

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

LA PRÉVISION DE L'INFLATION AU CANADA

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

(CONCENTRATION ÉCONOMIE FINANCIÈRE)

PAR

MYRIAM MOISAN

AVRIL 2010

## REMERCIEMENTS

« Les économistes ont raison, disait un homme de Bourse : le capital est du travail accumulé. Seulement, comme on ne peut pas tout faire, ce sont les uns qui travaillent et les autres qui accumulent. »

Auguste Detoef

Mon mémoire est le résultat d'influences de plusieurs personnes. Je tiens à exprimer ma reconnaissance au professeur André Kurmann pour m'avoir donné des outils de recherche et pour ses intuitions dans la création de modèles macroéconométriques. Je remercie spécialement professeur Alain Guay, mon directeur de mémoire, pour son encouragement continu, pour ses réflexions, pour ses éclaircissements tout au long de la programmation de mon modèle et surtout pour son énergie positive. Merci de m'avoir accordé le temps nécessaire à ma réussite. Je souhaite aussi témoigner ma gratitude à plusieurs enseignants du Département des sciences économiques de l'Université du Québec à Montréal, qui m'ont donné des idées, de l'intuition, des conseils précieux et qui m'ont transmis leur passion pour la macroéconomie. Je nomme particulièrement le professeur Yvon Fauvel, Pierre Chaussé, Jérémy Chaudourne, Jean Soucy, Alain Therrien et Germain Belzile.

De plus, j'aimerais remercier tous ceux qui m'ont motivée de près ou de loin dans mes recherches. J'aimerais témoigner ma gratitude à mes collègues de travail du Groupe Financier Banque Nationale pour leur encouragement continu. Merci à professeur Pierre Laroche, Denis parisien et Martin Gagnon de Gestion de placement Innocap Inc. ainsi qu'à Jean-Paul Almeida et Giovanna Amato, du Groupe Financier Banque Nationale, pour m'avoir encouragée à persévérer pendant plusieurs mois. Aussi, je remercie ma précieuse famille que je n'échangerais pour rien au monde! Merci à Suzanne, Harris, Marc-André et particulièrement Julie, qui a déjà vécu cette même expérience et qui m'a donné des outils de présentation. Merci à mes grands-parents, Pierre et Marie, de m'avoir lue, à mon oncle Michel ma tante Anne-Marie et à mes grands-parents Céline et Marcel de m'avoir

encouragée. Je remercie également mon conjoint, Soobong, qui m'a soutenue au loin et m'a donné de la motivation. Merci à ma meilleure amie, Marie-Ève, ainsi qu'à tous mes collègues de maîtrise, Stéphanie, Jennifer, Sabiha, Dominique, Émile, et Pier-André, pour leur soutien durant les longues journées et soirées d'étude. Merci à tous ceux que j'oublie et qui m'ont donné la force de me consacrer à des recherches durant plus de deux années. Je ne peux oublier mon père, Jean-Marc, qui a veillé sur moi et à qui je dédie mon mémoire.

## TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES .....	vi
LISTE DES TABLEAUX.....	vii
LISTE DES ABRÉVIATIONS.....	viii
RÉSUMÉ.....	iv
INTRODUCTION .....	1
CHAPITRE I	
REVUE DE LA LITTÉRATURE.....	4
1.1 Prévision de l'inflation et défi de faire mieux que des modèles simples.....	4
1.1.1 Prévision de l'inflation.....	4
1.1.2 Prévision en utilisant de l'information financière.....	6
1.2 Importance de la méthode de prévision hors échantillon.....	10
1.3 Potentiel de faire de meilleures prévisions en imposant des restrictions.....	10
CHAPITRE II	
MÉTHODOLOGIE DES PRÉVISIONS MACROÉCONOMIQUES.....	13
2.1 Notations pour les prévisions de l'inflation.....	13
2.2 Systèmes autorégressifs.....	15
2.3 La stationnarité des séries temporelles .....	17
2.3.1 Test de racine unitaire.....	17
2.3.2 Tendence stochastique et tendance déterministe.....	18
2.4 Intégration de beaucoup d'information.....	19
2.4.1 Modèle de facteurs dynamiques et de composantes principales.....	20
2.4.2 Comment extraire des facteurs.....	22
2.5 Critère d'évaluation des prévisions.....	23
CHAPITRE III	
RÉSULTATS DU MODÈLE DE PRÉVISION PROPOSÉ.....	27
3.1 Description du modèle proposé.....	27

3.2	Validation de la stationnarité des séries temporelles .....	30
3.3	Prévision hors échantillon des séries temporelles.....	34
3.3.1	Extraction de la composante principale d'un modèle de facteurs.....	35
3.3.2	Validation de la contribution des facteurs dans le modèle.....	36
3.3.3	Résultats des prévisions .....	38
	CONCLUSION.....	43
	BIBLIOGRAPHIE.....	45
	ANNEXES.....	47
	ANNEXE A BASES DE DONNÉES .....	47
	ANNEXE B SÉRIES DE DONNÉES.....	48
	ANNEXE C L'ANALYSE ET LA STATIONNARITÉ DES SÉRIES.....	58
	ANNEXE D SÉRIES TEMPORELLES EN FACTEURS.....	93

## LISTE DES FIGURES

Figure	Page
3.1 Schématisation des composantes de l'inflation.....	27
3.2 Facteurs qui décrivent l'inflation au Canada.....	28
3.3 Graphique de prévision de l'inflation au Canada entre janvier 2006 et juin 2009.....	38
3.4 Graphique du critère d'écart quadratique entre la valeur réalisée et prédite pour les prévisions de l'inflation pour le Canada de janvier 2006 à juin 2009.....	40

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
3.1 Tableaux des transformations du facteur financier (F) .....	30
3.2 Tableaux des transformations du facteur économique (E) .....	31
3.3 Tableaux des transformations du facteur de prix (P).....	31
3.4 Tableaux des transformations du facteur du travail (T) .....	33
3.5 Régression par MCO du modèle AR(1) et F-E-P-T.....	35
3.6 Statistique de Student pour le modèle AR(1) et F-E-P-T.....	36
3.7 Tableau des résultats de prévision de l'inflation réalisée.....	37
3.8 Tableau des résultats du critère d'écart quadratique entre la valeur réalisée et prédite (EQ).....	39

## LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

AR	Autorégressif
BBF	Bruit blanc faible
FAVAR	Modèle de vecteur autorégressif augmenté par des facteurs
IID	Indépendant et identiquement distribué
IP	Taux de croissance de la production industrielle
IPC ( <i>CPI</i> )	Indice des prix à la consommation ( <i>consumer price index</i> )
JEL	<i>Journal of Economic Literature</i>
LAG	Expression signifiant un délai ou un retard
MCO	Estimation par les moindres carrés ordinaires
MV	Estimation par maximum de vraisemblance
PCE	Consommation personnelle exportée
PCR	Estimation par composante principale
REQM	Racine des écarts quadratiques moyens
VAR	Modèle de vecteur autorégressif
STAT-T	Statistique de test de Student



## RÉSUMÉ

Ce travail vise à présenter un modèle de prévision de l'inflation au Canada à l'aide de données mensuelles. Notre motivation vient du fait que la prévision de l'inflation, au moyen de données historiques de plusieurs années, constitue une nécessité dans le secteur financier. Contrairement aux modèles économétriques classiques, qui n'utilisent que des données macroéconomiques pour prévoir l'inflation, notre modèle utilisera des facteurs dynamiques intégrant le maximum d'information disponible. Cette modélisation, avec beaucoup de données et avec l'ajout de données financières, permettra de contrer le problème de la surparamétrisation et aussi d'augmenter le potentiel de prévision hors échantillon. Malgré que ce travail vise la prévision de l'inflation au Canada, il pourrait être appliqué à d'autres pays industrialisés avec ou sans cible explicite d'inflation.

La principale raison motivant notre choix de sujet passe par le besoin de fonder et de calibrer des pondérations d'actifs avec l'information disponible sur les marchés financiers. L'analyse mensuelle de portefeuilles ou de produits structurés, sur un terme de plusieurs années, a besoin d'être pondérée par un modèle de prévision de l'inflation. Le but poursuivi par ce travail sera d'élaborer un tel modèle pour faire la prévision de l'inflation au Canada. Pour former ce modèle, quatre facteurs sont choisis pour capter le contexte d'une économie ouverte : financiers, économiques, prix et travail. Les limitations font que l'inflation des autres pays qui auraient aussi pu être considérés ne le seront pas, étant donné la disponibilité des données et des problèmes de calibration d'une telle étendue. Ce travail ciblera essentiellement la création d'un modèle pour des données canadiennes.

**Mots clés :** Inflation, facteurs dynamiques, surparamétrisation, conditions de non arbitrage, marchés financiers, prévisions hors échantillon.

## INTRODUCTION

La prévision de l'inflation est une préoccupation importante pour plusieurs agents économiques. La majorité des modèles de prévision souffrent principalement de deux déficiences : des limitations quant à l'information utilisée et des problèmes de surparamétrisation<sup>1</sup>. Les conséquences de ces déficiences sont qu'il existe de l'instabilité dans les prévisions, et que ces modèles ne font généralement pas de meilleures prévisions que des modèles simples, comme une marche aléatoire. Pour contrer ces anomalies, nous souhaitons utiliser beaucoup de données à l'aide de facteurs dynamiques et la méthodologie FAVAR<sup>2</sup>. Cette proposition semblerait aider à contrer les problèmes de surparamétrisation et permettre l'utilisation de beaucoup de données. Suivant une modélisation créée par nos recherches, nous souhaiterions obtenir de meilleures prévisions hors échantillon que dans la plus grande partie de la documentation sur le sujet.

Actuellement, il existe différentes catégories de modèles de prévision de l'inflation : avec prévisions observées par le passé, avec variables macroéconomiques et avec variables basées sur le prix des actifs financiers<sup>3</sup>. Trois types de modèles autorégressifs permettraient de prédire l'inflation. Le premier est le modèle univarié (AR), mais ses résultats sont trop simplistes pour décrire tous les facteurs influents de l'inflation. Le second modèle est le modèle de vecteur autorégressif (VAR). Il fait de meilleures prévisions, mais il a un problème de degrés de liberté. Enfin, il y a le modèle de facteurs dynamiques (FAVAR). L'avantage de ce dernier modèle est qu'il permet d'intégrer beaucoup d'informations.

Le modèle que nous proposons appartient à cette dernière catégorie, car il modélise l'inflation par une approche des modèles des facteurs dynamiques. Il intègre donc à la fois beaucoup d'informations économiques disponibles et il pourrait contenir des restrictions, et

---

<sup>1</sup> La surparamétrisation est une modélisation qui implique trop de paramètres dans un système d'équations.

<sup>2</sup> Le FAVAR est un modèle de vecteurs autorégressifs composé de facteurs.

<sup>3</sup> Les actifs financiers sont tous les instruments basés des données du marché.

ce, afin d'améliorer le potentiel des prévisions mensuelles. Par ailleurs, il en découle que l'élaboration d'un modèle peut tout aussi bien être une combinaison de l'utilisation de plusieurs variables macroéconomiques ainsi que de variables financières. Parmi les variables de choix pour prévoir l'inflation, les instruments du marché permettent d'améliorer les prévisions.

Malgré leur attrait théorique, les modèles des vecteurs autorégressifs font l'objet de critiques, comme tous les modèles. Plusieurs auteurs estiment que ce type de modèle fait de mauvaises prévisions de l'inflation et qu'il souffre d'un certain manque de stabilité. Notre objectif consistera à vérifier s'il est possible d'améliorer les résultats des prévisions des modèles autorégressifs en intégrant des facteurs dynamiques. Les économistes Stock et Watson (1999) ont constaté qu'il est possible d'utiliser conjointement des variables macroéconomiques et des variables financières pour décrire l'économie américain.

Chaque banque centrale joue un rôle important de contrôle de l'inflation dans son pays et resserre ses politiques afin de diminuer les fluctuations. L'indicateur de l'inflation pour le Canada est l'indice des prix à la consommation, duquel on retranche les huit éléments les plus volatils. Comme en témoignent plusieurs ouvrages, comme celui de Macklem (2002), la Banque du Canada fait reposer sa politique monétaire sur une cible de deux pourcent et elle tolère des fluctuations entre un et trois pourcent. Lorsque l'inflation se situe en dessous de la cible visée, la Banque diminue les taux d'intérêt, afin de stimuler la demande et, inversement, lorsqu'elle est au-dessus de sa cible, elle augmente son taux directeur pour diminuer la demande. Selon certaines études, un choc de la politique monétaire aurait un effet allant de 18 à 24 mois et il influencerait les marchés à court terme, tels le fonds de marché monétaire d'un jour. Les mécanismes de transmission de la Banque du Canada se reflètent sur la consommation et sur l'investissement et donc sur la production.

Lorsque les taux d'intérêt bougent, l'impact sur les prix est incertain. Les chocs de la demande sont ambigus, car ils dépendent de la pente de l'offre agrégé, et à long terme, de l'offre, qui est élastique. L'inflation est influencée par la variation des taux d'intérêt. La conséquence de la variation des taux d'intérêt est la variation de la masse monétaire. Ainsi,

l'augmentation de la masse monétaire fait augmenter les salaires et fera, à son tour, augmenter l'inflation. Aussi, la prévision des taux d'intérêt réels permet de décrire le potentiel de la croissance économique en passant par la productivité et les salaires. Les anticipations rationnelles des agents, qui estiment prévoir l'avenir avec ce qui s'est déjà produit, ont dépassé l'idéologie simpliste des anticipations adaptatives introduites par les keynésiens, permettant de contrôler l'inflation autour d'une cible. L'objectif de la Banque centrale du Canada, préconisé par les monétaristes, consiste à conserver sa cible de niveau d'inflation. Plusieurs types de modèles macroéconomiques ont été populaires au Canada et ont été développés par la Banque du Canada (RDX1, RDX2), par le Gouvernement du Canada, le Conseil Économique Canadien, le Conference Board, Informetrica et par des universités telles l'Université de Toronto<sup>4</sup> (TRACE). La tendance veut que les modèles structuraux (keynésiens) aient été remplacés par des modèles non structuraux. Dans la création d'un modèle non structurel pour prévoir l'inflation, il importe de tenir compte de plusieurs facteurs : la demande agrégée, l'inflation importée sur le marché international, la diminution du taux de change, la spirale inflationniste, le commerce international et l'ouverture des frontières, malgré que c'est moins évident que dans un modèle structurel. Bien souvent, ce modèle de prévision de l'inflation au Canada donne de bonnes prévisions pour les deux premières années.

Ma motivation de créer un modèle de prévision pour le Canada découle des faits énumérés précédemment. Le présent travail présentera les différentes parties du déroulement de nos recherches sur la modélisation de l'inflation. Dans un premier temps, nous effectuerons une brève revue de la documentation, afin de structurer la ligne directrice de nos recherches. Ensuite, nous décrirons une méthodologie pour les prévisions macroéconomiques. Puis, nous détaillerons la création de notre modèle économique, qui intégrera les informations macroéconomiques pertinentes à l'aide de facteurs financiers, économiques, de prix et de travail. Enfin, nous créerons un modèle macroéconométrique, soit un VAR augmenté par des facteurs, et nous exposerons les prévisions qui en découlent.

---

<sup>4</sup>Modèle créé par *Institute of Policy Analysis*.

## CHAPITRE I

### REVUE DE LA LITTÉRATURE

La littérature actuelle sur les prévisions de l'inflation a influencé les étapes de notre modèle de prévision. Dans ce chapitre, nous présenterons d'abord différentes approches proposées par la documentation qui ont guidé nos réflexions sur l'élaboration d'un modèle. Ensuite, nous ferons une révision sur l'importance de faire des prévisions hors échantillon afin de valider le modèle. Enfin, nous démontrerons la possibilité de faire de meilleures prévisions au moyen d'un modèle macroéconomique, soit par le FAVAR décrit ultérieurement.

#### 1.1 Prévision de l'inflation et défi de faire mieux que les modèles simples

Plusieurs études décrivent des moyens de prédire l'inflation, mais le premier défi pour un modèle de prévision est de réaliser une meilleure prévision que celle que peut faire la démarche aléatoire. Différents macroéconomistes ont publié plusieurs travaux de prévisions de l'inflation. Cette section définira le cadre théorique de la prévision par l'utilisation de l'information disponible par les agrégats économiques et par l'ajout de l'information financière.

##### 1.1.1 Prévision de l'inflation

Dans le but d'améliorer les prévisions de l'inflation, il est essentiel de remonter à la contribution de Stock et Watson (1999). Ces auteurs ont fait des recherches sur la capacité prévisionnelle de la courbe de Phillips sur un horizon de 12 mois. Ils exposent qu'il est possible d'améliorer la traditionnelle courbe de Phillips, utilisant le taux de chômage, en y

intégrant 167 indicateurs économiques additionnels. Le taux de chômage naturel décrit une relation entre l'inflation et l'activité réelle agrégée.

Plusieurs conclusions sont tirées des recherches des auteurs. La première est que les modèles intégrant des indicateurs de l'offre de monnaie dans la courbe de Phillips ont une amélioration marginale pendant plusieurs périodes. Les résultats sont moins bons en prenant l'IPC comme indice de prix. Dans ce cas-là, la prévision est détériorée entre les années 1970 à 1980. L'avantage de la traditionnelle courbe de Phillips est qu'elle intègre l'information du passé et l'information présente pour faire des prévisions. La deuxième conclusion est que le prix des commodités n'améliore pas la prévision de l'inflation aux États-Unis dans un horizon de 12 mois. Et la troisième est que les seules variables qui amélioreraient la prévision par la courbe de Phillips seraient les mesures de l'activité regroupant 168 variables, puisqu'elles semblent décrire de façon stable l'activité réelle et financière de l'économie<sup>5</sup>. L'instabilité de ces mesures change selon la contribution des retards dans la courbe de Phillips. À noter : la mesure de l'écart moyen du carré des termes d'erreurs est plus basse dans ce type de modèle. Et seules les variables décrivant l'activité agrégée de l'économie améliorent significativement les prévisions, contrairement à l'offre de monnaie, qui les détériore.

Les sept mesures alternatives pour l'activité agrégée sont : la production industrielle, le revenu personnel réel, les ventes manufacturières réelles, le nombre d'employés salariés non agricoles, le taux d'utilisation des capacités dans le secteur manufacturier, l'achat de maison et le taux de chômage chez les hommes de 25 à 54 ans.

La courbe de Phillips proposée dans l'article de Stock et Watson (1999) a la forme suivante :  $\Pi_{t+h}^h - \Pi_t = \phi + \beta(L)u_t + \gamma(L)\Delta\Pi_t + \varepsilon_{t+h}$  avec  $\Pi_t^h = (1200/h)(\ln(P_t/P_{t-h}))$  qui décrit la  $h^e$  période de l'inflation pour un niveau de prix  $P_t$  annualisé. La variable  $u_t$  décrit l'écart de taux de chômage, tandis que  $\beta(L)$  et  $\gamma(L)$  sont les polynômes de l'opérateur de retard  $L$ . Des restrictions sont apportées pour  $\gamma(L)\Delta\Pi_t$  puisque les résultats sont obtenus avec la

---

<sup>5</sup> Les données mensuelles pour les États-Unis vont de janvier 1959 à septembre 1997 (1959:1 à 1997:9).

spécification d'intégration d'ordre un,  $I(1)$ , qui donne généralement des résultats plus robustes, et avec l'imposition de la restriction  $\mu(L)=1$ .

Les auteurs ajoutent que lorsqu'on passe des modèles bivariés à des modèles multivariés, SVAR avec beaucoup de variables, des problèmes importants de parcimonie surviennent. Ils proposent ainsi deux approches alternatives pour construire des prévisions multivariées : soit par la combinaison d'un certain nombre de prévisions, soit par la construction d'indices formés de facteurs dynamiques. Enfin, l'étude de Stock et Watson (1999) a exposé que la courbe de Phillips produit la meilleure prévision pour l'inflation à court terme aux États-Unis entre 1970 et 1996, et qu'elle interprète la relation entre l'activité économique réelle et l'inflation future. En d'autres mots, l'approche par les modèles de facteurs permettrait de produire de meilleures prévisions que tous les indicateurs de l'activité réelle pris ensemble.

#### 1.1.2 Prévision en utilisant de l'information financière

Dans le but de mieux prévoir l'inflation et la croissance de la production dans l'économie, certains auteurs ont proposé d'introduire le prix des actifs financiers. La raison en est que ces actifs constituent une classe d'indicateurs potentiels de par leurs signes précurseurs. Les taux d'intérêt, les taux de change, le prix des commodités et prix d'actifs cotés en bourse en sont des exemples.

Stock et Watson (2001) sont les premiers auteurs qui ont voulu introduire l'information financière dans la prévision de l'inflation. Ils prévoient l'inflation aux États-Unis en utilisant le prix des actifs financiers dans un modèle de prévision de l'inflation. Ils mentionnent que le prix des actifs financiers constitue une classe potentielle d'estimateurs de l'inflation, car il devance les variables économiques. Les auteurs remontent à l'instabilité dans les années 70 et au début des années 80, alors que les prévisions étaient basées sur les agrégats monétaires et sur la courbe de Phillips. Ils soulignent que les principales variables explicatives de l'inflation aux États-Unis sont les taux d'intérêt, l'écart des taux<sup>6</sup>, le rendement des actions, les taux de dividendes et les taux de change. Stock et Watson considèrent des données entre

---

<sup>6</sup> Il s'agit de la courbe des taux selon la structure à terme des taux d'intérêt.

1959 et 1999 provenant de 38 indicateurs de sept pays développés. Non seulement ils utilisent des données américaines, mais ils ajoutent à leur modèle des données de quelques économies, comme le Canada, la France, l'Allemagne, l'Angleterre, l'Italie et le Japon. Leurs travaux ont donné des résultats significatifs pour plusieurs pays. Ils en concluent que les prix des actifs financiers sont utiles pour prévoir l'inflation. Aussi, ils soutiennent qu'un indicateur qui fait de bonnes prévisions pendant une période de temps n'est pas tenu d'en faire autant au cours des périodes suivantes.

Il y a la possibilité d'utiliser la médiane de plusieurs prédicateurs, car elle donnerait des prévisions plus stables qu'un modèle autorégressif. Ces auteurs font des tests de significativité et de performance des coefficients, puis ils en concluent que les régressions font de meilleures prévisions avec un modèle bivarié, mais parfois multivarié. Ils présentent aussi les prix des actifs financiers comme des acteurs dans les prévisions. Conformément à l'hypothèse d'espérance neutre au risque dans la structure des taux d'intérêt, les taux des *futures* peuvent incarner l'inflation. Par ailleurs, l'étendue du risque de défaut, soit la différence entre les différents taux d'intérêt associés aux différents niveaux de risque de faire défaut, pourrait être également un indicateur à considérer. Autrement, le prix des actions et le taux des dividendes versés pourraient ajouter de la précision au modèle d'inflation, car ils permettent d'estimer les gains dans la croissance de la productivité. Malgré que Campbell (1999) soutienne que le rendement des actions, à lui seul, donnerait de mauvaises prévisions de la productivité future, le ratio du logarithme dividende par rapport au prix prédit en partie la productivité. Les recherches de Stocks et Watson (2001) comparent le potentiel de prévision avec d'autres indicateurs financiers, tels que le taux de change (significatif pour les économies ouvertes) et l'habitation, qui sont aussi des éléments importants pour expliquer l'activité économique dans plusieurs pays, parce qu'ils sont des secteurs cycliques, sensibles et volatils. La prévision de l'inflation, avec utilisation des variables financières, est importante, dans la mesure où ces variables indiquent la croissance de la productivité. Les auteurs ont expérimenté une simulation par Monte-Carlo avec l'ensemble des données pour vérifier l'hétérogénéité des données. Les conclusions principales sont démontrées dans cet article. La première est que quelques actifs financiers permettent de prévoir la croissance pour certains pays et à certaines périodes. La deuxième veut que les prévisions basées sur les



données précises, dans un horizon de prévision, seraient instables car un indicateur qui domine pendant une certaine période n'en garantit pas autant pour les périodes suivantes. La troisième est que les tests qui permettent d'identifier les liens de causalité entre les indicateurs ne garantissent pas qu'ils soient bons pour la prévision. Et la quatrième serait que la combinaison de plusieurs variables permettrait de dissoudre l'instabilité et de faire de meilleures prévisions, et ce, avec un plus petit échantillon.

Gosselin et Tkacz (2001) utilisent l'idée de Stock et Watson pour prévoir l'inflation au Canada. Ils évaluent la capacité de prévoir l'inflation pour le Canada à l'aide de modèles de facteurs. Ils sont guidés dans leur choix de facteurs par le constat que le Canada possède une économie ouverte, que sa santé économique et financière est influencée par plusieurs zones financières importantes, et que ses principaux échanges se font avec les États-Unis. Les auteurs sélectionnent des facteurs et les retards par le critère de Schwartz. Ils font des prévisions trimestrielles sur l'inflation pour quatre modèles factorielles allant jusqu'à 11 facteurs, et ils évaluent la performance de ces modèles en les comparant avec des modèles sophistiqués. Leur premier modèle extrait 10 facteurs de 334 variables canadiennes, le modèle 2 regroupe les mêmes 334 variables selon des secteurs économiques proposés. Le troisième incorpore 10 facteurs à partir de 110 variables américaines. Et le dernier modèle regroupe toutes les variables canadiennes et américaines proposées. Les onze secteurs économiques sélectionnés par les auteurs sont : production, immobilier, emploi, prix, capacité d'utilisation, gouvernement, commerce de détail, monnaie et crédit, commerce international et le prix des actions. Leurs modèles présentent des facteurs formés de séries stationnaires et des séries non stationnaires transformées par une première différence. Ils ne retiennent pas l'option de faire des transformations logarithmiques au besoin. Ils concluent que leurs modèles arrivent tout aussi bien que les modèles élaborés à faire de la prévision de l'inflation au Canada. Les auteurs n'explorent pas l'idée d'utiliser des données financières élaborées tels des produits dérivés, des indices sur des commodités et des contrats gré à gré transigés sur les bourses canadiennes.

La structure à terme des taux d'intérêt a une relation avec l'inflation. Un article publié par la Banque de Belgique (2004) résume la documentation sur le sujet. La structure à terme des

taux d'intérêt définit les taux selon la durée avant l'échéance. La pente du taux d'intérêt nominal est la somme du taux réel, de la prime de risque d'inflation et de la prime de risque du taux d'intérêt. Cela reflète les attentes du marché quant aux taux d'intérêt futurs à court terme, les attentes pour l'inflation et le taux de productivité. Cette relation définit le lien entre la courbe de rendement et les différentes variables macroéconomiques. La structure à terme des taux d'intérêt est la relation entre les rendements et les années avant l'échéance des bons gouvernementaux qui offrent un risque nul.

Dans une autre étude, celle de Diebold (2004), celui-ci décrit la construction des modèles de facteurs pour prévoir la courbe des taux d'intérêt. Le modèle proposé par l'auteur intègre des facteurs macroéconomiques et financiers. L'auteur soulève que les effets de causalité sont plus présents avec la courbe des taux. Les principales conclusions sont qu'il existe une forte relation entre les variables macroéconomiques et la prévision des taux d'intérêt, chez Ang et Piazzesi (2003) et chez Stock et Watson (2000), puisque les taux du marché contiennent de l'information prédictive des politiques de la FED aux États-Unis.

De leur côté, les auteurs Demers et De Champlain (2005) s'entendent pour dire qu'on doit prédire l'inflation partir de plusieurs autres variables que les variables macroéconomiques. Les données utilisées sont trimestrielles et parfois désagrégées. Le facteur pour l'inflation est approximé par des séries considérant un certain poids  $\omega_{i,t}$ . Ce choix de pondération influence l'indice des prix pour les  $i$  équations à chaque période dans le temps  $t$  allant de 1 à  $N$  et il permet de décrire les variables expliquées par ses retards :  $\pi_t \equiv \sum_{i=1}^N \omega_i \pi_{i,t}$ . Ainsi, 169 composantes sont utilisées pour construire le panier des prix à la consommation. Par ailleurs, le taux de change réel, l'*output gap* et d'autres facteurs sont incorporés au modèle. Les résultats des prévisions avec une période à l'avance proposent un modèle de type courbe de Phillips incorporant des bris et utilisant des mesures agrégées pour des prévisions trimestrielles. Demers et De Champlain (2005) ont présenté le potentiel pour ce type de modèle, mais certaines défaillances pourraient aussi être surmontées suivant l'utilisation de données agrégées.

En résumé, la documentation propose les conclusions suivantes : la structure à terme des taux d'intérêt peut constituer un bon indicateur pour prévoir l'inflation. Aussi, les auteurs s'entendent pour dire que les prévisions basées sur le prix des actifs financiers sont parfois instables, mais que la combinaison de ceux-ci a un bon rendement dans différents horizons. Par ailleurs, il se peut qu'une méthodologie fonctionne pour un pays, mais pas pour un autre. Enfin, il faut être prudent dans le choix des actifs financiers pour expliquer l'inflation.

### 1.2 Importance de faire de la prévision hors échantillon

La prévision à l'aide d'un modèle peut se faire soit en utilisant l'ensemble des données disponibles ou bien en ne sélectionnant qu'une partie de ces données. La prévision construite avec toutes les observations est dite hors échantillon, tandis que lorsque la prévision régressée sur l'échantillon aura des résultats statistiques sur l'échantillon. Clements (2002) affirme que les prévisions hors échantillon sont utiles, mais qu'elles n'améliorent pas la validation d'un modèle. Aussi, faire des prévisions pour une période de temps sur l'échantillon permettrait de tester la linéarité des composantes. L'estimation des prévisions sur l'échantillon permet d'évaluer, de façon dynamique, le pouvoir de prévision. L'échantillon initial étant spécifié, l'ajout des composantes permet d'incorporer la nouvelle information disponible pour la prévision. D'un autre côté, les prévisions hors échantillon sont statiques dans le temps et nécessitent de spécifier des variables retardées dépendantes à l'avance dans l'intervalle de la prévision. En bref, l'auteur favorise la prévision sur échantillon pour permettre l'évaluation de la performance d'un modèle de prévision.

### 1.3 Potentiel de faire de meilleures prévisions en imposant des restrictions

Ang et Piazzesi (2002) ont voulu améliorer la prévision des taux d'intérêt par des modèles autorégressifs. Ils ont imposé de restrictions financières à leur modèle de prévision. Le type de modélisation utilisé par ces auteurs pourrait nous permettre de décrire l'inflation, et c'est cette étude qui guide l'intérêt pour notre modèle. Ce modèle décrit donc la conjoncture économique en y imposant des conditions de non-arbitrage des marchés financiers. Cela

repose sur l'idée que la structure à terme selon l'échéance des taux d'intérêt ainsi que la structure de volatilité intègrent correctement les prévisions consensuelles des variables macroéconomiques, les relations qui les unissent et les hypothèses implicites (comme des hypothèses sur l'évolution des taux d'intérêt réels). Les indicateurs de taux d'intérêt regroupent des variables macroéconomiques et des facteurs non-observables. Différentes études réalisées sur les modèles VAR permettent les constats que l'inférence dynamique découle directement des échéances des courbes de taux, qu'il n'y a pas d'occasions d'arbitrage, et que les variables non observées sont exclues. La structure du modèle est gaussienne et a la forme d'un modèle de prix. Le modèle VAR répond donc aux chocs<sup>7</sup> et permet de faire de l'inférence dynamique. L'imposition de conditions de non-arbitrage améliore les prévisions hors échantillon pour un modèle VAR dans le modèle d'Ang et Piazzesi (2002). Les auteurs proposent deux facteurs macroéconomiques (l'inflation et l'activité économique réelle) ainsi que trois facteurs non observables. Suivant des restrictions, les auteurs ont vérifié la contribution des facteurs avec étapes pour le court terme (1 mois), le moyen terme (12 mois) et le long terme (60 mois). La conclusion soulevée par les auteurs Ang et Piazzesi (2002) est que les facteurs macroéconomiques expliquent plus de 85 % des mouvements de la courbe des taux à court terme et à moyen terme, mais seulement 40 % des taux à long terme. De plus, sachant qu'un petit REQM dénote de meilleures prévisions, ils ont vérifié que l'imposition de restrictions de non-arbitrage améliore les prévisions, sauf pour la période du trois mois. En résumé, ces résultats exposent le potentiel de prévision des taux d'intérêts au moyen d'un modèle macroéconomique ayant des restrictions financières, puisqu'il surpasse un modèle simple, dans ce cas-ci, le modèle de la marche aléatoire (RW :  $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ ). À des fins de comparaison, il est souhaitable de comparer des modèles de prévision avec des modèles simples.

Les différents constats qui découlent de la documentation sur les modèles autorégressifs pour la prévision de l'inflation et des taux d'intérêt nous permettent de croire que le développement d'une modélisation incorporant des variables financières donnerait probablement de bonnes prévisions de l'inflation. Ainsi, pour faire de la prévision de l'inflation, le modèle non structurel de vecteurs autorégressifs augmentés par des facteurs

---

<sup>7</sup> La fonction de réponse est telle un retour à la moyenne.

(FAVAR) incorporant de l'information financière permettrait d'augmenter le potentiel hors prévision et d'éviter de choisir trop de paramètres, qui eux, à leur tour, feraient augmenter l'intervalle de prévision et diminuer la précision des prédictions. Dans la prochaine section, le développement de modèles FAVAR, formés de données financières et économiques et leurs résultats de prévisions permettront de vérifier l'hypothèse de performance face à des modèles simples pour la prévision de l'inflation au Canada.

## CHAPITRE II

### MÉTHODOLOGIE DES PRÉVISIONS MACROÉCONOMIQUES

Dans cette section, nous introduirons les différents aspects de l'élaboration d'un modèle de prévision. La raison pour laquelle nous débutons par une section sur la méthodologie est que cela facilitera la compréhension de la documentation explicite du chapitre suivant. Premièrement, nous introduirons des notations standards pour la prévision de l'inflation. Deuxièmement, nous décrirons les caractéristiques des systèmes autorégressifs. Troisièmement, nous expliquerons les étapes caractéristiques de la stationnarité des séries temporelles. Quatrièmement, nous verrons comment introduire beaucoup d'informations au moyen de l'analyse factorielle. Puis, cinquièmement, nous examinerons un critère d'évaluation des prévisions.

#### 2.1 Notations pour les prévisions de l'inflation

D'abord, comme déjà énoncé précédemment, les prévisions se font de plusieurs manières. Définissons d'abord un modèle de prévision général quelconque<sup>8</sup> :  $y_{t+h} = \alpha + \beta x_t + \gamma y_t + \varepsilon_{t+h}$ . La variable  $y_{t+h}$  décrit la valeur que peut prendre l'inflation à une période  $h$  prédéterminée. Le coefficient  $\alpha$  décrit le niveau de référence à  $t$  pour la croissance de l'inflation, le  $\beta$  et le  $\gamma$  sont les coefficients des polynômes retardés qui touchent des valeurs de  $x_t$  et  $y_t$  générées par le modèle autorégressif. Ce type de modèle autorégressif regroupe l'information disponible pour faire les prévisions. Il est à noter que ce modèle de prévision général a des limitations pour l'intégration de beaucoup d'informations, soit un problème de surparamétrisation, et nous y remédierons plus tard.

---

<sup>8</sup> La forme est semblable à celle proposée par Stock et Watson (1999).

Par ailleurs, plusieurs modèles se comparent à la marche aléatoire, qui est un processus univarié et non stationnaire. Batcheler (1997)<sup>9</sup> décrit ce modèle non stationnaire comme précis pour la prévision, mais peu profitable. Il se limite à prévoir pour les prochaines périodes, comme meilleure estimation, la valeur présente, sans y intégrer la nouvelle information disponible. Autrement dit, la marche aléatoire veut que la meilleure prévision de la variable contemporaine découle de la somme des chocs passés qui ont un effet permanent<sup>10</sup>, puisqu'ils conservent en mémoire une ou plusieurs périodes pour prévoir l'avenir. Le terme d'erreur suit un bruit blanc faible, ce qui signifie qu'il est de moyenne nulle, de variance constante et sans lien linéaire à travers le temps<sup>11</sup>. Pour des fins de comparaison, la marche aléatoire et des modèles autorégressifs simples constituent souvent les modèles de référence.

De plus, il serait possible de faire des prévisions avec n'importe quel modèle qui lie des variables macroéconomiques et financières avec ses variables du passé. La mesure de l'inflation se définit par des indices dans le temps (économiques, financiers, de prix, etc.) et est souvent représentée par l'abréviation  $\pi_{i,t}$ , dans laquelle  $i$  représente l'indice des prix défini à une période de temps  $t$ . Aussi, le taux de croissance est une forme suivant le taux d'inflation<sup>12</sup>. D'après des notations décrites précédemment, nous verrons comment exprimer des systèmes d'équations autorégressifs pour réaliser des prévisions.

---

<sup>9</sup> La prévision par le modèle de la marche aléatoire est décrite comme plus précise, mais moins profitable.

<sup>10</sup> La marche aléatoire décrit un choc sur la variable  $y$ , qui ne s'estompe pas avec le temps et qui augmente avec le nombre de périodes  $k$ , telles  $E(\varepsilon_t) = 0$ ,  $E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$  et  $E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0$ .

<sup>11</sup> Un bruit blanc faible (BBF) a trois caractéristiques :  $E(\varepsilon_t) = 0$ ,  $E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$  et  $E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0$ .

Un exemple, lorsque  $k$  vaut 1 pour le modèle de marche aléatoire se traduirait tel  $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$  dans lequel le terme  $\varepsilon_t$  suit un BBF et le vecteur  $y_{t-1}$  est la valeur que  $y$  prend à la période précédente et le vecteur  $\varepsilon_t$  est le terme d'erreur associé pour la période de prévision.

<sup>12</sup> Le taux de croissance de l'inflation décrit l'indice des prix à la consommation dans un intervalle de temps :  $\pi_{i,t} = \log \text{CPI}_t - \log \text{CPI}_{t-1}$ .

## 2.2 Systèmes autorégressifs

Les modèles autorégressifs sont des modèles ayant comme principales caractéristiques une variable expliquée dépendante, plusieurs variables explicatives ainsi que des retards. Dans cette catégorie de modèle, il existe des modèles tels les AR (modèles autorégressifs), les VAR (modèles de vecteurs autorégressifs) et les modèles FAVAR (modèles de vecteurs autorégressifs augmentés par des facteurs).

D'abord, décrivons le modèle AR simple qui se présente, soit sous la forme d'une équation ou encore par une forme compagnon. La forme compagnon intègre une matrice dont la dimension dépend du nombre de retards et du nombre de variables explicatives qui la rend plus simple à modéliser.

À titre d'exemple, prenons un modèle AR qui est expliqué par trois retards d'une seule variable et par une constante<sup>13</sup>. Les variables introduites sont l'inflation contemporaine  $y_t$  et les trois retards pour cette variable  $y_{t-1}$ ,  $y_{t-2}$  et  $y_{t-3}$ . Les valeurs  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  et  $\beta_3$  sont les coefficients des valeurs retardées, le  $\beta_0$  est une constante et la valeur  $\varepsilon_t$  est le terme d'erreur de la régression qui est un bruit blanc.

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \beta_3 y_{t-3} + \beta_0 + \varepsilon_t. \quad (1)$$

Les coefficients de la régression de ce modèle peuvent être estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Définissons :  $Y_{t-1} = (y_{t-1} \ y_{t-2} \ y_{t-3} \ 1)_{1 \times 4}'$ , (2) où les variables  $y_t$  et  $Y_{t-1}$  définissent respectivement les variables explicatives et la variable expliquée.

L'estimateur des MCO est de dimension  $4 \times 1$  et décrit :

$$\hat{\beta}_{\text{MCO } 4 \times 1} = \operatorname{argmin} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2 = \sum_{t=1}^T (Y_{t-1} Y_{t-1}')^{-1} \sum_{t=1}^T (Y_{t-1} y_t') \quad (3)$$

---

<sup>13</sup> Un retard est parfois traduit par son expression anglophone *lag*.



$$\text{et } \sum_{t=1}^T (Y_{t-1} Y'_{t-1})^{-1} = \sum_{t=1}^T \begin{bmatrix} y_{t-1} & y_{t-2} & y_{t-3} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ y_{t-2} \\ y_{t-3} \\ 1 \end{bmatrix} = \sum_{t=1}^T \begin{bmatrix} y_{t-1}^2 & y_{t-1}y_{t-2} & y_{t-1}y_{t-3} & y_{t-1} \\ y_{t-2}y_{t-1} & y_{t-2}^2 & y_{t-2}y_{t-3} & y_{t-2} \\ y_{t-3}y_{t-1} & y_{t-3}y_{t-2} & y_{t-3}^2 & y_{t-3} \\ y_{t-1} & y_{t-2} & y_{t-3} & 1 \end{bmatrix}. \quad (4)$$

Les coefficients estimés pour un AR(3) avec trois retards seront formés du produit croisé des trois variables. L'estimation des coefficients par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) décrira une matrice de vecteurs  $\beta_{\text{MCO}}$ . La forme compagnon<sup>14</sup> sera décrite à la section 2.5 et permettra de présenter le modèle de prévision.

Décrivons un second modèle autorégressif AR défini par q retards. Ce deuxième modèle, qui contient toujours une seule variable explicative, se traduirait par une équation de forme :

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_q y_{t-q} + \varepsilon_t. \quad (5)$$

L'estimateur des MCO, dans ce cas-ci, sera décrit par :

$$\hat{\beta}_{\text{MCO}_{(q+1) \times 1}} = \operatorname{argmin} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2 = \sum_{t=1}^T (Y_{t-1} Y'_{t-1})^{-1} \sum_{t=1}^T (Y_{t-1} y'_t) \quad (6)$$

et le terme d'erreur  $\varepsilon_t$  est un bruit blanc qui respecte, entre autres, la condition qui veut qu'en moyenne les erreurs sont nulles dans le temps, alors que son espérance conditionnelle est :

$E(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-q}) = 0$ . Dans ce cas-ci, la première partie de l'équation aurait une forme matricielle non inversible.

En utilisant cette représentation, il sera ainsi possible d'intégrer beaucoup d'informations disponibles et d'utiliser plusieurs variables pour expliquer l'inflation. Le modèle de vecteurs autorégressifs VAR(P) pourra prendre la forme avec k variables explicatives avec  $X_{\text{Txk}}$  comme étant un vecteur de k séries temporelles :

$$Y_{\text{Tx1}} = X_{\text{Txk}} \beta_{\text{kx1}} + \varepsilon_{\text{Tx1}}. \quad (7)$$

L'estimateur  $\hat{\beta}_{\text{MCO}}$  formé d'un produit croisé des k variables à chaque temps t décrit :

---

<sup>14</sup> Notons que la forme compagnon est reconnue pour permettre de programmer des prévisions pour plusieurs périodes (multi-périodes), et ce, pour n'importe quel horizon q. Aussi, elle a une forme simple à utiliser, étant donné la relation linéaire qu'elle a avec les autres variables du modèle.

$$\hat{\beta}_{\text{MCO}} = (X'X)^{-1}(X'Y) \quad . \quad (8)$$

Plus généralement, les modèles autorégressifs, par leur forme compagne très conviviale, permettent d'intégrer plusieurs variables expliquées par leurs retards. Par exemple, X, Y et Z pourraient décrire l'équation :  $Y_t = \mu + \varphi_1 Y_{t-1} + \dots + \varphi_p Y_{t-p} + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 Z_{t-2} + \varepsilon_t$ .

De cette base, il serait possible de proposer un modèle de prévision pour l'inflation qui intégrera beaucoup d'informations, et ce, en introduisant des variables économiques et financières. Les régresseurs, composés de séries temporelles stationnaires, seront estimés par les MCO. Dans une section suivante, nous verrons comment améliorer et raffiner un modèle autorégressif.

### 2.3 La stationnarité des séries temporelles

Pour la modélisation des séries temporelles économiques et financières, il importe préalablement d'effectuer des tests de stationnarité sur les variables<sup>15</sup>. Il faut repérer la tendance de la série et valider de quel type il s'agit, soit déterministe ou stochastique. Lorsqu'il y a une racine unitaire, les chocs sont permanents et la tendance est stochastique. Les tests de racine unitaire sur les séries temporelles permettent de cibler s'il y a une racine unitaire.

#### 2.3.1 Test de racine unitaire

Le test de Dicky-Fuller augmenté (ADF) permet de détecter la présence d'une racine unitaire. La première étape consiste à choisir les retards par la méthode de Campbell-Perron débutant par un nombre maximal de retards ( $l_{\text{max}}$ )<sup>16</sup>. Si le test est significatif à un niveau de confiance de 10 %, nous pouvons poursuivre avec le test de racine unitaire. Sinon, il faudra estimer à nouveau la régression en diminuant le retard de un, jusqu'à atteindre  $l_{\text{max}} = 0$ . Il importe de

---

<sup>15</sup> Un processus stochastique  $Y_t$  est défini comme étant stationnaire de second ordre si les deux premiers moments sont indépendants du temps :  $E(Y_t) = \mu$ ,  $\text{var}(Y_t) < \infty$  et  $\text{cov}(Y_t, Y_{t-k}) = \gamma_k$  indépendante du temps t.

<sup>16</sup> Le nombre de retards maximaux, de l'expression anglophone *lag*, se définit par  $l_{\text{max}}$  dans la méthode de Campbell-Perron.

faire le bon choix de retard, car s'il est choisi trop petit, le niveau du test ne sera pas bon. Si le  $l_{\max}$  est choisi trop grand, il ne rejettera pas l'hypothèse nulle, ce qui réduira la puissance du test. La deuxième étape consiste à faire le test ADF sous l'hypothèse nulle  $H_0$ : la série a une racine unitaire contre l'hypothèse alternative  $H_a$ : la série n'a pas de racine unitaire ( $H_0 : \rho = 1$  versus  $H_a : \rho < 1$ ). À priori, ce test avec  $l$  retard(s) et à un niveau de confiance de 5 % vérifiera si la série sera stationnaire autour.

De façon générale, quatre statistiques de tests ADF peuvent être analysés sous l'hypothèse nulle  $H_0$  selon la forme :

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad (9)$$

$$y_t = \gamma_0 + \rho y_{t-1} + u_t, \quad (10)$$

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \rho y_{t-1} + u_t, \quad (11)$$

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \gamma_2 t^2 + \rho y_{t-1} + u_t, \quad (12)$$

### 2.3.2 Tendence stochastique et tendence déterministe

Les séries temporelles qui sont stationnaires ont des chocs qui sont transitoires. Si  $\rho = 1$ , les chocs sont permanents, car il y a une racine unitaire pour une série de formes (9) à (12). Une racine unitaire implique que la tendance sera stochastique. Lorsque la série possède un nombre  $d$  de racines unitaires, cela signifie que  $d$  racines du polynôme égalent un.<sup>17</sup> Nous pouvons réécrire la série sous la forme  $(1-L)y_t = \beta + u_t$ . De façon générale  $\phi(L)u_t = \theta(L)\varepsilon_t$  et les polynômes des retard  $\phi(L)$  et  $\theta(L)$  sont stationnaires et inversibles. Cette représentation caractérise une tendance linéaire et des chocs qui ont un effet permanent sur  $y_t$ . La variance de long terme  $y_t$  se définira en terme de  $u_t$ ,  $\text{var}(y_t) = t \text{var}(u_t)$ , et la limite de la variance tendra vers l'infini lorsque le temps  $t$  tendra vers l'infini<sup>18</sup>. Les innovations passées et présentes ont un effet à long terme. Des variables propulsent la tendance par l'accumulation des innovations. Lorsque nous ne rejetons pas  $H_0$ , nous sommes en présence de racines unitaires,

<sup>17</sup> Quand une série est dite intégrée d'ordre  $d$ ,  $y_t \sim I(d)$ , il sera possible de représenter un modèle ARMA  $(p, q)$  par l'expression  $[(1-L)^d y_t]$  stationnaire et inversible.

<sup>18</sup>  $\lim_{t \rightarrow \infty} \text{var}(y_t) = \lim_{t \rightarrow \infty} t \text{var}(u_t) \rightarrow \infty$

la série est non stationnaire, et la tendance est stochastique. Il faudra parfois obtenir la stationnarité en différenciant une fois ou deux, soit I(1) ou I(2), mais dans la majorité des cas, nous ne devons différencier la série qu'une seule fois, pour que  $u_t$  soit stationnaire.

Autrement, une série temporelle qui a une tendance déterministe surviendra si  $\rho < 1$  pour tous les modèle des formes (9) à (12). S'il n'y a pas de racine unitaire, la tendance sera déterministe, et les chocs seront transitoires. Les innovations passées et présentes n'influencent pas les variables à long terme. De ce fait, la moyenne de long terme de  $y_t$  décrira une tendance déterministe de la forme :  $E(y_t) = \beta_0 + \beta_1 t$ .

#### 2.4 Intégration de beaucoup d'informations

Lorsque nous voulons modéliser des séries temporelles, nous voulons trouver le modèle qui colle le mieux à la série observée. Ainsi, ce que nous observons est la réalisation du processus stochastique qui correspond à des variables aléatoires à chaque temps  $t$ . Le modèle VAR décrit précédemment veut intégrer un maximum d'informations. Le problème avec ce type de modèle est que plus nous intégrons de variables pour expliquer le modèle, plus nous perdons de la précision. Dans cette section, nous définirons une méthode d'intégration de plusieurs séries temporelles, afin de maximiser le potentiel de prévision par le traitement de plusieurs sources d'informations.

La façon la plus efficace d'intégrer beaucoup d'informations est de le faire au moyen de modèles de facteurs dynamiques. Selon cette approche, si deux variables permettent de bien expliquer un aspect de l'inflation, il est possible de les combiner en un seul facteur d'information pour représenter la meilleure relation linéaire entre elles.

D'abord, puisque plusieurs séries temporelles regroupées en facteurs peuvent tout aussi bien se traiter comme un VAR, nous présenterons les facteurs augmentés des vecteurs autorégressifs (FAVAR). La raison qui motive l'introduction de cette spécificité de modèle de facteurs est de réduire le nombre de coefficients dans la régression. Cette approche est motivée par le fait que nous avons besoin de beaucoup d'informations pour expliquer

l'inflation, et que chaque fois qu'on introduit une variable explicative pour expliquer le comportement de cette variable, nous perdons un degré de liberté dans la prévision. À titre d'exemple, si nous utilisons cinq variables avec deux retards, nous perdrons 10 degrés de liberté par ce modèle VAR(P). Toutefois, si nous utilisons un FAVAR(P) composé de deux facteurs pour alléger les cinq variables afin d'expliquer l'inflation, nous ne perdrons que quatre degrés de liberté, ce qui permettrait d'augmenter la précision du modèle.

#### 2.4.1 Modèles de facteurs dynamiques et de composantes principales

L'extraction de la composante principale est une méthode utilisée pour identifier des facteurs. Cette idée, explorée par Heij, Groenen et Dijk (2005), consiste à faire une estimation en deux étapes. Par définition, nous voudrions extraire d'une matrice  $X$  de dimension  $(T \times k)$  dans un facteur  $F$  de dimension  $(T \times p)$  où  $p$  est plus petit que  $k$  et  $A$  est de dimension  $(k \times p)$  :  $F = X A$ . Du modèle par facteurs augmentés de vecteurs autorégressifs, il faut extraire les variables  $\lambda$ , les valeurs propres et  $F_t$ , les vecteurs propres.

La première étape consiste donc à estimer  $A$  par la méthode des composantes principales. Les  $p$  facteurs sont obtenus par la minimisation de  $\|X - \hat{X}\|^2$  et sous la restriction que  $\hat{X}$  est de rang  $p$ . La matrice  $X$  est formée de  $y$  équations. La matrice  $\hat{X}$  est définie comme une nouvelle variable obtenue par la diagonalisation d'une matrice de rang supérieur et selon le poids de la matrice diagonale. La matrice  $F$  doit être définie positive telle que  $F'F = A'X'XA = I_p$  où les facteurs seront orthogonaux.

La seconde étape consiste à introduire une matrice  $B$  de dimension  $(b \times k)$  telle que  $W = AB$  et  $\hat{X} = XW = XAB$ . Ensuite, il faut estimer par les moindres carrés ordinaires pour ressortir les facteurs  $\alpha$  et  $\beta$  de  $f_y(\alpha, \beta) = \|y - \alpha - F\beta\|^2 = \|y - \alpha - XAB\|^2$ .

Les facteurs extraits de la composante principale ne dépendent plus des  $y$  équations. Les auteurs déterminent les facteurs  $X$  et le nombre de facteurs de qualité à utiliser par le critère de Bayes (BIC)<sup>19</sup>. Alors le nombre de facteurs  $p$  est sélectionné par le critère de minimisation BIC :

$$BIC(p) = \log(s_p^2) + (p+1) \frac{\log(T)}{T}.$$

Les auteurs Gosselin et Tkacz (2001) ont proposé d'utiliser le procédé pour plusieurs variables expliquant un élément de l'inflation. Des séries temporelles peuvent se combiner en un seul facteur pour représenter l'information tel le ferait un FAVAR :

$$y_t = \beta' F_{t-1} + \varepsilon_{t-1}.$$

La variable  $F_{t-1}$  décrit les facteurs obtenus à partir de plusieurs variables. Une série chronologique  $\{X_t\}_{t=1}^T$  sera modélisée par une structure de facteurs telle :

$$X_t = \Lambda_t F_t + \varepsilon_t.$$

Néanmoins, un autre modèle de facteurs dynamiques est aussi documenté par Galbraith et Tkacz (2007) dans lequel de l'information multi variée est incorporée. Ces auteurs proposent l'introduction de plusieurs variables observées dans le temps parmi des variables connues correspondant aux poids respectifs pour les facteurs :

$$y_t = \Lambda_t F_t + \varepsilon_t = \lambda_1 f_{1t} + \lambda_2 f_{2t} + \dots + \lambda_m f_{mt} + \varepsilon_t.$$

$\begin{matrix} Nx1 & Nxm & mx1 & Nx & Nx1 & 1xN & Nx1 & 1xN & Nx1 & 1xN & Nx1 & 1xN & Nx1 \end{matrix}$

La représentation matricielle qui en découle est donné par :

$$y_t = \begin{bmatrix} \lambda_1 & \lambda_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} f_{1t} \\ f_{2t} \end{bmatrix} + \varepsilon_t$$

$\begin{matrix} Nx1 & Nx2 & 2x1 & Nx1 \end{matrix}$

$$y_t = \Lambda F_t + \varepsilon_t$$

$\begin{matrix} Nx1 & Nx1 & Nx1 \end{matrix}$

---

<sup>19</sup> Le critère BIC est défini comme le critère d'information de Bayes.

Ainsi, la représentation de plusieurs variables par l'extraction de la composante principale et par la formation de facteurs permettrait de résumer le comportement de plusieurs variables. L'amélioration des prévisions s'ensuit, étant donné la réduction du nombre de coefficients dans la régression. La seule contrainte est qu'il faut plus d'observations que de variables explicatives. Dans la section suivante, nous décrivons les détails techniques utilisés pour extraire les facteurs des séries temporelles.

#### 2.4.2 Comment extraire des facteurs

L'extraction de l'information pour le modèle FAVAR passera précisément par la décomposition en valeurs propres et en vecteurs propres d'une matrice définie positive contenant les séries temporelles.

Supposons le facteur  $f_t$  dans le temps, formé d'une matrice définie positive  $X_t$  de dimension  $(k \times k)$  et de vecteurs propres distincts  $C = (c_1, c_2, \dots, c_k)$  tels que  $f_t = C'X_t$ . La combinaison linéaire des séries, qui seront orthogonales entre elles, sera décrite par la décomposition des vecteurs propres  $C$  et des valeurs propres contenues dans  $\Omega$ . La matrice de variance covariance sera définie par  $\sum X_t = \text{cov}(X_t) = E(X_t X_t') = C\Omega C'$ . La décomposition spectrale, soit la covariance  $C'X_t$ , permettra d'estimer les racines caractéristiques :

$$\begin{aligned} \text{cov}(C'X_t) &= E(C'X_t X_t' C) \\ &= C' \sum X_t C \\ \text{cov}(C'X_t) &= C' C \Omega C' C \\ &= I \Omega I \\ &= \Omega \\ \text{cov}(C'X_t) &= \begin{bmatrix} \lambda_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \lambda_2 & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \lambda_k \end{bmatrix}. \end{aligned}$$

Suivant cette décomposition, l'ensemble de l'information est contenu dans  $\Omega$ , où les valeurs propres  $\lambda$  sont croissantes dans la matrice ( $\lambda_1 < \lambda_2 < \dots < \lambda_k$ ). Ainsi, les vecteurs propres décrivent la meilleure combinaison linéaire des variables, de  $C'X_t$ .

Les valeurs propres se composent des facteurs qui décrivent le vecteur propre relatif à la dernière ligne de la valeur propre, soit au  $\lambda_k$  qui est le plus élevé. Afin d'illustrer un exemple de cette décomposition spectrale de la covariance, supposons deux racines caractéristiques :

$$\text{cov}(CX_t) = \begin{bmatrix} \lambda_1 & 0 \\ 0 & \lambda_2 \end{bmatrix} = \Omega.$$

Les éléments de la diagonale seront des combinaisons linéaires telles que  $\lambda_1 = \text{var}(c_{11}x_{1t} + c_{21}x_{2t})$  et  $\lambda_2 = \text{var}(c_{12}x_{1t} + c_{22}x_{2t})$ . Suivant que les vecteurs propres donnent la combinaison linéaire de  $C'X_t$ , le facteur  $f_t$  va décrire :

$$f_t = C'X_t = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{21} \\ c_{12} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11}x_{1t} + c_{21}x_{2t} \\ c_{12}x_{1t} + c_{22}x_{2t} \end{bmatrix}.$$

Alors, le facteur  $f_t$  retenu sera le vecteur propre en relation avec la dernière ligne de la valeur propre, donc  $f_{2t} = c_{12}x_{1t} + c_{22}x_{2t}$ .

Le niveau de signification de chaque facteur sera vérifié. La statistique de test de Student (STAT-T) permettra de faire de l'inférence pour vérifier si les facteurs sont statistiquement significatifs.

## 2.5 Critère d'évaluation des prévisions

Les sections précédentes nous ont permis de savoir comment intégrer plusieurs informations dans le but de donner de la précision à un modèle et d'améliorer ses prévisions, conceptuellement, les prévisions par un modèle FAVAR, afin d'évaluer la capacité prédictive de ce modèle.

Il existe plusieurs critères d'évaluation pour la prévision d'un modèle. Celui utilisé pour l'évaluation de la performance de prévision est la racine des erreurs quadratiques moyennes (REQM)<sup>20</sup>. La REQM provient de l'erreur quadratique moyenne (EQM) associée à la

---

<sup>20</sup> Le critère de la racine des erreurs quadratiques moyennes (REQM) est représenté par l'expression anglaise *root mean squared errors (RMSE)*.



prévision, qui se définit comme la projection linéaire de  $Y_{t+k}$  sur  $Y_t$  pour un horizon  $k$  quelconque. Pour les processus autorégressifs, l'EQM est décrit en fonction de la variance des termes d'erreur. Pour prévoir à l'horizon  $k$ , la variable  $Y_t$  se basera sur les variables observées à la date  $t$  et intégrera la nouvelle information à mesure que le temps avancera  $\hat{Y}_{t+k}$ .

Reprenons un modèle de facteurs décrit précédemment avec un retard et un facteur, donc un FAVAR :

$$y_t = \hat{M} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ F_{t-1} \end{bmatrix} + \hat{\varepsilon}_t \quad \text{avec} \quad Y_{t-1} = \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ F_{t-1} \end{bmatrix}. \quad (13)$$

La régression par les MCO permet de définir une matrice  $M$  formée des régresseurs pour établir des prévisions pour la période suivante ( $t+1$ ) :

$$\hat{M} = \sum_{t=1}^T (Y_{t-1} Y_{t-1}')^{-1} \sum_{t=1}^T (Y_{t-1} Y_t') \quad .^{21}$$

Une fois la matrice  $\hat{M}$  estimée, il est possible de prévoir pour différents horizons  $h$ , car elle contiendra l'information des coefficients obtenus par la régression par les MCO. La notation utilisée pour décrire l'espérance en temps  $t$  pour des prévisions est  $E_t$ . Les prévisions pour différents horizons  $k$  sont représenté par :

$$\begin{aligned} \text{Prévision (h = 1) :} & \quad E_t Y_{t+1} = \hat{M} \hat{y}_t \\ \text{Prévision (h = 2) :} & \quad E_t Y_{t+2} = E_t (E_{t+1} Y_{t+2}) \\ & \quad E_t Y_{t+2} = E_t (\hat{M} Y_{t+1}) \\ & \quad E_t Y_{t+2} = \hat{M} E_t (Y_{t+1}) \\ & \quad E_t Y_{t+2} = \hat{M}^2 \hat{y}_t \\ \text{Prévision (h = k) :} & \quad E_t (Y_{t+k}) = \hat{M}^k \hat{y}_t \end{aligned}$$

---

<sup>21</sup> En petit échantillon, l'estimateur sera biaisé ainsi :  $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}(X'Y) = (X'X)^{-1}(X'X\beta + X'\varepsilon)$ . Or, la différence entre l'estimateur et la valeur décrira **Error! Objects cannot be created from editing field codes.** La limite tendra vers une loi normale centrée à 0 avec une matrice de variance-covariance  $\Sigma$ .

$$E_t (Y_{t+k}) = \hat{M}^k \begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ \dots \\ 1 \end{bmatrix}. \quad (14)$$

Ainsi, des prévisions à différents horizons seront établies par des régressions sur toute l'information disponible. La nouvelle information sera introduite au fur et à mesure que le temps avancera et que l'information sera disponible. La notation utilisée pour décrire la prévision pour un période suivante étant donné l'information disponible aujourd'hui suit la forme  $Y_{t+1|t}$ .

Par exemple, pour un processus AR(1),  $Y_t = \mu + \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t$ , l'erreur quadratique moyenne (EQM) pour différents horizons de prévision est donné par :

$$\begin{aligned} \text{EQM (h = 1)} : \quad & E_t [Y_{t+1} - Y_{t+1|t}]^2 = E_t [Y_{t+1} - \mu - \phi Y_t]^2 \\ & E_t [Y_{t+1} - Y_{t+1|t}]^2 = E_t [\varepsilon_{t+1}]^2 \\ & \boxed{E_t [Y_{t+1} - Y_{t+1|t}]^2 = \sigma_\varepsilon^2} \\ \\ \text{EQM (h = 2)} : \quad & E_t [Y_{t+2} - Y_{t+2|t}]^2 = E_t [Y_{t+2} - E_t (\mu + \phi Y_{t+1} + \varepsilon_{t+2})]^2 \\ & E_t [Y_{t+2} - Y_{t+2|t}]^2 = E_t [(\mu + \phi Y_{t+1} + \varepsilon_{t+2}) - (\mu + \phi(\mu + \phi Y_t))]^2 \\ & E_t [Y_{t+2} - Y_{t+2|t}]^2 = E_t [(\mu + \phi Y_{t+1} + \varepsilon_{t+2}) - \mu - \phi\mu - \phi^2 Y_t]^2 \\ & E_t [Y_{t+2} - Y_{t+2|t}]^2 = E_t [\phi(Y_{t+1} - \mu - \phi Y_t) + \varepsilon_{t+2}]^2 = E_t [\phi(\varepsilon_{t+1}) + \varepsilon_{t+2}]^2 \\ & \boxed{E_t [Y_{t+2} - Y_{t+2|t}]^2 = \sigma_\varepsilon^2 [1 + \phi^2]} \\ \\ \text{EQM (h = k)} : \quad & \boxed{E_t [Y_k - Y_{t+k|t}]^2 = \sigma_\varepsilon^2 [1 + \phi^2 + \phi^4 + \dots + \phi^{2(k-1)}]} \end{aligned} \quad (15)$$

Somme toute, plus l'horizon augmente dans l'équation (15), plus l'erreur quadratique moyenne augmente.

$$\text{EQM (h} \rightarrow \infty) : \quad \boxed{\lim_{k \rightarrow \infty} (E_t [Y_k - Y_{t+k|t}]^2) = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{[1 - \phi^2]}}$$

L'intervalle de prévision pour lequel nous attribuons un niveau de confiance à 95 % et pour un horizon défini k sera :

$$\boxed{\hat{Y}_{t+k} \pm 1.960 \sqrt{(EQM)^2}}. \quad (16)$$

Ainsi, le critère de l'erreur quadratique est utilisé pour l'évaluation de la capacité prévisionnelle du modèle autorégressif, et ce, à l'intérieur des périodes d'estimation. Un petit écart d'erreur quadratique va naturellement enregistrer de meilleures prévisions. Par sa capacité explicative, ce critère permet de vérifier l'évolution des prévisions d'une série temporelle.

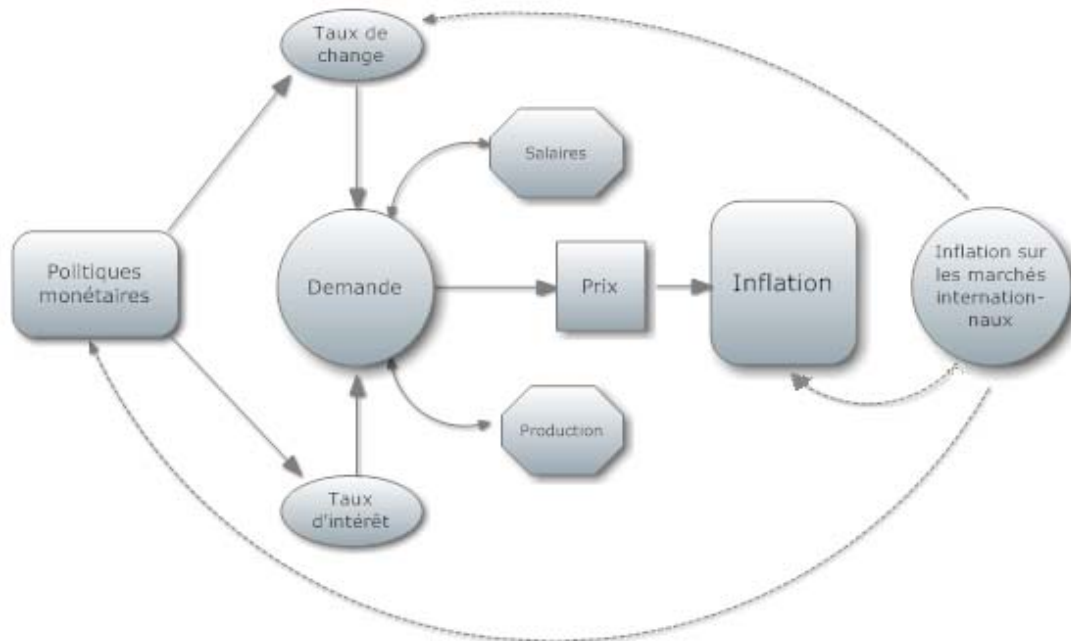
## CHAPITRE III

### RÉSULTATS DU MODÈLE DE PRÉVISION PROPOSÉ

Dans cette partie, nous décrirons les étapes du développement de notre modèle pour faire de la prévision de l'inflation au Canada. Dans un premier temps, nous définirons les composantes du modèle que nous proposerons. Ensuite, nous validerons l'état stationnaire des séries temporelles selon un processus de sélection des transformations nécessaires. Puis, nous procéderons à la prévision de l'inflation au moyen d'un système autorégressif augmenté par des facteurs (FAVAR). Cette étape comprendra l'extraction de la composante principale pour chaque facteur du modèle, la validation de leur contribution dans le modèle et enfin les résultats de la performance prévisionnelle des modèles de prévision.

#### 3.1 Description du modèle proposé

Notre interprétation de l'inflation au Canada est composée d'une base théorique sur des données macroéconomiques ainsi que sur de l'information financière influencée par le contexte dans lequel les marchés financiers sont présents dans notre économie canadienne. Ainsi, nous avons voulu souligner l'influence, dans l'économie du Canada, des prix provenant de l'information sur les marchés financiers et les échanges. La figure sous-entend que le prix est le résultat des décisions des firmes qui souhaitent maximiser leurs gains. Dans cette décision, ce qui importe est la demande et le coût marginal des firmes (la technologie, les salaires, le coût du capital).



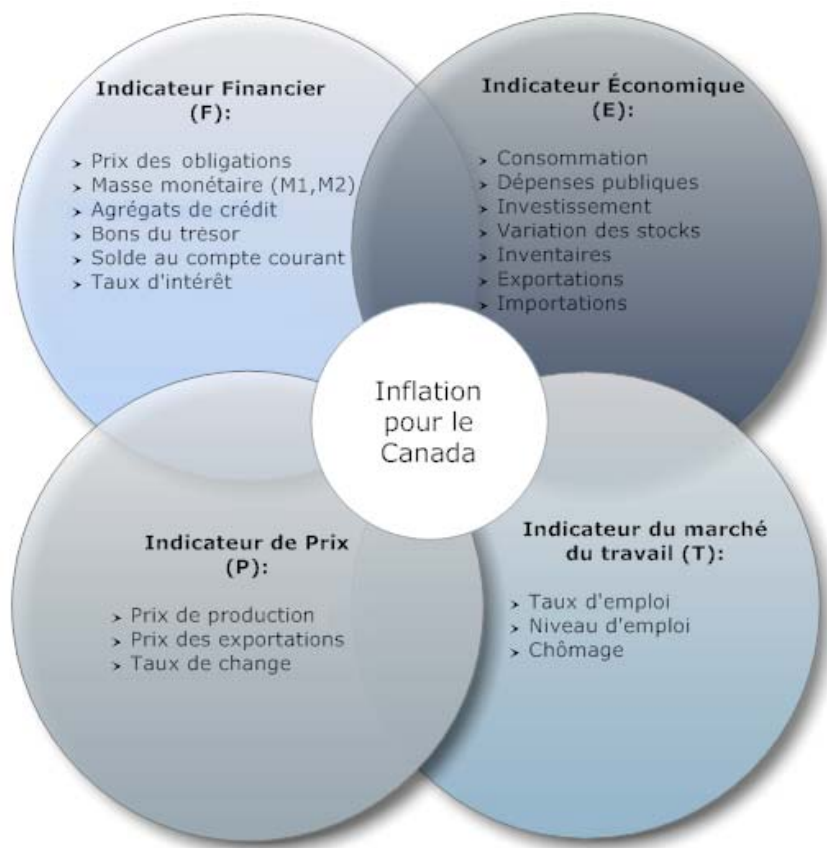
**Figure 3.1** Schématisation des composantes de l'inflation

Suivant l'élaboration de cette cartographie du processus de l'inflation au Canada, il en découle que plusieurs acteurs jouent un rôle dans l'économie canadienne<sup>22</sup>. Les données choisies sont significatives dans le contexte actuel<sup>23</sup>. Notre revue de la documentation nous a permis d'élaborer un regroupement de séries temporelles pour établir des facteurs clés<sup>24</sup>. Les composantes principales utilisées pour former notre modèle se retrouvent dans quatre facteurs : financiers (F), économiques (E), de prix (P) et de travail (T).

<sup>22</sup> La figure 3.1 a été créée à l'aide de la base théorique disponible dans le site Web de la Banque du Canada à laquelle nous avons ajouté de l'information intuitive suivant l'ouverture des frontières et les marchés internationaux.

<sup>23</sup> Les séries temporelles sélectionnées pour ce document sont énumérées à l'Annexe B.

<sup>24</sup> Dans la programmation des modèles autorégressifs, nous avons débuté par la préparation des modèles simples pour des fins de comparaison, tels qu'un AR(1) et un AR(6). Ensuite, nous avons créé un modèle VAR, pour ensuite créer un modèle en intégrant des facteurs, soit le FAVAR.



**Figure 3.2** Facteurs qui décrivent l'inflation pour le Canada

La figure 3.2 illustre l'idée générale servant à la réalisation de notre modèle, qui utilise des facteurs formés de séries temporelles sélectionnées. Notre représentation comportera une structure autorégressive pour l'inflation et l'ajout de facteurs. Dans notre modèle, le paramètre d'inflation pourrait être retardé de plusieurs périodes, et le nombre de retards sera déterminé à l'aide d'un test de significativité ( $\Pi_{t-1}$ ,  $\Pi_{t-2}$ , ...). Par contre, les quatre facteurs seront retardés d'une seule période ( $F_{t-1}$ ,  $E_{t-1}$ ,  $P_{t-1}$  et  $T_{t-1}$ ). Le modèle de base proposé aura la forme autorégressive :

$$\Pi_t = \mu + \beta_1 \Pi_{t-1} + \beta_2 \Pi_{t-2} + \dots + \beta_p \Pi_{t-p} + \alpha_1 F_{t-1} + \alpha_2 E_{t-1} + \alpha_3 P_{t-1} + \alpha_4 T_{t-1} + \varepsilon_t \quad (*)$$

### 3.2 Validation de la stationnarité des séries temporelles

Les séries temporelles macroéconomiques et financières sont la réalisation de processus stochastiques dans le temps par des séries observées. Afin de modéliser la dynamique des variables et d'effectuer des prévisions dans le temps, nous cherchons à trouver le modèle qui colle le mieux à la réalité. Ainsi, dans cette section, nous décrivons la validation effectuée pour retrouver l'état stationnaire des séries temporelles et les transformations nécessaires, s'il y a lieu.

Les séries temporelles macroéconomiques et financières ont été extraites des bases de données CANSIM ainsi que BLOOMBERG. Les données sont mensuelles pour une période de janvier 1984 à juin 2009 (306 mois). Dans le traitement de chaque série temporelle, nous avons validé la stationnarité. Conformément à ce que nous prévoyions suivant la théorie économique, les résultats des tests de racine unitaire indiquaient la présence de tendances stochastiques. Dans ce cas, des transformations pour stationnariser les séries ont été appliquées, soit en logarithmes (principalement pour les paniers d'actifs, les prix, les quantités et les salaires) et en différences (pour les taux d'intérêts, les taux de change et les stratégies en niveau pour des variables non stationnaires)<sup>25</sup>. Puis, nous avons analysé le comportement de chaque série et validé l'état stationnaire à l'aide du test de Dicky-Fuller augmenté. Notre analyse s'est appuyée sur la méthodologie, qui comporte le choix des retards ( $l$ ) avec la méthode de Campbell-Perron, puis le test augmenté de Dicky-Fuller à un niveau de confiance de 5 % (avec constante ou avec constante et tendance temporelle). L'utilisation du logiciel Eviews nous a permis de procéder au test de racine unitaire en différence, ou pour le logarithme, avec l'hypothèse nulle  $H_0 : p = 1$  (la série a une racine unitaire) contre l'alternative  $H_a : p < 1$  (la série n'a pas de racine unitaire).

Ainsi, les résultats des tests de racine unitaire nous ont permis d'appliquer des transformations aux séries lorsque nous nous trouvions en présence d'une racine unitaire. Les transformations apportées font du sens du point de vue de la théorie économique. Des

---

<sup>25</sup> L'analyse des séries est présentée à l'Annexe C.

tableaux résumés, dans la dernière colonne, les transformations apportées pour chaque facteur de notre modèle : financier (F), économique (E), de prix (P) et de travail (T)<sup>26</sup>.

**Tableau 3.1** Tableaux des transformations du facteur financier (F)

CANSIM / BLOOMBERG	Facteurs (F=financier, E=économique, P=prix, T=travail)	Théorie économique (Stationnarité: Logarithme ou 1eDifférence)	Graphique (T: Tendance 'Trend' / I: Ordonné à l'origine 'Intercept')	Tests de Racine Unitaire: Test ADF: r.u. (Level, Diff)	Test ADF: Lag Max (Campbell Perron)	Test ADF: Lag Specified (Prob. >0.10)	Test ADF: Schwarz Info. Criterion (Prob.>0.05 Non rejet Ho (r.u.))	Transformation si nécessaire: après le test ADF (Schwarz avec lag max):
CCMP Index	F	Log	T, I	Log	12	0.0018	0.5832	log_ccmp_index
DAX Index	F	Log	T, I	Log	11	0.0976	0.6999	log_dax_index
INDU Index	F	Log	T, I	Log	12	0.0174	0.9417	log_indu_index
SPTSX Index	F	Log	T, I	Log	1	0.0000	0.1851	log_sptsx_index
SPTSX60 Index	F	Log	T, I	Log	1	0.0000	0.1705	log_sptsx60_index
SPX Index	F	Log	T, I	Log	1	0.0779	0.9686	log_sp_x_index
v122463	F	Log	T, I	Log	11	0.0000	0.9916	log_v122463
v122464	F	Log	T, I	Log	11	0.0000	0.5180	log_v122464
v122484	F	Diff	T, I	Diff	12	0.0001	0.0000	
v122485	F	Diff	T, I	Diff	12	0.0624	0.0000	
v122486	F	Diff	T, I	Diff	12	0.0266	0.0000	
v122487	F	Diff	T, I	Diff	12	0.0059	0.0000	
v122493	F	Diff	T, I	Diff	12	0.0298	0.0000	
v122495	F	Diff	T, I	Diff	12	0.0198	0.0000	
v122504	F	Diff	T, I	Diff	12	0.0022	0.0000	
v122514	F	Diff	T, I	Diff	11	0.0161	0.0000	
v122520	F	Diff	T, I	Diff	8	0.0808	0.0000	
v122521	F	Diff	T, I	Diff	8	0.0738	0.0000	
v122522	F	Diff	T, I	Diff	6	0.0736	0.0000	
v122523	F	Diff	T, I	Diff	12	0.0029	0.0000	
v122524	F	Diff	T, I	Diff	12	0.0286	0.0000	
v122525	F	Diff	T, I	Diff	6	0.0150	0.0000	
v122526	F	Diff	T, I	Diff	6	0.0910	0.0000	
v122527	F	Diff	T, I	Diff	12	0.0051	0.0000	
v122529	F	Diff	T, I	Diff	12	0.0047	0.0000	
v122530	F	Diff	T, I	Diff	12	0.0067	0.0000	
v122534	F	Log	T, I	Log	9	0.0358	0.9831	log_v122534
v122535	F	Log	T, I	Log	10	0.0480	0.1876	log_v122535
v122538	F	Diff	T, I	Diff	8	0.0825	0.0000	
v122539	F	Diff	T, I	Diff	12	0.0348	0.0000	
v122540	F	Diff	T, I	Diff	12	0.0357	0.0000	
v122541	F	Diff	T, I	Diff	12	0.0154	0.0000	
v122543	F	Diff	T, I	Diff	12	0.0117	0.0000	

<sup>26</sup> Les graphiques des séries temporelles sont présentés à l'Annexe C.



v122544	F	Diff	T, I	Diff	12	0.0150	0.0000	
v122546	F	Diff	T, I	Diff	8	0.0006	0.0000	
v122550	F	Diff	T, I	Diff	12	0.0050	0.0000	
v122552	F	Diff	T, I	Diff	12	0.0842	0.0000	
v122555	F	Diff	T, I	Diff	12	0.0008	0.0000	
v122557	F	Diff	T, I	Diff	12	0.0089	0.0000	
v122558	F	Diff	T, I	Diff	8	0.0640	0.0000	
V122620	F	Log	T, I	Log	1	0.0000	0.1851	log_V122620
V122628	F	Log	T, I	Log	8	0.0170	0.9393	log_V122628
V122689	F	Log	T, I	Diff	9	0.0410	1.0000	log_V122689

**Tableau 3.2** Tableaux des transformations du facteur économique (E)

CANSIM / BLOOMBERG	Facteurs (F=financier, E=économique, P=prix, T=travail)	Théorie économique (Stationnarité: Logarithme ou 1eDifférence)	Graphique (T: Tendance 'Trend' / I: Ordonné à l'origine 'Intercept')	Tests de Racine Unitaire: Test ADF: r.u. (Level, Diff)	Test ADF: Lag Max (Campbell Perron)	Test ADF: Lag Specified (Prob. >0.10)	Test ADF: Schwarz Info. Criterion (Prob.>0.05 Non rejet Ho (r.u.))	Transformation si nécessaire: après le test ADF (Schwarz avec lag max):
v44176820	E	Log	T, I	Log	11	0.0012	0.2049	log_v44176820
v44176821	E	Log	T, I	Log	11	0.0063	1.0000	log_v44176821
v44176822	E	Log	T, I	Log	12	0.0013	0.0001	
v44176823	E	Log	T, I	Log	8	0.0461	0.5540	log_v44176823
v44176824	E	Log	T, I	Log	7	0.0708	0.9998	log_v44176824
v44176825	E	Log	T, I	Log	12	0.0302	0.9992	log_v44176825
v44176826	E	Log	T, I	Log	11	0.0215	0.9901	log_v44176826
v44176827	E	Log	T, I	Log	6	0.0422	0.9954	log_v44176827
v44176828	E	Log	T, I	Log	12	0.0215	0.8328	log_v44176828
v44176829	E	Log	T, I	Log	9	0.0388	0.9978	log_v44176829
v44176830	E	Log	T, I	Log	11	0.0059	0.0320	
v4594	E	Log	T, I	Log	12	0.0000	1.0000	log_v4594

**Tableau 3.3** Tableaux des transformations du facteur de prix (P)

CANSIM / BLOOMBERG	Facteurs (F=financier, E=économique, P=prix, T=travail)	Théorie économique (Stationnarité: Logarithme ou 1eDifférence)	Graphique (T: Tendance 'Trend' / I: Ordonné à l'origine 'Intercept')	Tests de Racine Unitaire: Test ADF: r.u. (Level, Diff)	Test ADF: Lag Max (Campbell Perron)	Test ADF: Lag Specified (Prob. >0.10)	Test ADF: Schwarz Info. Criterion (Prob.>0.05 Non rejet Ho (r.u.))	Transformation si nécessaire: après le test ADF (Schwarz avec lag max):
CAD Curncy	P	Diff	T, I	Diff	12	0.0126	0.0000	
CADGBP Curncy	P	Diff	T, I	Diff	9	0.0019	0.0000	

CADHKD Curncy	P	Diff	I	Diff	12	0.0038	0.0000	
CADMXN Curncy	P	Diff	T, I	Diff	11	0.0723	0.0000	
DEM Curncy	P	Diff	T, I	Diff	11	0.0544	0.0000	
DKK Curncy	P	Diff	T, I	Diff	11	0.0564	0.0000	
FRF Curncy	P	Diff	T, I	Diff	11	0.0545	0.0000	
GBP Curncy	P	Diff	I	Diff	10	0.0895	0.0000	
MXN Curncy	P	Diff	T, I	Diff	12	0.0193	0.0000	
GC1-Comdty	P	Log	T, I	Log	9	0.0002	0.9941	log_gc1_comdty
S1-Comdty	P	Log	T, I	Log	11	0.0245	0.3483	log_S1_comdty
SM-Comdty	P	Log	T, I	Log	9	0.0205	0.4076	log_SM_comdty
SB1-Comdty	P	Log	T, I	Log	9	0.0367	0.3002	log_SB1_comdty
CC1-Comdty	P	Log	T, I	Log	11	0.0002	0.5226	log_CC1_comdty
KC1-Comdty	P	Log	T, I	Log	5	0.0416	0.0934	log_KC1_comdty
C1-Comdty	P	Log	T, I	Log	11	0.0861	0.0137	
W1-Comdty	P	Log	T, I	Log	11	0.0502	0.2638	log_W1_comdty
LC1-Comdty	P	Log	T, I	Log	12	0.0989	0.0049	
CT1-Comdty	P	Log	T, I	Log	11	0.0068	0.0082	
v1575683	P	Log	T, I	Log	4	0.0217	0.6331	log_v1575683
v1575684	P	Log	T, I	Log	1	0.0490	0.1408	log_v1575684
v1575685	P	Log	T, I	Log	12	0.0058	0.7249	log_v1575685
v1575693	P	Log	T, I	Log	12	0.0066	0.1154	log_v1575693
v1575707	P	Log	T, I	Log	6	0.0231	0.6453	log_v1575707
v1575708	P	Log	T, I	Log	6	0.0301	0.5797	log_v1575708
v1575715	P	Log	T, I	Log	6	0.0990	0.4749	log_v1575715
v1575726	P	Log	T, I	Log	4	0.0363	0.3890	log_v1575726
v1575740	P	Log	T, I	Log	11	0.0006	0.4601	log_v1575740
v1575747	P	Log	T, I	Log	12	0.0050	0.3215	log_v1575747
v1575751	P	Log	T, I	Log	6	0.0320	0.7472	og_v1575751
v1575757	P	Log	I	Log	6	0.0300	0.8191	log_v1575757
v1575793	P	Log	T, I	Log	12	0.0000	0.1805	log_v1575793
v1575794	P	Log	T, I	Log	12	0.0000	0.5661	log_v1575794
v1575812	P	Log	T, I	Log	11	0.0358	0.6428	log_v1575812
v1575854	P	Log	T, I	Log	12	0.0111	0.1486	log_v1575854
v1575855	P	Log	T, I	Log	12	0.0064	0.1330	log_v1575855
v1575856	P	Log	T, I	Log	12	0.0222	0.2843	log_v1575856
v1575857	P	Log	T, I	Log	12	0.0221	0.2856	log_v1575857
v1575873	P	Log	T, I	Log	12	0.0487	0.0573	log_v1575873
v1575931	P	Log	T, I	Log	11	0.0117	0.4607	log_v1575931
v1575932	P	Log	T, I	Log	11	0.0116	0.2444	log_v1575932
v21148160	P	Log	T, I	Log	10	0.0713	0.8047	log_v21148160
v21148162	P	Log	T, I	Log	12	0.0459	0.7203	log_v21148162
V37412	P	Log	T, I	Log	4	0.0136	0.0000	
V37413	P	Log	T, I	Log	12	0.0425	1.0000	log_v37413
V37416	P	Log	T, I	Log	12	0.0177	0.9395	log_v37416
v37425	P	Log	T, I	Log	3	0.0959	0.9690	log_v37425
v37426	P	Diff	T, I	Diff	12	0.0870	0.0000	
v37427	P	Diff	I	Diff	13	0.0000	0.0000	
v37428	P	Diff	T, I	Diff	12	0.0157	0.0000	
v37429	P	Diff	T, I	Diff	12	0.1083	0.0000	
v37430	P	Diff	T, I	Diff	12	0.0210	0.0000	
v37435	P	Diff	T, I	Diff	12	0.0080	0.0000	
v37452	P	Diff	T, I	Diff	12	0.0763	0.0000	
v37456	P	Diff	T, I	Diff	10	0.0010	0.0000	
v3822562	P	Log	T, I	Log	1	0.0000	0.0443	
v3825181	P	Log	T, I	Log	11	0.0152	0.2018	log_v3825181
v3825183	P	Log	T, I	Log	11	0.0003	0.2480	log_v3825183
v41755375	P	Log	T, I	Log	12	0.0088	0.4849	log_v41755375
v41755376	P	Log	T, I	Log	12	0.0000	0.1795	log_v41755376

**Tableau 3.4** Tableaux des transformations du facteur du travail (T)

CANSIM / BLOOMBERG	Facteurs (F=financier, E=économique, P=prix, T=travail)	Théorie économique (Stationnarité: Logarithme ou 1eDifférence)	Graphique (T: Tendance 'Trend' / I: Ordonné à l'origine 'Intercept')	Tests de Racine Unitaire: Test ADF: r.u. (Level, Diff)	Test ADF: Lag Max (Campbell Perron)	Test ADF: Lag Specified (Prob. >0.10)	Test ADF: Schwarz Info. Criterion (Prob.>0.05 Non rejet Ho (r.u.))	Transformation si nécessaire: après le test ADF (Schwarz avec lag max):
v2062809	T	Log	T, I	Log	12	0.0000	0.9950	log_v2062809
v2062810	T	Log	T, I	Log	11	0.0885	0.9883	log_v2062810
v2062811	T	Log	T, I	Log	12	0.0658	0.8461	log_v2062811
v2062814	T	Log	T, I	Log	7	0.0428	0.9680	log_v2062814
v2062815	T	Diff	T, I	Diff	4	0.0024	0.0000	
v2062816	T	Diff	T, I	Diff	10	0.0200	0.0000	
v2062817	T	Diff	T, I	Log	12	0.0076	0.0000	
v2062818	T	Log	T, I	Log	12	0.0001	0.9971	log_v2062818
v2062819	T	Log	T, I	Log	11	0.0037	0.9847	log_v2062819
v2062828	T	Log	T, I	Log	8	0.0261	0.9541	log_v2062828
v2091177	T	Diff	T, I	Diff	11	0.0000	0.4521	d_v2091177
v2091250	T	Log	T, I	Log	12	0.0000	0.1184	log_v2091250

### 3.3 Préviation hors échantillon des séries temporelles

Cette section décrira les étapes de la construction de notre modèle de prévision suivant l'utilisation de FAVAR. Tel que décrit à l'équation (\*) dans la section 3.1, notre modèle est formé d'un système autorégressif composé de l'inflation retardée et de facteurs financiers, économiques, de prix et du travail. Nous décrivons notre modèle « AR F-E-P-T ». Pour construire ce modèle, nous procéderons à l'extraction de la composante principale pour chaque facteur du modèle, nous validerons sa contribution à l'intérieur du modèle et nous exposerons les résultats obtenus de la prévision. Nous souhaiterions prédire l'inflation par de meilleurs résultats que des modèles simples ou par seulement des facteurs. L'intuition de notre démarche est donc présentée par une base non théorique comportant les trois étapes suivantes :

- 1) Extraction de la composante principale de quatre facteurs dans le temps ( $F_t$ ) qui décrira la meilleure relation linéaire selon l'importance entre des séries en attribuant un poids respectif à chacune d'elles ;

2) Estimer le modèle autorégressif, composé par une partie autorégressive avec un certain nombre de retards déterminés, à l'aide de statistiques de Student (STAT-T), pour permettre de décrire la significativité des coefficients du modèle, ainsi que par des facteurs retardés d'une période ;

3) Évaluer la performance de prévision selon le critère de la racine de l'erreur quadratique moyenne (REQM), afin de déterminer si le modèle donne de bonnes performances prévisionnelles par rapport à l'échantillon.

### 3.3.1 Extraction de la composante principale d'un modèle de facteurs

La méthode d'extraction des facteurs par la composante principale a permis de construire les facteurs F-E-P-T. Ainsi, chacun de ces facteurs sera formé de la meilleure combinaison linéaire entre des séries selon leur poids respectif. Les résultats des poids attribués aux séries ont aussi permis d'analyser la pertinence de conserver une série dans le facteur et de connaître sa contribution. L'intégration de facteurs dans un système VAR a l'avantage d'inclure plusieurs variables. L'intuition derrière l'extraction de la composante principale des séries temporelles formant le modèle FAVAR passe précisément par la décomposition en valeurs propres et en vecteurs propres. Pour chaque facteur  $f_t$  dans le temps, nous avons programmé la méthodologie décrite à la section 1.4.3, qui nous a permis de former une matrice définie positive, des vecteurs propres distincts et des valeurs propres. La décomposition des vecteurs propres et des valeurs propres contenues nous a permis d'extraire la combinaison linéaire des séries, qui seront orthogonales entre elles. Cette décomposition spectrale détermine les poids pour chaque série, ordonnée de manière croissante, selon le vecteur propre relatif à la dernière ligne de la valeur propre<sup>27</sup>.

---

<sup>27</sup> Les poids pour chaque série comprise dans les différents facteurs sont décrits à l'Annexe D.

### 3.3.2 Validation de la contribution des facteurs dans le modèle

Une fois les facteurs F-E-P-T construits par la méthode de composante principale, nous avons procédé à plusieurs régressions par les moindres carrés ordinaires (MCO) selon l'ajout de retards pour la variable endogène d'inflation. Aussi, les régressions ont été faites pour la période de janvier 1984 à décembre 2005. Ce choix permettra, dans la section suivante, de faire des prévisions à l'extérieur de l'échantillon entre janvier 2006 et juin 2009, soit pour 42 mois.

Dans le tableau 3.5, nous avons exposé les coefficients de la régression obtenus pour chacun des coefficients des régresseurs pour les cas d'inflation retardée, et ce, jusqu'à six retards pour la variable de l'inflation et pour un retard pour les facteurs.

**Tableau 3.5** Régression par MCO pour notre modèle AR(1) et F-E-P-T

MCO avec différents retards d'inflation (p) : Modèle VAR(p) & Facteurs FEPT											
Régression sur 264 données (de 01-1984 à 12-2005)											
$\Pi_t + \mu + \beta_1 \Pi_{t-1} + \beta_2 \Pi_{t-2} + \beta_3 \Pi_{t-3} + \dots + \beta_q \Pi_{t-q} + \alpha_1 F_{t-1} + \alpha_2 E_{t-1} + \alpha_3 P_{t-1} + \alpha_4 T_{t-1}$											
Nombre de retards (p) pour l'inflation 'π'	Coefficients des régresseurs du MCO										
	μ	β <sub>1</sub>	β <sub>2</sub>	β <sub>3</sub>	β <sub>4</sub>	β <sub>5</sub>	β <sub>6</sub>	α <sub>1</sub>	α <sub>2</sub>	α <sub>3</sub>	α <sub>4</sub>
'π' (p=1)	3.8388	0.8891						0.0017	-0.0948	-0.0001	-0.0328
'π' (p=2)	3.8098	0.8797	0.0095					0.0017	-0.0943	-0.0001	-0.0328
'π' (p=3)	4.0119	0.8802	0.0637	-0.0635				0.0016	-0.1000	-0.0001	-0.0352
'π' (p=4)	3.8790	0.8820	0.0607	-0.0971	0.0368			0.0015	-0.0971	-0.0001	-0.0346
'π' (p=5)	4.0075	0.8821	0.0572	-0.0945	0.0690	-0.0385		0.0014	-0.1012	-0.0001	-0.0367
'π' (p=6)	4.2694	0.8797	0.0627	-0.1037	0.0757	0.0404	-0.0899	0.0012	-0.1084	-0.0001	-0.0393

Ensuite, nous avons justifié l'apport de chacun des facteurs F-E-P-T dans notre modèle, à l'aide des statistiques des tests de Student (STAT-T). Ce test, la STAT-T, permet de décrire la significativité des coefficients à l'intérieur du modèle. Suivant chaque estimation de notre modèle autorégressif avec l'ajout d'un certain nombre de retards pour l'inflation, nous avons fait ressortir les résultats des statistiques des tests de la STAT-T à un niveau de signification de 95 %. La valeur critique permet de rejeter l'hypothèse de significativité si la statistique est sous 1.960 en valeur absolue et de connaître la contribution des facteurs. Ainsi, lorsque la statistique est supérieure à cette valeur critique, le coefficient serait significatif, sinon il ne

sera pas significatif. Les résultats obtenus de la STAT-T pour notre modèle AR et F-E-P-T sont exposés dans le tableau 3.6 jusqu'à six retards d'inflation.

**Tableau 3.6** Statistiques de Student pour notre modèle AR(1) et F-E-P-T

Nombre de retards (p) pour l'inflation ' $\pi$ '	Statistique T : Probabilité [ t (plus petit ou égal ) à x] ( $\alpha/2 : 97.5\% = 1,960$ )										
	$\mu$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\beta_6$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\alpha_4$
' $\pi$ ' (p=1)	<b>2.4849</b>	<b>29.2152</b>						0.7774	<b>-2.8586</b>	-0.3518	<b>-2.7867</b>
' $\pi$ ' (p=2)	<b>2.4365</b>	<b>14.0049</b>	0.1501					0.7655	<b>-2.7894</b>	-0.3741	<b>-2.7040</b>
' $\pi$ ' (p=3)	<b>2.5400</b>	<b>13.9824</b>	0.7594	-1.0042				0.6979	<b>-2.9136</b>	-0.3334	<b>-2.8331</b>
' $\pi$ ' (p=4)	<b>2.4168</b>	<b>13.9409</b>	0.7215	-1.1543	0.5753			0.6788	<b>-2.7634</b>	-0.4529	<b>-2.7107</b>
' $\pi$ ' (p=5)	<b>2.4630</b>	<b>13.8870</b>	0.6752	-1.1188	0.8123	-0.6000		0.6224	<b>-2.8265</b>	-0.4420	<b>-2.8032</b>
' $\pi$ ' (p=6)	<b>2.5799</b>	<b>13.8150</b>	0.7398	-1.2243	0.8902	0.4750	-1.3956	0.5387	<b>-2.9444</b>	-0.2974	<b>-2.8997</b>

Notre modèle principal serait donc formé d'une constante, de l'inflation retardée et de quatre facteurs retardés d'une période :

$$\text{AR(1) et F-E-P-T : } \quad \Pi_t = \mu + \beta_1 \Pi_{t-1} + \alpha_1 F_{t-1} + \alpha_2 E_{t-1} + \alpha_3 P_{t-1} + \alpha_4 T_{t-1} + \varepsilon_t .$$

Aussi, suivant que les coefficients des facteurs F et P ne sembleraient pas significatifs à un niveau de confiance de 5 %, nous proposons de formuler un modèle alternatif : le modèle composé d'une constante, de l'inflation retardée et de deux facteurs retardés d'une période :

$$\text{AR(1) et E-T : } \quad \Pi_t = \mu + \beta_1 \Pi_{t-1} + \alpha_1 E_{t-1} + \alpha_2 T_{t-1} + \varepsilon_t .$$

Ainsi, plusieurs variantes sembleraient intéressantes à considérer. Pour des fins de comparaison, les modèles seront comparés avec des modèles autorégressifs simples, tels que AR(1), AR(2) et AR(6) :

$$\text{AR(1) : } \quad \Pi_t = \mu + \beta_1 \Pi_{t-1} + \varepsilon_t ,$$

$$\text{AR(2) : } \quad \Pi_t = \mu + \beta_1 \Pi_{t-1} + \beta_2 \Pi_{t-2} + \varepsilon_t \text{ et}$$

$$\text{AR(6) : } \quad \Pi_t = \mu + \beta_1 \Pi_{t-1} + \beta_2 \Pi_{t-2} + \beta_3 \Pi_{t-3} + \beta_4 \Pi_{t-4} + \beta_5 \Pi_{t-5} + \beta_6 \Pi_{t-6} + \varepsilon_t .$$

La section 3.3.3 décrira les résultats des prévisions avec ces deux représentations par rapport à des modèles simples AR(p). Une fois ces coefficients déterminés, nous avons vérifié qu'il n'y avait pas d'autocorrélation dans les termes d'erreur et donc qu'il ne restait pas de bruit dans la série. Le test utilisé a été celui de Breusch-Godfrey avec l'hypothèse nulle de

l'absence d'autocorrélation d'ordre 12 (puisque les coefficients des résidus sont retardés mensuellement). La statistique khi-carré, à un niveau de confiance de 5 %, a permis de valider que le non rejet de l'hypothèse nulle indique l'absence d'autocorrélation dans les termes d'erreur.

### 3.3.3 Résultats des prévisions

Les résultats des prévisions de notre modèle FAVAR permettront de discuter des performances des modèles AR(1) et F-E-P-T et du AR(1) et E-T développés aux sections précédentes. En suivant la méthode décrite à la section 1.5, nous avons construit un système qui nous a permis d'obtenir différents résultats de prévisions. Les prévisions sur l'horizon d'un mois, faites entre janvier 2006 et juin 2009, sont exposées dans le tableau 3.7. Les premières prévisions sont représentées par l'espérance au temps t de l'inflation en t+1 tels:

$$\text{AR(1)} : E_t \Pi_{t+1} = \mu + \beta_1 \Pi_t + \varepsilon_{t+1} ,$$

$$\text{AR(2)} : E_t \Pi_{t+1} = \mu + \beta_1 \Pi_t + \beta_2 \Pi_{t-1} + \varepsilon_{t+1} ,$$

$$\text{AR(6)} : E_t \Pi_{t+1} = \mu + \beta_1 \Pi_t + \beta_2 \Pi_{t-1} + \beta_3 \Pi_{t-2} + \beta_4 \Pi_{t-3} + \beta_5 \Pi_{t-4} + \beta_6 \Pi_{t-5} + \varepsilon_{t+1} ,$$

$$\text{AR(1) et F-E-P-T} : E_t \Pi_{t+1} = \mu + \beta_1 \Pi_t + \alpha_1 F_t + \alpha_2 E_t + \alpha_3 P_t + \alpha_4 T_t + \varepsilon_{t+1} \text{ et}$$

$$\text{AR(1) et E-T} : E_t \Pi_{t+1} = \mu + \beta_1 \Pi_t + \alpha_1 E_t + \alpha_2 T_t + \varepsilon_{t+1} .$$

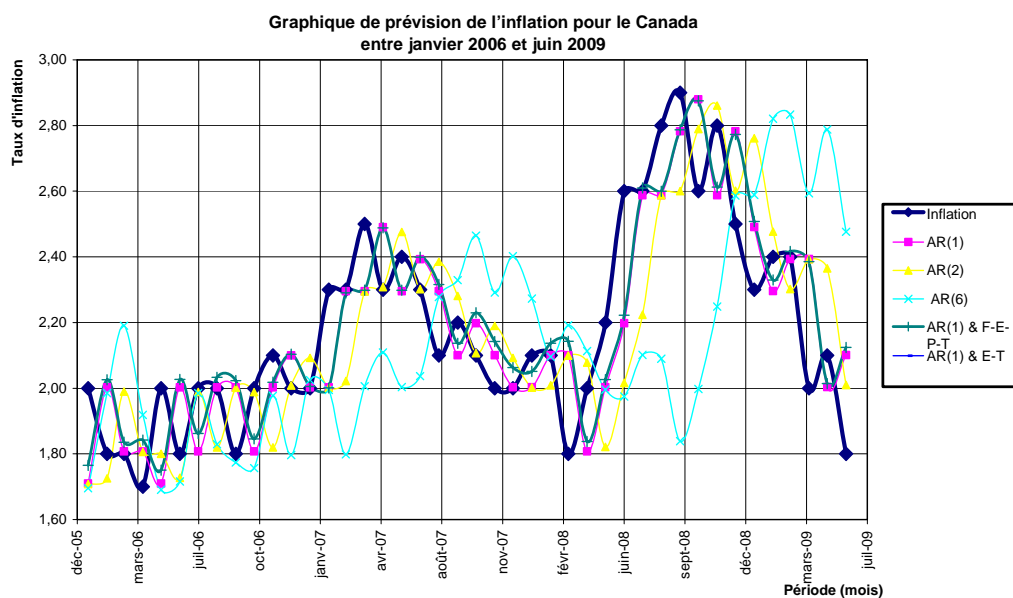
Les prévisions suivantes sont évaluées une période à l'avance et intégreront la nouvelle information à chaque période.

**Tableau 3.7** Tableau des résultats des prévisions de l'inflation réalisée

Date	Inflation	AR(1)	AR(2)	AR(6)	AR(1) & F-E-P-T	AR(1) & E-T
janv-06	2,0000	1,7094	1,7082	1,6952	1,7653	1,7537
févr-06	1,8000	2,0026	1,7254	1,9852	2,0255	2,0173
mars-06	1,8000	1,8073	1,9896	2,1906	1,8358	1,8306
avr-06	1,7000	1,8072	1,8061	1,9190	1,8419	1,8383
mai-06	2,0000	1,7095	1,8000	1,6906	1,7502	1,7490
juin-06	1,8000	2,0025	1,7269	1,7160	2,0270	2,0259
juil-06	2,0000	1,8073	1,9885	1,9851	1,8622	1,8633
août-06	2,0000	2,0025	1,8196	1,8292	2,0329	2,0340
sept-06	1,8000	2,0025	2,0015	1,7737	2,0233	2,0246
oct-06	2,0000	1,8073	1,9880	1,7565	1,8456	1,8447
nov-06	2,1000	2,0025	1,8200	1,9769	2,0185	2,0208
déc-06	2,0000	2,1001	2,0083	1,7963	2,1034	2,1113
janv-07	2,0000	2,0025	2,0924	2,0245	2,0058	2,0224

févr-07	2,3000	2,0025	2,0015	1,9947	2,0007	2,0204
mars-07	2,3000	2,2951	2,0220	1,7985	2,2907	2,2974
avr-07	2,5000	2,2951	2,2946	2,0060	2,2982	2,3044
mai-07	2,3000	2,4901	2,3081	2,1090	2,4887	2,4863
juin-07	2,4000	2,2952	2,4760	2,0034	2,2984	2,3013
juil-07	2,3000	2,3927	2,3017	2,0371	2,3988	2,3998
août-07	2,1000	2,2953	2,3852	2,2778	2,3159	2,3174
sept-07	2,2000	2,1003	2,2807	2,3290	2,1371	2,1413
oct-07	2,1000	2,1978	2,1066	2,4649	2,2294	2,2312
nov-07	2,0000	2,1003	2,1899	2,2913	2,1421	2,1486
déc-07	2,0000	2,0028	2,0923	2,4023	2,0629	2,0707
janv-08	2,1000	2,0028	2,0018	2,2729	2,0513	2,0619
févr-08	2,1000	2,1003	2,0089	2,0962	2,1371	2,1513
mars-08	1,8000	2,1003	2,0995	2,1913	2,1429	2,1604
avr-08	2,0000	1,8078	2,0780	2,1133	1,8379	1,8865
mai-08	2,2000	2,0029	1,8214	1,9957	2,0263	2,0607
juin-08	2,6000	2,1978	2,0162	1,9750	2,2219	2,2442
juil-08	2,6000	2,5875	2,2235	2,1012	2,6097	2,6000
août-08	2,8000	2,5875	2,5874	2,0899	2,5999	2,5940
sept-08	2,9000	2,7824	2,6004	1,8389	2,7870	2,7656
oct-08	2,6000	2,8799	2,7890	1,9976	2,8750	2,8480
nov-08	2,8000	2,5876	2,8607	2,2484	2,6122	2,5953
déc-08	2,5000	2,7825	2,6013	2,5865	2,7728	2,7548
janv-09	2,3000	2,4904	2,7612	2,5886	2,5075	2,4898
févr-09	2,4000	2,2957	2,4766	2,8205	2,3295	2,3090
mars-09	2,4000	2,3930	2,3020	2,8331	2,4166	2,3905
avr-09	2,0000	2,3931	2,3927	2,5931	2,3855	2,3613
mai-09	2,1000	2,0037	2,3651	2,7878	2,0140	1,9972
juin-09	1,8000	2,1010	2,0097	2,4762	2,1240	2,1021

Graphiquement, les résultats des prévisions des modèles AR(1) et F-E-P-T et du AR(1) et E-T sembleraient être satisfaisants devant les modèles autorégressifs simples comparables.



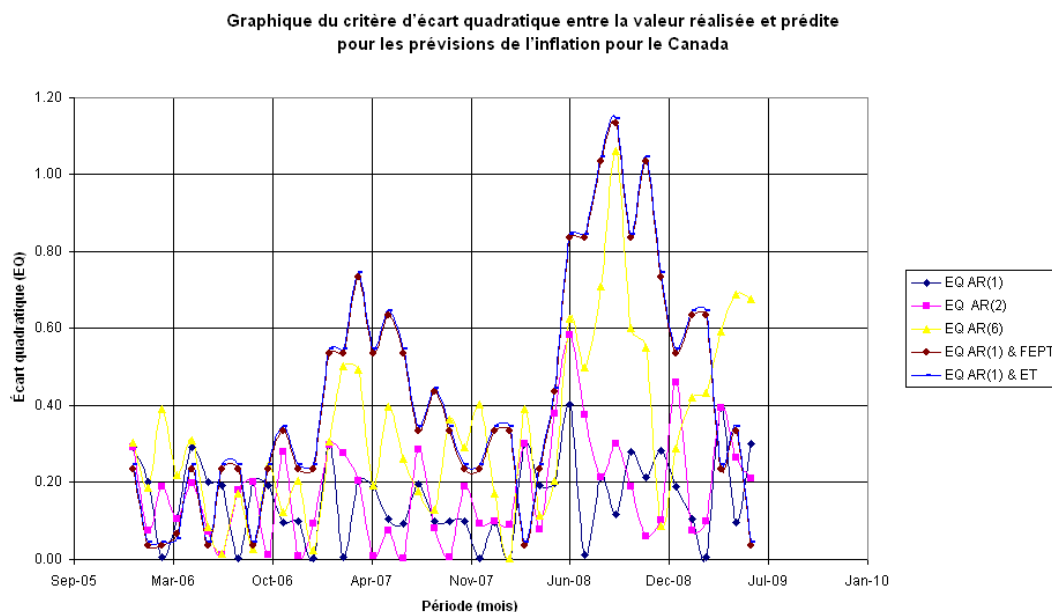
**Figure 3.3** Graphique de prévision de l'inflation pour le Canada de janvier 2006 à juin 2009



Afin de procéder à l'évaluation de la performance de prévision, nous avons utilisé l'écart quadratique entre la valeur réalisée et prédite. Ce critère, défini à la section 1.5, nous a permis d'évaluer les modèles proposés. Les résultats de ce critère sont inscrits dans le tableau 3.8 et présentés dans la figure 3.4.

**Tableau 3.8** Tableau des résultats du critère d'écart quadratique entre la valeur réalisée et prédite (EQ)

Date	EQ AR(1)	EQ AR(2)	EQ AR(6)	EQ AR(1) & FEPT	EQ AR(1) & ET
janv-06	0,2906	0,2918	0,3048	0,2347	0,2463
févr-06	0,2026	0,0746	0,1852	0,0347	0,0463
mars-06	0,0073	0,1896	0,3906	0,0347	0,0463
avr-06	0,1072	0,1061	0,2190	0,0653	0,0537
mai-06	0,2905	0,2000	0,3094	0,2347	0,2463
juin-06	0,2025	0,0731	0,0840	0,0347	0,0463
juil-06	0,1927	0,0115	0,0149	0,2347	0,2463
août-06	0,0025	0,1804	0,1708	0,2347	0,2463
sept-06	0,2025	0,2015	0,0263	0,0347	0,0463
oct-06	0,1927	0,0120	0,2435	0,2347	0,2463
nov-06	0,0975	0,2800	0,1231	0,3347	0,3463
déc-06	0,1001	0,0083	0,2037	0,2347	0,2463
janv-07	0,0025	0,0924	0,0245	0,2347	0,2463
févr-07	0,2975	0,2985	0,3053	0,5347	0,5463
mars-07	0,0049	0,2780	0,5015	0,5347	0,5463
avr-07	0,2049	0,2054	0,4940	0,7347	0,7463
mai-07	0,1901	0,0081	0,1910	0,5347	0,5463
juin-07	0,1048	0,0760	0,3966	0,6347	0,6463
juil-07	0,0927	0,0017	0,2629	0,5347	0,5463
août-07	0,1953	0,2852	0,1778	0,3347	0,3463
sept-07	0,0997	0,0807	0,1290	0,4347	0,4463
oct-07	0,0978	0,0066	0,3649	0,3347	0,3463
nov-07	0,1003	0,1899	0,2913	0,2347	0,2463
déc-07	0,0028	0,0923	0,4023	0,2347	0,2463
janv-08	0,0972	0,0982	0,1729	0,3347	0,3463
févr-08	0,0003	0,0911	0,0038	0,3347	0,3463
mars-08	0,3003	0,2995	0,3913	0,0347	0,0463
avr-08	0,1922	0,0780	0,1133	0,2347	0,2463
mai-08	0,1971	0,3786	0,2043	0,4347	0,4463
juin-08	0,4022	0,5838	0,6250	0,8347	0,8463
juil-08	0,0125	0,3765	0,4988	0,8347	0,8463
août-08	0,2125	0,2126	0,7101	1,0347	1,0463
sept-08	0,1176	0,2996	1,0611	1,1347	1,1463
oct-08	0,2799	0,1890	0,6024	0,8347	0,8463
nov-08	0,2124	0,0607	0,5516	1,0347	1,0463
déc-08	0,2825	0,1013	0,0865	0,7347	0,7463
janv-09	0,1904	0,4612	0,2886	0,5347	0,5463
févr-09	0,1043	0,0766	0,4205	0,6347	0,6463
mars-09	0,0070	0,0980	0,4331	0,6347	0,6463
avr-09	0,3931	0,3927	0,5931	0,2347	0,2463
mai-09	0,0963	0,2651	0,6878	0,3347	0,3463
juin-09	0,3010	0,2097	0,6762	0,0347	0,0463



**Figure 3.4** Graphique du critère d'écart quadratique entre la valeur réalisée et prédite pour les prévisions de l'inflation pour le Canada de janvier 2006 à juin 2009

Après avoir généré les résultats de l'écart quadratique entre la valeur réalisée et prédite, nous constatons que nos deux modèles préposés, AR(1) et F-E-P-T et AR(1) et E-T, produisent de meilleures prévisions, devant les modèles AR(p), que pendant les six premiers mois par le REQM plus faible. Par contre, l'erreur quadratique augmente en moyenne avec le temps. Aussi, il semblerait que notre modèle AR(1) et F-E-P-T donnerait d'aussi bonnes prévisions que le modèle AR(1) et E-T, même si les coefficients ne se révélaient pas significatifs lors de la statistique de test STAT-T pour la significativité des coefficients de régression. Suivant les résultats des prévisions d'horizon 1, nos deux modèles proposés ont donné des résultats qui motivent le perfectionnement de ce type de modèle autorégressif augmenté par des facteurs. Malgré les résultats qui se détériorent après les six premiers mois de la prévision, il s'en dégage beaucoup de motivation pour rendre ce modèle plus performant. Notre modèle, tel qu'il est développé, ne présente pas de meilleures prévisions que les modèles simples AR(P) pour tout l'horizon allant jusqu'à six ans.

Ainsi, une amélioration possible serait d'effectuer une sélection plus astucieuse des séries temporelles et de comparer la sensibilité avec l'inflation à l'aide de tests de significativité. Aussi, un autre exercice serait de regrouper plus de facteurs ou de diluer des facteurs en plusieurs autres et de juger de l'apport dans le modèle de prévision de l'inflation, de sorte à éliminer l'information qui serait inutile. Par ailleurs, il aurait été possible d'imposer des restrictions financières, comme le proposent les auteurs Ang et Piazzesi (2002), afin de rendre plus rigoureux certains facteurs qui décrivent les marchés financiers. Enfin, la formation du modèle FAVAR aurait pu avoir une différente forme et ne regrouper que des facteurs, par exemple les facteurs E et T retardés, sans envisager de conserver un terme autorégressif retardé pour l'inflation.

Les résultats de la prévision de l'inflation au Canada avec l'utilisation des modèles FAVAR présentent un potentiel par les résultats des six premiers mois. Néanmoins, les résultats à moyen et à long terme laissent la porte ouverte à l'amélioration du modèle de prévision en ce qui concerne le choix des facteurs et des retards considérés.

## CONCLUSION

L'étude nous a permis de vérifier que les modèles autorégressifs ont un potentiel pour la prévision de l'inflation au Canada. Nous avons créé un modèle de vecteurs autorégressifs augmentés par des facteurs (FAVAR), afin de représenter, dans chaque facteur, la meilleure relation linéaire d'une combinaison de séries temporelles.

Notre motivation pour ce travail a débuté avec le raisonnement de Stock et Watson (1999). Ces auteurs ont expliqué plusieurs hypothèses sur lesquelles ils se sont penchés pour prévoir l'inflation aux États-Unis. Ils ont construit un modèle avec des facteurs, intégrant de l'information passée et présente, pour produire de meilleures prévisions. Ils décrivent des modèles de facteurs qui produiraient de meilleures prévisions que tous les indicateurs de l'activité réelle pris ensemble. Par la suite, Stock et Watson (2001) ont introduit dans leur modèle de l'information, afin de vérifier le potentiel des indicateurs financiers et immobiliers. Ces indicateurs étant des indicateurs de secteurs cycliques et volatils permettent d'expliquer l'activité économique dans des économies ouvertes. Les résultats des prévisions de l'inflation pour les États-Unis ont ouvert les portes à l'utilisation de ce type de modèle pour le Canada. Ainsi, pour faire des prévisions de l'inflation au Canada, Gosselin et Tkacz (2001) ont repris l'idée des modèles de facteurs de Stock et Watson, et ils en ont conclu que le Canada a une économie ouverte, et que sa santé économique et financière est principalement influencée par les États-Unis. Leurs trois modèles de prévision de l'inflation pour le Canada, avec des données trimestrielles et intégrant jusqu'à onze facteurs, ne font pas de meilleures prévisions que des modèles simples après deux années. Par la suite, Demers et De Champlain (2005) ont confirmé que la prévision de l'inflation doit considérer plusieurs autres variables que les variables macroéconomiques. Ils ont proposé un modèle de prévision avec plusieurs autres variables et ils ont considéré les résultats une période à l'avance. Ainsi, leur principal résultat a consisté à souligner le potentiel de ce type de modèle, mais leurs

conclusions dénoncent les défaillances suivant l'utilisation de données agrégées qui pourraient être surmontées.

Pour notre travail, nous avons créé un modèle de prévision de l'inflation au Canada qui a surmonté les problèmes soulevés par ce type de modèle. Notre modèle de prévision intègre des données macroéconomiques et financières, incluant les prix des commodités, puisqu'ils sont des indices des prix importants dans notre économie. Aussi, nous avons utilisé des données mensuelles, afin d'éviter l'utilisation de variables économiques agrégées qui peuvent représenter un risque supplémentaire et guider vers de mauvaises directions. Nous avons présenté une modélisation avec quatre facteurs, qui comprend des données économiques et financières, afin de contrer le problème de la surparamétrisation et d'augmenter le potentiel de prévision hors échantillon. Cette proposition nous a permis d'intégrer le maximum d'informations et d'augmenter le potentiel de prévision hors échantillon. Néanmoins, nos modèles ont donné des résultats intéressants pendant les six premiers mois, mais ils ont de moins bonnes capacités prédictives que les modèles autorégressifs simples après cette période.

D'après nos résultats, nous soulevons quelques propositions qui pourraient être envisagées pour poursuivre l'amélioration de différents types de modèles de prévision de l'inflation au Canada. La composition des facteurs, le nombre de facteurs à considérer dans le modèle ainsi que le choix des séries qui les composent font l'objet d'un travail astucieux. Nous proposons ainsi de regarder le choix des trois composantes. Par ailleurs, la forme utilisée de FAVAR pourrait permettre l'introduction de restrictions financières et s'avérer fournir de meilleures capacités prédictives.

Notre principale conclusion est qu'il y a un gain à utiliser un modèle macroéconométrique incorporant une sélection de facteurs pour prévoir l'inflation au Canada. Notre recherche approfondie sur la prévision de l'inflation au Canada nous a permis d'apprendre des choses sur la sélection des données pour définir un modèle de prévisions et elle nous a éclairée sur les limitations dans l'utilisation de ce type de modèle.

## BIBLIOGRAPHIE

- Ang, Andrew, et Monica Piazzesi. 2002. «A No arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables».
- Ang, A. et Piazzesi, M. 2002. «A No-Arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables.». *Journal of Monetary Economics*, 2003, 50(4), p.745-787.
- Batchelor, R. 1997. «Forecasting T-Bill Yields: Accuracy versus Profitability?». Warwick Business Schools, Working Paper Series 98-03.
- Campbell, J.Y. 1999. «Asset prices, consumption, and the business cycle». *Handbook of Macroeconomics*, Édition Taylor J.B. et Woodford M., *Handbook of Macroeconomics*, édition 1, volume 1, chapitre 19, p.1231-1303.
- Clements, M. 2002. «Why forecast performance does not help us choose a model». Mimeo University of Warwick, *Journal of Labor Economics*, Vol. 1, No. 4, p.331-344. <http://www2.warwick.ac.uk/fac/soc/economics/staff/faculty/clements/wp/dynforc.pdf>
- Demers, F. et De Champlain, A. 2005. «Forecasting Inflation in Canada: Should We Forecast the Aggregate or the Components?». Bank of Canada, Working Paper 2005-44.
- Diebold, F.X., Rudebusch, G.D. et Aruoba, S.B. 2004. «The Macroeconomy and the Yield Curve: A Dynamic Latent Factor Approach». National Bureau of Economic Research, Inc., NBER Working Paper Series, No. 10616.
- Elliott, G. et Timmermann, A. 2008. «Economic Forecasting». *Journal of Economic Literature*, Vol. 46, No. 1, p.3-56.
- Fauvel, Y. 2007. *Notes du cours - ECO 8086 : Application de modèles économiques*. Université du Québec à Montréal (ESG).
- Guay, A. 2009. *Notes du cours - ECO 9036 : Macroéconométrie*. Université du Québec à Montréal (ESG).
- Galbraith, J.W. and Tkacz, G. 2007. «Forecast Content and Content Horizons for some Important Macroeconomic Time Series». *Canadian Journal of Economics*, Vol. 40, No. 3, p.935-953.
- Gosselin, M.-A. and Tkacz, G. 2001. «Evaluating Factor Model: An application to Forecasting Inflation in Canada», Banque du Canada, Document de travail No. 2001-18.
- Greene W.H. 2005. *Econométrie*. Pearson Education, 5e Édition, 900 p.

- Hamilton, J.D. 1994. *Time Series Analysis*. Éditions Princeton University Press, Princeton, NJ, 799 p.
- Heij, C., Groenen, P. et Van Dijk, D.J. 2005. «Forecast comparison of principal component regression and principal covariate regression», Economic institute Report EI 2005 – 28.
- King, R.G., J.C. Plosser, J. Stock, et M. Watson. 1991. «Stochastic Trends and Econometric Fluctuations». *American Economic Review* 81 (4), p.819-840.
- King, R., et S. Rebelo. 2000. «Resuscitating Real Business Cycles». National Bureau of Economic Research, Inc., NBER Working Paper Series, No. 7534.
- Macklem, T. 2002. «Information and Analysis for Monetary Policy: Coming to a Decision». *Bank of Canada Review*, summer 2002, p.11-18.
- Maes, K. 2003. «Modeling the Term Structure of Interest Rates: Where Do We Stand?». National Bank of Belgium, Working Paper Series, No. 42.
- Ng, S. et Perron, P. 1997. «Lag-Length Selection and Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power». *Boston College Working Papers in Economics* 369, Boston College Department of Economics, revised 01 Sep 2000.
- Quantitative Micro Software LLC, *Copyright © 1994-2004. EViews 5 Command and Programming Reference*.
- Quantitative Micro Software LLC, *Copyright © 1994-2004. EViews 5 User's Guide*.
- Stock, J.H., et Watson M.W. 1989. «New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators», National Bureau of Economic Research, Inc., NBER Annual 1989, p.351-409.
- Stock, J.H., et Watson M.W. 1993. *Introduction to Econometrics*. Addison Wesley. Taylor, J.B., «Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, p.195-214.
- Stock, J.H., et Watson M.W. 1998. «Business Cycle Fluctuations in US Macroeconomic Time Series», National Bureau of Economic Research, Inc., NBER Working Paper Series, No. 6528.
- Stock, J.H., et Watson M.W. 1999. «Forecasting Inflation». *Journal of Monetary Economics*, Vol. 44 ; p.293-335.
- Stock, J.H., et Watson M.W. 2001. «Forecasting output and inflation: the role of asset prices». National Bureau of Economic Research, Inc., NBER Working Paper No.8180.
- Watson M.W. 1994. «Vector Autoregressions and Cointegration». *Handbook of Econometrics*, Vol. IV, p. 2844-2915.

## ANNEXES

### ANNEXE A : BASES DE DONNÉES

Deux sources de bases de données ont permis la réalisation de ce papier et ces dernières ont permis de mieux caractériser l'inflation. Les bases de données utilisées sont BLOOMBERG et CANSIM. Leurs particularités sont que, la première dispose d'une grande variété de données financières et la deuxième, de données économiques. Ensemble, elles entourent les séries temporelles nécessaires pour décrire l'inflation pour le Canada. Voici quelques détails sur ces sources :

BLOOMBERG : est le principal outil mondial dans le domaine financier. L'information qui y est disponible est de toute sorte et on y retrouve des taux de rendement et des indices de prix.

CANSIM: est une base de données canadienne qui contient des données pour tous les secteurs de l'économie canadienne. Cette base de données a été conçue pour des besoins statistiques.



ANNEXE B : SÉRIES DE DONNÉES

<b>BLOOMBERG (Ticker<sup>28</sup>)</b>	<b>DESCRIPTIONS DES SÉRIES TEMPORELLES MACROÉCONOMIQUES ET FINANCIÈRES</b>
CCMP Index	<i>NASDAQ Composite Index</i> : Indice de prix d'actions américaines composé de trois paniers pondérés <i>Global Select</i> , <i>Global Market</i> et <i>Capital Market</i> .
DAX Index	<i>DAX Index</i> : Indice de prix d'actions de l'Allemagne composé de trente <i>Blue Chips</i> sur le <i>Frankfurt Stock Exchange</i> .
INDU Index	<i>Dow Jones Industrial Average</i> : Indice de prix d'actions américaines composé de trente <i>Blue-Chips leaders</i> de leur industrie.
SPTSX Index	<i>S&amp;P/TSX Composite Index</i> : Indice de prix d'actions canadiennes listées et pondérées mesurant l'activité du marché sur le TSX.
SPTSX60 Index	<i>S&amp;P/TSX 60 Index</i> : Indice de prix d'actions canadiennes pondéré des 60 plus importantes actions listées qui mesurent l'activité du marché sur le TSX.
SPX Index	<i>S&amp;P 500 Index</i> : Indice de prix d'actions américaines pondéré des 500 plus importantes actions listées qui mesurent l'activité de toutes les industries principales de l'économie.
CAD Curncy	Taux de change (FX): Dollar canadien (CAD) / Dollar américain (USD)
CADGBP Curncy	Taux de change (FX): Dollar canadien (CAD) / Livre sterling du Royaume-Uni (GBP)
CADHKD Curncy	Taux de change (FX): Dollar canadien (CAD) / Dollar Hong Kong (HKD)
CADMXN Curncy	Taux de change (FX): Dollar canadien (CAD) / Peso Mexicain (MEX)
DEM Curncy	Taux de change (FX): Marque allemande (DEM) / Dollar américain (USD)
DKK Curncy	Taux de change (FX): Couronne danoise (DKK) / Dollar américain (USD)
FRF Curncy	Taux de change (FX): Franc français (FRF) / Dollar américain (USD)
GBP Curncy	Taux de change (FX): Livre sterling du Royaume-Uni (GBP) / Dollar américain (USD)
MXN Curncy	Taux de change (FX): Peso Mexicain (MEX) / Dollar américain (USD)
GC1-Comdty	<i>GCI-Comdty - Gold-Comex</i> : Indice de prix de contrats de gré à gré (futures) pour le prix de vente de l'or

<sup>28</sup> Le *ticker* est le code de la série Bloomberg.

S1-Comdty	<i>S1-Comdty - Soybeans-CBOT</i> : Indice de prix de contrats de gré à gré (futures) pour le prix de vente de soya
SM-Comdty	<i>SM-Comdty - Soybean-meal-CBOT</i> : Indice de prix de contrats de gré à gré (futures) pour le prix de vente de produits de soya
SB1-Comdty	SB1-Comdty - Sugar-NYBOT: Indice de prix de contrats de gré à gré (futures) pour le prix de vente du sucre
CC1-Comdty	<i>CC1-Comdty - CCOCOA-Nybot</i> : Indice de prix de contrats de gré à gré (futures) pour le prix de vente du cacao
KC1-Comdty	<i>KC1-Comdty - Coffee-Nybot</i> : Indice de prix de contrats de gré à gré (futures) pour le prix de vente du café
C1-Comdty	<i>C1-Comdty - Corn</i> : Indice de prix de contrats de gré à gré (futures) pour le prix de vente du maïs
W1-Comdty	<i>W1-Comdty - Wheat</i> : Indice de prix de contrats de gré à gré (futures) pour le prix de vente du blé
LC1-Comdty	<i>LC1-Comdty - Live Cattle</i> : Indice de prix de contrats de gré à gré (futures) pour le prix de vente du bétail vivant
CT1-Comdty	<i>CT1-Comdty - Cotton</i> : Indice de prix de contrats de gré à gré (futures) pour le prix de vente du coton

<b>CANSIM (Numéro)</b>	<b>DESCRIPTIONS DES SÉRIES TEMPORELLES MACROÉCONOMIQUES ET FINANCIERES</b>
v122463	Émissions brutes d'obligations, livraisons, Obligations émises ou garanties par le gouvernement du Canada, valeur nominale, mensuelle (Dollars)
v122464	Remboursements bruts d'obligations, Obligations émises ou garanties par le gouvernement du Canada, valeur nominale, mensuelle (Dollars)
v122484	Adjudication de Bons du trésor - rendement moyen : à 3 mois, moyenne des valeurs (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122485	Quelques rendements d'obligations types du gouvernement canadien : de 3 à 5 ans (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122486	Quelques rendements d'obligations types du gouvernement canadien : de 5 à 10 ans (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122487	Quelques rendements d'obligations types du gouvernement canadien : de plus de 10 ans (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122493	Banques à charte - dépôts d'épargne non transférables par chèque (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada

v122495	Taux d'intérêt administrés des banques à charte - taux de base prêts aux entreprises (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122504	Acceptations bancaires : à 1 mois (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122514	Taux des fonds à un jour, moyenne sur 7 jours (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122520	Banques à charte - prêts hypothécaires ordinaires : à 1 an (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122521	Banques à charte - prêts hypothécaires ordinaires : à 5 ans (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122522	Banques à charte - prêts hypothécaires ordinaires : à 3 ans (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122523	Banques à charte - taux des prêts à la consommation (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122524	Banques à charte - Certificats de placement garantis : à 1 an (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122525	Banques à charte - Certificats de placement garantis : à 3 ans (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122526	Banques à charte - Certificats de placement garantis : à 5 ans (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122527	Acceptations bancaires : à 3 mois (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122529	Bons du trésor : à 1 mois (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122530	Taux officiel d'escompte (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122534	Adjudication de Bons du trésor - montant adjugé : à 3 mois (Dollars); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122535	Adjudication de Bons du trésor - montant adjugé : à 6 mois (Dollars); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122538	Quelques rendements d'obligations types du gouvernement canadien : à 2 ans (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada

v122539	Quelques rendements d'obligations types du gouvernement canadien : à 3 ans (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122540	Quelques rendements d'obligations types du gouvernement canadien : à 5 ans (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122541	Adjudication de Bons du trésor - rendement moyen : à 3 mois (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122543	Quelques rendements d'obligations types du gouvernement canadien : à 10 ans (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122544	Quelques rendements d'obligations types du gouvernement canadien : à long terme (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122546	Report ou déport (-) sur le dollar États-Unis au Canada : à 1 mois (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122550	Taux officiel d'escompte, dernier mardi ou dernier jeudi (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122552	Adjudication de Bons du trésor - rendement moyen : à 6 mois (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122555	Acceptations bancaires : à 2 mois (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122557	Banques à charte - dépôts à terme de 90 jours (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122558	Quelques rendements d'obligations types du gouvernement canadien : de 1 à 3 ans (Pourcentage); Statistiques du marché financier, au dernier mercredi sauf indication contraire, mensuelle, Canada
v122620	Indice composé Standard and Poor's/Bourse de Toronto, dernier jour, Statistiques de la Bourse de Toronto, mensuelle (Indice, 1975=1000 sauf indication contraire)
v122628	Bourse de Toronto, rendement sous forme de dividendes (indice synthétique), cours de clôture durant le mois (Pourcentage), Statistiques de la Bourse de Toronto, mensuelle
v122689	Total de l'encours du crédit de consommation des principaux prêteurs, mensuelle, Canada; En fin de mois; Désaisonnalisées;
v1575683	Indices des prix de l'industrie pour appareils électriques et de télécommunication, produits minéraux non métalliques, produits du pétrole et charbon, mensuelle (Indice, 1997=100), Canada; Produits électriques et de communication (Indice, 1997=100)

v1575684	Indices des prix de l'industrie pour appareils électriques et de télécommunication, produits minéraux non métalliques, produits du pétrole et charbon, mensuelle (Indice, 1997=100), Canada; Appareils et récepteurs ménagers (Indice, 1997=100)
v1575685	Indices des prix de l'industrie pour appareils électriques et de télécommunication, produits minéraux non métalliques, produits du pétrole et charbon, mensuelle (Indice, 1997=100), Canada; Principaux appareils électroménagers (Indice, 1997=100)
v1575693	Indices des prix de l'industrie pour appareils électriques et de télécommunication, produits minéraux non métalliques, produits du pétrole et charbon, mensuelle (Indice, 1997=100), Canada; Petits appareils électriques (Indice, 1997=100)
v1575707	Indices des prix de l'industrie pour appareils électriques et de télécommunication, produits minéraux non métalliques, produits du pétrole et charbon, mensuelle (Indice, 1997=100), Canada; Autres produits électriques (Indice, 1997=100)
v1575708	Indices des prix de l'industrie pour appareils électriques et de télécommunication, produits minéraux non métalliques, produits du pétrole et charbon, mensuelle (Indice, 1997=100), Canada; Matériel de communication (Indice, 1997=100)
v1575715	Indices des prix de l'industrie pour appareils électriques et de télécommunication, produits minéraux non métalliques, produits du pétrole et charbon, mensuelle (Indice, 1997=100), Canada; Matériel électronique (Indice, 1997=100)
v1575726	Indices des prix de l'industrie pour appareils électriques et de télécommunication, produits minéraux non métalliques, produits du pétrole et charbon, mensuelle (Indice, 1997=100), Canada; Matériel électrique industriel (Indice, 1997=100)
v1575740	Indices des prix de l'industrie pour appareils électriques et de télécommunication, produits minéraux non métalliques, produits du pétrole et charbon, mensuelle (Indice, 1997=100), Canada; Fils et câbles électriques (Indice, 1997=100)
v1575747	Indices des prix de l'industrie pour appareils électriques et de télécommunication, produits minéraux non métalliques, produits du pétrole et charbon, mensuelle (Indice, 1997=100), Canada; Turbines, tout genre (Indice, 1997=100)
v1575751	Indices des prix de l'industrie pour appareils électriques et de télécommunication, produits minéraux non métalliques, produits du pétrole et charbon, mensuelle (Indice, 1997=100), Canada; Moteurs électriques et autres moteurs (Indice, 1997=100)
v1575757	Indices des prix de l'industrie pour appareils électriques et de télécommunication, produits minéraux non métalliques, produits du pétrole et charbon, mensuelle (Indice, 1997=100), Canada; Tout autre produit électrique, non décrit ailleurs (Indice, 1997=100)

v1575793	Indices des prix de l'industrie pour appareils électriques et de télécommunication, produits minéraux non métalliques, produits du pétrole et charbon, mensuelle (Indice, 1997=100), Canada; Produits minéraux non métalliques (Indice, 1997=100)
v1575794	Indices des prix de l'industrie pour appareils électriques et de télécommunication, produits minéraux non métalliques, produits du pétrole et charbon, mensuelle (Indice, 1997=100), Canada; Produits du ciment et du béton (Indice, 1997=100)
v1575812	Indices des prix de l'industrie pour appareils électriques et de télécommunication, produits minéraux non métalliques, produits du pétrole et charbon, mensuelle (Indice, 1997=100), Canada; Autres produits minéraux non métalliques (Indice, 1997=100)
v1575854	Indices des prix de l'industrie pour appareils électriques et de télécommunication, produits minéraux non métalliques, produits du pétrole et charbon, mensuelle (Indice, 1997=100), Canada; Produits du pétrole et du charbon (Indice, 1997=100)
v1575855	Indices des prix de l'industrie pour appareils électriques et de télécommunication, produits minéraux non métalliques, produits du pétrole et charbon, mensuelle (Indice, 1997=100), Canada; Essence et mazout (Indice, 1997=100)
v1575856	Indices des prix de l'industrie pour appareils électriques et de télécommunication, produits minéraux non métalliques, produits du pétrole et charbon, mensuelle (Indice, 1997=100), Canada; Essence (Indice, 1997=100)
v1575857	Indices des prix de l'industrie pour appareils électriques et de télécommunication, produits minéraux non métalliques, produits du pétrole et charbon, mensuelle (Indice, 1997=100), Canada; Essence à moteur (Indice, 1997=100)
v1575873	Indices des prix de l'industrie pour appareils électriques et de télécommunication, produits minéraux non métalliques, produits du pétrole et charbon, mensuelle (Indice, 1997=100), Canada; Mazout et autres carburants (Indice, 1997=100)
v1575931	Indices des prix de l'industrie pour appareils électriques et de télécommunication, produits minéraux non métalliques, produits du pétrole et charbon, mensuelle (Indice, 1997=100), Canada; Autres produits du pétrole et du charbon (Indice, 1997=100)
v1575932	Indices des prix de l'industrie pour appareils électriques et de télécommunication, produits minéraux non métalliques, produits du pétrole et charbon, mensuelle (Indice, 1997=100), Canada; Autres produits raffinés du pétrole (Indice, 1997=100)
v2062809	Population (Personnes); Les deux sexes; 15 ans et plus; Désaisonnalisées; Enquête sur la population active (EPA), estimations selon le sexe et le groupe d'âge, désaisonnalisées et non désaisonnalisées, mensuelle (Personnes sauf indication contraire), Cana

v2062810	Population active (Personnes); Les deux sexes; 15 ans et plus; Désaisonnalisées; Enquête sur la population active (EPA), estimations selon le sexe et le groupe d'âge, désaisonnalisées et non désaisonnalisées, mensuelle (Personnes sauf indication contraire)
v2062811	Emploi (Personnes); Les deux sexes; 15 ans et plus; Désaisonnalisées; Enquête sur la population active (EPA), estimations selon le sexe et le groupe d'âge, désaisonnalisées et non désaisonnalisées, mensuelle (Personnes sauf indication contraire), Canada
v2062814	Chômage (Personnes); Les deux sexes; 15 ans et plus; Désaisonnalisées; Enquête sur la population active (EPA), estimations selon le sexe et le groupe d'âge, désaisonnalisées et non désaisonnalisées, mensuelle (Personnes sauf indication contraire), Canada
v2062815	Taux de chômage (Taux); Les deux sexes; 15 ans et plus; Désaisonnalisées; Enquête sur la population active (EPA), estimations selon le sexe et le groupe d'âge, désaisonnalisées et non désaisonnalisées, mensuelle (Personnes sauf indication contraire), Canada
v2062816	Taux d'activité (Taux); Les deux sexes; 15 ans et plus; Désaisonnalisées; Enquête sur la population active (EPA), estimations selon le sexe et le groupe d'âge, désaisonnalisées et non désaisonnalisées, mensuelle (Personnes sauf indication contraire), Canada
v2062817	Taux d'emploi (Taux); Les deux sexes; 15 ans et plus; Désaisonnalisées; Enquête sur la population active (EPA), estimations selon le sexe et le groupe d'âge, désaisonnalisées et non désaisonnalisées, mensuelle (Personnes sauf indication contraire), Canada
v2062818	Population (Personnes); Hommes; 15 ans et plus; Désaisonnalisées; Enquête sur la population active (EPA), estimations selon le sexe et le groupe d'âge, désaisonnalisées et non désaisonnalisées, mensuelle (Personnes sauf indication contraire), Canada
v2062819	Population active (Personnes); Hommes; 15 ans et plus; Désaisonnalisées; Enquête sur la population active (EPA), estimations selon le sexe et le groupe d'âge, désaisonnalisées et non désaisonnalisées, mensuelle (Personnes sauf indication contraire), Canada
v2062828	Population active (Personnes); Femmes; 15 ans et plus; Désaisonnalisées; Enquête sur la population active (EPA), estimations selon le sexe et le groupe d'âge, désaisonnalisées et non désaisonnalisées, mensuelle (Personnes sauf indication contraire), Canada
v2091177	Taux de chômage (Taux); Les deux sexes; 15 ans et plus; Enquête sur la population active (EPA), estimations selon le sexe et le groupe d'âge détaillé, non désaisonnalisées, mensuelle (Personnes sauf indication contraire), Canada
v2091250	Population (Personnes); Hommes; 25 à 29 ans; Enquête sur la population active (EPA), estimations selon le sexe et le groupe d'âge détaillé, non désaisonnalisées, mensuelle (Personnes sauf indication contraire), Canada
v21148160	Indices de prix des logements neufs, mensuelle (Indice), Canada; Total (maison et terrain); 1997=100

v21148162	Indices de prix des logements neufs, mensuelle (Indice), Canada; Terrain seulement; 1997=100
v36393	(IPC), mesures alternatives, non désaisonnalisées et désaisonnalisées, mensuelle, Canada; Indice des prix à la consommation (IPC) avec pondération inverse par volatilité et corrigé de l'effet des modifications des impôts indirects (IPCP) (taux de variation)
V37412	Bourse de Toronto, valeur des actions négociées, Statistiques boursières, Canada et États-Unis, mensuelle (Dollars sauf indication contraire)
V37413	Bourse de Toronto, volume des actions négociées (Actions), Statistiques boursières, Canada et États-Unis, mensuelle (Dollars sauf indication contraire)
v37416	Actions ordinaires des États-Unis, Dow-Jones, industriels, dernier jour (Indice), Statistiques boursières, Canada et États-Unis, mensuelle (Dollars sauf indication contraire)
v37425	Standard and Poor's (500), 1941-43=10 (Indice), Statistiques boursières, Canada et États-Unis, mensuelle (Dollars sauf indication contraire)
v37426	Taux de change étranger en dollars canadiens, Dollar des États-Unis, cours au comptant à midi, moyenne, mensuelle (Dollars)
v37427	Taux de change étranger en dollars canadiens, Couronne norvégienne, cours au comptant à midi, moyenne, mensuelle (Dollars)
v37428	Taux de change étranger en dollars canadiens, Couronne suédoise, cours au comptant à midi, moyenne, mensuelle (Dollars)
v37429	Taux de change étranger en dollars canadiens, Franc suisse, cours au comptant à midi, moyenne, mensuelle (Dollars)
v37430	Taux de change étranger en dollars canadiens, Livre sterling du Royaume-Uni, cours au comptant à midi, moyenne, mensuelle (Dollars)
v37435	Taux de change étranger en dollars canadiens, Dollar des États-Unis, cours de clôture à 90 jours, mensuelle (Dollars)
v37452	Taux de change étranger en dollars canadiens, Couronne danoise, cours au comptant à midi, moyenne, mensuelle
v37456	Taux de change étranger en dollars canadiens, Yen japonais, cours au comptant à midi, moyenne, mensuelle (Dollars)
v3822562	Fabrication, ensemble; Indices des prix de l'industrie, selon le Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN), mensuelle (Indice, 1997=100), Canada
v3825181	Fabrication des industries de base [321, 322, 327, 331]; Indices des prix de l'industrie, selon le Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN), mensuelle (Indice, 1997=100), Canada



v3825183	Première transformation des métaux sauf les métaux précieux; Indices des prix de l'industrie, selon le Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN), mensuelle (Indice, 1997=100), Canada
v41755375	(IPC), mesures alternatives, non désaisonnalisées et désaisonnalisées, mensuelle, Canada; hors effet d'impôts indirects (Indice, 2002=100)
v41755376	(IPC), mesures alternatives, non désaisonnalisées et désaisonnalisées, mensuelle, Canada; hors alimentation, énergie et effet des impôts indirects (Indice, 2002=100)
v44176820	Importations et exportations de marchandises par secteur, sur base de la balance des paiements, pour tous les pays, désaisonnalisées, formule Fisher, mensuelle (dollars enchaînés (2002)), Canada; Importations, secteur 9 Ajustements de la balance des paiements
v44176822	Importations et exportations de marchandises par secteur, sur base de la balance des paiements, pour tous les pays, désaisonnalisées, formule Fisher, mensuelle (dollars enchaînés (2002)), Canada; Exportations, secteur 1 Produits de l'agriculture et de la
v44176823	Importations et exportations de marchandises par secteur, sur base de la balance des paiements, pour tous les pays, désaisonnalisées, formule Fisher, mensuelle (dollars enchaînés (2002)), Canada; Exportations, secteur 2 Produits énergétiques
v44176824	Importations et exportations de marchandises par secteur, sur base de la balance des paiements, pour tous les pays, désaisonnalisées, formule Fisher, mensuelle (dollars enchaînés (2002)), Canada; Exportations, secteur 3 Produits forestiers
v44176825	Importations et exportations de marchandises par secteur, sur base de la balance des paiements, pour tous les pays, désaisonnalisées, formule Fisher, mensuelle (dollars enchaînés (2002)), Canada; Exportations, secteur 4 Équipement et biens industriels
v44176826	Importations et exportations de marchandises par secteur, sur base de la balance des paiements, pour tous les pays, désaisonnalisées, formule Fisher, mensuelle (dollars enchaînés (2002)), Canada; Exportations, secteur 5 Machines et équipement
v44176827	Importations et exportations de marchandises par secteur, sur base de la balance des paiements, pour tous les pays, désaisonnalisées, formule Fisher, mensuelle (dollars enchaînés (2002)), Canada; Exportations, secteur 6 Produits de l'automobile
v44176828	Importations et exportations de marchandises par secteur, sur base de la balance des paiements, pour tous les pays, désaisonnalisées, formule Fisher, mensuelle (dollars enchaînés (2002)), Canada; Exportations, secteur 7 Autre biens de consommation
v44176829	Importations et exportations de marchandises par secteur, sur base de la balance des paiements, pour tous les pays, désaisonnalisées, formule Fisher, mensuelle (dollars enchaînés (2002)), Canada; Exportations, secteur 8

	Transactions spéciales commerciales
v4594	Production et livraisons de bois d'oeuvre, mensuelle (Mètres cubes sec), Canada; Bois d'oeuvre, livraisons totales

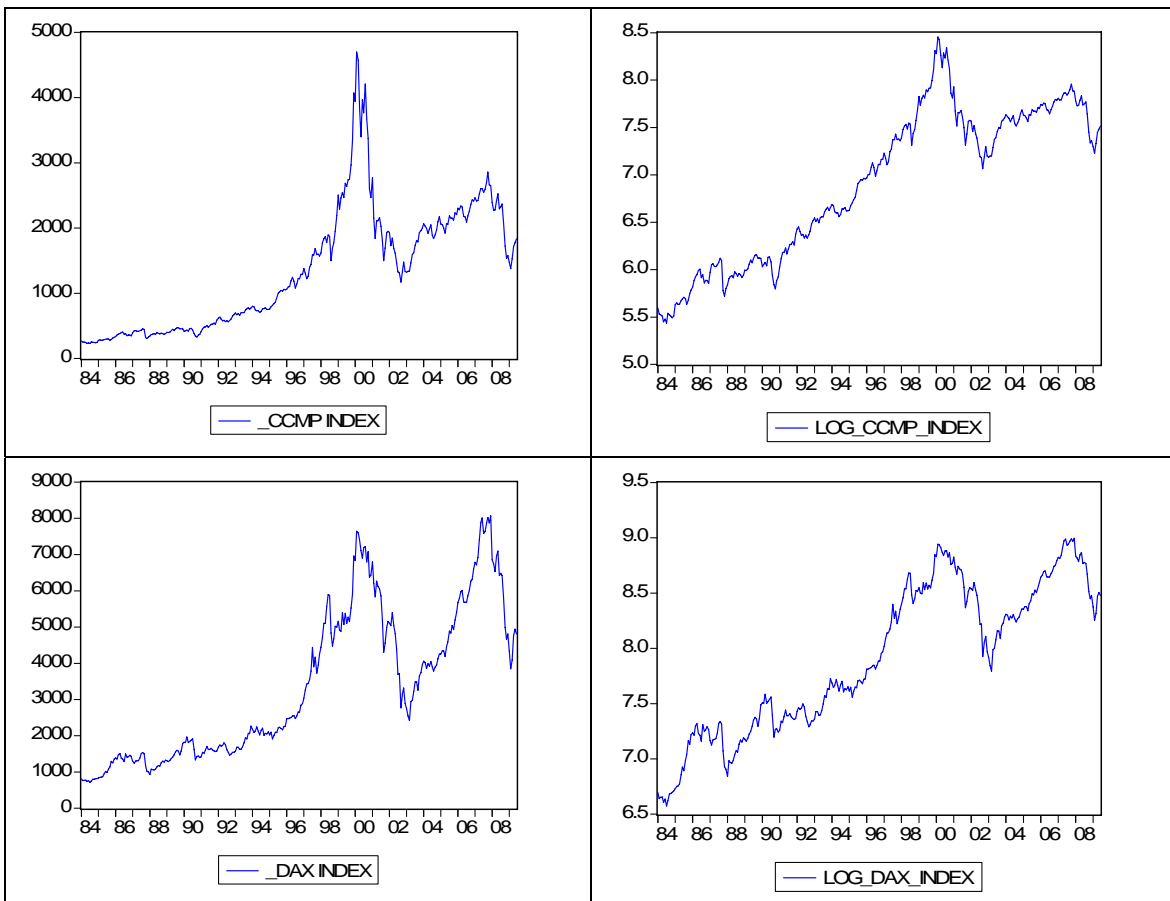
## ANNEXE C : L'ANALYSE ET LA STATIONNARITÉ DES SÉRIES

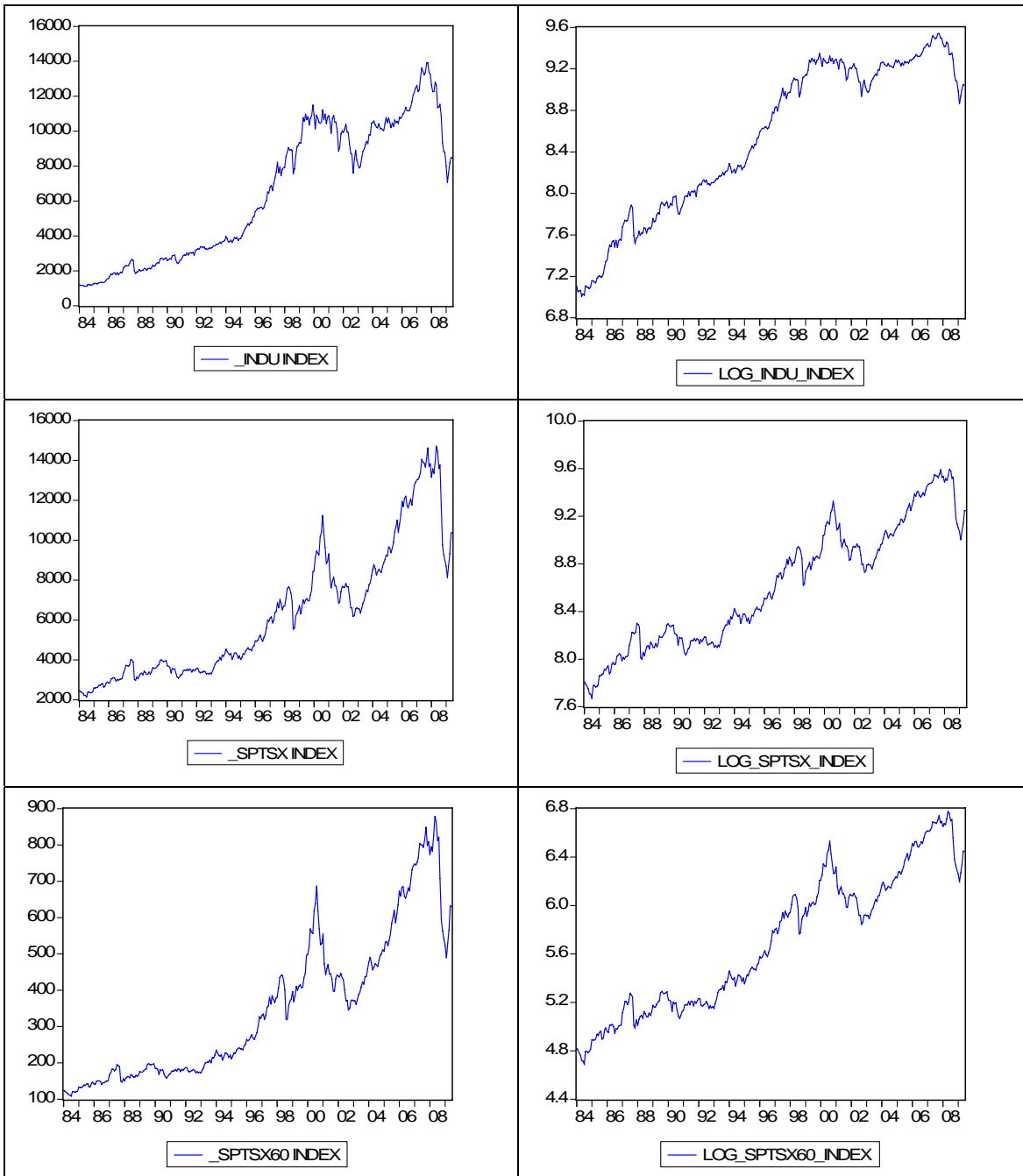
Des transformations ont été appliquées aux séries temporelles, suivant des tests de racine unitaire, et ce afin d'obtenir la stationnarité.

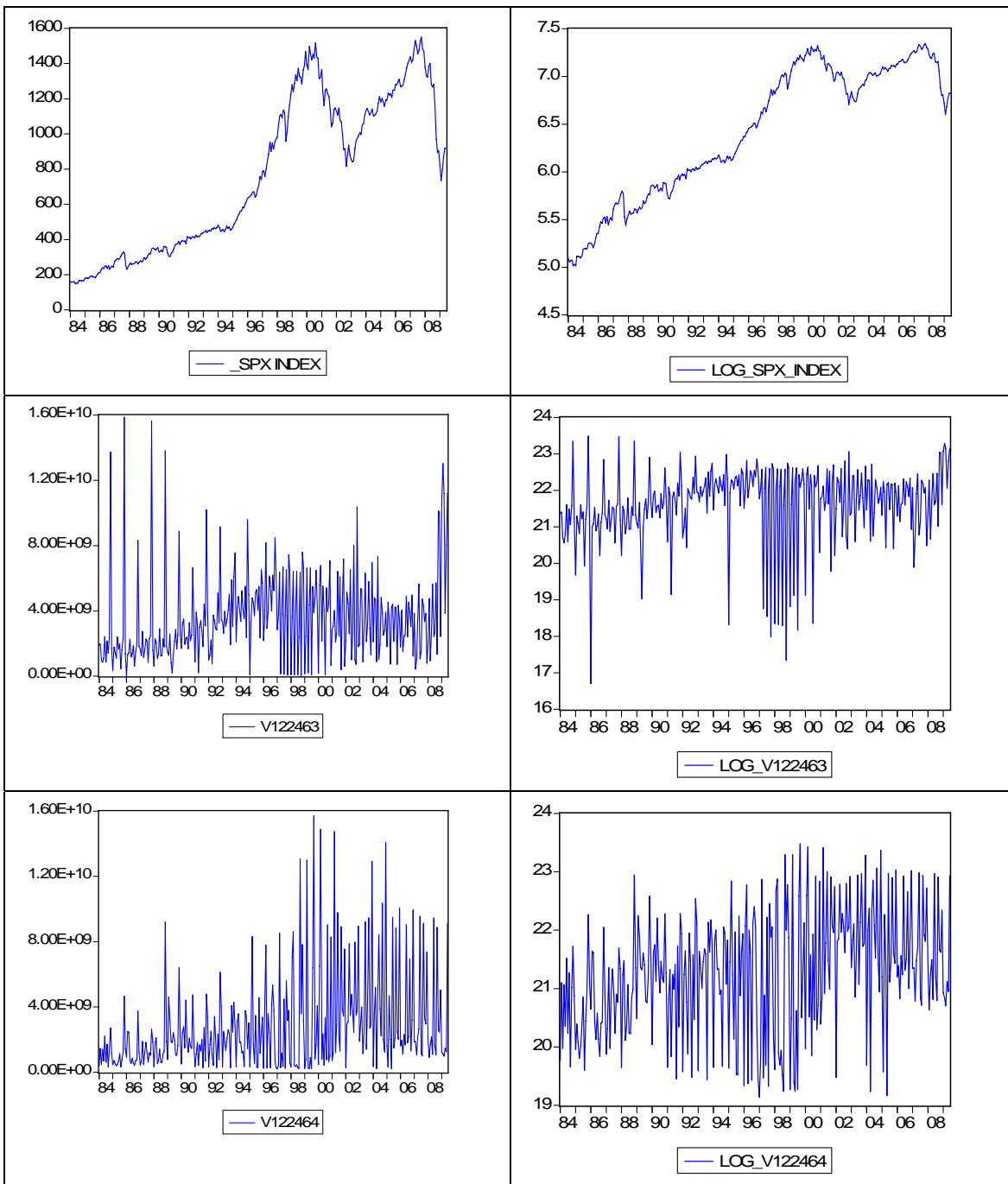
### Séries temporelles non stationnaires et ayant besoin de transformation (F):

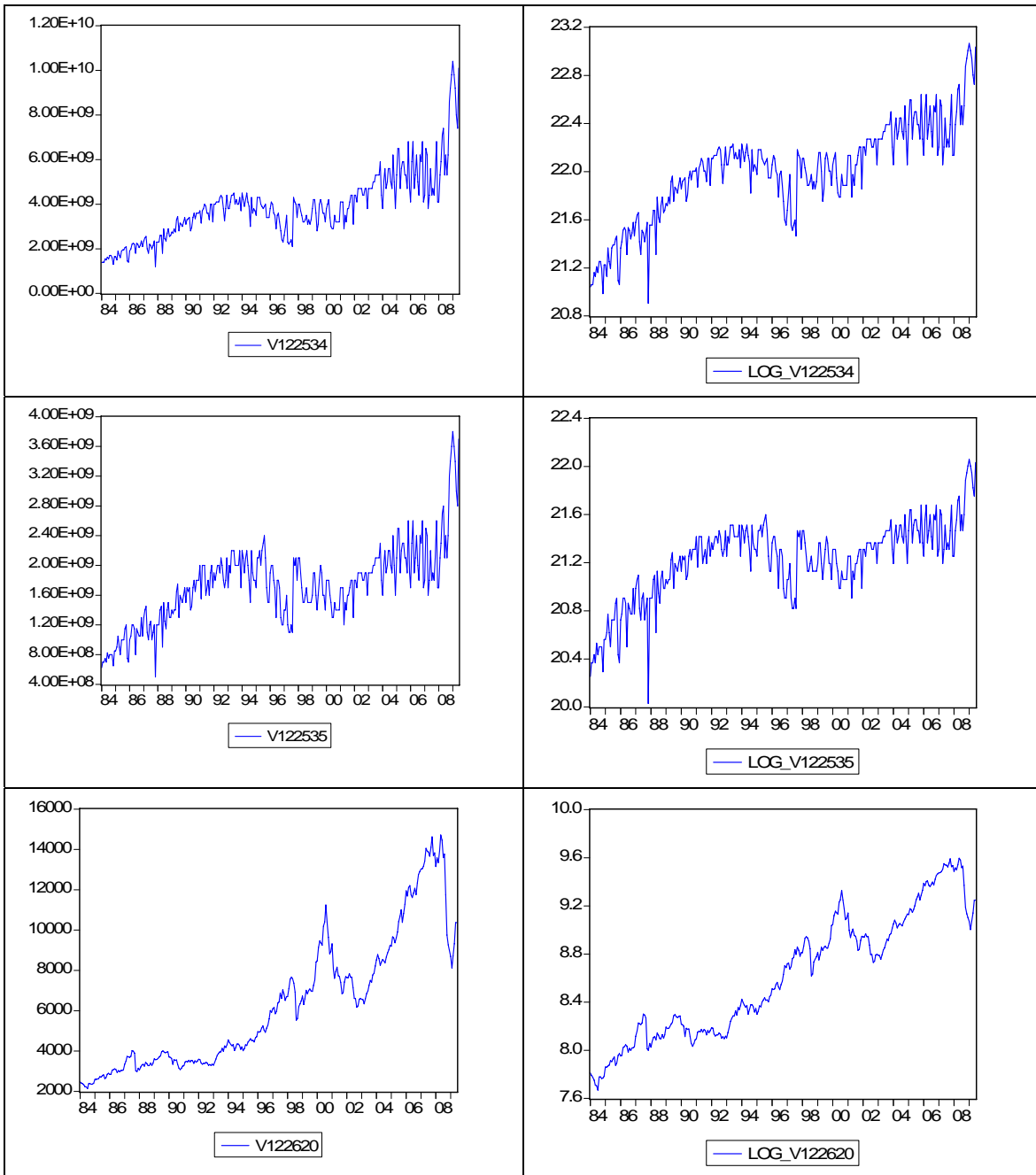
Séries temporelles brutes  
(Originales) :

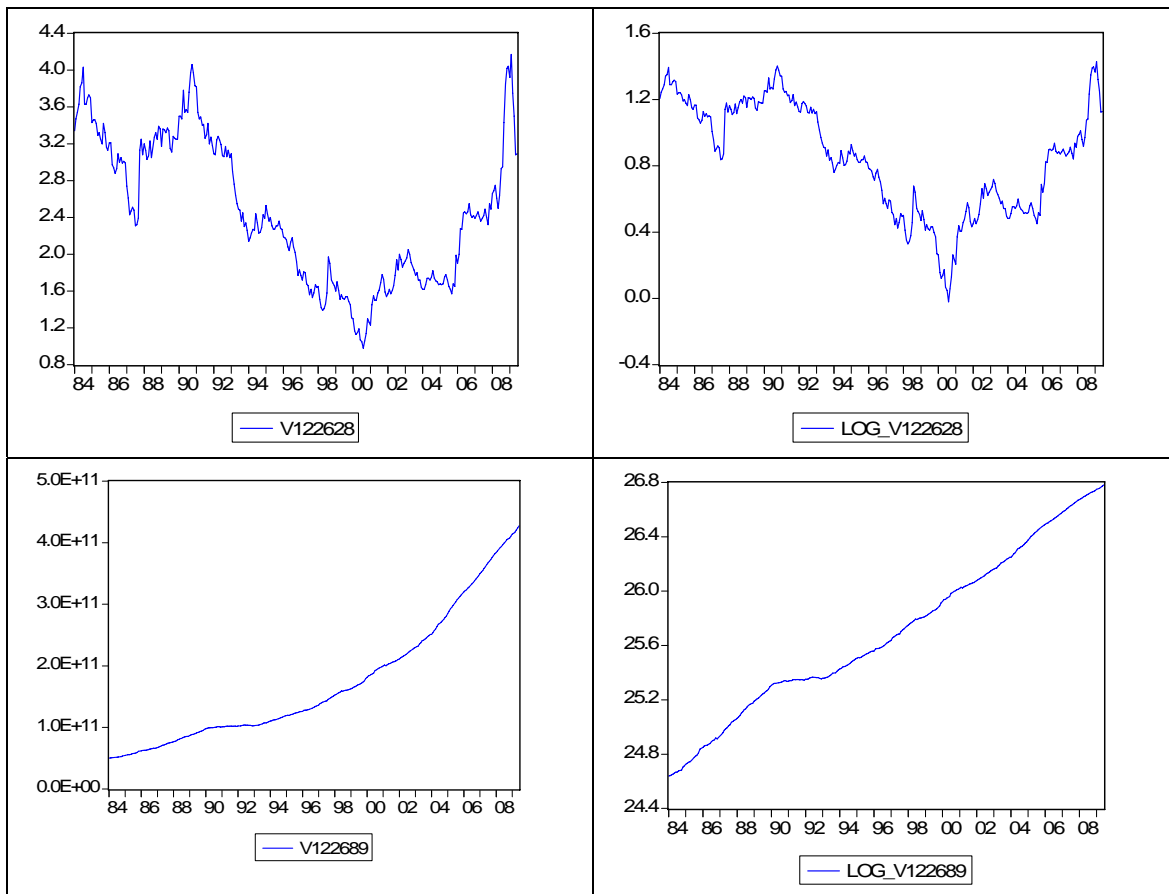
Séries temporelles avec transformation  
(Pour obtenir la stationnarité) :



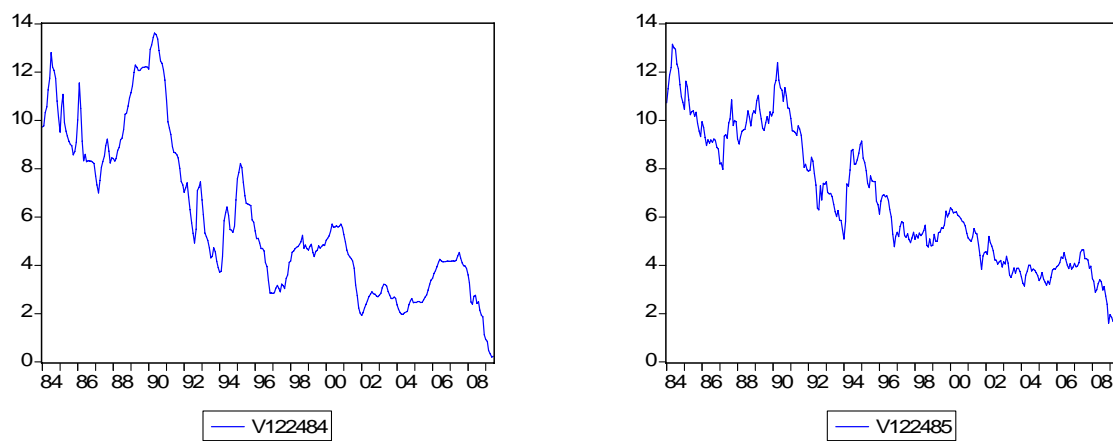


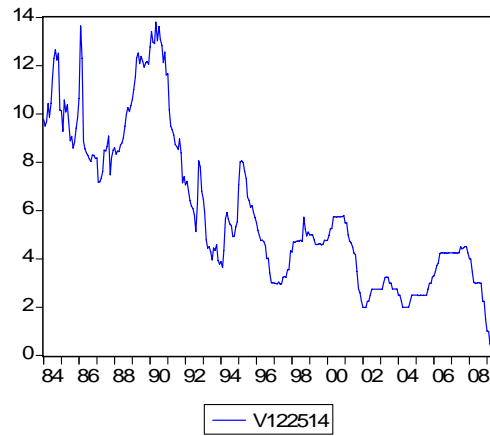
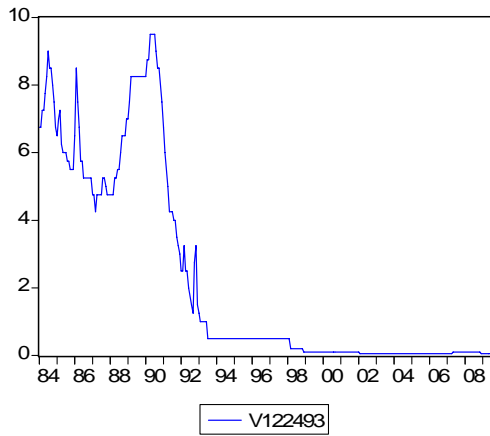
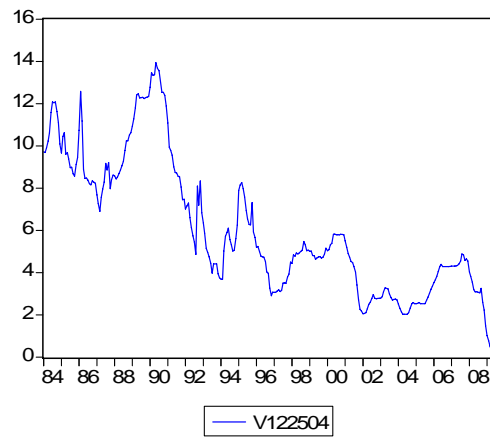
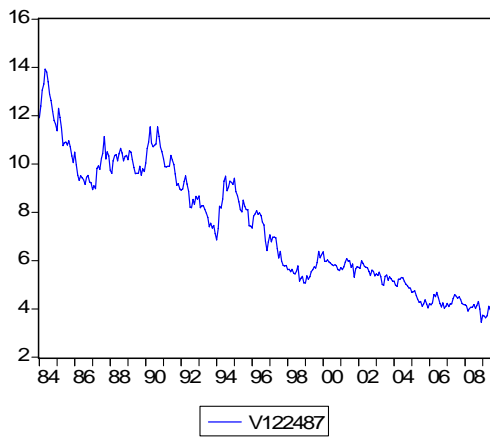
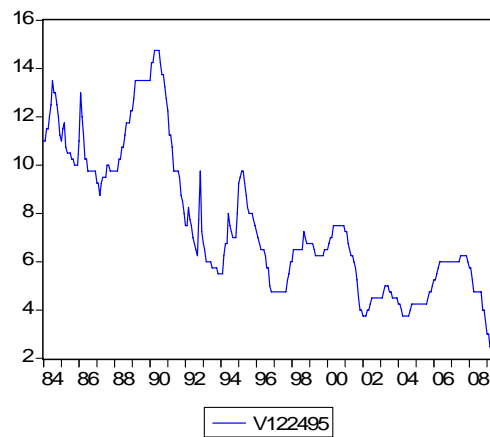
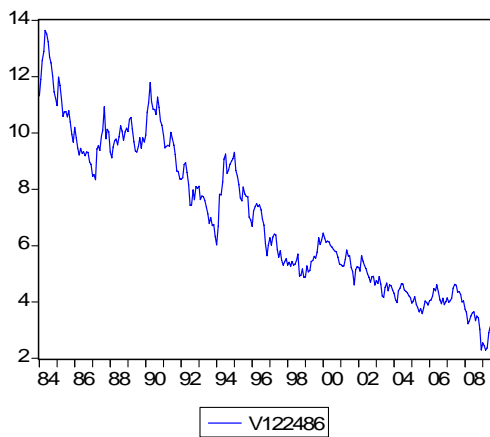




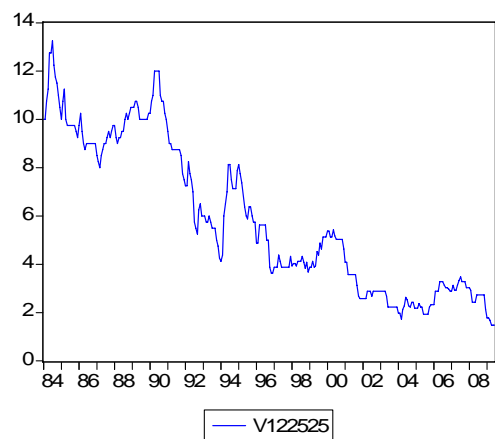
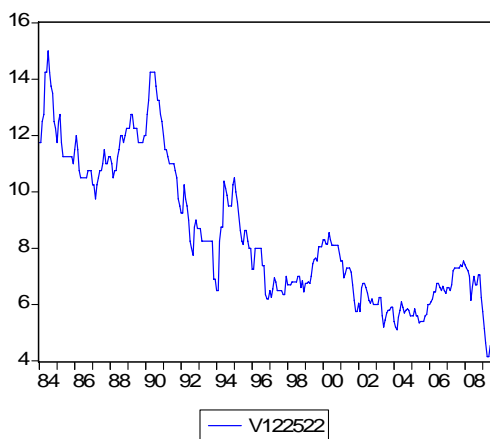
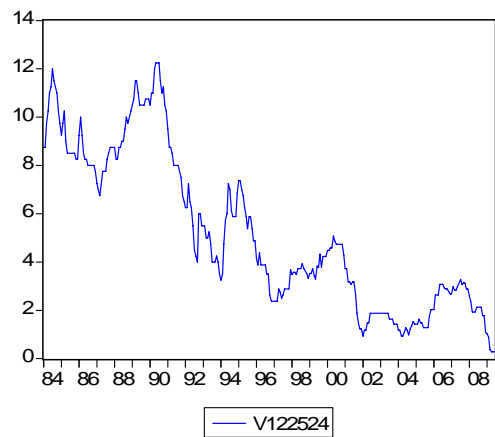
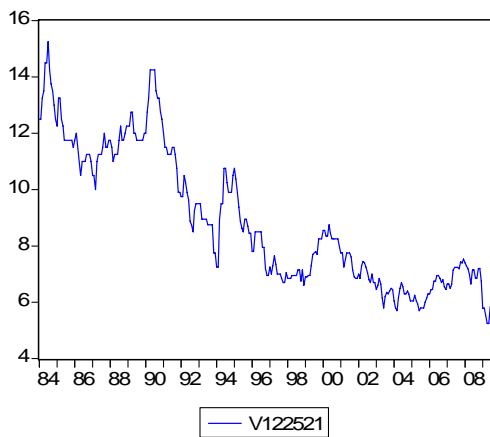
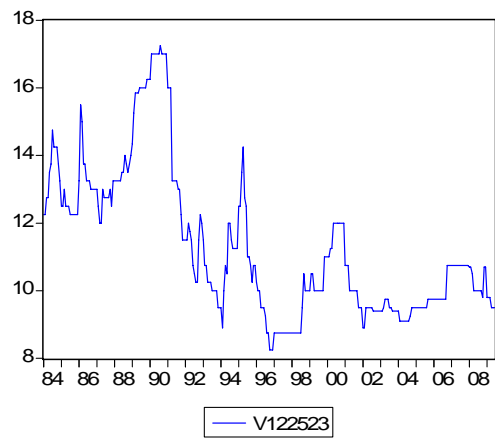
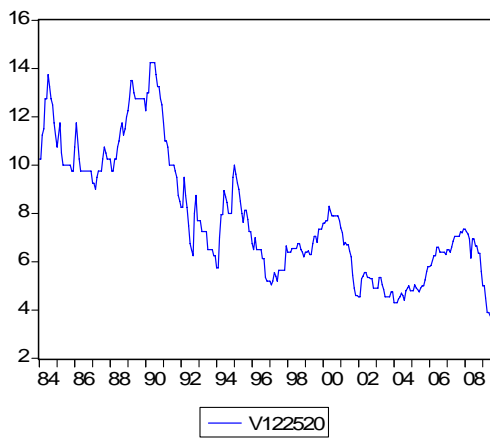


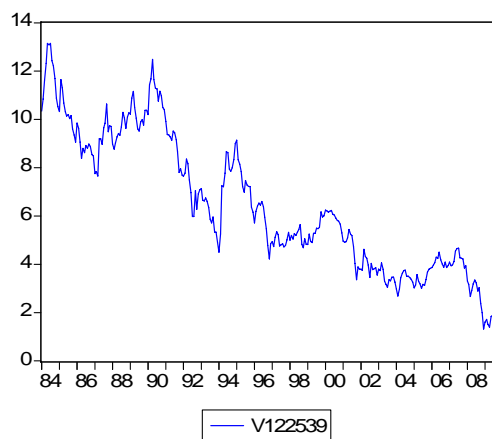
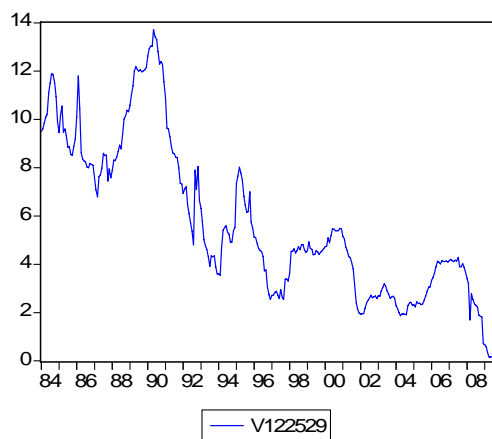
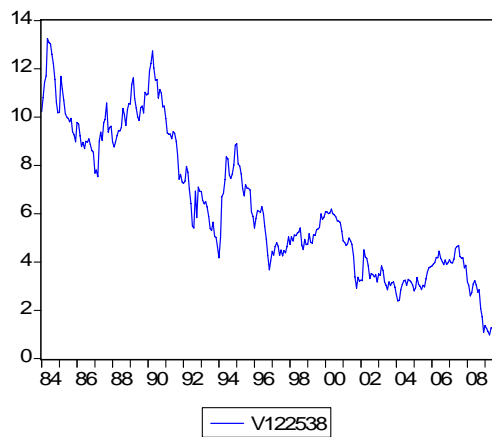
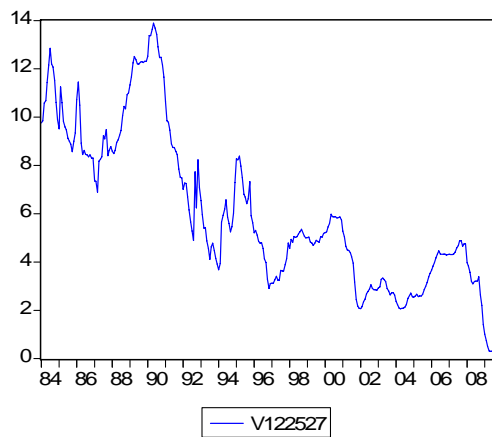
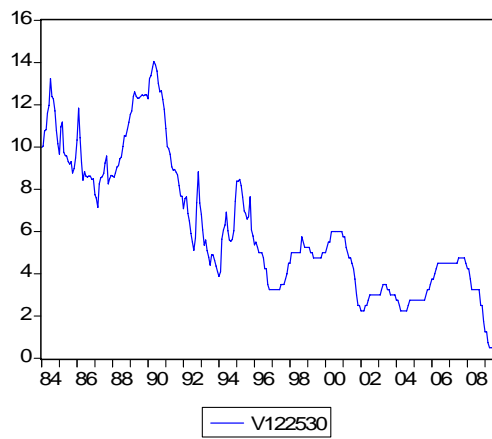
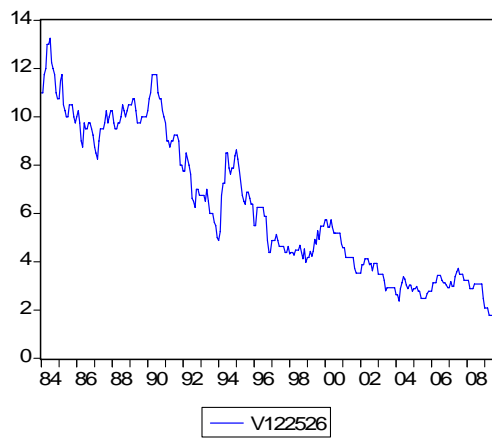
### Séries temporelles stationnaires et sans transformation (F):

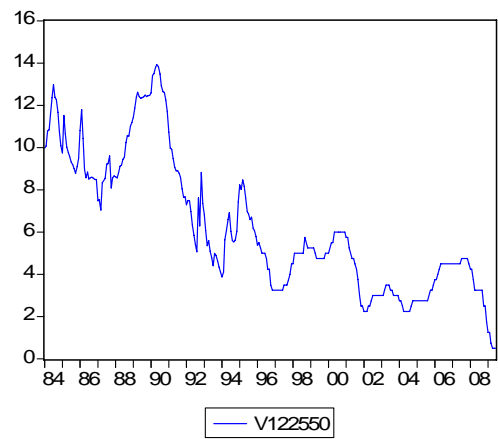
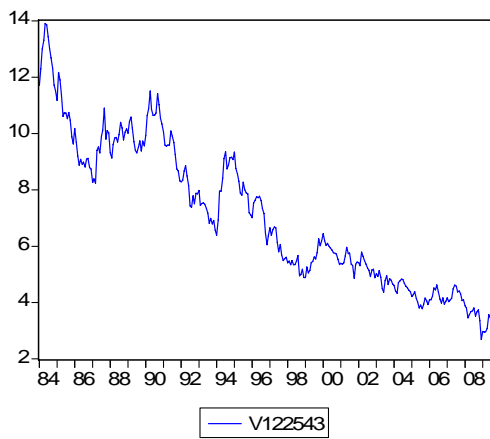
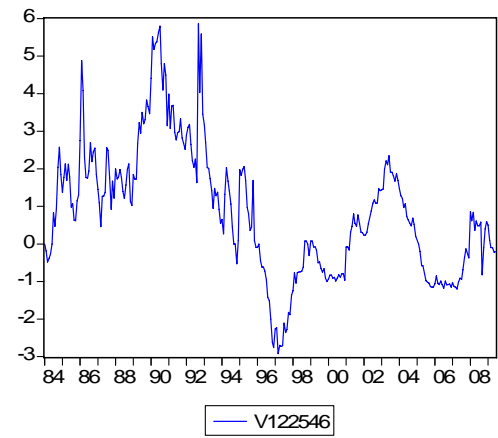
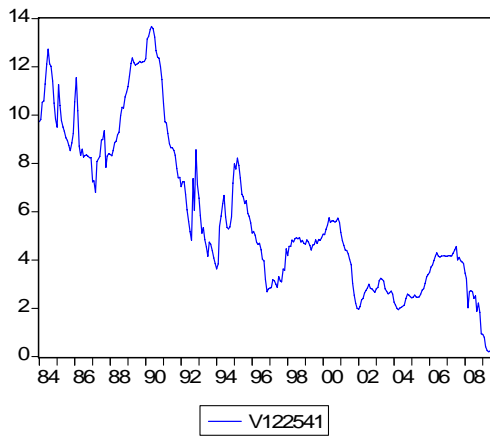
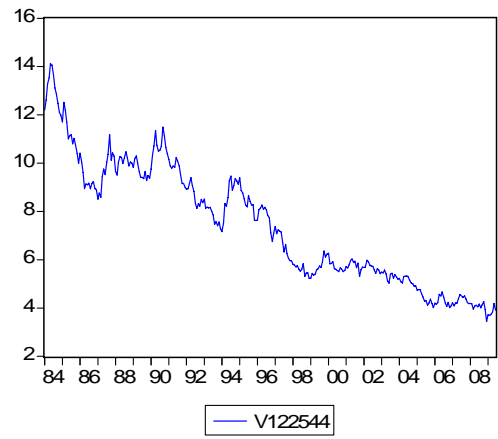
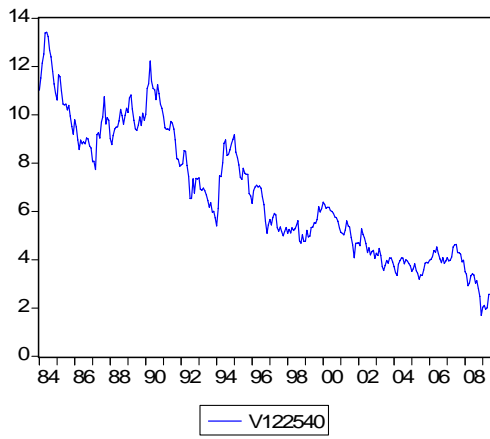


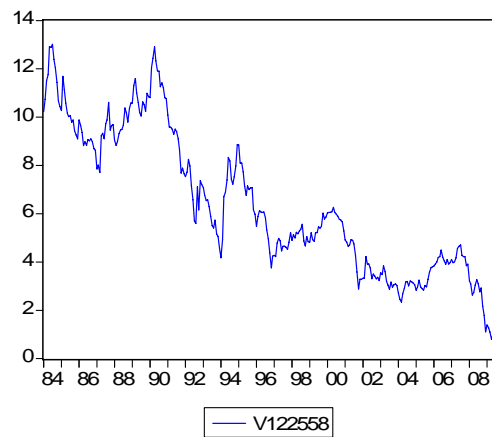
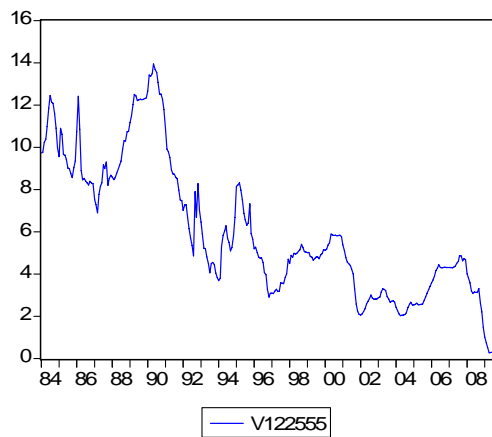
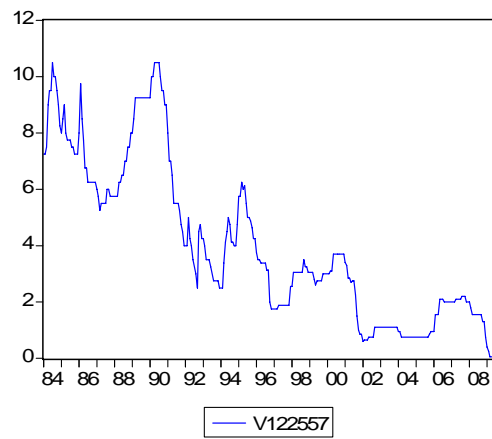
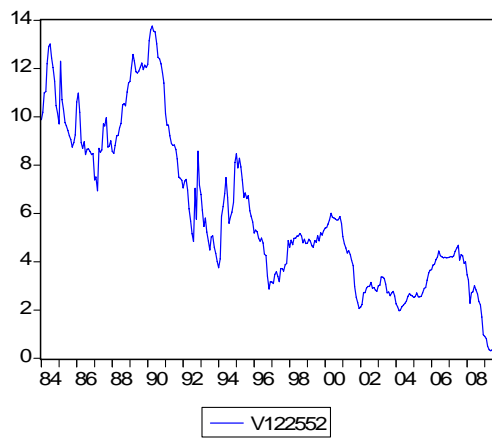








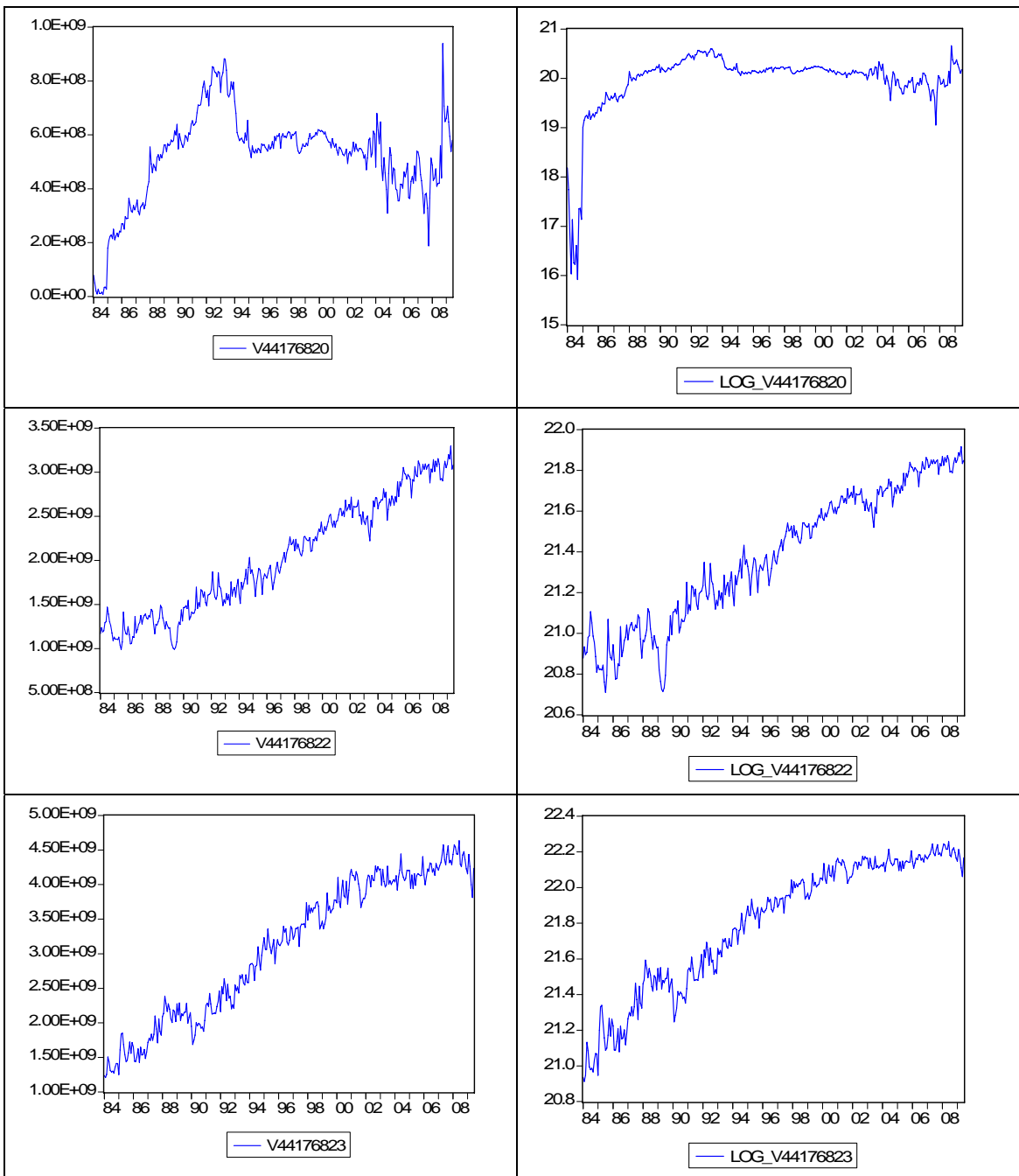


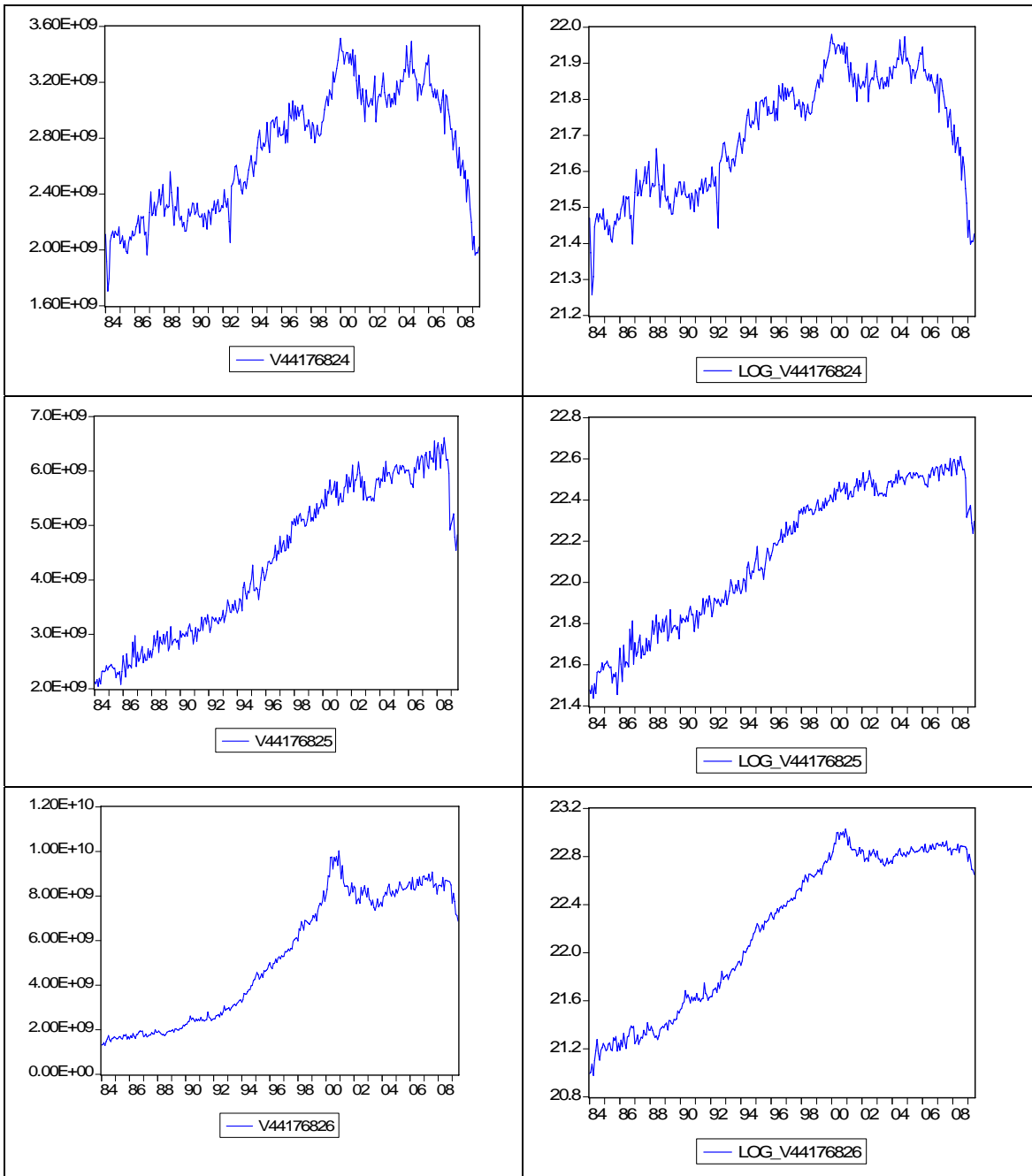


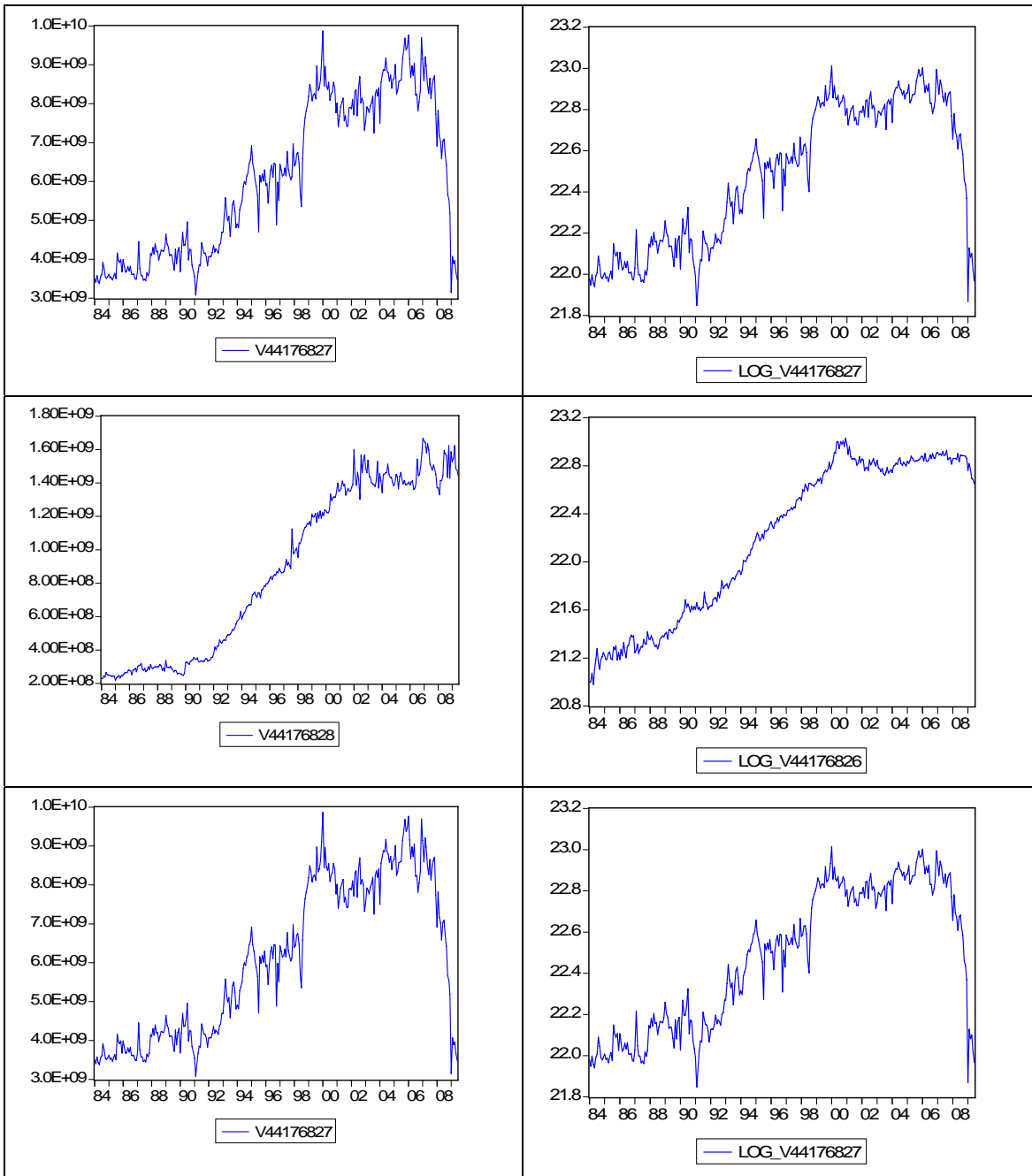
**Séries temporelles non stationnaires et ayant besoin de transformation (E):**

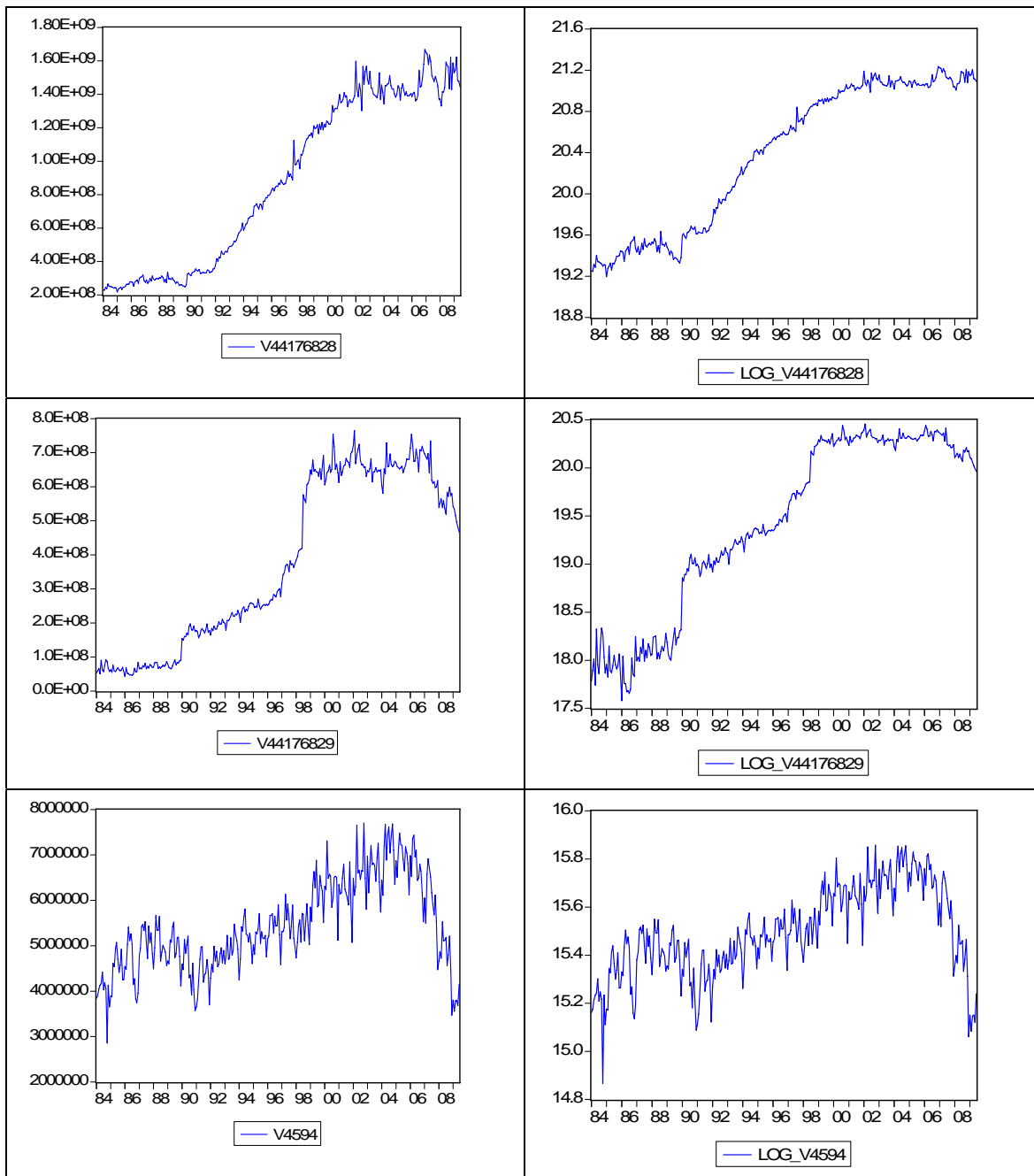
Séries temporelles brutes  
(Originales) :

Séries temporelles avec transformation  
(Pour obtenir la stationnarité) :



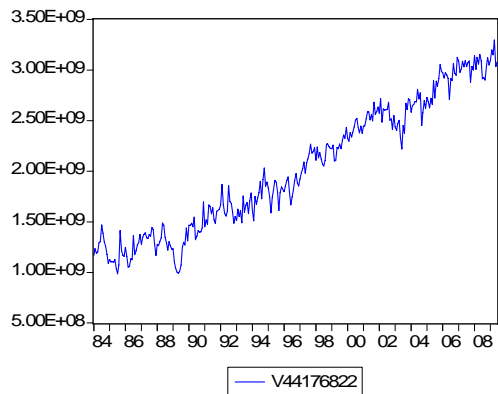








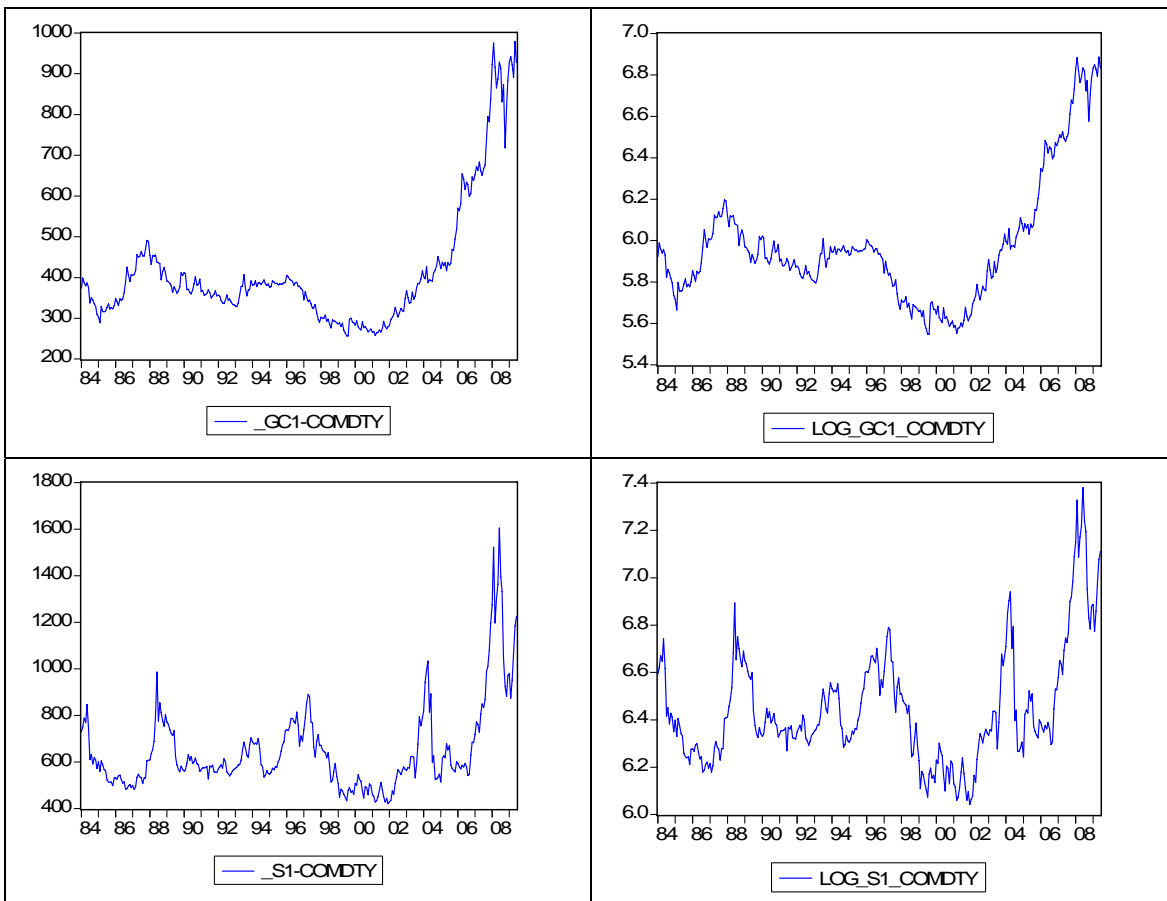
### Séries temporelles stationnaires et sans transformation (E):

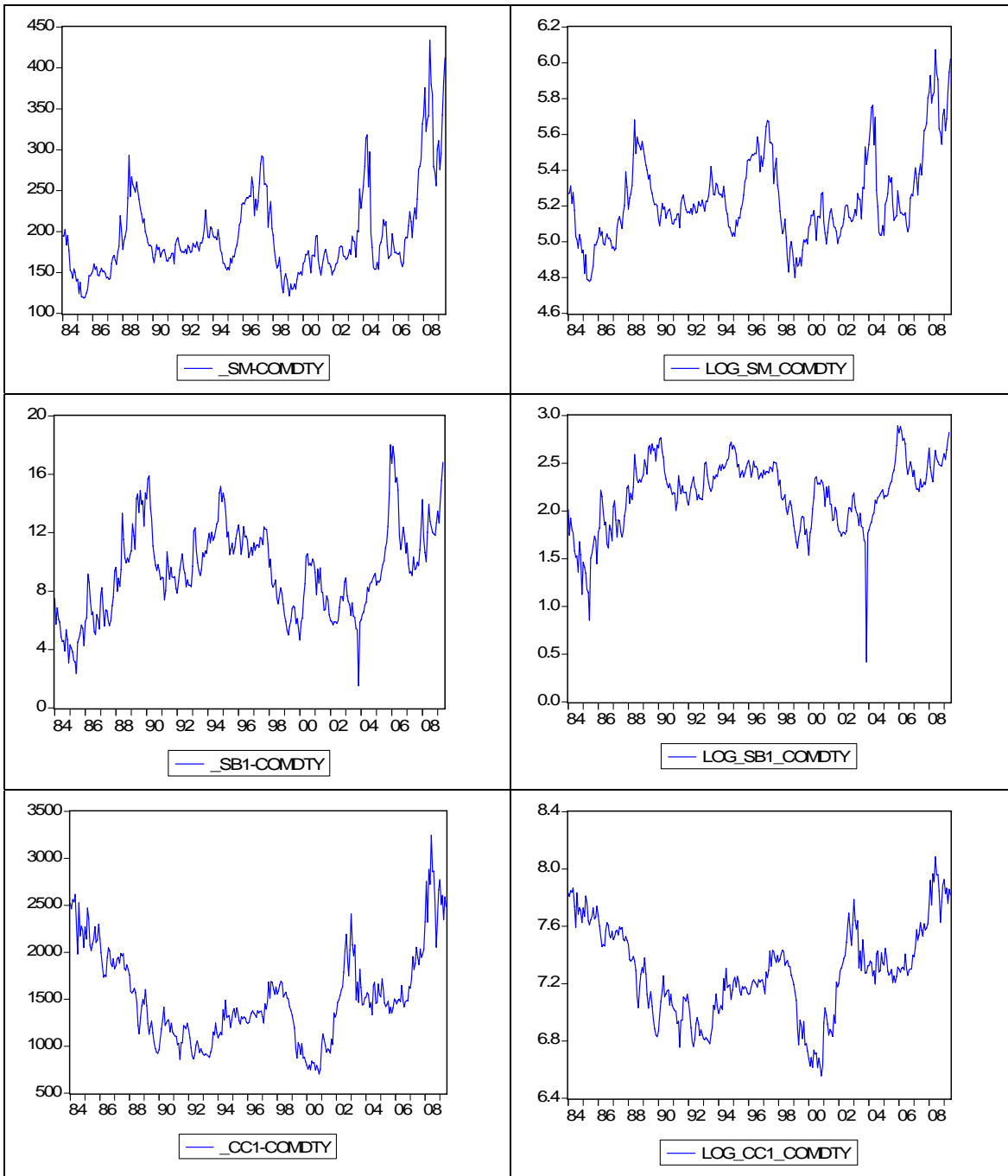


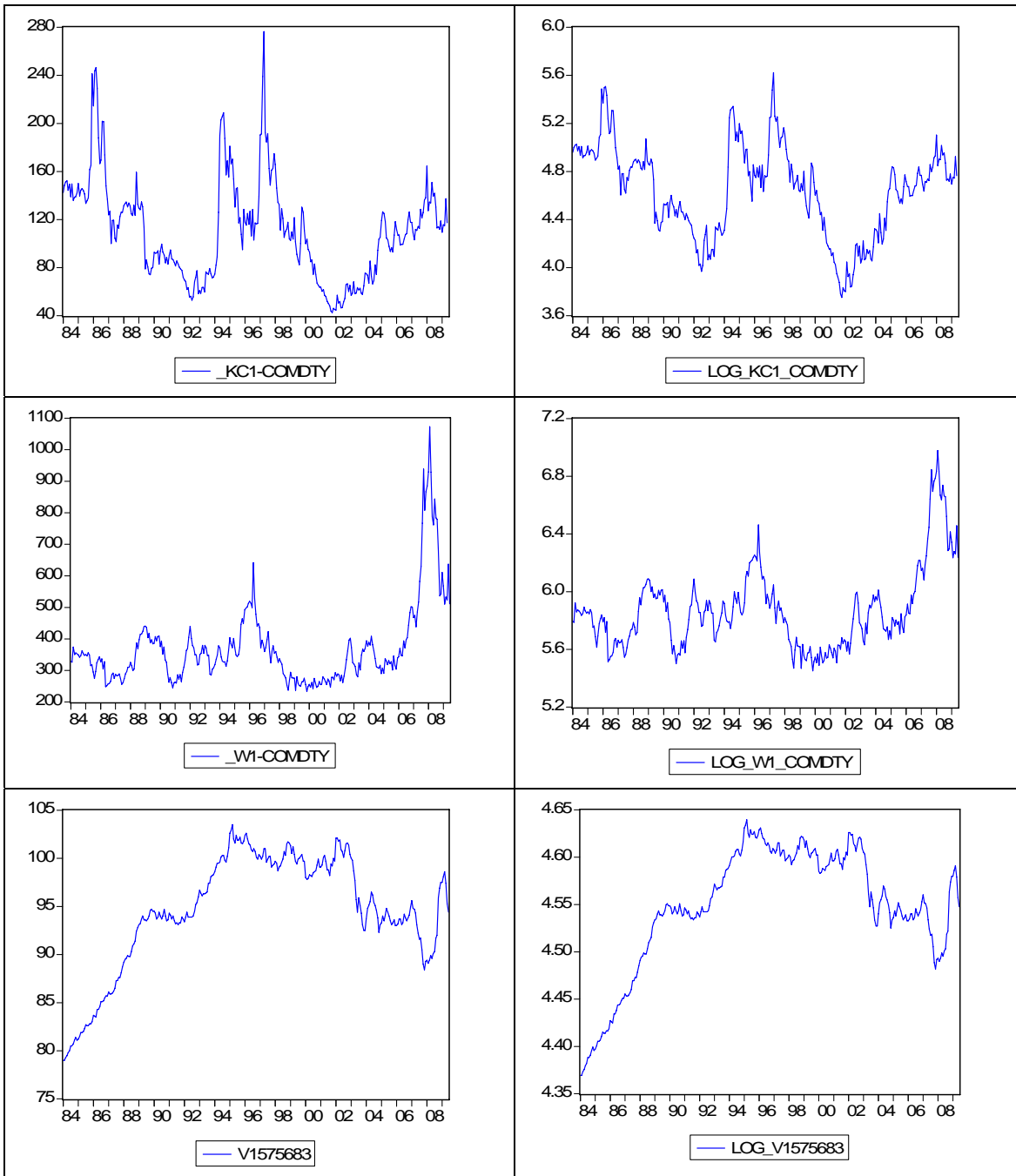
### Séries temporelles non stationnaires et ayant besoin de transformation (P):

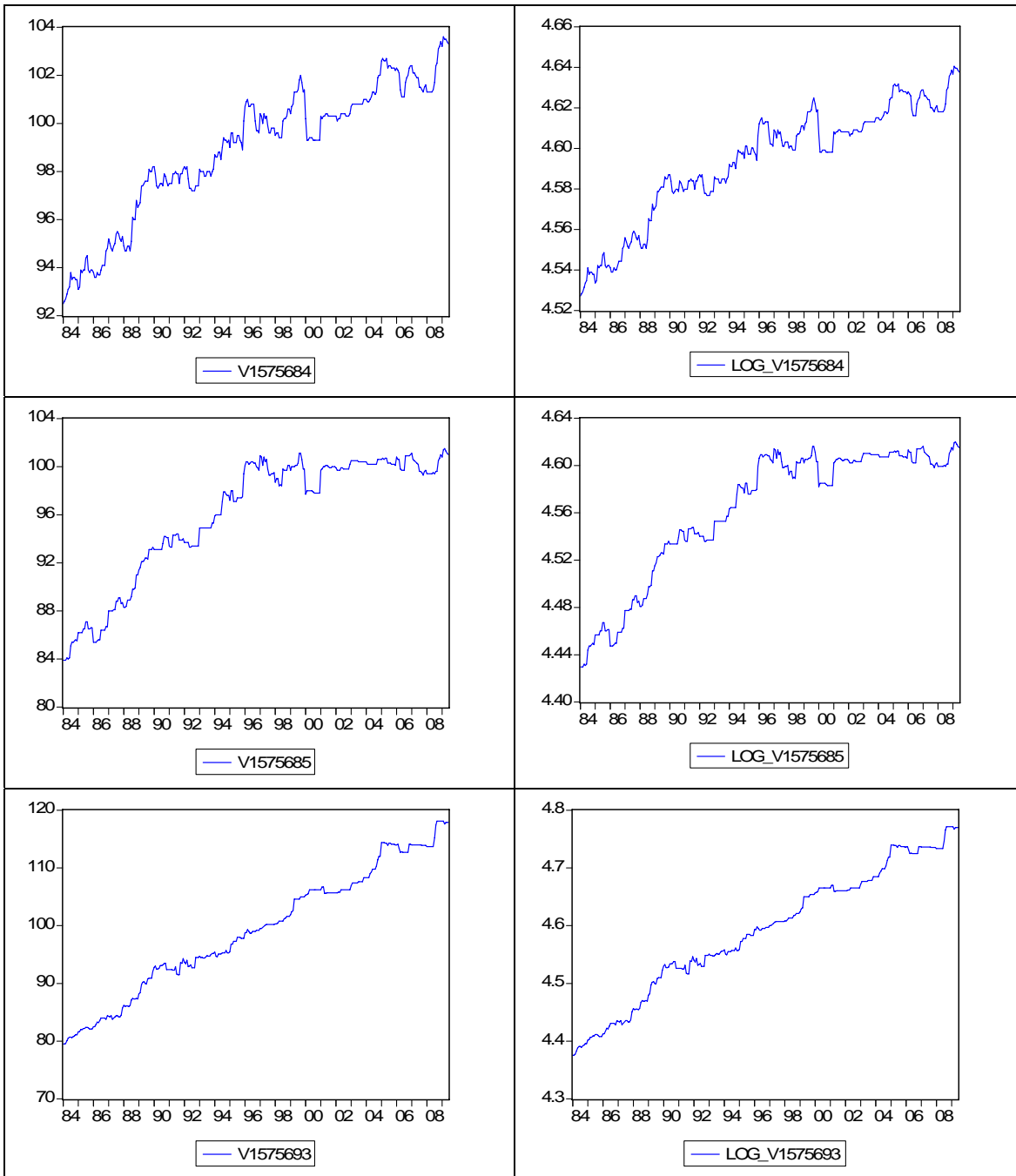
Séries temporelles brutes  
(Originales) :

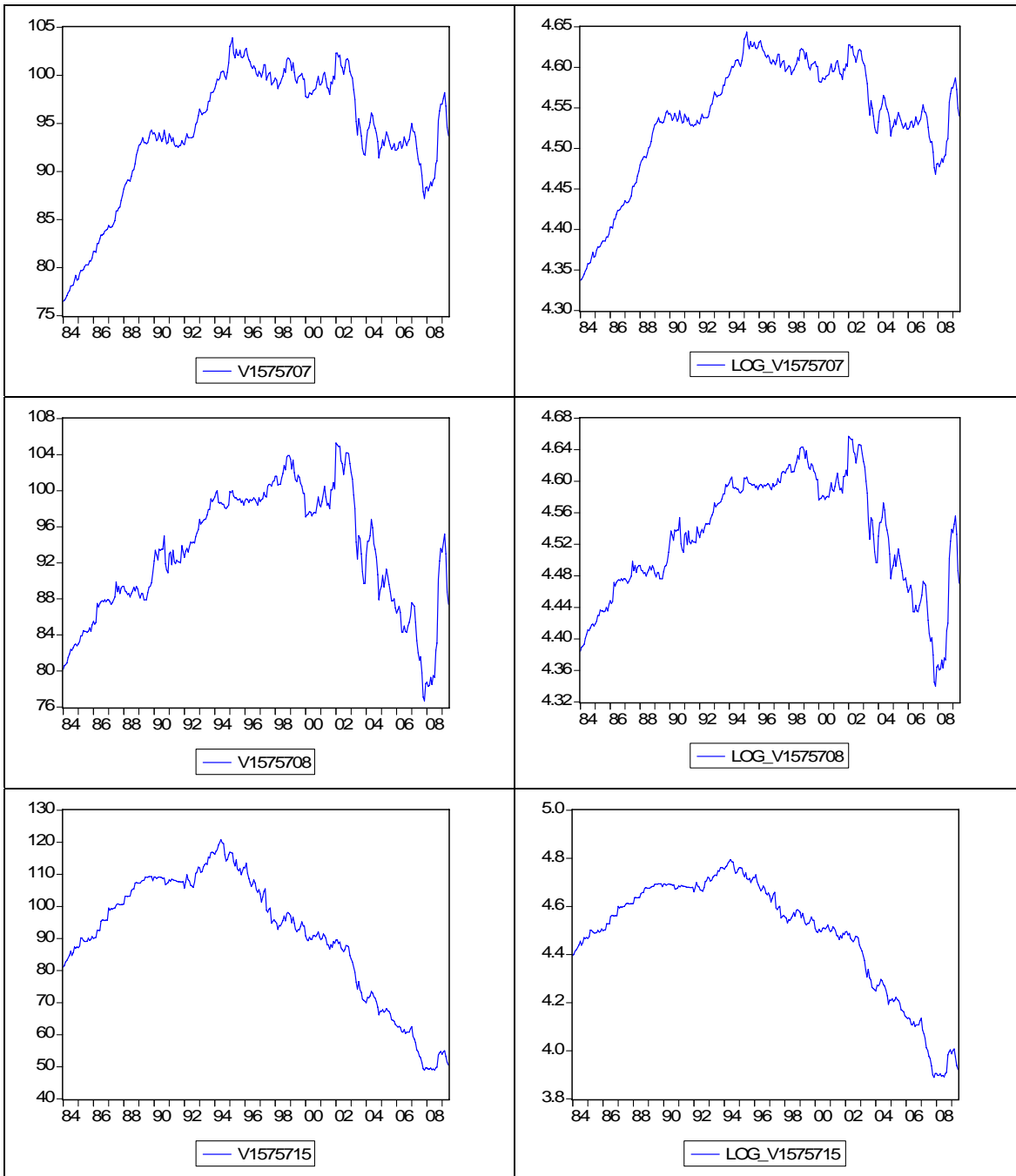
Séries temporelles avec transformation  
(Pour obtenir la stationnarité) :

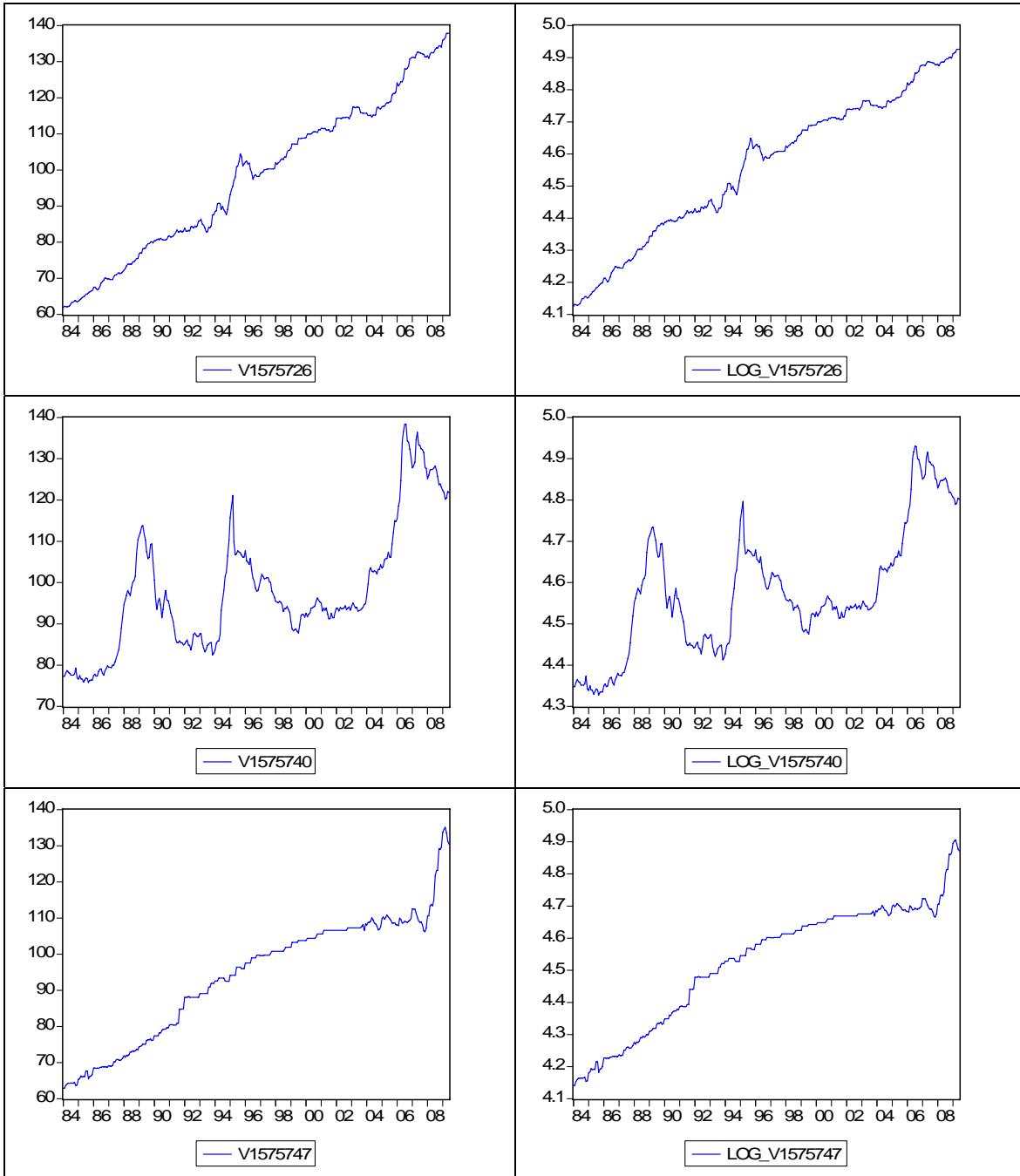


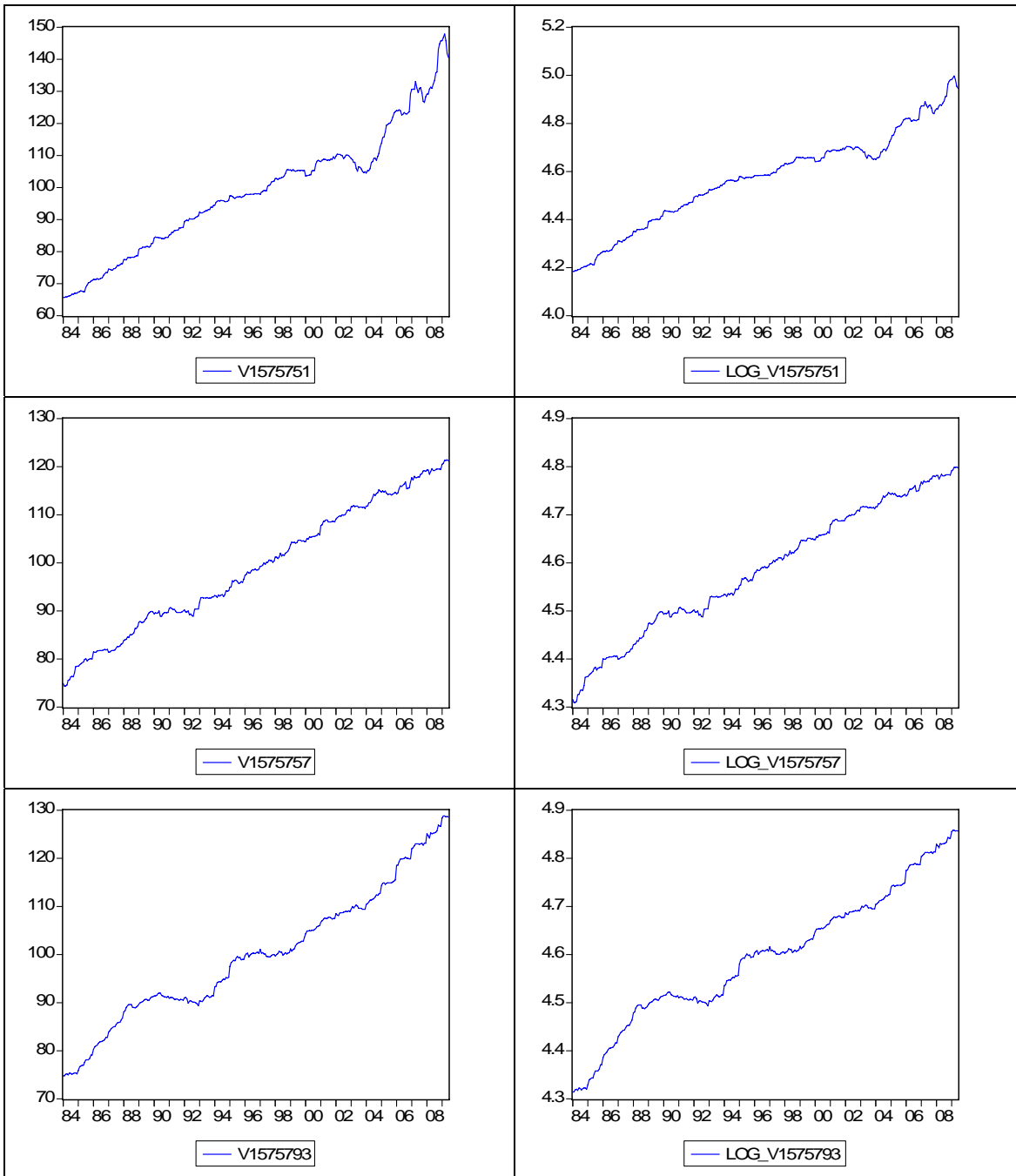


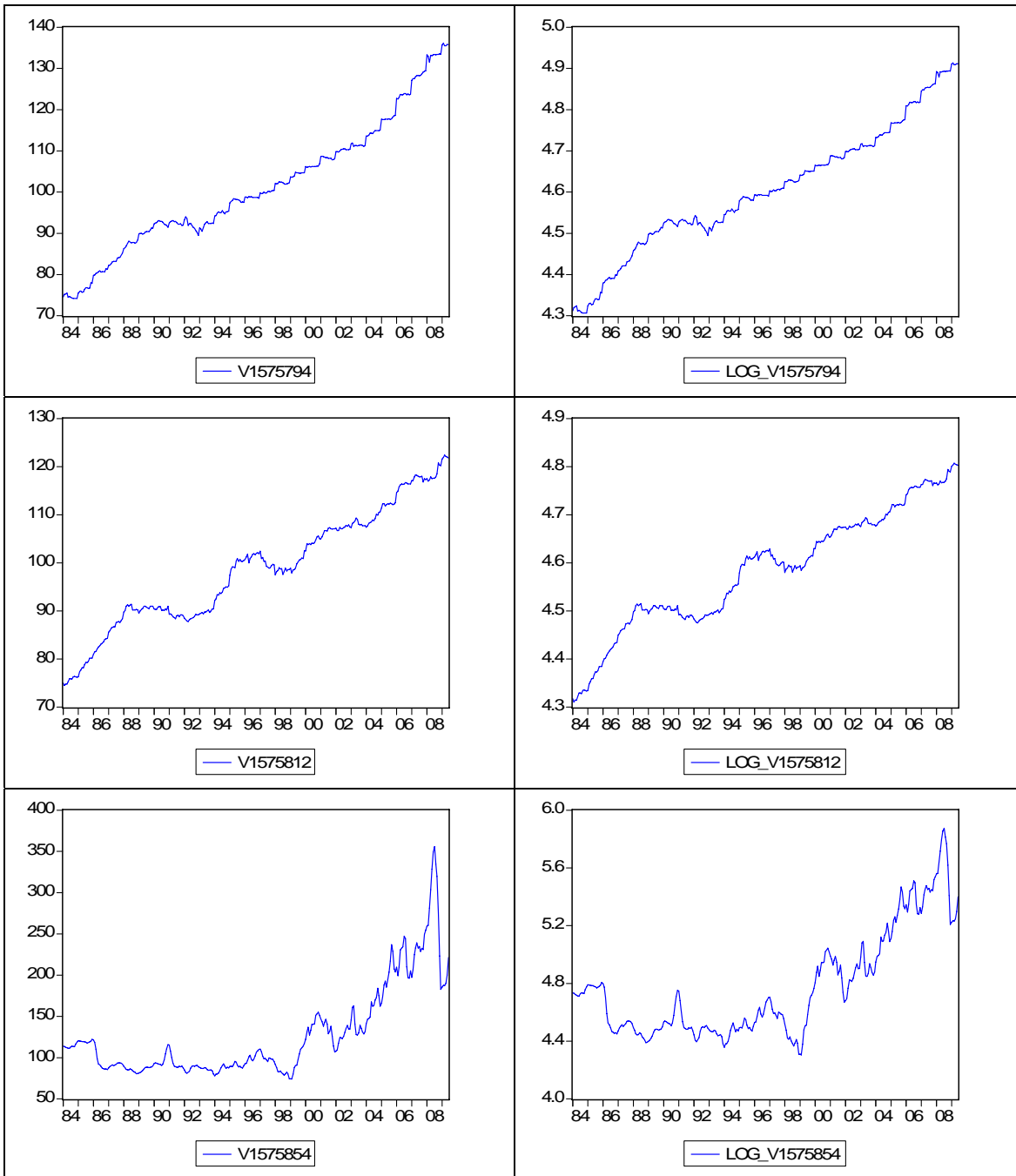




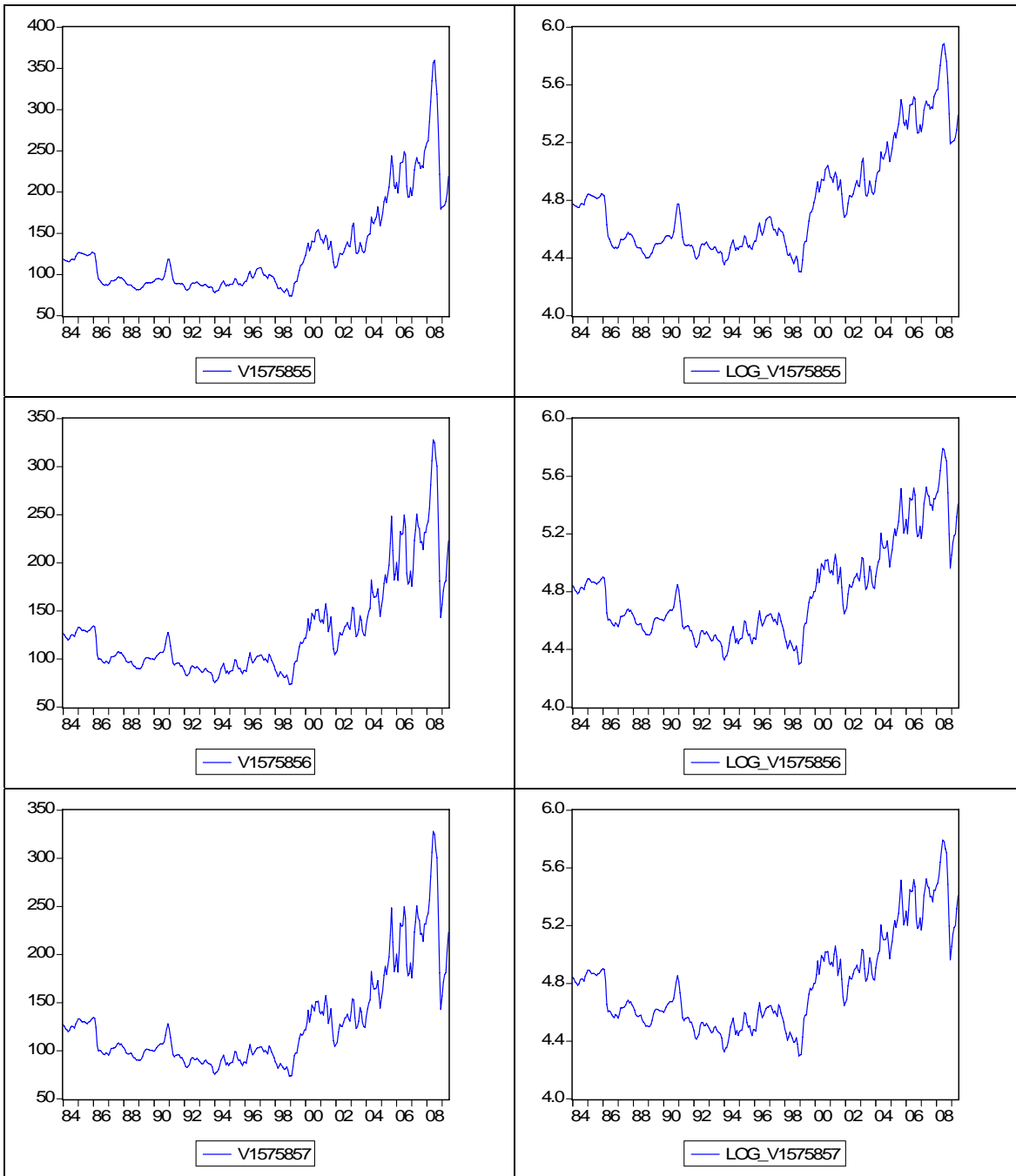


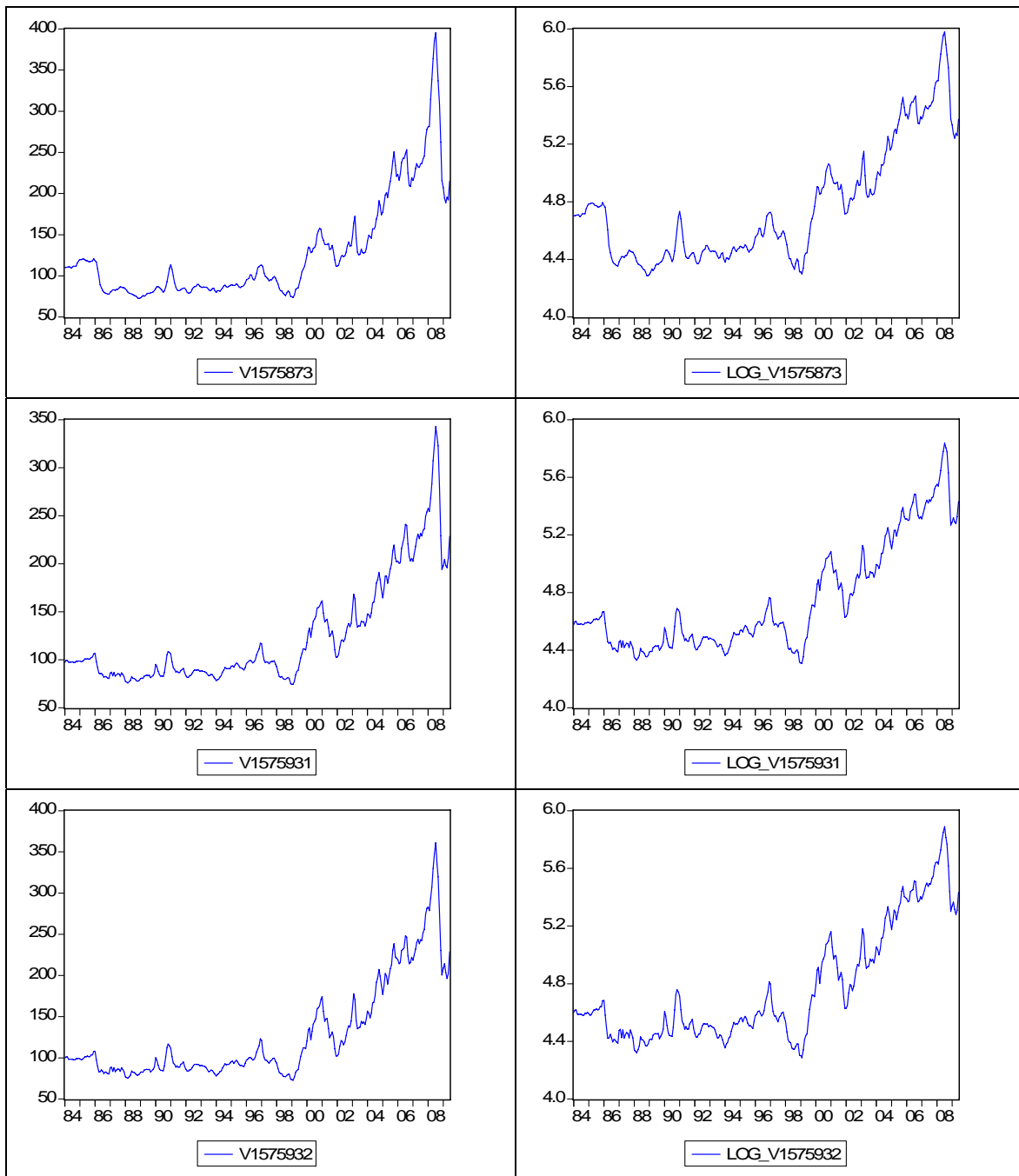


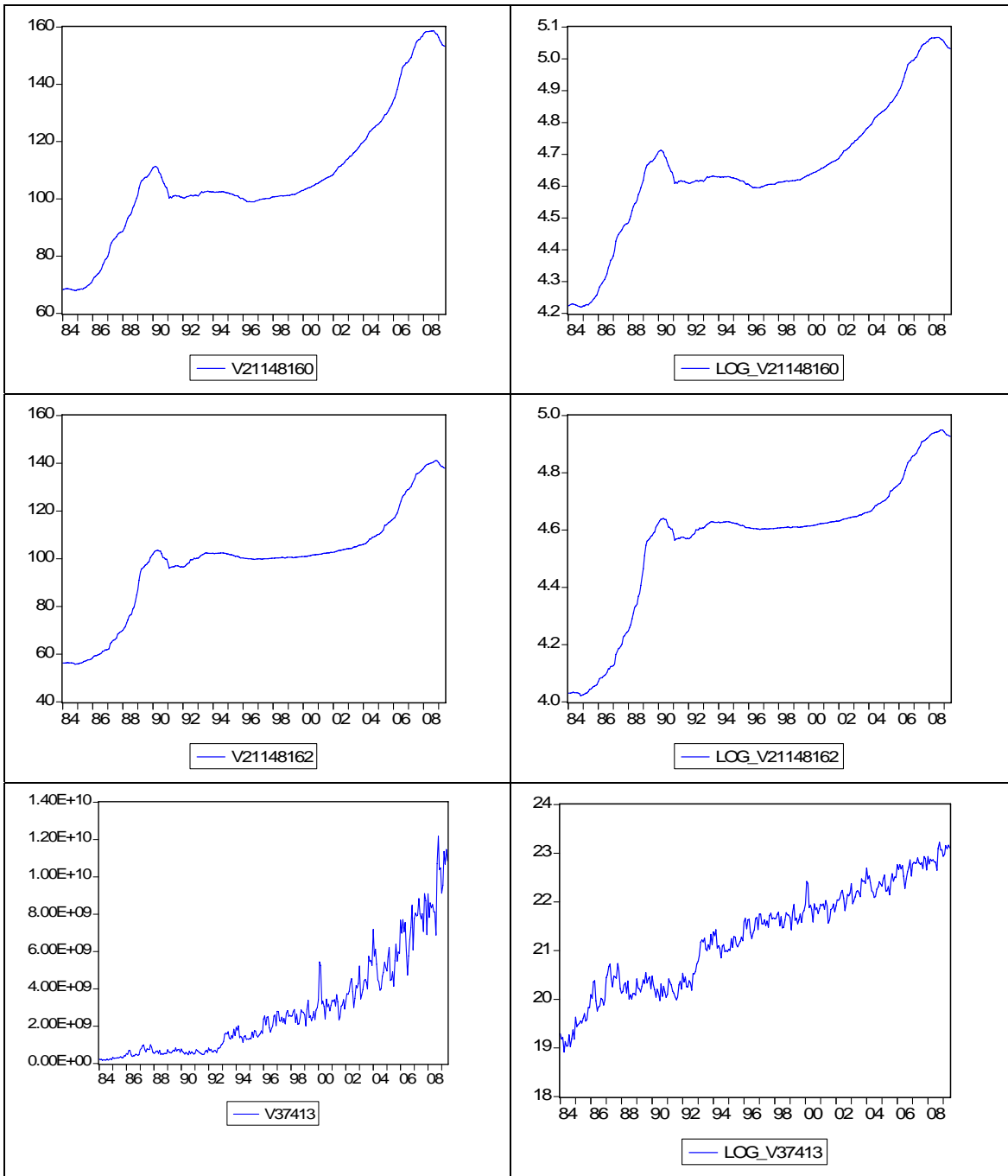


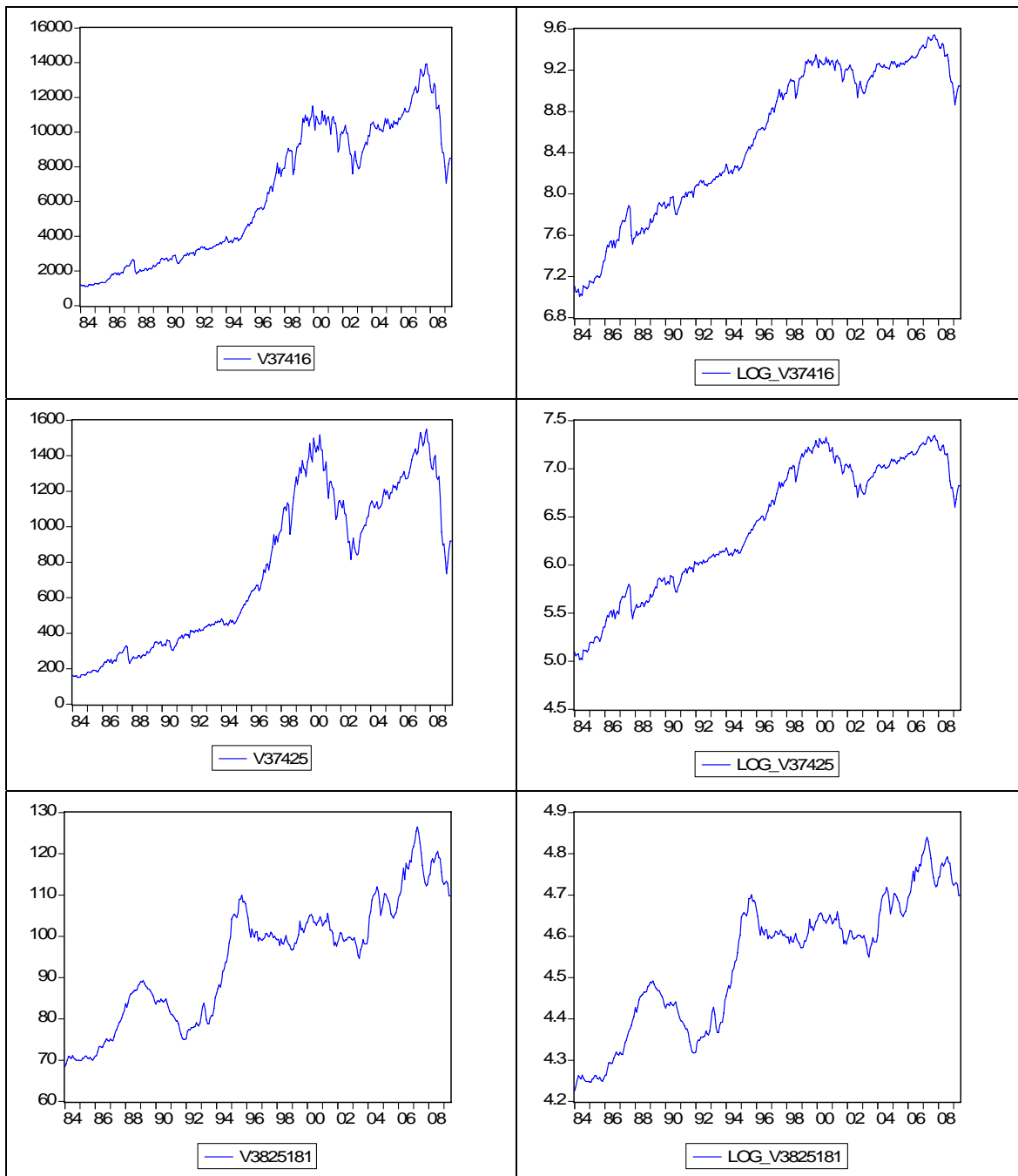


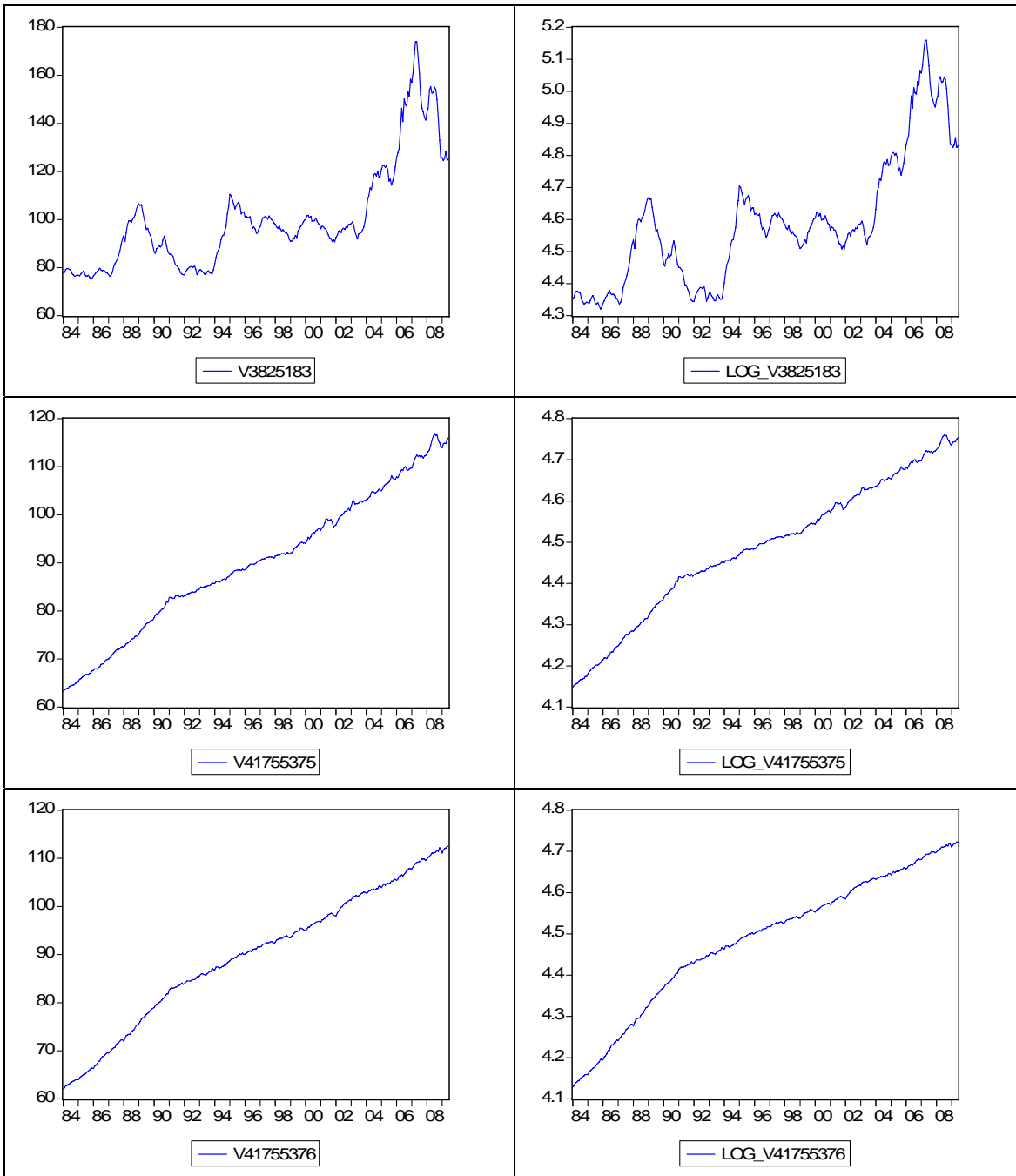




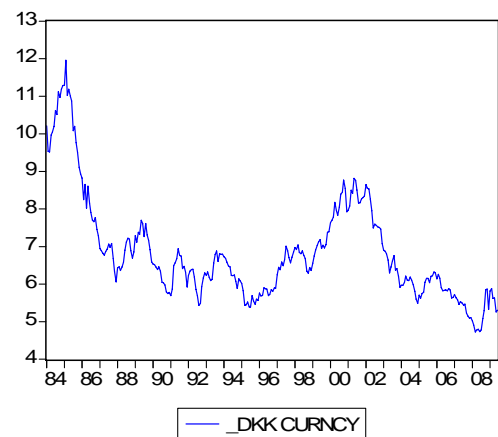
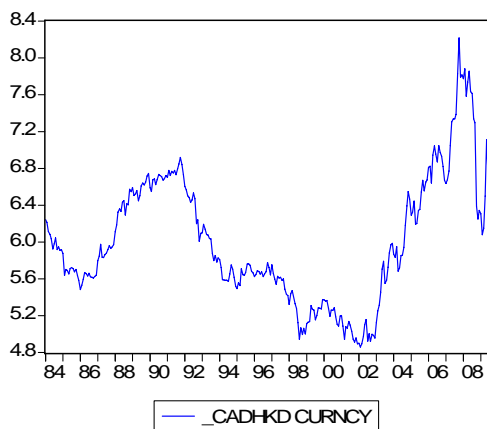
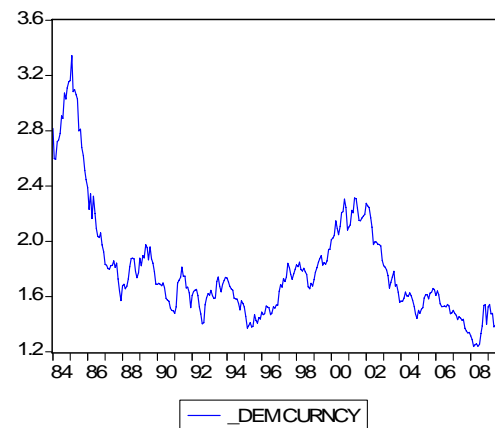
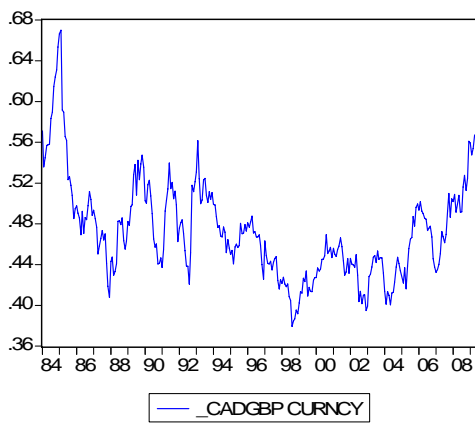
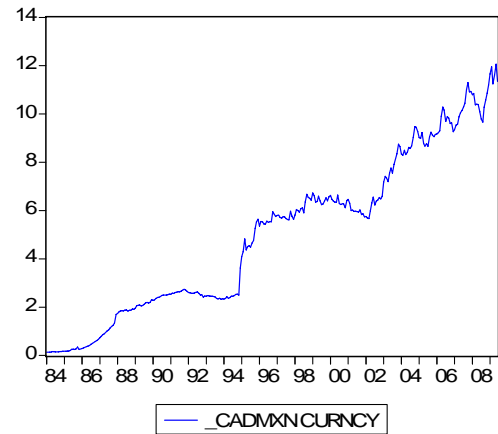
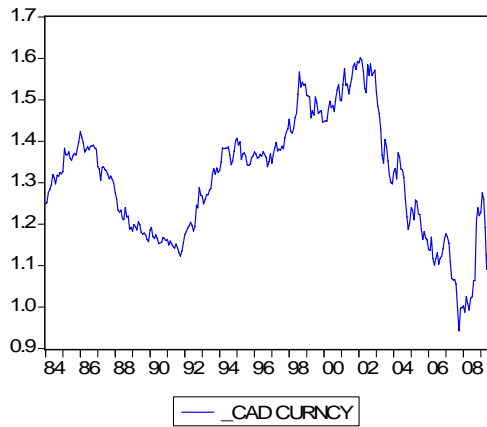


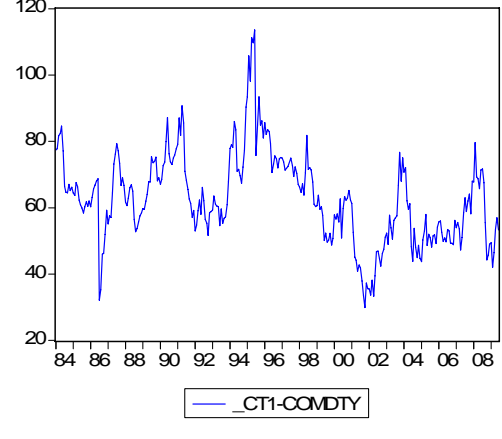
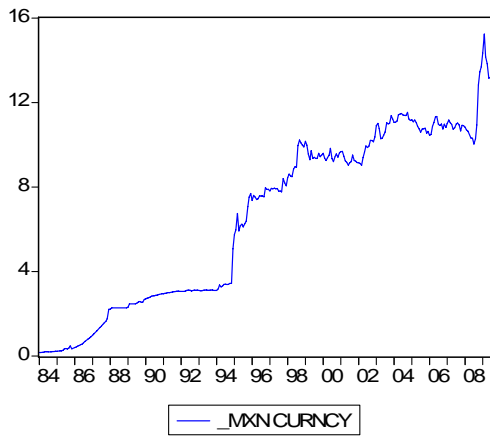
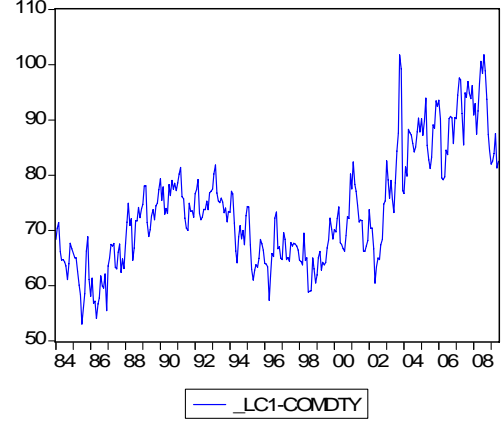
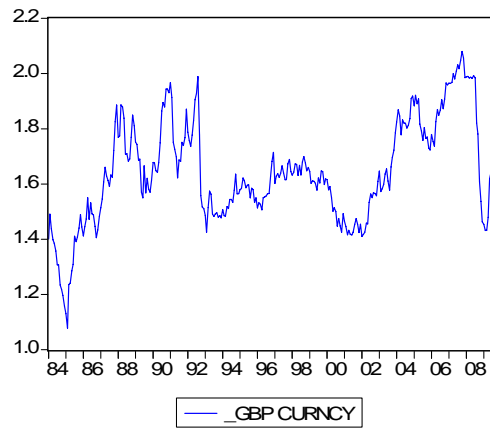
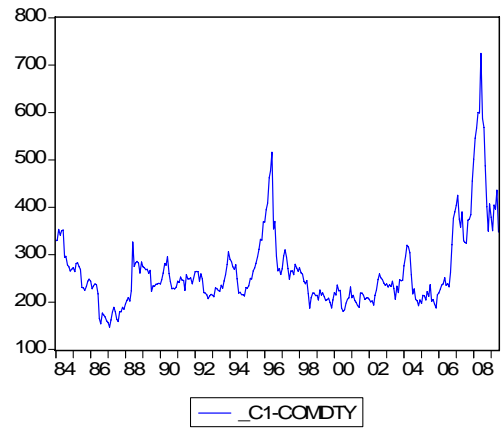
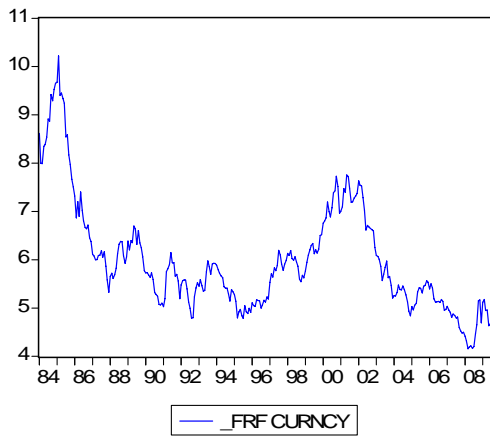


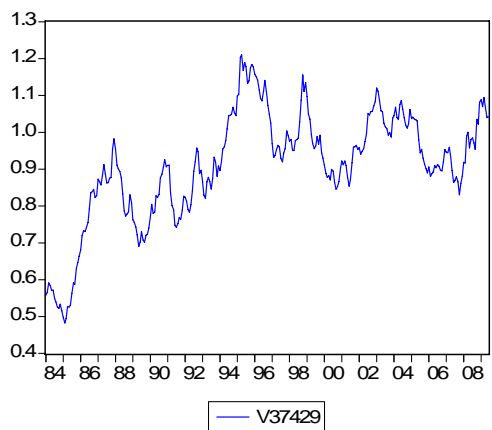
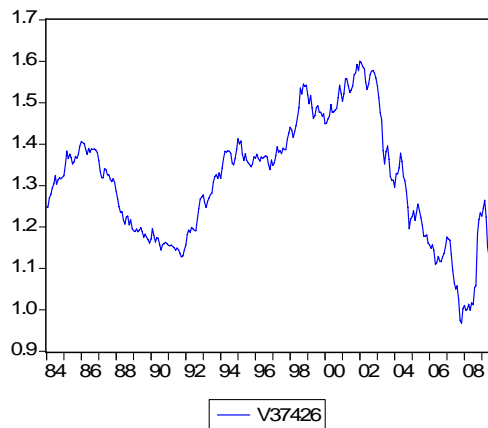
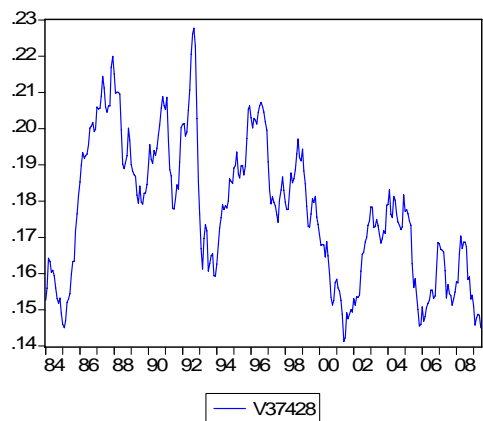
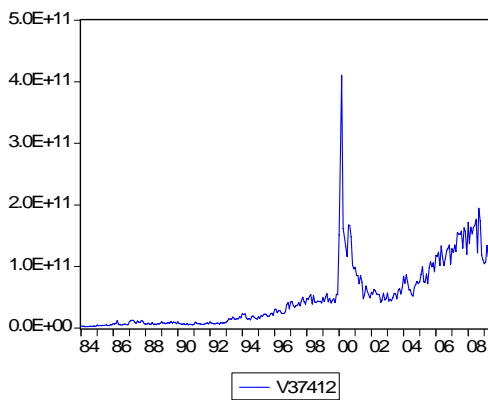
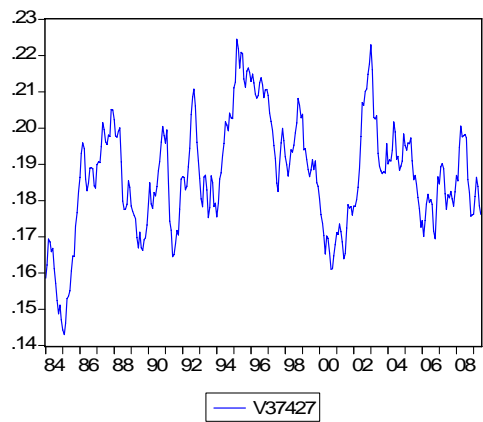
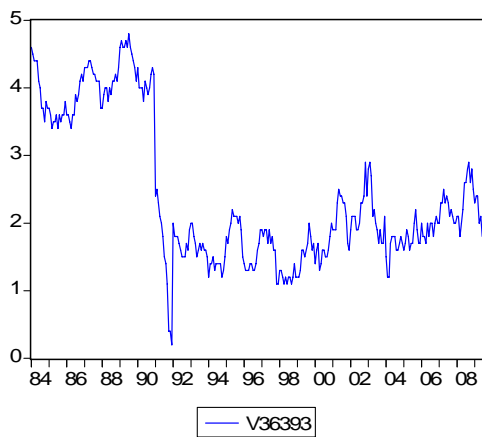




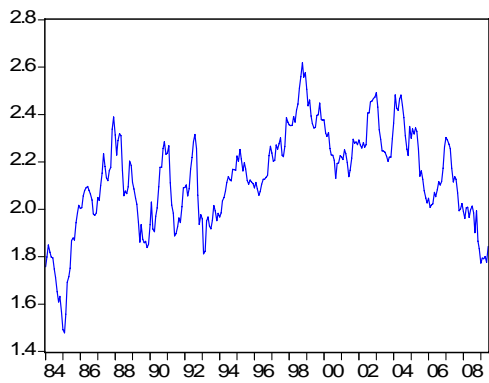
**Séries temporelles stationnaires et sans transformation (P):**



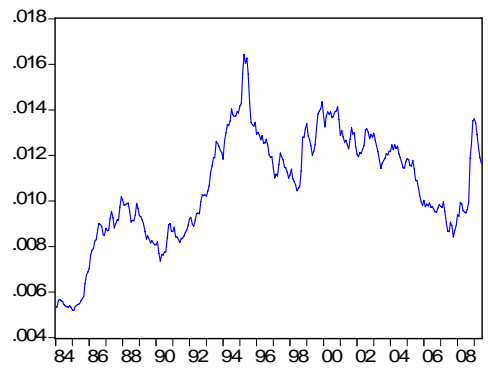




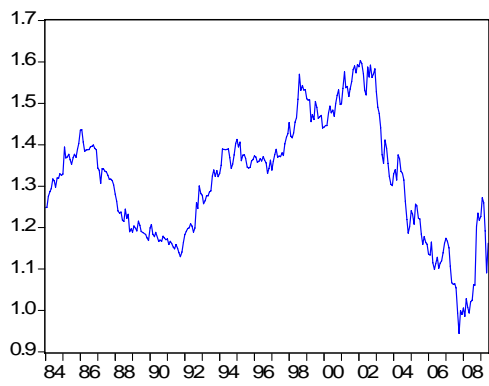




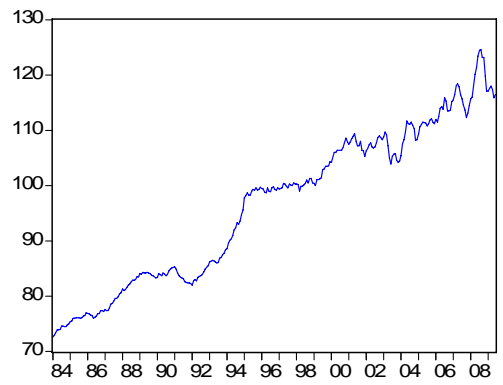
V37430



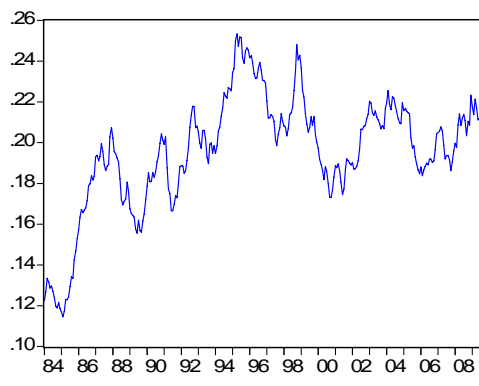
V37456



V37435



V3822562

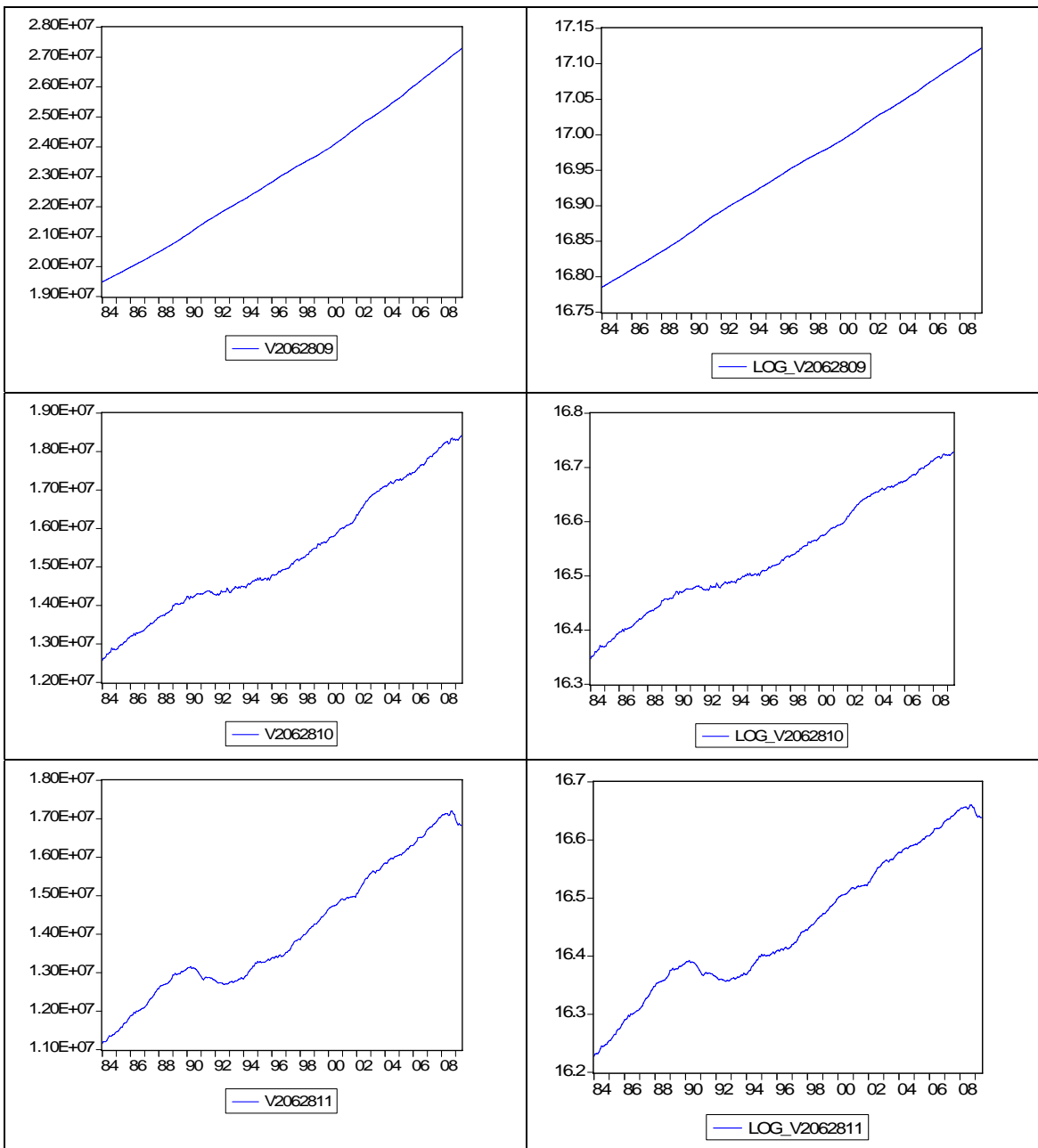


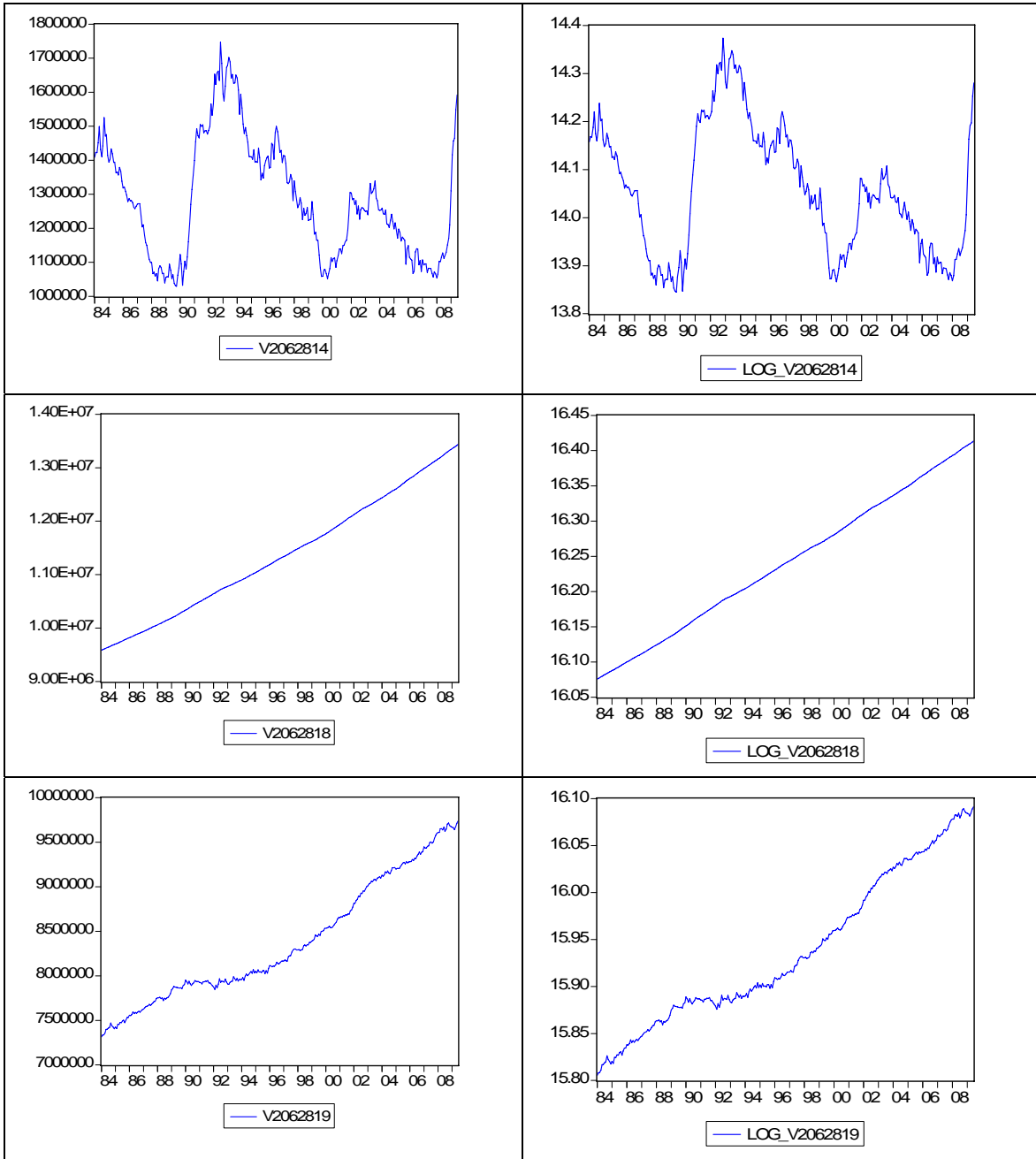
V37452

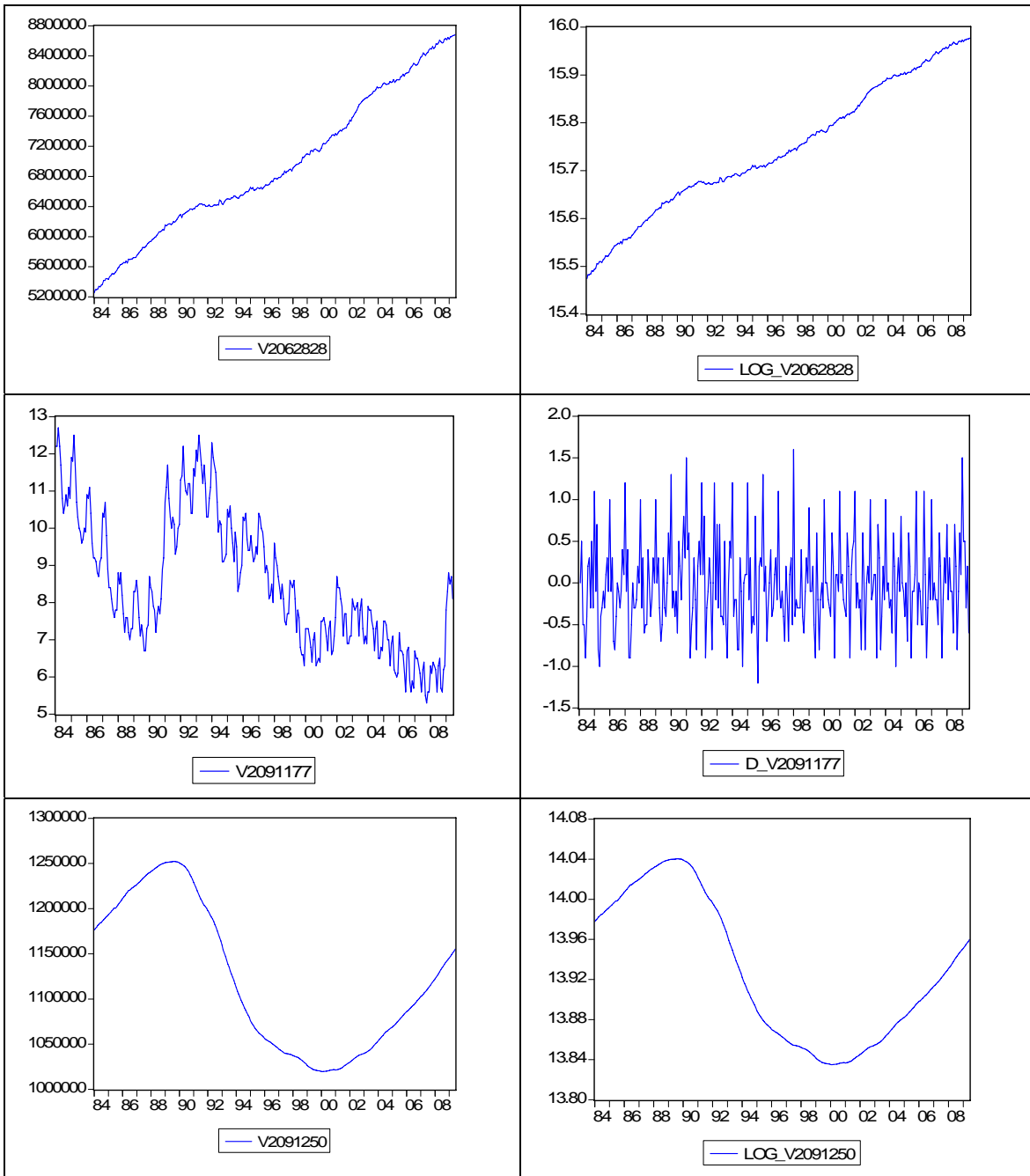
### Séries temporelles non stationnaires et ayant besoin de transformation (T):

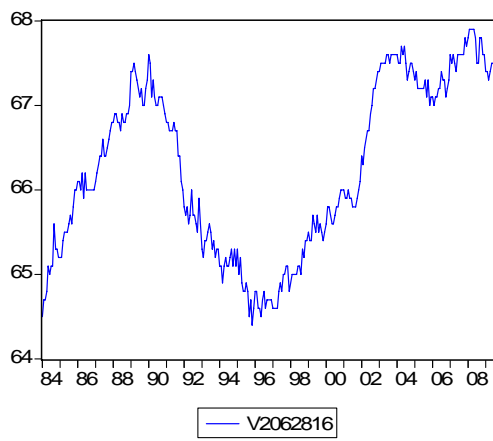
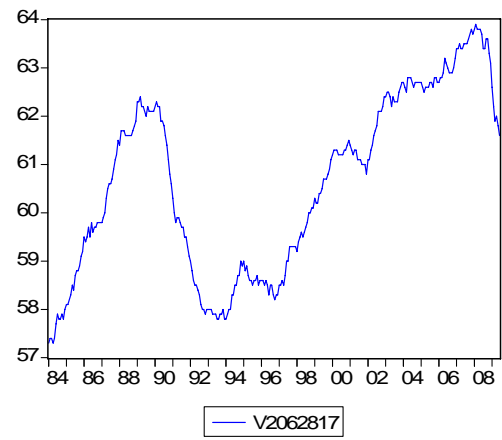
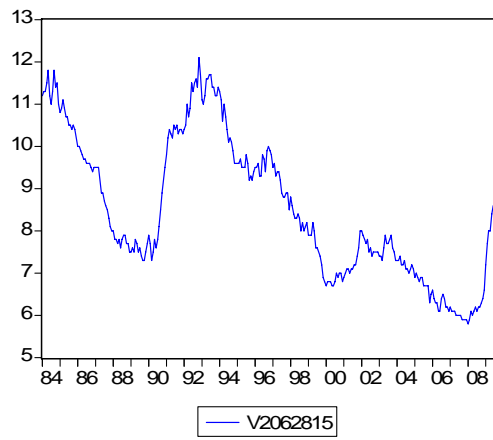
Séries temporelles brutes  
(Originales) :

Séries temporelles avec transformation  
(Pour obtenir la stationnarité) :







**Séries temporelles stationnaires et sans transformation (T):**

ANNEXE D : SÉRIES TEMPORELLES EN FACTEURS

Séries du facteur F	Poids	Séries du facteur E	Poids	Séries du facteur T	Poids	Séries du facteur P	Poids
log_ccmp_index	0,0441	log_v44176820	0,2133	log_v2062809	-0,0249	CAD Curncy	-0,0008
log_dax_index	0,0348	log_v44176821	0,2546	log_v2062810	-0,0299	CADGBP Curncy	0,0002
log_indu_index	0,0420	log_v44176823	0,2364	log_v2062811	-0,0367	CADHKD Curncy	0,0042
log_sptsx_index	0,0273	log_v44176824	0,0932	log_v2062814	0,0422	CADMXN Curncy	0,0157
log_sptsx60_index	0,0308	log_v44176825	0,2238	v2062815	0,6156	DEM Curncy	-0,0014
log_spx_index	0,0381	log_v44176826	0,4223	v2062816	-0,3297	DKK Curncy	-0,0052
log_v122463	0,0121	log_v44176827	0,2039	v2062817	-0,7107	FRF Curncy	-0,0046
log_v122464	0,0156	log_v44176828	0,4509	log_v2062818	-0,0253	GBP Curncy	0,0006
v122484	-0,2064	log_v44176829	0,5871	log_v2062819	-0,0234	MXN Curncy	0,0130
v122485	-0,1729	log_v4594	0,0845	log_v2062828	-0,0377	log_gc1_comdty	0,0024
v122486	-0,1615			log_v2091250	0,0040	log_S1_comdty	0,0025
v122487	-0,1528					log_SM_comdty	0,0021
v122493	-0,1813					log_SB1_comdty	0,0013
v122495	-0,1895					log_CC1_comdty	0,0017
v122504	-0,2036					log_KC1_comdty	0,0011
v122514	-0,2035					C1-Comdty	0,9957
v122520	-0,1630					log_W1_comdty	0,0029
v122521	-0,1516					LC1-Comdty	0,0520
v122522	-0,1580					CT1-Comdty	0,0366
v122523	-0,1277					log_v1575683	0,0000
v122524	-0,2073					log_v1575684	0,0001
v122525	-0,1972					log_v1575685	0,0001
v122526	-0,1883					log_v1575693	0,0004
v122527	-0,2043					log_v1575707	0,0000

v122529	-0,2043					log_v1575708	-0,0003
v122530	-0,2039					log_v1575715	-0,0014
log_v122534	0,0183					log_v1575726	0,0009
log_v122535	0,0130					log_v1575740	0,0009
v122538	-0,1857					log_v1575747	0,0007
v122539	-0,1766					og_v1575751	0,0009
v122540	-0,1679					log_v1575757	0,0005
v122541	-0,2067					log_v1575793	0,0006
v122543	-0,1568					log_v1575794	0,0007
v122544	-0,1497					log_v1575812	0,0005
v122546	-0,0707					log_v1575854	0,0021
v122550	-0,2040					log_v1575855	0,0021
v122552	-0,2077					log_v1575856	0,0018
v122555	-0,2041					log_v1575857	0,0018
v122557	-0,1793					log_v1575873	0,0024
v122558	-0,1878					log_v1575931	0,0022
log_V122620	0,0273					log_v1575932	0,0023
log_V122628	-0,0139					log_v21148160	0,0011
log_V122689	0,0322					log_v21148162	0,0011
						log_v37413	0,0040
						log_v37416	0,0018
						log_v37425	0,0015
						v37426	-0,0008
						v37427	0,0000
						v37428	0,0000
						v37429	0,0002
						v37430	-0,0007
						v37435	-0,0008
						v37452	0,0000
						v37456	0,0000
						v3822562	0,0622

						log_v3825181	0,0007
						log_v3825183	0,0013
						log_v41755375	0,0007
						log_v41755376	0,0006