 1.

Il en est de même pour les séries macro-économiques PRIND, LPRIND, LBAL, et LMM.

Nous pouvons donc procéder aux étapes suivantes consistant à faire l'étude proprement dite des relations de co-intégration si elles existent entre les différentes variables.

C - Application de la co-intégration et modélisation du trafic total :

I-Application pour le couple de variables LTТА et LPRIND (cf annexe II-3 et II-4) :

a-Etape 1 :

Précisons que, outre nos travaux sur la co-intégration, nous avons testé la significativité de la constante dans chacune des régressions. Quatre cas se présentaient donc à nous, qui croisent les deux étapes de régression avec ou sans constante. La constante apparaît très significative lors de la première étape.

Cette étape 1 nous fournit la relation de long terme ("relation d'équilibre"). Cependant, il nous faut vérifier que nos séries sont co-intégrées, en pratiquant par exemple un test sur les résidus obtenus lors de cette première étape.

L'objectif étant de vérifier que la combinaison linéaire entre ces séries est stationnaire, nous testons la présence de racine unitaire sur le résidu. Après avoir renommé le résidu z_t , nous régressons z_t sur z_{t-1} pour tester la racine. Nous obtenons l'équation :

$$z_t = 0,355 \cdot z_{t-1} + \eta_t \tag{II-11}$$

(1,78)

La racine estimée étant 0,33, éloignée de 1, et la statistique étant égale à -18,62, nous refusons l'hypothèse nulle de racine unitaire pour le processus modélisant le résidu.

Par conséquent, les séries LTТА et LPRIND sont co-intégrées, puisqu'il existe une combinaison linéaire de ces dernières qui est stationnaire. Dès lors, nous pouvons préciser que le vecteur de co-intégration est le vecteur (1 ; -1,13) déterminé par les coefficients estimés.

Grâce à cette nouvelle information, nous affirmons que la relation de long terme est :

$LTТА = -4,35 + 1,13 \cdot LPRIND + z_t$ <p style="text-align: center;">(4,3) (14,82)</p>	(II-12)
---	---------

avec une élasticité de long terme égale à 1,13.

Remarque :

Dans une régression sans constante, nous obtenons une élasticité très différente de celle-ci, égale à 0,803 donc inférieure à 1, avec une t-statistique de 1789,8.

$$\boxed{LTTA = 0,803 \cdot LPRIND + z_t} \quad (II-13)$$

(1789,8)

b-Etape 2 :

Contrairement à la première étape, la constante dans la régression de l'étape 2 n'était jamais significative. C'est pourquoi nous ne citerons finalement pas le cas des régressions avec une constante pour le calcul des élasticités de court terme.

Nous pouvons donc procéder à la dernière étape pour trouver le modèle à correction d'erreur incorporant le terme d'ajustement de long terme z_{t-1} .

Les variables LTTA et LPRIND n'étant pas stationnaires, nous régressons la différence première de LTTA (DLTTA) sur la différence première de LPRIND (DLPRIND) et l'erreur d'ajustement z_{t-1} .

Le modèle ECM obtenu pour le trafic total (en logarithme), pour la période 85:4/92:4, est :

$$\boxed{\Delta LTTA_t = 2,22 \cdot \Delta LPRIND_t + (-0,75) \cdot z_{t-1} + \mu_t} \quad (II-14)$$

(6,63) (-4,31)

avec z_{t-1} défini par l'équation (II-12).

Nous obtenons donc une élasticité de court terme égale à **2,22**.

Remarque :

Dans le cas précédemment mentionné où la constante aurait été omise, l'élasticité de court terme serait elle aussi différente de celle de 2,22. Pour le modèle ECM, nous obtenons :

$$\boxed{\Delta LTTA_t = 1,92 \cdot \Delta LPRIND_t + (-0,42) \cdot z_{t-1} + \mu_t} \quad (II-15)$$

(5,19) (-3,03)

avec z_{t-1} défini par l'équation (II-13).

Nous observons une élasticité de court terme ainsi qu'un coefficient estimé de la variable d'ajustement beaucoup moins élevé dans ce cas (pas de constante dans la première régression).

II-Autres ensembles de variables explicatives testées :

1-Ajout de LTTA(-1) :

Dans le but d'améliorer les résultats et d'affiner le modèle, nous avons essayé d'élargir l'ensemble des régresseurs. Outre la variable explicative LPRIND, nous avons suivi la même méthodologie en ajoutant dans l'équation de la seconde étape la variable DLTTA(-1).

Notons que nous n'avons pas tenu compte de LTTA(-1) car cette variable n'est pas stationnaire alors que DLTTA(-1) l'est. Considérer LTTA(-1) comme une des variables explicatives aurait donné une régression déséquilibrée entraînant des inférences statistiques erronées. En revanche, la variable DLTTA(-1) nous permet d'éviter ce problème.

N'apportant aucune modification lors de la première étape, l'élasticité de long terme est identique à celle obtenue précédemment.

Lors de la seconde étape (cf. annexe II-5), nous obtenons la régression :

$$\Delta LTTA = 2,25 \cdot \Delta LPRIND + 0,228 \cdot \Delta LTTA(-1) + (-0,55) \cdot z_{t-1} + \mu_t \quad (\text{II-16})$$

$(6,82) \qquad \qquad (-1,38) \qquad \qquad (-1,38)$

avec z_{t-1} définit par l'équation (II-12)

D'une part, l'élasticité de court terme est similaire à celle obtenue lorsque $DLTTA(-1)$ ne fait pas partie de l'ensemble des régresseurs, et d'autre part, cette variable $DLTTA(-1)$ n'est pas significative parce que sa t-statistique est en valeur absolue largement inférieure à 2.

C'est pourquoi, nous n'avons pas retenu ce modèle pour la période 85:4/92:4.

2-Ajout de la variable du commerce extérieur :

a-Le commerce extérieur total :

Les variables macro-économiques exportation et importation ont une très grande influence sur les transports de marchandises. Nous nous sommes alors interrogés sur une possible existence de relations de co-intégration entre les 3 variables : trafic total, production industrielle, et commerce extérieur.

1-Les méthodes générales d'estimation :

Pour déterminer la relation de co-intégration, nous observons que l'espace des variables explicatives est de dimension supérieure à un. Par conséquent, plusieurs méthodes d'estimation s'offrent à nous. D'une part, nous pouvons là encore procéder à l'estimation en deux étapes d'Engle et Granger; et d'autre part, nous pouvons utiliser la méthode de Johansen (1988).

Dans un cadre VAR, Johansen a proposé un test de rapport de vraisemblance de la dimension de l'espace de co-intégration (distributions non standard mais tabulées) et une méthode d'estimation d'une base de l'espace de co-intégration, qui permettent de répondre aux questions suivantes : comment tester la présence de plus d'une relation de co-intégration lorsque le nombre de variables est supérieur à deux, et comment les estimer.

La méthode de Johansen nous fournit alors un modèle VECM (ECM vectoriel). Dans le cadre de notre recherche, nous analysons les relations de co-intégration entre les trois variables : LTTA, LPRIND, LBAL. En outre, nous considérons les deux variables LPRIND et LBAL comme des variables exogènes que nous ne voulons en aucun cas endogénéiser. C'est pourquoi, le modèle VECM obtenu à l'aide de la méthode de Johansen ne nous intéressait pas à ce stade des travaux.

Cependant, les différentes relations de co-intégration estimées par la méthode de Johansen nous ont permis de vérifier celle obtenue à l'aide de la méthode plus classique d'Engle et Granger.

Nous présentons donc les résultats obtenus par les MCO en deux étapes.

2-Les différents coefficients obtenus (cf. annexe II-6 et II-7) :

L'intérêt fourni par ces régressions est l'obtention des élasticités de long et de court termes. Si les coefficients ainsi que les régressions sont jugés satisfaisants et acceptables après différents tests, nous obtiendrons outre les élasticités par rapport à la production industrielle, celles par rapport aux commerce extérieur.

Cependant, nous verrons que les résultats ne sont pas aussi catégoriques que l'on souhaiterait et qu'ils ne nous permettent pas d'affiner le modèle initial ne comprenant que la production industrielle.

Comme pour l'étude précédente, nous suivons la même méthodologie. Nous pouvons procéder aux deux étapes d'estimation des élasticités de long et de court termes recherchées.

a-Etape 1 :

1-Avec constante :

Par analogie avec les résultats précédents, nous nous intéressons en premier lieu au cas où la constante est présente dans la régression de la première étape.

Lors de l'étape 1, nous obtenons en régressant LTТА sur LPRIND, LBAL, et C :

$$LTТА = -5,19 + 1,25 \cdot LPRIND - 0,06 \cdot LBAL + z_t \quad (II-17)$$

(-1,1)
(1,87)
(-0,18)

De plus, nous vérifions que les séries sont co-intégrées en testant la racine du résidu à partir de la régression :

$$z_t = 0,358 \cdot z_{t-1} + \eta_t \quad (II-18)$$

(1,81)

Si nous analysons les résultats des deux régressions (II-17) et (II-18), nous observons d'une part que le coefficient estimé de z_{t-1} est très éloigné de 1, ce qui nous permet de refuser l'hypothèse nulle de racine unitaire. Le résidu obtenu lors de la première étape est donc un processus stationnaire, et les séries LTТА, LPRIND et LBAL sont donc co-intégrées.

D'autre part, nous remarquons, contrairement aux différentes régressions effectuées pour la première étape, que les coefficients de la constante et de LBAL ne sont pas significatifs. Notons toutefois que l'élasticité de long terme par rapport à LPRIND est de 1,25 et comme nous le constatons est très proche de celle obtenue pour les régressions précédentes.

2-Sans constante :

Ayant remarqué la non significativité de la constante, nous avons étudié la régression similaire sans constante : nous avons régressé LTТА sur LPRIND et LBAL, ce qui nous a donné :

$$LTТА = 0,52 \cdot LPRIND + 0,29 \cdot LBAL + z_t \quad (II-19)$$

(7,62)
(4,07)

Si nous comparons les résultats obtenus pour les mêmes variables avec ou sans constante, nous constatons que la racine du résidu est approximativement identique dans les deux cas. Par conséquent, la présence ou l'absence de la constante dans la régression de la première étape n'influe pas sur la conclusion de co-intégration des trois séries LTТА, LPRIND et LBAL.

En second point, nous notons que le coefficient de LBAL est significatif lorsque la constante est omise.

Dans ce cas, l'élasticité de court terme de LTТА par rapport à LPRIND est modifiée elle passe alors de 0,8 (lorsque LPRIND est une unique variable explicative de long terme) à 0,52 lorsque l'on rajoute LBAL parmi les régresseurs.

b-Etape 2 :

Nous obtenons deux modèles ECM différents selon que la constante est présente ou l'absente lors de la première étape.

La première équation est la régression dépendant du résidu obtenu pour une régression avec constante, tandis que pour la seconde aucune constante n'est prise en compte.

$$\Delta LTTA = 2,5 \cdot \Delta LPRIND - 0,16 \cdot \Delta LBAL + (-0,76) \cdot z_{t-1} + \mu_t \quad (\text{II-20})$$

$(4,01) \qquad \qquad (-0,53) \qquad \qquad (-4,19)$

avec z_{t-1} défini par l'équation (II-17).

$$\Delta LTTA = 2,32 \cdot \Delta LPRIND - 0,08 \cdot \Delta LBAL + (-0,79) \cdot z_{t-1} + \mu_t \quad (\text{II-21})$$

$(3,89) \qquad \qquad (-0,26) \qquad \qquad (-4,44)$

avec z_{t-1} défini par l'équation (II-19).

Pour les deux régressions, nous observons que les coefficients de DLBAL ne sont pas significatifs. Cette constatation nous permet de choisir entre les différents modèles, nous préférons garder le premier modèle ECM obtenu (II-14) ou (II-15).

Cependant, nous remarquons que l'élasticité de court terme de TTA par rapport à PRIND dans ces deux équations est supérieure à 2,22. De plus, lorsque la constante n'est pas prise en compte dans la première régression, l'élasticité de court terme obtenue lors de la seconde étape est très proche de celle obtenue lorsque LBAL ne fait pas partie des variables explicatives et que la constante est présente dans la régression 1.

Nous pensons d'une part que la variable LPRIND absorbe toutes les fluctuations, rendant ainsi le coefficient de DLBAL non significatif dans l'équation (II-20) ou (II-21), et d'autre part que les résidus obtenus pour les deux équations sont similaires. Ces deux résidus sont presque identiques car la constante (-4,35) de l'équation (II-12) est égale en valeur à la moyenne de LBAL (égale à 12) multipliée par le coefficient de cette variable dans l'équation (II-19).

Conclusion :

Nous préférons garder le modèle initial (II-14) ou (II-15) qui semble "meilleur" que celui faisant intervenir LBAL.

b-Les Importations seules (cf annexes II-8 et II-9) :

Les marchandises exportées sont en grande partie produites sur le territoire français, et sont donc déjà décomptées dans la production industrielle, contrairement aux importations. Nous nous sommes donc intéressés plus particulièrement aux importations seules et à l'existence possible d'une relation de co-intégration entre les trois variables : le trafic total, la production industrielle, et les importations.

Nous pouvons faire des commentaires exactement identiques à ceux concernant la variable LBAL. C'est pourquoi, nous ne présentons les résultats obtenus pour cet ensemble de variables explicatives que dans l'annexe II-9.

Nous remarquons (cf annexe II-9) que :

- dans l'équation de long terme la constante n'est pas significative,

- dans l'équation ECM, la variable DLMM n'est pas significative : toutes les fluctuations sont absorbées par LPRIND,

- même en tenant compte des importations, l'élasticité de court terme du transport par rapport à la production industrielle reste identique à celle obtenue avec uniquement la production industrielle comme variable exogène.

Conclusion :

Nous garderons donc la conclusion précédente : nous retenons le modèle II-14.

c-Nouvelle variable : TEM

En nous inspirant des travaux en rythme annuel, nous avons testé une troisième et dernière variable exogène TEM susceptible d'expliquer le trafic lié au commerce extérieur.

Dans les équations sur données annuelles, la variable TEM a un coefficient significatif.

Cette variable est le ratio : (exportations+importations)/(2*production industrielle).

Nous voyons alors que TEM est constituée à partir des deux variables PRIND et BAL :

$$TEM = \frac{BAL}{2 \cdot PRIND}.$$

Nous ne pouvons donc pas faire intervenir TEM dans les équations de long terme en logarithme car cela aurait de lourdes conséquences sur la manipulation des résultats algébriques portant sur les espaces vectoriels : LTEM est par définition une combinaison linéaire de (LBAL, et LPRIND).

Cependant, nous avons introduit DTEM dans une équation ECM dans le but d'affiner le modèle.

Pour le résidu de la première étape, nous avons considéré deux cas :

-l'équation (II-12) reliant LTTA à LPRIND et une constante,

-l'équation (II-19) reliant LTTA à LPRIND et LBAL..

Puis, nous avons introduit l'un ou l'autre des résidus retardés dans un modèle à correction d'erreur où les variables explicatives de DLTTA ont été : DLPRIND, DTEM, et z_{t-1} .

Si nous analysons les résultats (présentés dans l'annexe II-10), nous observons que le coefficient de la variable DTEM n'est jamais significatif. Notons qu'une méthode différente utilisée par J.C. Blain de l'O.E.S.T. sur données annuelles : l'équation est basée sur des taux de croissance relatifs de TTA et entraîne des résultats non similaires concernant la significativité de cette variable.

D-Synthèse et Conclusion :

Les différents tests sur des séries en rythme trimestriel nous ont fourni la conclusion suivante : le trafic total (désaisonnalisé) et la production industrielle (hors BTP) sont des séries co-intégrées : il existe une relation linéaire stationnaire (d'équilibre de long terme) entre ces deux variables.

Grâce au théorème de représentation de Granger et à l'estimation des coefficients en deux étapes, nous avons obtenu une élasticité de long terme et une autre, différente, de court terme avec un modèle à correction d'erreur tenant compte de l'ajustement à cet équilibre.

En toute rigueur statistique, nous ne pouvons pas rejeter la constante dans le modèle de long terme, et par conséquent nous retenons le modèle (II-12) que nous rappelons, et qui nous donne une élasticité entre le trafic total et la production industrielle de 1,13 :

$$LTTA = -4,35 + 1,13 \cdot LPRIND + z_t$$

(4,3) (14,82)

D'autre part, le modèle ECM associé est le modèle (II-14), qui nous fournit une élasticité de long terme égale à 2,22 :

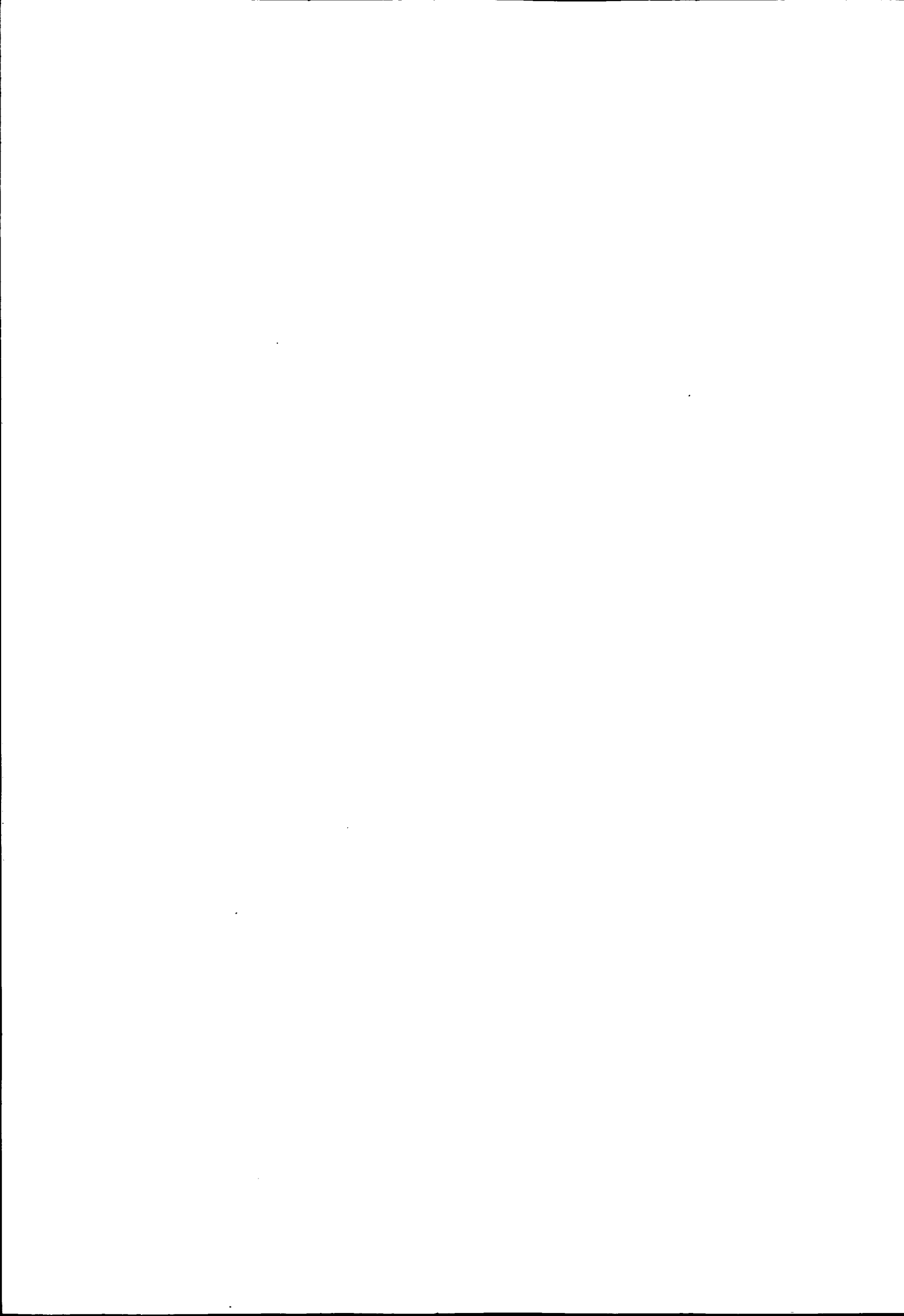
$$\Delta LTTA_t = 2,22 \cdot \Delta LPRIND_t + (-0,75) \cdot z_{t-1} + \mu_t$$

(6,63) (-4,31)

De plus, toutes les autres variables macro-économiques testées (le commerce extérieur, les importations seules, et le ratio TEM) ne nous donnent pas des résultats satisfaisants permettant d'affiner les deux équations (II-12) et (II-14) que nous retenons.

Cependant la pratique dans le domaine des transports, conduit à s'interroger sur la présence et la signification de la constante dans l'équation (II-12) de long terme.

Annexes du
chapitre 2



Annexe II-1 : Etape 0
Tests de Racine Unitaire sur les séries en
niveau.

Equation II-1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: TTA

Current sample: 1985:4 to 1992:4

Number of observations: 29

Mean of dependent variable = 41468.2

Sum of squared residuals = .572187E+08

Std. error of regression = 1429.52

Adjusted R-squared = .794249

Durbin's h = -2.19064

Schwarz Bayes. Info. Crit. = 14.6112

Std. dev. of dependent var. = 3015.27

Variance of residuals = .204353E+07

R-squared = .794249

Durbin-Watson statistic = 2.35933

Durbin's h alternative = -1.97689

Log of likelihood function = -251.328

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
TTA(-1)	1.00229	.640344E-02	156.524

Equation II-2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: LTTA

Current sample: 1985:4 to 1992:4

Number of observations: 29

Mean of dependent variable = 10.6300

Sum of squared residuals = .033027

Std. error of regression = .034345

Adjusted R-squared = .803971

Durbin's h = -2.04921

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.66160

Std. dev. of dependent var. = .074439

Variance of residuals = .117955E-02

R-squared = .803971

Durbin-Watson statistic = 2.33960

Durbin's h alternative = -1.84394

Log of likelihood function = 57.1277

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
LTTA(-1)	1.00029	.600125E-03	1666.80

Equation II-3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: PRIND

Current sample: 1985:4 to 1992:4

Number of observations: 29

Mean of dependent variable = 560875.

Std. dev. of dependent var. = 34410.5

Sum of squared residuals = .101158E+10

Variance of residuals = .361279E+08

Std. error of regression = 6010.65

R-squared = .971303

Adjusted R-squared = .971303

Durbin-Watson statistic = 1.68661

Durbin's h = .457554

Durbin's h alternative = .393317

Schwarz Bayes. Info. Crit. = 17.4836

Log of likelihood function = -292.978

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
PRIND(-1)	1.00449	.199544E-02	503.393

Equation II-4

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: LPRIND

Current sample: 1985:4 to 1992:4

Number of observations: 29

Mean of dependent variable = 13.2354

Std. dev. of dependent var. = .062057

Sum of squared residuals = .317794E-02

Variance of residuals = .113498E-03

Std. error of regression = .010654

R-squared = .972031

Adjusted R-squared = .972031

Durbin-Watson statistic = 1.69793

Durbin's h = .448097

Durbin's h alternative = .387425

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -9.00270

Log of likelihood function = 91.0736

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
LPRIND(-1)	1.00036	.149523E-03	6690.32

Equation II-5

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: LBAL

Current sample: 1985:4 to 1992:4

Number of observations: 29

Mean of dependent variable = 12.7934	Std. dev. of dependent var. = .127413
Sum of squared residuals = .011095	Variance of residuals = .396263E-03
Std. error of regression = .019906	R-squared = .976843
Adjusted R-squared = .976843	Durbin-Watson statistic = 2.48433
Durbin's h = -1.55820	Durbin's h alternative = -1.49272
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.75241	Log of likelihood function = 72.9444

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
LBAL(-1)	1.00094	.289196E-03	3461.10

Equation II-6

Method of estimation = Ordinary Least Square

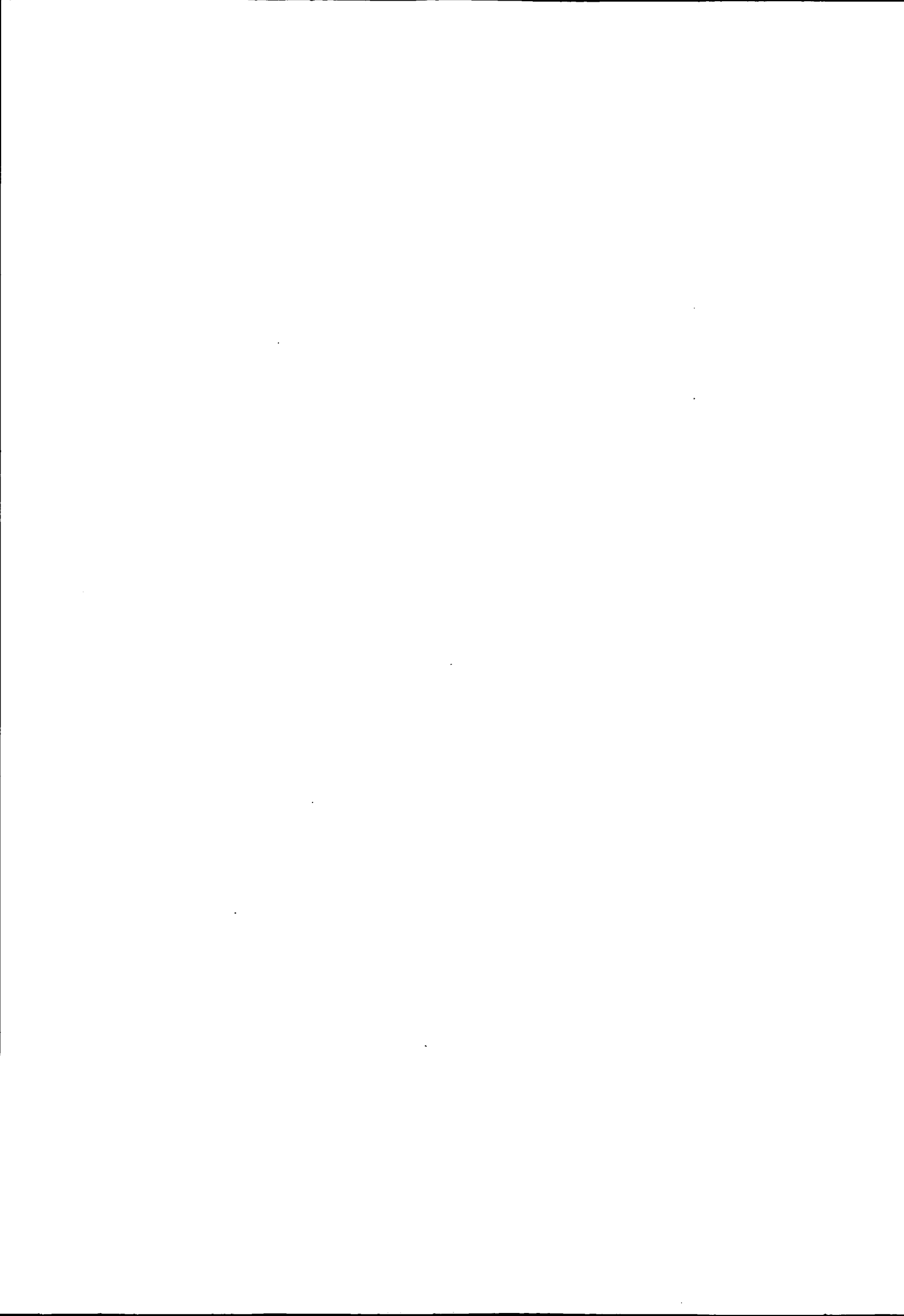
Dependent variable: LMM

Current sample: 1985:4 to 1992:4

Number of observations: 29

Mean of dependent variable = 12.1779	Std. dev. of dependent var. = .128340
Sum of squared residuals = .017993	Variance of residuals = .642600E-03
Std. error of regression = .025350	R-squared = .965129
Adjusted R-squared = .965129	Durbin-Watson statistic = 2.72442
Durbin's h = -2.14552	Durbin's h alternative = -2.16441
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.26897	Log of likelihood function = 65.9344

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
LMM(-1)	1.00104	.386926E-03	2587.17



Annexe II-2 : Etape 0
Tests de Racine Unitaire sur les séries en
différence.

Equation II-7

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DLTTA

Current sample: 1985:4 to 1992:4

Number of observations: 29

Mean of dependent variable = .315913E-02

Std. dev. of dependent var. = .034338

Variance of residuals = .107429E-02

R-squared = .115698

Durbin-Watson statistic = 1.73104

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.75507

Sum of squared residuals = .030080

Std. error of regression = .032776

Adjusted R-squared = .115698

Durbin's h alternative = .429859

Log of likelihood function = 58.4830

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DLTTA(-1)	-.350361	.202232	-1.73248

Equation II-8

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DLPRIND

Current sample: 1985:4 to 1992:4

Number of observations: 29

Mean of dependent variable = .473535E-02

Sum of squared residuals = .357129E-02

Std. error of regression = .011294

Adjusted R-squared = .336353E-02

Durbin's h = -1.24819

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -8.88601

Std. dev. of dependent var. = .010648

Variance of residuals = .127546E-03

R-squared = .336353E-02

Durbin-Watson statistic = 1.97574

Durbin's h alternative = -.841838

Log of likelihood function = 89.3816

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DLPRIND(-1)	.260077	.184338	1.41087

Equation II-9

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DLBAL

Current sample: 1985:4 to 1992:4

Number of observations: 29

Mean of dependent variable = .012029

Sum of squared residuals = .015113

Std. error of regression = .023232

Adjusted R-squared = .080156

Durbin's h alternative = -1.74769

Log of likelihood function = 68.4638

Std. dev. of dependent var. = .019879

Variance of residuals = .539737E-03

R-squared = .080156

Durbin-Watson statistic = 2.06319

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.44341

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DLBAL(-1)	.098379	.187808	.523829

Equation II-10

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DLMM

Current sample: 1985:4 to 1992:4

Number of observations: 29

Mean of dependent variable = .012784

Sum of squared residuals = .022560

Std. error of regression = .028385

Adjusted R-squared = .153272

Durbin's h = -.163971

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.04276

Std. dev. of dependent var. = .025304

Variance of residuals = .805710E-03

R-squared = .153272

Durbin-Watson statistic = 1.99033

Durbin's h alternative = 1.31689

Log of likelihood function = 62.6545

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DLMM(-1)	-.067512	.184631	-.365657

Annexe II-3 : Etape 1 et 2
Recherche des relations de long terme entre LTТА et
LPRIND, et tests de stationnarité des résidus,
avec Constante à l'étape 1.

Etape 1 : Equation II-12

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: LTТА

Current sample: 1985:4 to 1992:4

Number of observations: 29

Mean of dependent variable = 10.6300

Sum of squared residuals = .016986

Std. error of regression = .025082

Adjusted R-squared = .886467

F-statistic (zero slopes) = 219.624

Log of likelihood function = 66.7695

Std. dev. of dependent var. = .074439

Variance of residuals = .629107E-03

R-squared = .890521

Durbin-Watson statistic = 1.23723

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.21044

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
LPRIND	1.13196	.076382	14.8197
C	-4.35184	1.01096	-4.30469

Test sur le résidu : Equation II-11

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Z

Current sample: 1986:1 to 1992:4

Number of observations: 28

Mean of dependent variable = .271059E-03

Sum of squared residuals = .015151

Std. error of regression = .023689

Adjusted R-squared = .105137

Durbin's h alternative = -1.94154

Log of likelihood function = 65.5758

Std. dev. of dependent var. = .025038

Variance of residuals = .561164E-03

R-squared = .105137

Durbin-Watson statistic = 1.96019

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.40286

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
Z(-1)	.355033	.199519	1.77944

Etape 2 : Equation II-14

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DLTTA

Current sample: 1986:1 to 1992:4

Number of observations: 28

Mean of dependent variable = .390485E-02

Sum of squared residuals = .010769

Std. error of regression = .020351

Adjusted R-squared = .68761

F-statistic (zero slopes) = 52.6230

Log of likelihood function = 70.3563

Std. dev. of dependent var. = .034728

Variance of residuals = .414175E-03

R-squared = .699183

Durbin-Watson statistic = 2.16426

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.62532

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DLPRIND	2.22206	.335104	6.63095
Z(-1)	-.752394	.174561	-4.31022

Annexe II-4 : Etape 1 et 2
Recherche des relations de long terme entre LTTA et
LPRIND, et tests de stationnarité des résidus,
sans constante à l'étape 1.

Etape 0 : Equation II-13

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: LTTA
 Current sample: 1985:4 to 1992:4
 Number of observations: 29

Mean of dependent variable = 10.6300	Std. dev. of dependent var. = .074439
Sum of squared residuals = .028643	Variance of residuals = .102298E-02
Std. error of regression = .031984	R-squared = .890521
Adjusted R-squared = .890521	Durbin-Watson statistic = .819862
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -6.80401	Log of likelihood function = 59.1926

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
LPRIND	.803159	.448738E-03	1789.82

Test sur le résidu : Equation II-11 bis

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Z
 Current sample: 1986:1 to 1992:4
 Number of observations: 28

Mean of dependent variable = .124020E-02	Std. dev. of dependent var. = .031740
Sum of squared residuals = .018442	Variance of residuals = .683024E-03
Std. error of regression = .026135	R-squared = .322304
Adjusted R-squared = .322304	Durbin-Watson statistic = 2.18885
Durbin's h = -2.81973	Durbin's h alternative = -1.99632
Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.20634	Log of likelihood function = 62.8246

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
Z(-1)	.569209	.158555	3.58997

Etape 2 : Equation II-15

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DLTTA

Current sample: 1986:1 to 1992:4

Number of observations: 28

Mean of dependent variable = .390485E-02

Std. dev. of dependent var. = .034728

Sum of squared residuals = .013646

Variance of residuals = .524842E-03

Std. error of regression = .022909

R-squared = .605158

Adjusted R-squared = .589971

Durbin-Watson statistic = 2.45471

F-statistic (zero slopes) = 36.0447

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.38851

Log of likelihood function = 67.0410

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DLPRIND	1.92315	.370512	5.19054
Z(-1)	-.421185	.139024	-3.02958

**Annexe II-5 : Etape 2, avec autre variable
explicative : DLTTA(-1)**

Equation II-16

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DLTTA

Current sample: 1986:1 to 1992:4

Number of observations: 28

Mean of dependent variable = .390485E-02

Sum of squared residuals = .010001

Std. error of regression = .020001

Adjusted R-squared = .690368

Durbin's h = -1.54686

F-statistic (zero slopes) = 28.1988

Log of likelihood function = 71.3910

Std. dev. of dependent var. = .034728

Variance of residuals = .400056E-03

R-squared = .713304

Durbin-Watson statistic = 2.07497

Durbin's h alternative = -.984087

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.58021

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DLPRIND	2.25174	.330040	6.82262
Z(-1)	-0.551331	.224755	-2.45303
DLTTA(-1)	-0.227658	.164402	-1.38476



Annexe II-6 : Etape 1 et 2
Recherche des relations de long terme entre LTTA et
LPRIND, et LBAL ;
avec Constante à l'étape 1.

Etape 1 : Equation II-17

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: LTTA
 Current sample: 1985:4 to 1992:4
 Number of observations: 29

Mean of dependent variable = 10.6300	Std. dev. of dependent var. = .074439
Sum of squared residuals = .016964	Variance of residuals = .652473E-03
Std. error of regression = .025544	R-squared = .890661
Adjusted R-squared = .882250	Durbin-Watson statistic = 1.23541
F-statistic (zero slopes) = 105.896	Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.09560
Log of likelihood function = 66.7879	

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
LPRIND	1.25269	.668322	1.87438
LBAL	-.059205	.325511	-.181884
C	-5.1923	4.73430	-1.09675

Test sur le résidu : Equation II-18

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Z
 Current sample: 1986:1 to 1992:4
 Number of observations: 28

Mean of dependent variable = .302172E-03	Std. dev. of dependent var. = .025011
Sum of squared residuals = .015052	Variance of residuals = .557490E-03
Std. error of regression = .023611	R-squared = .109025
Adjusted R-squared = .109025	Durbin-Watson statistic = 1.98341
Durbin's h alternative = -1.97469	Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.40943
Log of likelihood function = 65.6678	

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
Z(-1)	.358257	.197172	1.81697

Etape 2 : Equation II-20

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DLTTA

Current sample: 1986:1 to 1992:4

Number of observations: 28

Mean of dependent variable = .390485E-02

Std. dev. of dependent var. = .034728

Sum of squared residuals = .010788

Variance of residuals = .431539E-03

Std. error of regression = .020774

R-squared = .692476

Adjusted R-squared = .667874

Durbin-Watson statistic = 2.20368

F-statistic (zero slopes) = 25.2297

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.50446

Log of likelihood function = 70.3305

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DLPRIND	2.49861	.622910	4.01119
DLBAL	-.163646	.307642	-.531936
Z(-1)	-.760692	.181240	-4.19715

Annexe II-7 : Etape 1 et 2
Recherche des relations de long terme entre LTTA et
LPRIND, et LBAL ;
sans Constante à l'étape 1.

Etape 1 : Equation II-19

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: LTTA

Current sample: 1985:4 to 1992:4

Number of observations: 29

Mean of dependent variable = 10.6300

Sum of squared residuals = .017749

Std. error of regression = .025639

Adjusted R-squared = .881494

F-statistic (zero slopes) = 209.018

Log of likelihood function = 66.1321

Std. dev. of dependent var. = .074439

Variance of residuals = .657376E-03

R-squared = .885726

Durbin-Watson statistic = 1.23802

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.16649

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
LPRIND	.523559	.068683	7.62279
LBAL	.289254	.071054	4.07093

Test sur les résidus : Equation II-18 bis

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Z

Current sample: 1986:1 to 1992:4

Number of observations: 28

Mean of dependent variable = .173736E-03

Sum of squared residuals = .016140

Std. error of regression = .024449

Adjusted R-squared = .089949

Durbin's h alternative = -1.71764

Log of likelihood function = 64.6910

Std. dev. of dependent var. = .025621

Variance of residuals = .597775E-03

R-squared = .089949

Durbin-Watson statistic = 1.85485

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.33966

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
Z(-1)	.342574	.210444	1.62786

Etape 2 : Equation II-21

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DLTTA

Current sample: 1986:1 to 1992:4

Number of observations: 28

Mean of dependent variable = .390485E-02

Std. dev. of dependent var. = .034728

Sum of squared residuals = .010281

Variance of residuals = .411227E-03

Std. error of regression = .020279

R-squared = .705325

Adjusted R-squared = .681751

Durbin-Watson statistic = 2.25994

F-statistic (zero slopes) = 27.0933

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.55267

Log of likelihood function = 71.0054

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DLPRIND	2.32067	.596551	3.89014
DLBAL	-.076281	.296239	-.257499
Z(-1)	-.795079	.179039	-4.44083

Annexe II-8 : Etape 1 et 2
Recherche des relations de long terme entre LTTA et
LPRIND, et LMM ;
avec Constante à l'étape 1.

Etape 1 : Equation II-bis

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: LTTA

Current sample: 1985:4 to 1992:4

Number of observations: 29

Mean of dependent variable = 10.6300

Sum of squared residuals = .016499

Std. error of regression = .025191

Adjusted R-squared = .885481

F-statistic (zero slopes) = 109.250

Log of likelihood function = 67.1913

Std. dev. of dependent var. = .074439

Variance of residuals = .634570E-03

R-squared = .893661

Durbin-Watson statistic = 1.30950

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.12342

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
LPRIND	.698486	.500684	1.39507
LMM	.212103	.242099	.876099
C	-1.19768	3.74067	-.320179

Test sur les résidus : Equation II-bis

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Z

Current sample: 1986:1 to 1992:4

Number of observations: 28

Mean of dependent variable = -.137424E-03

Sum of squared residuals = .015287

Std. error of regression = .02379

Adjusted R-squared = .073622

Durbin's h alternative = -1.72356

Log of likelihood function = 65.4511

Std. dev. of dependent var. = .024708

Variance of residuals = .566185E-03

R-squared = .073622

Durbin-Watson statistic = 1.84598

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.39395

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
Z(-1)	.303266	.208570	1.45402

Etape 2 : Equation II-bis

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DLTTA

Current sample: 1986:1 to 1992:4

Number of observations: 28

Mean of dependent variable = .390485E-02

Sum of squared residuals = .996892E-02

Std. error of regression = .019969

Adjusted R-squared = .690359

F-statistic (zero slopes) = 28.3315

Log of likelihood function = 71.4366

Std. dev. of dependent var. = .034728

Variance of residuals = .398757E-03

R-squared = .713295

Durbin-Watson statistic = 2.19468

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.58347

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DLPRIND	2.33217	.482336	4.83516
DLMM	-.097517	.196806	-.495496
Z(-1)	-.826443	.179465	-4.60503

Annexe II-9 : Etape 1 et 2
Recherche des relations de long terme entre LTTA et
LPRIND, et LMM ;
sans Constante à l'étape 1.

Etape 1 : Equation II-bis

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: LTTA

Current sample: 1985:4 to 1992:4

Number of observations: 29

Mean of dependent variable = 10.6300

Sum of squared residuals = .016564

Std. error of regression = .024768

Adjusted R-squared = .889304

F-statistic (zero slopes) = 225.907

Log of likelihood function = 67.1343

Std. dev. of dependent var. = .074439

Variance of residuals = .613477E-03

R-squared = .893257

Durbin-Watson statistic = 1.33374

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.23560

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
LPRIND	.539352	.059452	9.07201
LMM	.286708	.064612	4.43738

Test sur les résidus : Equation II-bis

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: Z

Current sample: 1986:1 to 1992:4

Number of observations: 28

Mean of dependent variable = -.261453E-03

Sum of squared residuals = .015474

Std. error of regression = .023940

Adjusted R-squared = .064030

Durbin's h alternative = -1.61162

Log of likelihood function = 65.2812

Std. dev. of dependent var. = .024728

Variance of residuals = .573101E-03

R-squared = .064030

Durbin-Watson statistic = 1.81054

Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.38181

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
Z(-1)	.283623	.210809	1.34540

Etape 2 : Equation II-bis

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DLTTA
Current sample: 1986:1 to 1992:4
Number of observations: 28

Mean of dependent variable = .390485E-02	Std. dev. of dependent var. = .034728
Sum of squared residuals = .988532E-02	Variance of residuals = .395413E-03
Std. error of regression = .019885	R-squared = .714974
Adjusted R-squared = .692172	Durbin-Watson statistic = 2.20742
F-statistic (zero slopes) = 28.6768	Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.59189
Log of likelihood function = 71.5544	

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DLPRIND	2.23738	.476142	4.69897
DLMM	-.065507	.194878	-.336146
Z(-1)	-.827046	.177964	-4.64726

Annexe II-10 : Etape 2
Modèle E.C.M. entre LTTA et LPRIND, LBAL, TEM.

A-Résultat avec z_t de l'étape 1 défini par la régression de LTTA sur (LPRIND, C)

Equation II-bis

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: DLTTA

Current sample: 1986:1 to 1992:4

Number of observations: 28

Mean of dependent variable = .390485E-02	Std. dev. of dependent var. = .034728
Sum of squared residuals = .010695	Variance of residuals = .427802E-03
Std. error of regression = .020683	R-squared = .695825
Adjusted R-squared = .671491	Durbin-Watson statistic = 2.20665
F-statistic (zero slopes) = 25.5592	Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.51316
Log of likelihood function = 70.4522	

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DLPRIND	2.30938	.400469	5.76669
DTEM	-.399696	.964349	-.414473
Z(-1)	-.768808	.181776	-4.22943

B-Résultat avec z_t de l'étape 1 défini par la régression de LTTA sur (LPRIND, LBAL)

Equation II-bis

Method of estimation = Ordinary Least Squares

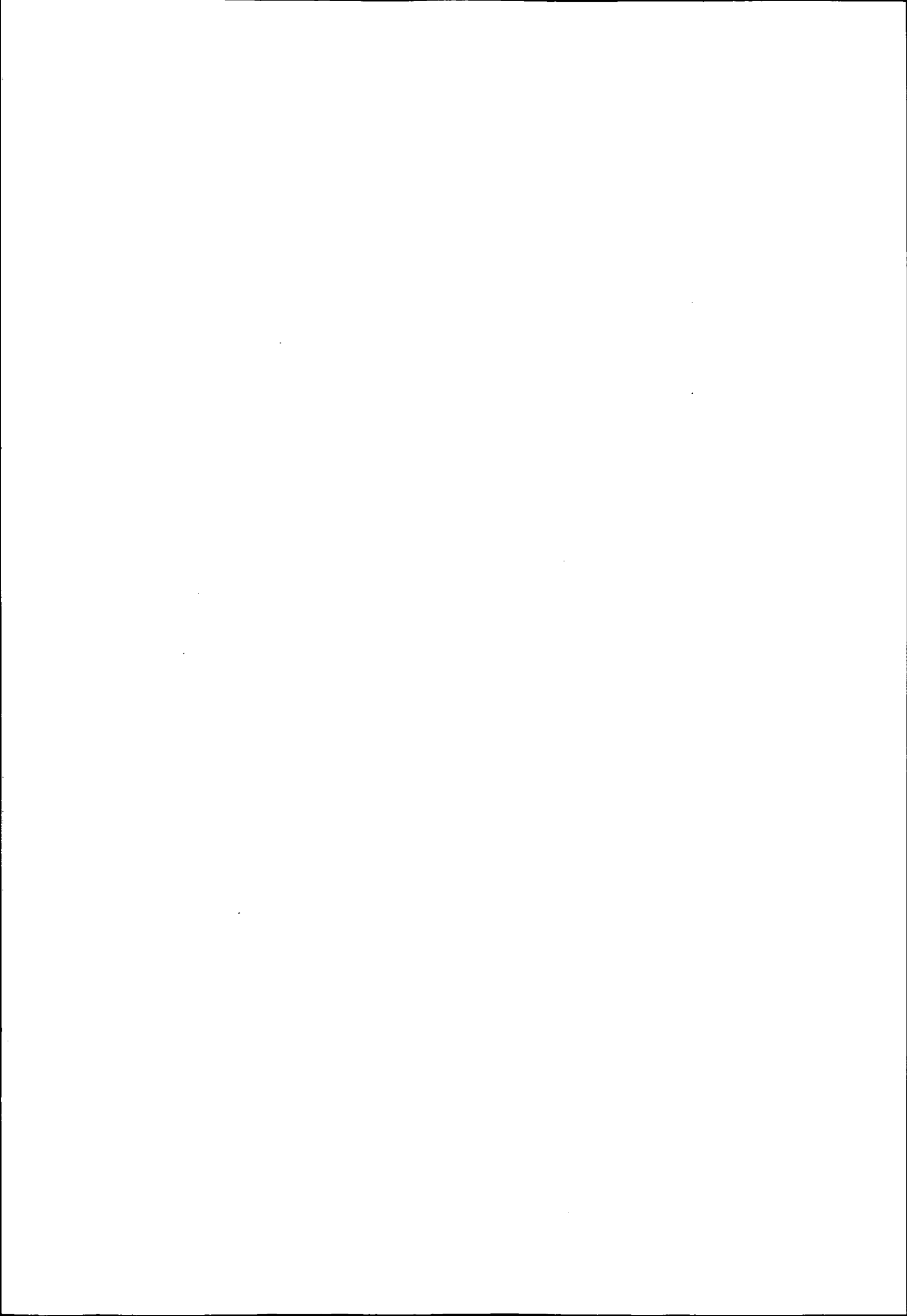
Dependent variable: DLTTA

Current sample: 1986:1 to 1992:4

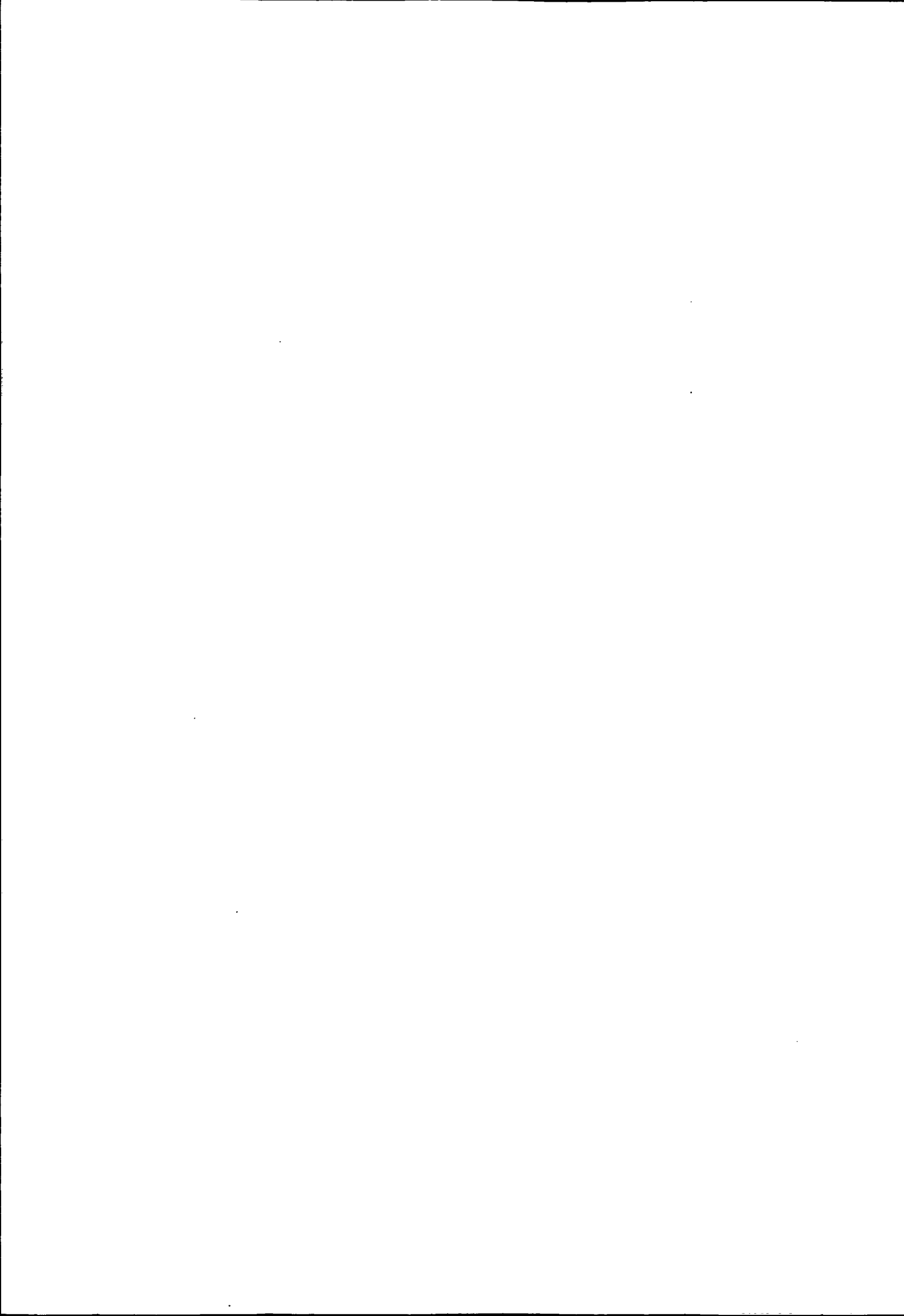
Number of observations: 28

Mean of dependent variable = .390485E-02	Std. dev. of dependent var. = .034728
Sum of squared residuals = .010296	Variance of residuals = .411848E-03
Std. error of regression = .020294	R-squared = .705838
Adjusted R-squared = .682305	Durbin-Watson statistic = 2.24887
F-statistic (zero slopes) = 27.0335	Schwarz Bayes. Info. Crit. = -7.55116
Log of likelihood function = 70.9843	

Variable	Coef. Estim	Err. Std.	t-stat.
DLPRIND	2.22672	.387671	5.74383
DTEM	-.15782	.934980	-.168805
Z(-1)	-.792830	.179313	-4.42148



Chapitre 3 :
EVOLUTION DES ELASTICITES
DE LONG ET COURT TERMES
SUIVANT DEUX METHODES



A - Méthodologie générale :

Les travaux précédents (cf. chapitre 2) nous ont permis d'obtenir les élasticités de court et de long termes entre le transport total de marchandises et des variables macro-économiques explicatives (plus particulièrement la production industrielle hors BTP) pour une période choisie : 85:4/92:4.

Il est alors apparu intéressant d'observer l'évolution de ces élasticités au cours du temps.

Nous avons alors procédé suivant deux méthodes distinctes. Pour ce faire, nous avons programmé deux types de boucles qui nous ont fourni les résultats escomptés. La première est orientée vers l'étude de l'évolution des coefficients suivant une méthode d'échantillons diminuants; la seconde nous a permis d'observer l'évolution des élasticités suivant une nouvelle méthode de fenêtre glissante (procédé qui n'était pas possible jusqu'alors).

1-Présentation de la première boucle : Echantillons diminuants

L'étude consiste à prendre le plus grand échantillon possible et à le réduire d'une période après chaque régression en incrémentant la date du début, et ceci jusqu'à la dernière période voulue.

Pour nos travaux, nous avons donc comparé les élasticités pour la période la plus grande 78:3/92:4 réduite d'un trimestre à chaque passage dans la boucle jusqu'à la plus petite période considérée 85:4/92:4.

2-Présentation de la seconde boucle : Echantillons glissants

Le principe de cette boucle est différente de la première, il consiste à fixer la taille de l'échantillon, et à faire glisser une fenêtre d'une période (égal à un trimestre). Le paramètre est alors le début de l'échantillon que l'on incrémente d'un à chaque passage dans la boucle.

Par souci d'homogénéité avec la boucle précédente, nous voulions terminer sur la période 85:4/92:4. Pour ce faire, nous avons dû prendre une fenêtre de 7 ans.

Notons alors que ces échantillons de 7 ans sont en accord avec la théorie macro-économique puisque, de nombreux économistes ont mis en évidence des cycles de 7 ans.

En second lieu, nous avons étudié les évolutions des élasticités sur des périodes plus grandes de 10 ans.

3-Remarques :

Le second type de boucle n'était pas utilisable par l'O.E.S.T. jusqu'à présent.

Pour les différents types de boucles, nous avons adopté la même méthodologie que pour l'étude simple des relations de co-intégration pour la seule période 85:4/92:4. C'est pourquoi, nous nous reporterons à l'organigramme du chapitre 2 pour le détail de l'obtention des différentes élasticités.

Les résultats obtenus étant très fortement distincts suivant la présence ou l'absence d'une constante lors de la première étape, nous présenterons donc les deux cas de figure.

Enfin, les régressions de la seconde étape établies avec une constante nous ont toujours donné des coefficients non significatifs pour cette variable. Par conséquent, nous ne présenterons aucun résultat concernant les régressions de la seconde étape incluant une constante.

B - Analyse de l'évolution des élasticités :

Explication des différents graphiques présentés :

Les différents types de graphiques :

Lorsque la constante n'est pas incluse dans la régression de long terme (première étape), nous obtenons les trois graphiques représentant respectivement :

- l'évolution de l'élasticité de long terme,
- l'évolution de l'élasticité de court terme,
- l'évolution du coefficient d'inertie de la variable d'ajustement z_{t-1} .

Lorsque la constante est présente dans la première équation, nous ajoutons aux trois graphiques précédents, deux graphiques représentants :

- l'évolution de la constante (dans l'équation de long terme).
- l'évolution du t-Student (en valeur absolue) de la constante.

Pour plus de simplicité et de compréhension, nous ne présenterons pas les courbes des évolutions de la racine du résidu z_t . Cependant, la vérification de la stationnarité de ce résidu a toujours été effectuée par un test de racine unitaire.

En dernier point, notons que le dernier graphique proposé représentant le t-Student de la constante nous apporte une information supplémentaire qui nous aide dans le choix du modèle. Grâce à cette courbe, nous pouvons observer les périodes durant lesquelles la constante est statistiquement significative, et donc rejeter ou accepter cette dernière dans l'équation 1 de long terme.

Notations utilisées :

Pour tous les graphiques synthétisant les résultats obtenus avec la boucle de type échantillons glissants, nous avons rajouté à la fin de tous les noms des coefficients la taille de l'échantillon (tous les coefficients estimés dont le nom se termine par 7, sont ceux obtenus pour des échantillons de sept ans).

Pour différencier les résultats obtenus avec et sans constante lors de la première étape, nous avons fait suivre les noms des coefficients estimés par la lettre c lorsque la constante est incluse dans la régression de long terme. De plus, ne présentant aucun résultat pour une constante dans la seconde équation, il ne peut y avoir de confusion possible.

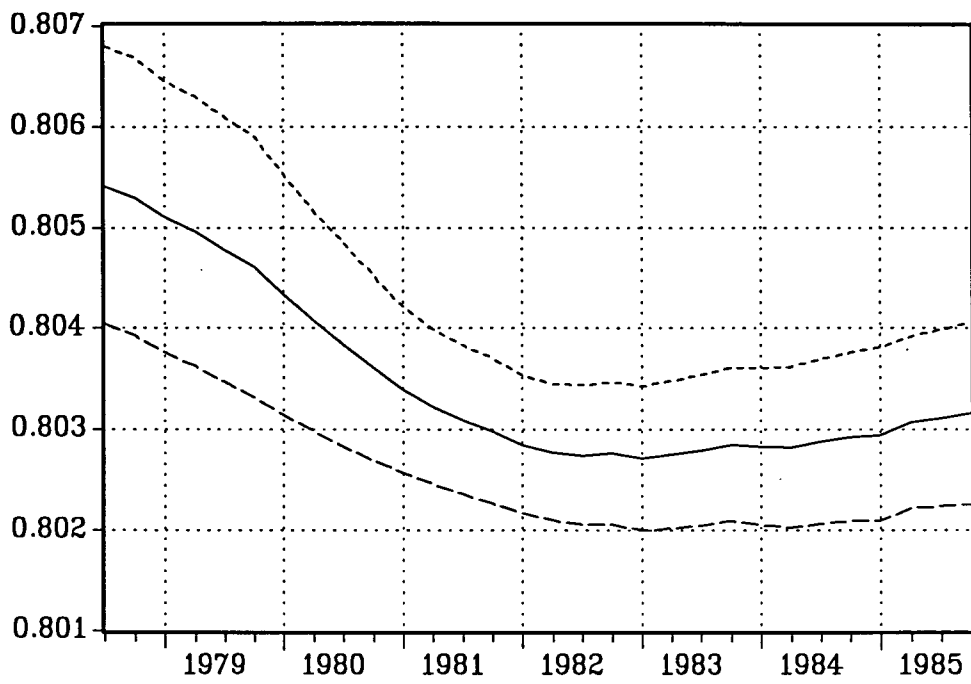
Lors de la première étape, nous obtenons l'estimation de l'élasticité de long terme, c'est pourquoi nous avons noté les coefficients estimés lors de cette étape : LT.

Lors de la seconde étape, nous obtenons un modèle E.C.M. pour lequel plusieurs coefficients sont estimés : -l'élasticité de court terme (coefficient de $\Delta LPRIND$) notée CT,
-l'inertie d'ajustement (coefficient de z_{t-1}) noté : V.

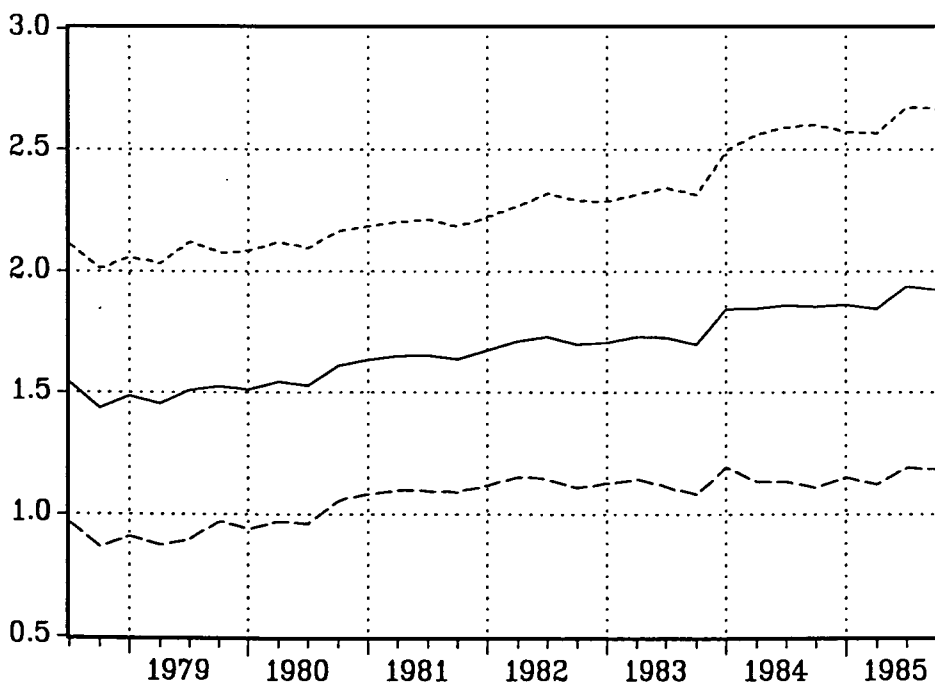
I-Boucle d'échantillons diminuants :

1-Graphiques :

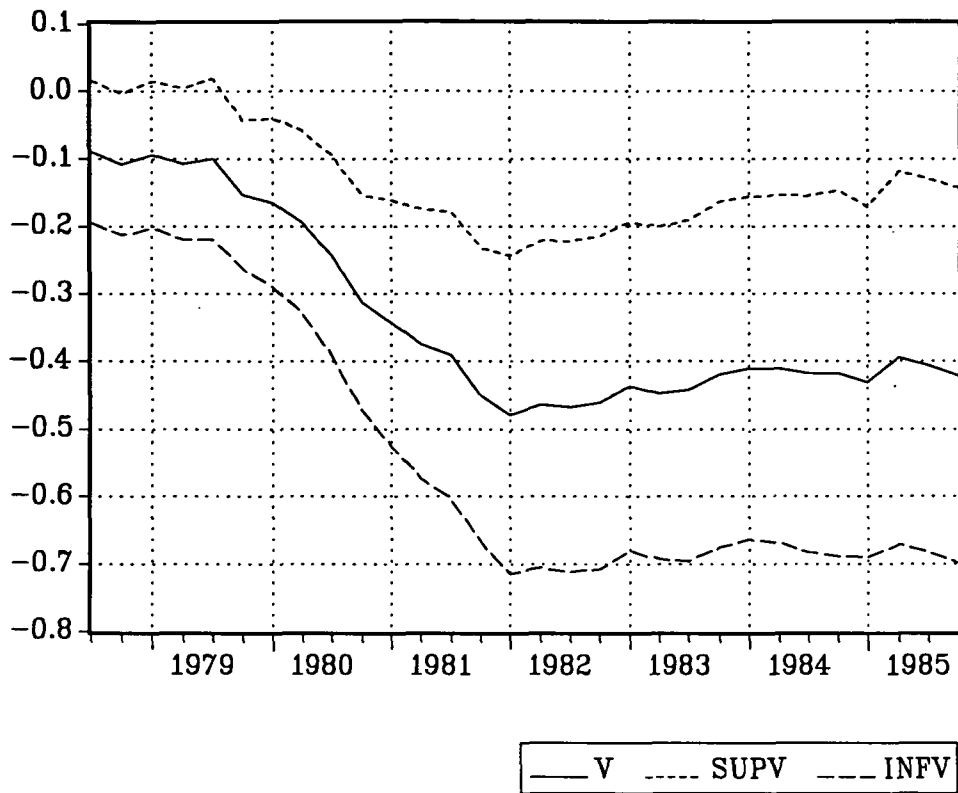
a-sans constante :



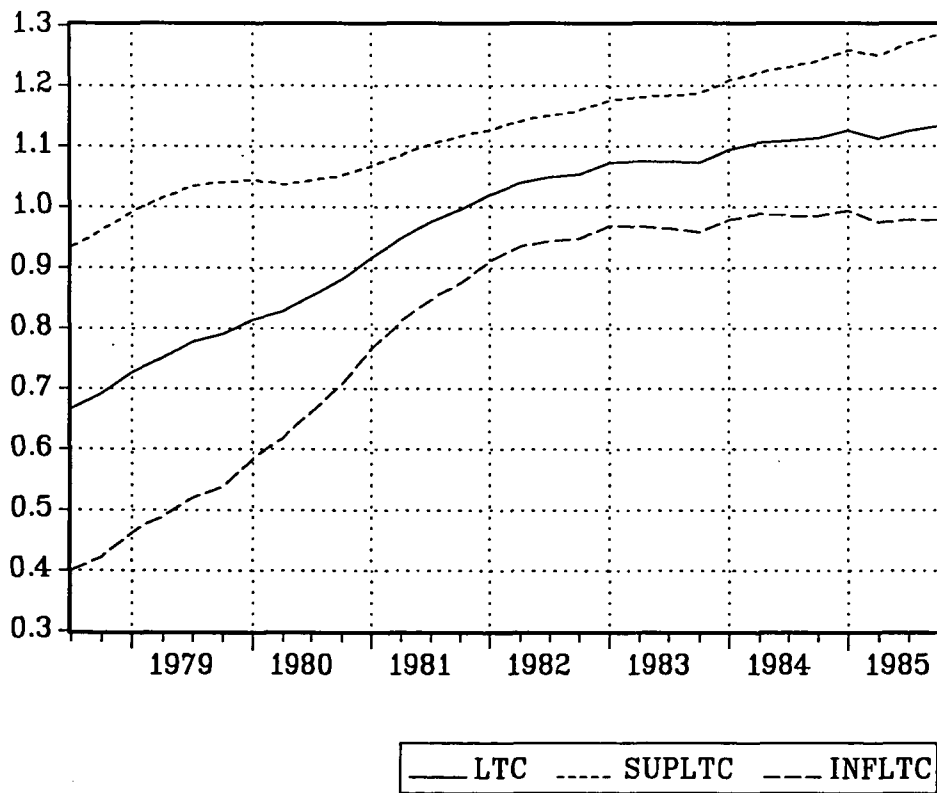
— LT SUPLT ---- INFLT

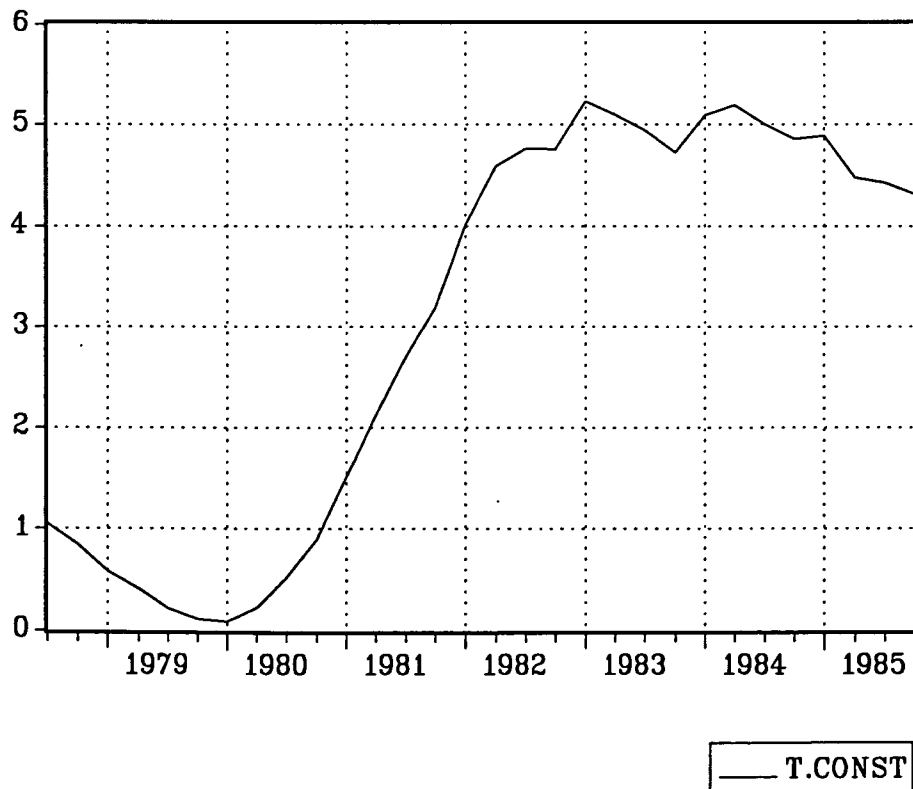
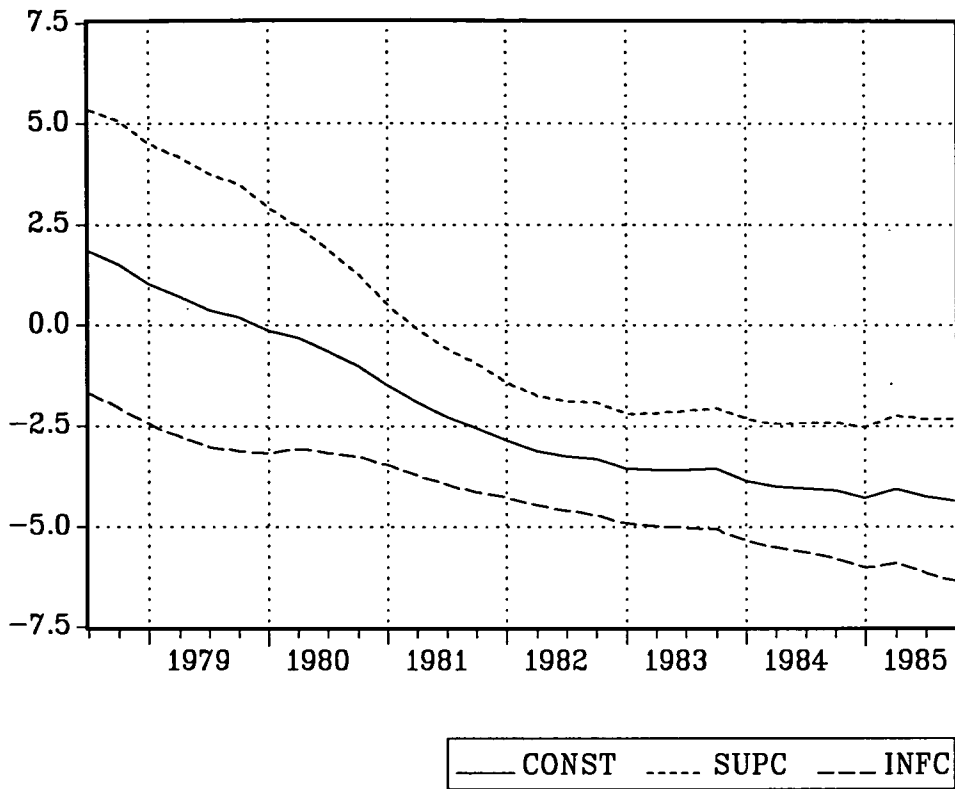


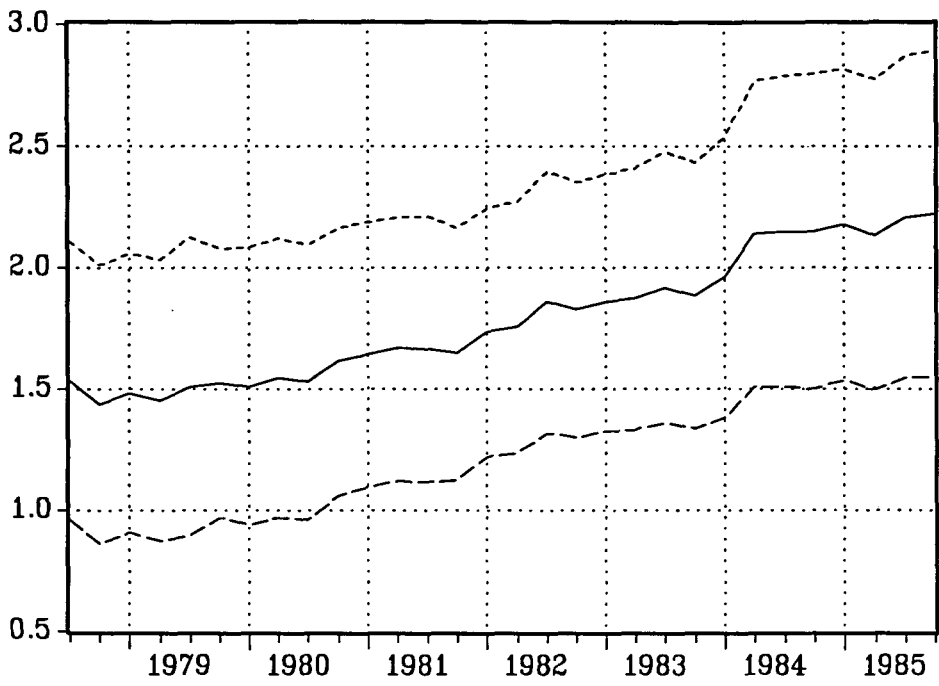
— CT SUPCT ---- INFCT



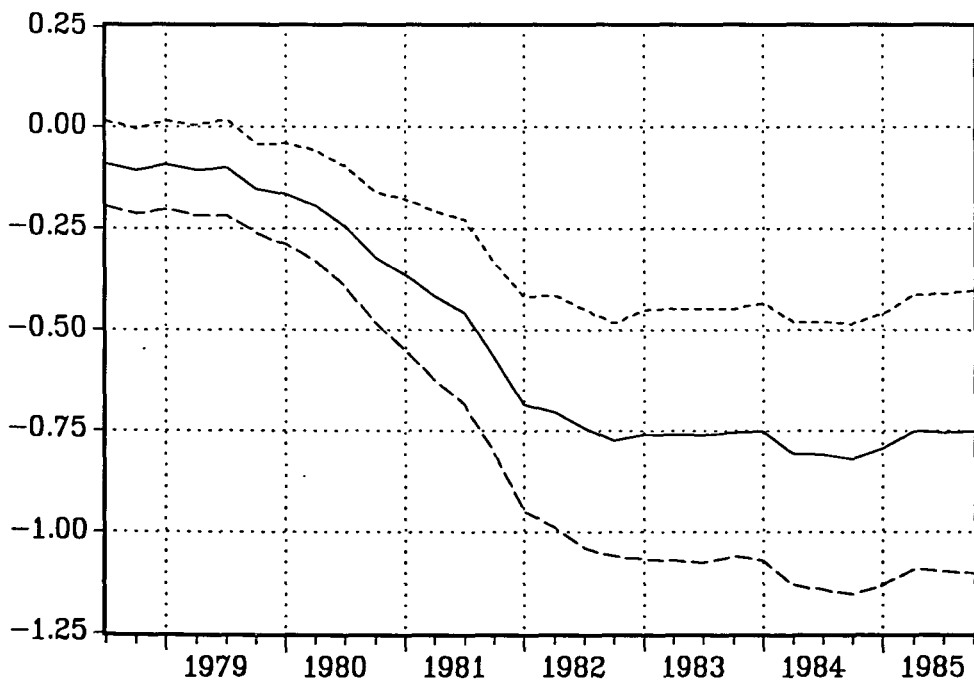
b-avec constante :







— CTC SUPCTC - - - - INFCTC



— VC SUPVC - - - - INFVC

2-Analyse des graphiques et comparaison des résultats :

a-Elasticité de long terme :

En premier lieu, nous observons que la constante dans l'équation de long terme entraîne de fortes modifications de l'évolution des élasticités de court et de long termes.

L'élasticité de long terme sans constante est stable au cours du temps : pour tous les échantillons elle est égale à 0,8. En revanche, cette élasticité de long terme n'a pas le même comportement lorsque l'on tient compte d'une constante. L'élasticité de long terme croît lorsque la taille de l'échantillon diminue. Nous observons alors une pente plus élevée pour les période 78:3/92:4 à 81:4/92:4 que pour les échantillons correspondants aux périodes 82:1/92:4 à 85:4/92:4.

L'élasticité de long terme dans ce cas précis passe de 0,68 à 1,13.

Plusieurs raisons peuvent expliquer l'allure de la courbe de LT sans constante dans l'équation de long terme.

D'une part nous notons un très fort recul des industries lourdes entre 1978 et 1985 ainsi que le recul du BTP dans les trafics, or ces industries généraient un trafic important. De plus, nous ne pouvons négliger la montée des produits électroniques, ce qui expliquerait que l'élasticité de long terme soit stable et toujours inférieure à 1 (sans constante).

b-Elasticité de court terme :

Dans les deux cas, cette élasticité de court terme augmente, mais la pente de celle obtenue avec le résidu incluant la constante est supérieure à celle sans constante.

Dans le premier cas, l'élasticité de court terme reste inférieure à deux, même pour le plus petit échantillon : 85:4/92:4, alors que celle-ci est supérieure à deux dans le second cas (avec constante lors de l'étape 1).

c-Le coefficient de la variable d'ajustement z_{t-1} :

Nous remarquons que ce coefficient estimé est toujours **négatif**, ce qui est dû au **principe de correction d'erreur**.

Lorsqu'il n'y a pas de constante dans l'équation 1, la courbe représentant l'évolution du coefficient de z_{t-1} dans l'équation E.C.M. subit une rupture entre l'année 1981 et 1982. Lors de la première période, correspondant aux plus grands échantillons, le coefficient diminue très fortement en passant de -0,1 à -0,48. Lors de la deuxième période, il augmente très faiblement de -0,5 à -0,4.

Lorsqu'il y a une constante dans la première régression, nous n'observons pas cette période d'augmentation, car le coefficient estimé continue de diminuer au cours du temps. Cependant, nous notons également un changement de pente entre les années 81 et 82. La décroissance est plus forte sur la première période.

d-L'évolution de la constante (de long terme):

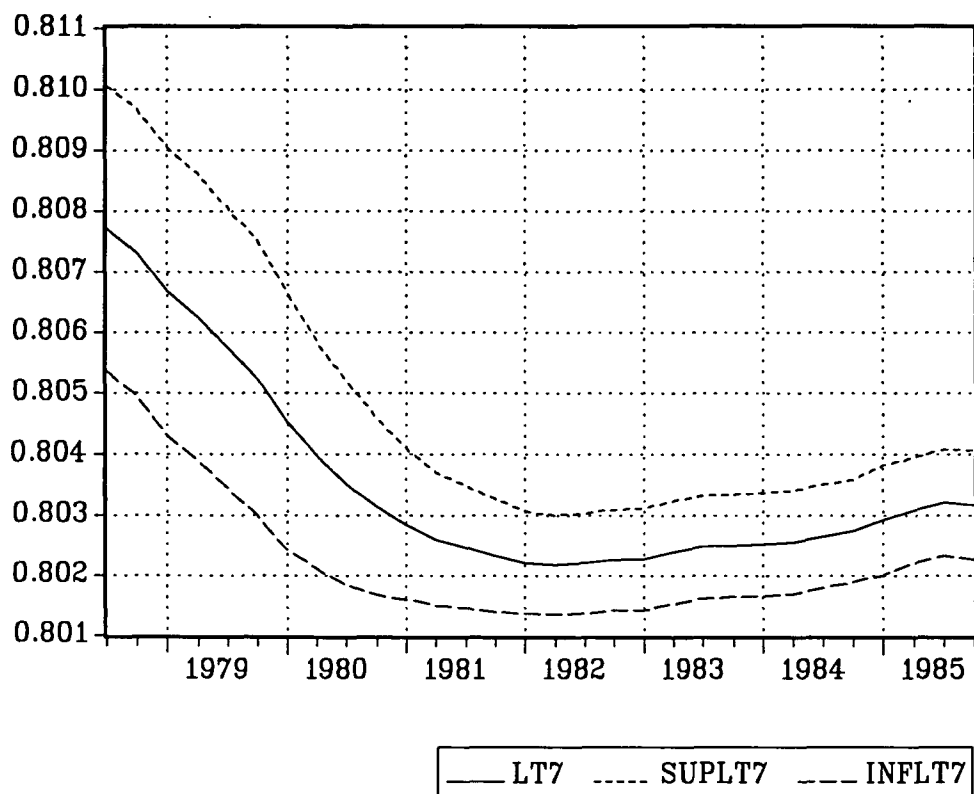
Lorsque la période considérée diminue, la constante diminue de façon régulière. Remarquons que la constante est positive pour les plus grands échantillons jusqu'en 79:4/92:4, puis elle est négative et égale à -4,5.

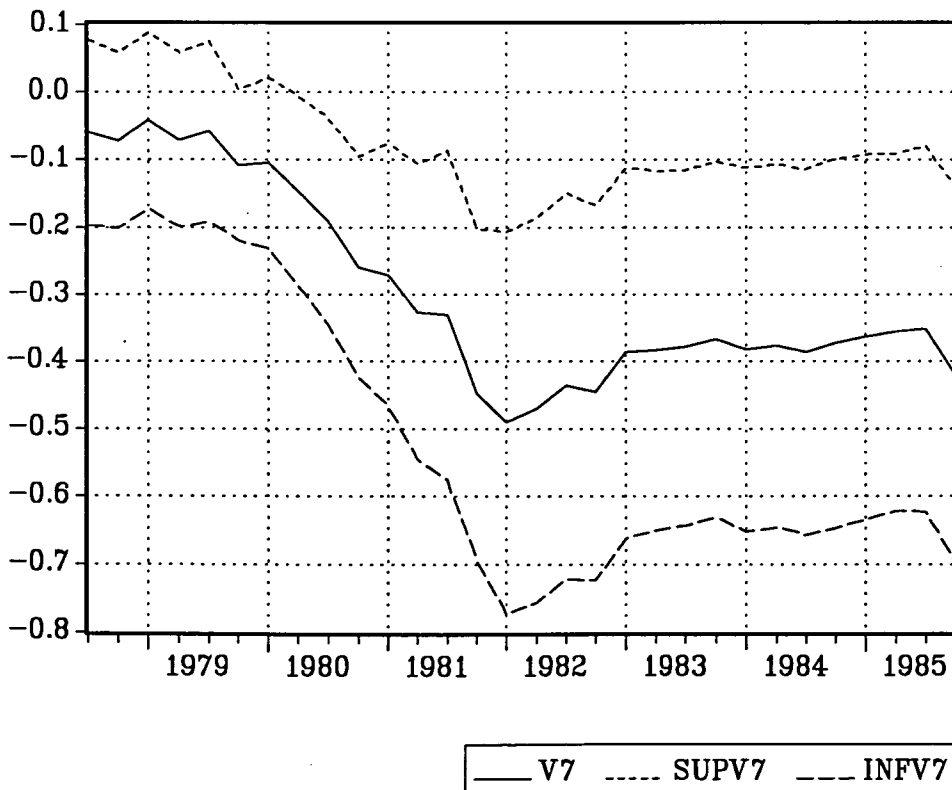
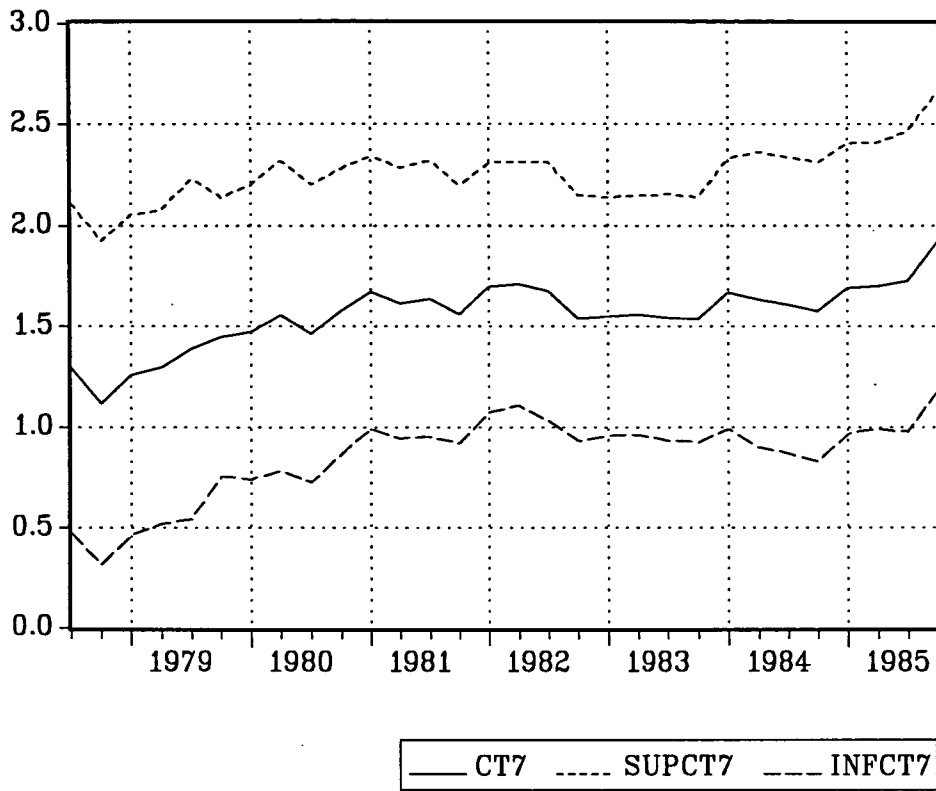
Si nous analysons le dernier graphique, nous observons que la t-statistique en valeur absolue de la constante est croissante à partir de 1980. Le résultat le plus important est que cette t-statistique est supérieure à 2 en valeur absolue à partir du premier trimestre de 1981. Ce qui signifie que pour les plus petits échantillons, la constante est significative dans l'équation de long terme, alors qu'elle ne l'est pas pour les échantillons des périodes comprises entre 78:3/92:4 jusqu'à 81:1/92:4.

II-Boucle d'échantillons glissants :

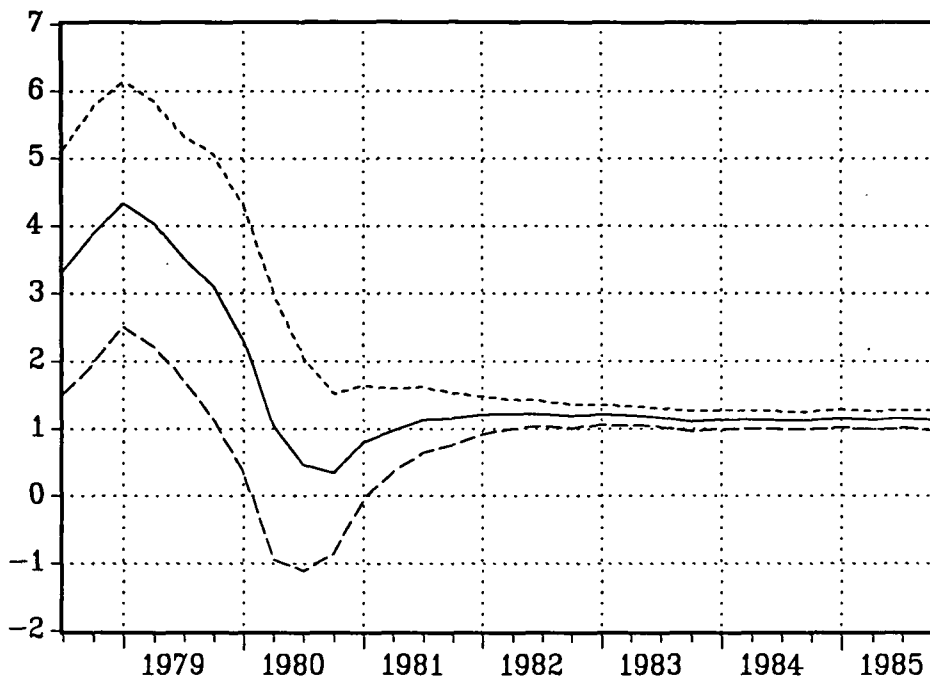
1-Graphiques :

a-sans constante :

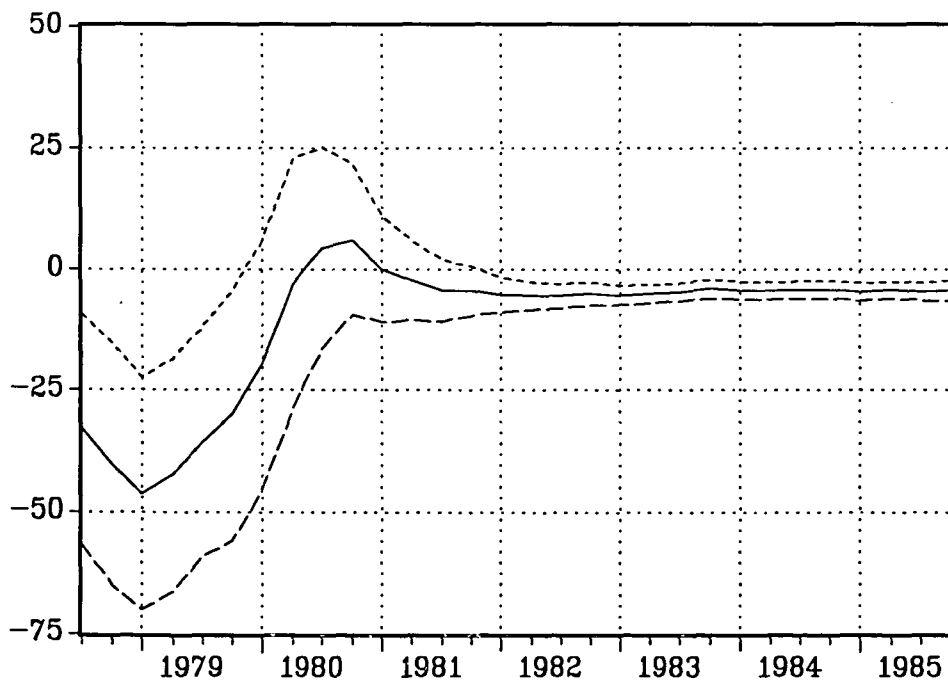




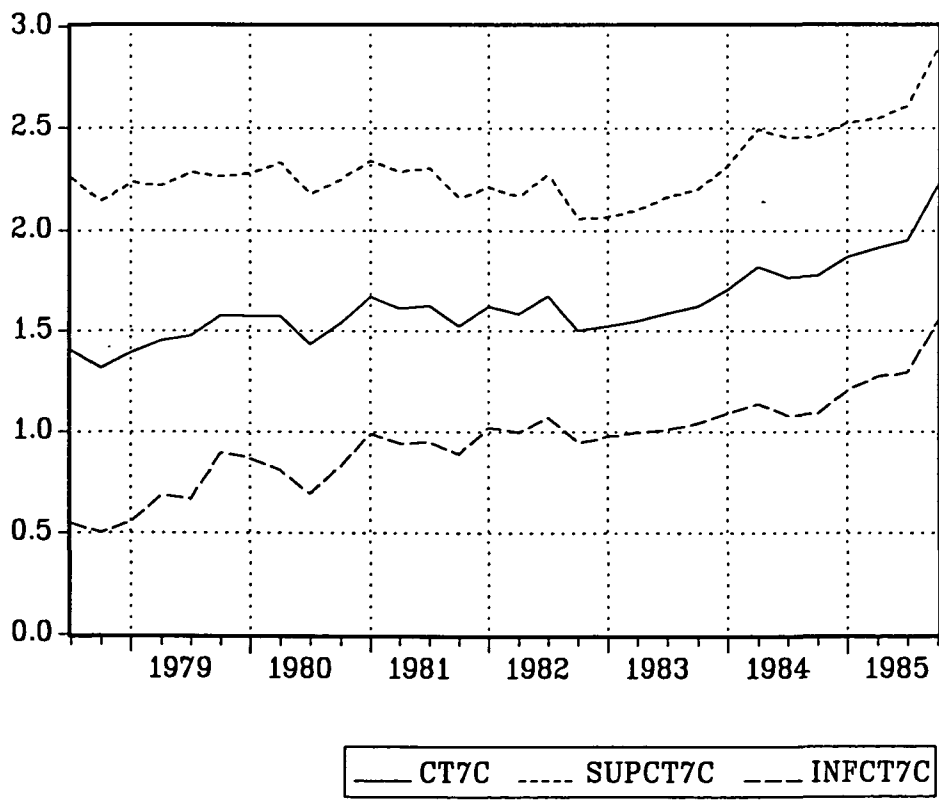
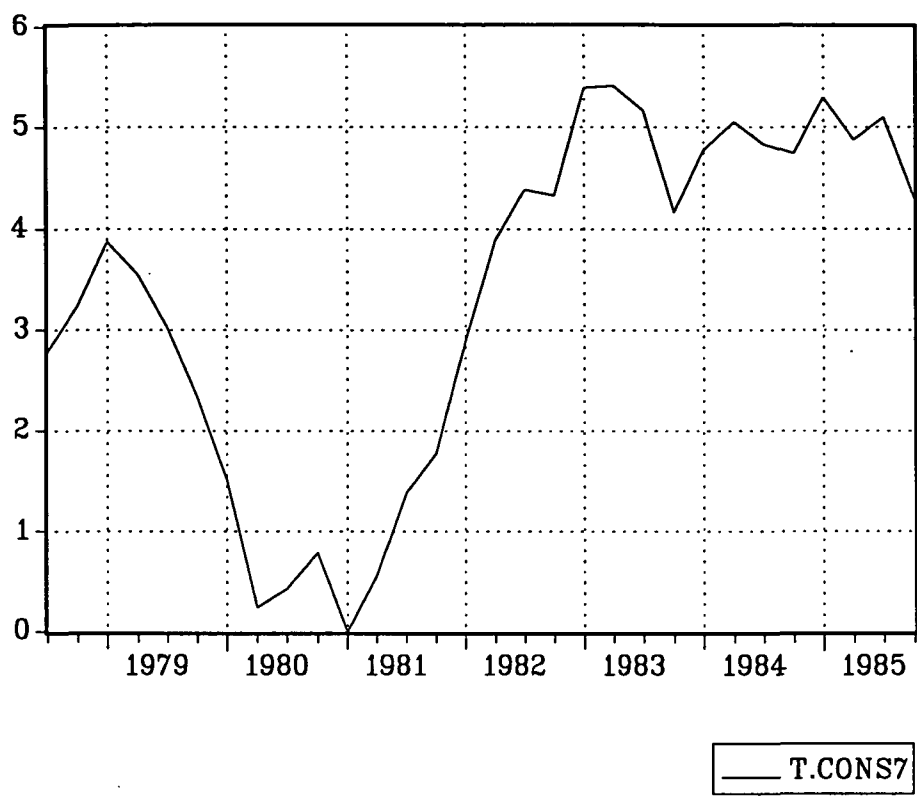
b-avec constante :

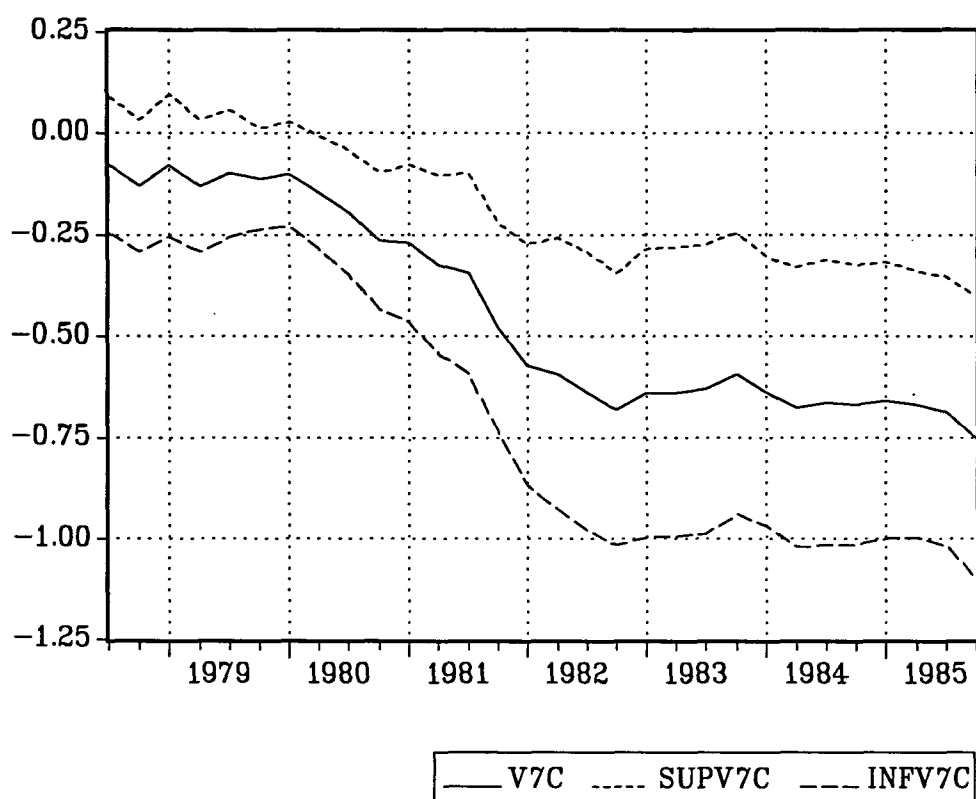


— LT7C SUPLT7C ---- INFLT7C



— CONS7C SUPCON7C ---- INFCON7C





2-Analyse des graphiques et comparaison des résultats :

a-Elasticité de long terme :

Lorsque la régression est sans constante, la courbe représentative de l'évolution de l'élasticité de long terme est similaire à celle obtenue avec la boucle d'échantillons diminuants. La différence entre ces deux graphiques réside dans le fait que la pente de la partie de la courbe décroissante est plus élevée pour la boucle d'échantillons glissants. Nous pouvons remarquer que cette élasticité est assez stable, et qu'elle peut être supposée égale à 0,8.

Lorsque la constante est incluse dans l'équation de long terme, les courbes représentatives de l'évolution du coefficient de LPRIND ne sont pas identiques suivant que l'une des deux méthodes est utilisée. De plus, l'évolution de ce coefficient n'est pas la même que celle obtenue lorsque la constante n'est pas incluse dans le modèle.

Nous observons plusieurs ruptures et changements de pente de la courbe de LT7C : Contrairement au graphique des échantillons diminuants, la courbe n'est pas croissante : en effet, nous remarquons que l'élasticité de long terme est très élevée, supérieure à 2, pour les échantillons de 78:3/85:3 à 80:1/87:1, l'élasticité de long terme est croissante pour les échantillons allant jusqu'en 78:4/85:4 obtenant un pic pour cette période à une valeur de 4,2; puis le coefficient de LPRIND estimé dans l'équation de long terme diminue chaque trimestre jusqu'à la période 80:4/87:4 où il est pratiquement nul. Ensuite, cette élasticité de long terme croît et prend sa valeur actuelle de 1,13 à partir de l'échantillon 81:2/88:2 : depuis 88:3, cette élasticité se stabilise. La variable de trafic n'est plus affectée par le choc qui est complètement absorbé.

Pour conclure nous affirmons que l'élasticité de long terme (7 ans) a beaucoup diminué depuis 1985, et s'est stabilisée à 1,13 depuis le troisième trimestre de 1988 (pour le modèle qui paraît le plus plausible avec constante).

Plusieurs phénomènes économiques peuvent expliquer cette évolution :

En plus des raisons présentées pour le type d'échantillons précédents, nous pouvons ajouter les conséquences économiques du programme thermonucléaire : ce programme peut être considéré, dans un premier temps, comme un choc exogène sur les trafics, et la production industrielle joue alors le rôle d'accélérateur pour le trafic, expliquant la très forte augmentation de l'élasticité de long terme, ensuite, cette élasticité diminue, car la mise en service des usines nucléaires entraîne une baisse de production du charbon et par la même une décroissance du trafic car ce produit est générateur de trafic en tonne-kilomètre important. Enfin, l'élasticité de long terme devient stable depuis la stagnation du programme nucléaire.

b-Elasticité de court terme :

Pour l'évolution de CT7 et CT7C, nous obtenons à peu près des courbes similaires à celles obtenues par la méthode des échantillons diminuants.

Pour ces deux courbes, la différence que nous pouvons noter avec l'autre méthode est que tous les petits pics et creux que nous obtenons sont de plus grande envergure. De plus, avec ou sans constante, les élasticités de court terme les plus anciennes sont inférieures à 1,5, ce que nous ne constatons pas avec la méthode des échantillons diminuants.

c-Le coefficient de la variable d'ajustement z_{t-1} :

Que nous utilisions l'une ou l'autre boucle, nous obtenons des résultats similaires. Pour l'analyse de ce coefficient, nous nous référons donc à l'analyse précédente (cf I-2-c).

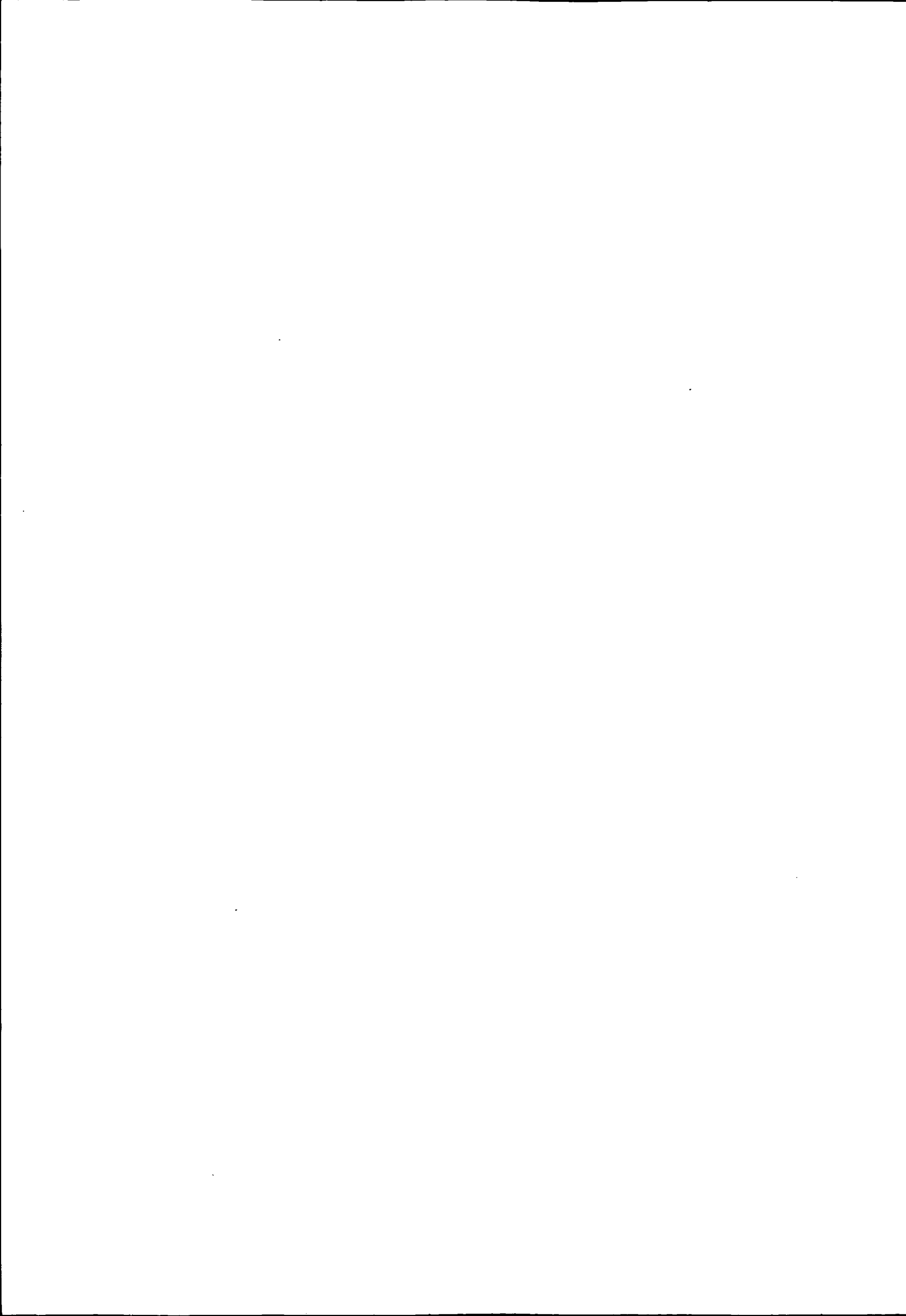
d-L'évolution de la constante (de long terme) :

Ce graphique est très important puisqu'il nous permet d'affirmer que la constante ne peut pas, à partir de l'échantillon 81:4/88:4, être exclue de l'équation de long terme. En effet la t-statistique de cette variable déterministe est supérieure à 2 en valeur absolue à partir de cet échantillon. De plus, nous remarquons que la courbe n'est pas identique à celle obtenue avec l'autre méthode des échantillons diminuants puisque pour les premiers échantillons débutants dans les années 78 et 79, la constante est significative alors qu'elle ne l'était pas avec la première boucle.

C'est pour ces raisons que nous privilégions les résultats obtenus avec la constante dans l'équation de long terme.

Remarquons que le graphe de l'évolution de la constante n'est pas similaire suivant que l'on utilise l'une ou l'autre boucle.

Si nous observons les estimations de l'élasticité de long terme et de la constante, nous remarquons que les graphes sont complètement symétriques, et que la constante se stabilise à -4,4 -4,5 à partir de l'échantillon : 81:2/88:2.



Remarque économétrique

A l'issue de ce travail, nous avons rejeté a posteriori la spécification Log-linéaire sans la constante comme variable explicative. De telles équations conduisent en effet à des élasticités qui dépendent des unités (arbitraires) des variables.
Ces équations sont restées indiquées dans le rapport. En revanche, la note de synthèse ne les mentionne pas.

