

1  
1/5

# **L'intégration économique et le marché nord-américain des télécommunications**

Rapport de recherche présenté en vue de l'obtention du grade de  
M.Sc. en sciences économiques

CENTRE DE DOCUMENTATION  
U 3 SEP. 1998  
SCIENCES ECONOMIQUES U de M

**PAYET Gilles**  
**Département de sciences économiques**  
**Université de Montréal**  
**27 août 1998**

# TABLE DES MATIERES

<b>INTRODUCTION .....</b>	<b>1</b>
<b>PREMIERE PARTIE : L'ASPECT INSTITUTIONNEL DES TELECOMMUNICATIONS AUX ETATS-UNIS .....</b>	<b>2</b>
1.1/ LA DEREGLEMENTATION AUX ETATS-UNIS : LES INSTANCES REGLEMENTAIRES.....	2
1.2/ HISTORIQUE DE LA DEREGLEMENTATION AUX ETATS-UNIS.....	5
<b>DEUXIEME PARTIE : PROFIL DU SECTEUR DES EQUIPEMENTS DE TELECOMMUNICATION.....</b>	<b>9</b>
2.1/ BARRIERES ECONOMIQUES ET REGLEMENTAIRES AUX ETATS-UNIS.....	9
2.1.1/ <i>Equipements terminaux</i> .....	10
2.1.2/ <i>Les commutateurs centraux</i> .....	11
2.2 / L'EVOLUTION DES EXPORTATIONS DU CANADA VERS LES ETATS-UNIS.....	12
2.3/ UNE TENTATIVE D'EXPLICATION DU SUCCES DU CANADA DANS L'INDUSTRIE DE L'EQUIPEMENT DE TELECOMMUNICATIONS.....	15
2.4/ PROFIL GENERAL DES ECHANGES D'EQUIPEMENTS DE TELECOMMUNICATIONS AU SEIN DE L'OCDE ...	20
<b>TROISIEME PARTIE : L'EVOLUTION DES EXPORTATIONS CANADIENNES D'EQUIPEMENTS DE TELECOMMUNICATIONS.....</b>	<b>24</b>
3.1 METHODOLOGIE .....	24
3.1.1/ <i>Que signifie la notion de racine unitaire ?</i> .....	25
3.1.2/ <i>Que signifie la notion de cointégration ?</i> .....	25
3.1.3/ <i>Test de racine unitaire paramétrique</i> .....	26
3.1.4/ <i>Test de cointégration</i> .....	32
3.2/ L'ANALYSE EMPIRIQUE.....	35
3.2.1/ <i>Description des données utilisées</i> .....	35
3.2.2/ <i>Description de la méthode d'analyse et son objectif</i> .....	36
3.2.3/ <i>Résultats empiriques du test de racine unitaire</i> .....	37
3.2.3.1/ <i>Calcul des valeurs critiques de MacKinnon</i> .....	37

3.2.3.2/ Test de racine unitaire des exportations d'équipements de télécommunications avant l'Accord de libre-échange (ALE).....	40
3.2.3.3/ Ordre d'intégration des exportations d'équipements de télécommunications avant l'Accord de libre-échange(ALE).....	46
3.2.3.4/ Test de racine unitaire de l'indice mensuel de la production industrielle totale avant l'Accord de libre-échange (ALE).....	49
3.2.3.5/ Ordre d'intégration de l'indice mensuel de la production industrielle totale avant l'Accord de libre-échange(ALE).....	54
3.2.3.6/ Test de racine unitaire des exportations d'équipements de télécommunications après l'Accord de libre-échange(ALE).....	57
3.2.3.7/ Ordre d'intégration des exportations d'équipements de télécommunications après l'Accord de libre-change(ALE).....	61
3.2.3.8/ Test de racine unitaire de l'indice mensuel de la production industrielle totale après l'Accord de libre-échange (ALE).....	64
3.2.3.9/ Ordre d'intégration de l'indice mensuel de la production industrielle totale après l'Accord de libre-échange (ALE).....	68
3.2.4/ Limites des tests de la racine unitaire .....	71
3.2.5/ Résultats empiriques de la cointégration .....	73
3.2.5.1/ Test de cointégration avant l'Accord de libre-échange (ALE).....	74
3.2.5.2/ Test de cointégration après l'Accord de libre-échange (ALE).....	79
3.2.6/ Limites du test de cointégration de Engle-Granger.....	84
<b>CONCLUSION</b> .....	<b>85</b>
<b>BIBLIOGRAPHIE</b> .....	<b>87</b>
<b>ANNEXE A</b> .....	<b>91</b>

## LISTE DES TABLEAUX

<b>TABEAU 2.1 CHIFFRES D’AFFAIRES ET VENTES GEOGRAPHIQUES DE NORTHERN TELECOM LIMITEE ( MILLIONS \$CA ET MILLIONS \$CA DE 1990).....</b>	<b>18</b>
<b>TABEAU 2.2 CHIFFRES D’AFFAIRES D’EQUIPEMENTS DE TELECOMMUNICATIONS DE AT&amp;T TECHNOLOGIES ( MILLIONS \$CA ET MILLIONS \$CA DE 1990).....</b>	<b>19</b>
<b>TABEAU 2.3 EXPORTATIONS D’EQUIPEMENTS DE TELECOMMUNICATIONS EN 1993 ( 000 \$US).....</b>	<b>21</b>
<b>TABEAU 2.4 BALANCE COMMERCIALE D’EQUIPEMENTS DE TELECOMMUNICATIONS ( 000 \$US ET 000 \$US DE 1990).....</b>	<b>22</b>
<b>TABEAU 3.1 SYNTHESE DU TEST DE RACINE UNITAIRE DE DICKEY-FULLER.....</b>	<b>31</b>
<b>TABEAU 3.2 SYNTHESE DU TEST DE COINTEGRATION DE ENGLE-GRANGER.....</b>	<b>34</b>
<b>TABEAU 3.3 VALEURS CRITIQUES DE MACKINNON.....</b>	<b>39</b>
<b>TABEAU 3.4 EQUATIONS ADF DES EXPORTATIONS D’EQUIPEMENTS DE TELECOMMUNICATIONS DE 1981:01 À 1988:12.....</b>	<b>45</b>
<b>TABEAU 3.5 EQUATION ADF SUR LA DIFFERENCE PREMIERE DES EXPORTATIONS D’EQUIPEMENTS DE TELECOMMUNICATIONS DE 1981:01 À 1988:12.....</b>	<b>48</b>
<b>TABEAU 3.6 EQUATIONS ADF DE L’INDICE MENSUEL DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE TOTALE DE 1981:01 À 1988:12.....</b>	<b>52</b>
<b>TABEAU 3.7 EQUATIONS ADF SUR LA DIFFERENCE PREMIERE DE L’INDICE MENSUEL DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE TOTALE DE 1981 :01 À 1988 :12 .....</b>	<b>56</b>
<b>TABEAU 3.8 EQUATIONS ADF DES EXPORTATIONS D’EQUIPEMENTS DE TELECOMMUNICATIONS DE 1989:01 À 1997:06.....</b>	<b>59</b>
<b>TABEAU 3.9 EQUATION ADF SUR LA DIFFERENCE PREMIERE DES EXPORTATIONS D’EQUIPEMENTS DE TELECOMMUNICATIONS DE 1989:01 À 997:06.....</b>	<b>63</b>
<b>TABEAU 3.10 EQUATION ADF DE L’INDICE MENSUEL DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE TOTALE DE 1989:01 À 1997:06.....</b>	<b>66</b>
<b>TABEAU 3.11 EQUATION ADF SUR LA DIFFERENCE PREMIERE DE L’INDICE MENSUEL DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE TOTALE DE 1989:01 À 1997:06 .....</b>	<b>70</b>
<b>TABEAU 3.12 EQUATION DE COINTEGRATION BIVARIEE DE 1981:01 À 1988 :12.....</b>	<b>75</b>
<b>TABEAU 3.13 EQUATION ADF DES RESIDUS DE L’EQUATION DE COINTEGRATION DE 1981:01 À 1988 :12.....</b>	<b>78</b>
<b>TABEAU 3.14 EQUATION DE COINTEGRATION BIVARIEE DE 1989:01 À 1997 :06.....</b>	<b>81</b>

<b>TABLEAU 3.15 EQUATION DF DES RESIDUS DE L'EQUATION DE COINTEGRATION DE 1989:01 À 1997:06.....</b>	<b>83</b>
<b>TABLEAU A1 DISTRIBUTION EMPIRIQUE DE <math>T_\alpha</math> POUR <math>(\alpha,\rho) = (0,1)</math> DANS <math>Z_t = \alpha + \rho Z_{t-1} + \varepsilon_t</math> .....</b>	<b>92</b>
<b>TABLEAU A2 DISTRIBUTION EMPIRIQUE DE <math>T_\alpha</math> POUR <math>(\alpha,\beta,\rho) = (0,0,1)</math> DANS <math>Z_t = \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1} + \varepsilon_t</math> .....</b>	<b>92</b>
<b>TABLEAU A3 DISTRIBUTION EMPIRIQUE DE <math>T_\beta</math> POUR <math>(\alpha,\beta,\rho) = (0,0,1)</math> DANS <math>Z_t = \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1} + \varepsilon_t</math> .....</b>	<b>93</b>
<b>TABLEAU A4 DISTRIBUTION EMPIRIQUE DE <math>\phi_1</math> POUR <math>(\alpha,\rho) = (0,1)</math> DANS <math>Z_t = \alpha + \rho Z_{t-1} + \varepsilon_t</math> .....</b>	<b>93</b>
<b>TABLEAU A5 DISTRIBUTION EMPIRIQUE DE <math>\phi_2</math> POUR <math>(\alpha,\beta,\rho) = (0,0,1)</math> DANS <math>Z_t = \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1} + \varepsilon_t</math> .....</b>	<b>94</b>
<b>TABLEAU A6 DISTRIBUTION EMPIRIQUE DE <math>\phi_3</math> POUR <math>(\alpha,\beta,\rho) = (\alpha,0,1)</math> DANS <math>Z_t = \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1} + \varepsilon_t</math> .....</b>	<b>94</b>

## **LISTE DES GRAPHIQUES**

<b>GRAPHIQUE 2.1 LES EXPORTATIONS REELLES D'EQUIPEMENTS DE TELECOMMUNICATIONS DE 1981 :01 À 1997 :06 ( EN 000\$ CA DE 1986) .....</b>	<b>14</b>
<b>GRAPHIQUE 3.1 LE LOGARITHME DES EXPORTATIONS REELLES D'EQUIPEMENTS DE TELECOMMUNICATIONS AVANT L'ALE .....</b>	<b>42</b>
<b>GRAPHIQUE 3.2 LE LOGARITHME DES EXPORTATIONS REELLES D'EQUIPEMENTS DE TELECOMMUNICATIONS EN DIFFERENCE PREMIERE AVANT L'ALE.....</b>	<b>47</b>
<b>GRAPHIQUE 3.3 LE LOGARITHME DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE TOTALE DES ETATS-UNIS AVANT L'ALE .....</b>	<b>51</b>
<b>GRAPHIQUE 3.4 LE LOGARITHME DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE TOTALE DES ETATS-UNIS EN DIFFERENCE PREMIERE AVANT L'ALE.....</b>	<b>55</b>
<b>GRAPHIQUE 3.5 LE LOGARITHME DES EXPORTATIONS REELLES D'EQUIPEMENTS DE TELECOMMUNICATIONS APRES L'ALE .....</b>	<b>58</b>
<b>GRAPHIQUE 3.6 LE LOGARITHME DES EXPORTATIONS REELLES D'EQUIPEMENTS DE TELECOMMUNICATIONS EN DIFFERENCE PREMIERE APRES L'ALE.....</b>	<b>62</b>
<b>GRAPHIQUE 3.7 LE LOGARITHME DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE TOTALE DES ETATS-UNIS APRES L'ALE .....</b>	<b>65</b>
<b>GRAPHIQUE 3.8 LE LOGARITHME DE L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE TOTALE DES ETATS-UNIS EN DIFFERENCE PREMIERE APRES L'ALE.....</b>	<b>69</b>
<b>GRAPHIQUE 3.9 LES RESIDUS DE L'EQUATION DE COINTEGRATION AVANT L'ALE .....</b>	<b>77</b>
<b>GRAPHIQUE 3.10 LES RESIDUS DE L'EQUATION DE COINTEGRATION APRES L'ALE .....</b>	<b>82</b>

Je tiens à remercier en particulier **M. Leonard DUDLEY**, mon directeur de recherche, de qui j'ai beaucoup appris en économie internationale. Je lui suis aussi très reconnaissant de m'avoir fourni l'expérience très enrichissante comme assistant de recherche au Centre de recherche et développement en économique (CRDE).

Je remercie aussi **M. Claude MONTMARQUETTE**, mon second lecteur, pour ses nombreux conseils pratiques en économétrie.

## SOMMAIRE

L'étude de l'historique du marché américain des télécommunications nous montre le rôle décisif qu'a joué la réglementation. La réglementation est une stratégie fort utilisée depuis le krach boursier de 1929 comme moyen de limiter l'influence des marchés économiques perçus comme instables lorsque laissés à fonctionner sans entraves. L'histoire a montré que ce fut une erreur d'interprétation de croire que le libre marché est instable par définition. Dans de nombreux cas, l'interférence étatique sur divers marchés économiques a produit des effets pervers plus graves que ceux perçus comme nuisibles. Cette constatation s'applique parfaitement au marché des télécommunications. Depuis les années 80, la libéralisation du marché des télécommunications aux Etats-Unis s'est traduite par un développement de nouveaux produits imprévisibles possibles grâce à une structure oligopolistique qui répondent davantage au concept élémentaire de l'offre et de la demande pourtant si mal compris en général. Cette libéralisation répond aux besoins latents du marché.

Dans la partie empirique, nous avons utilisé la technique de cointégration afin de vérifier le niveau d'intégration économique des fabricants d'équipements canadiens au marché américain. Nos résultats indiquent que l'intégration économique est réelle depuis l'Accord de libre-échange (ALE) entré en vigueur en janvier 1989. La prudence et notre esprit de nuance nous portent à attribuer ce phénomène en partie à la déréglementation effective depuis 1984 aux Etats-Unis. L'ALE n'a probablement qu'accélééré l'intégration économique du secteur canadien d'équipements de télécommunications.



## INTRODUCTION

Le marché des télécommunications a connu des bouleversements majeurs depuis les années 80. Comme c'est souvent le cas dans les affaires économiques, les Etats-Unis furent les premiers à déréglementer leur marché national des télécommunications. Dans ce rapport nous nous intéresserons plus spécifiquement au degré d'intégration économique du secteur canadien d'équipements de télécommunications au marché américain.

La croissance des exportations de biens de télécommunications du Canada vers les Etats-Unis fut de seulement de 4% de 1981 à 1983. A la suite de la déréglementation plus ou moins complète en 1984 aux Etats-Unis, la croissance annuelle augmenta à 11%. Depuis la mise en œuvre de l'Accord de libre-échange (ALE) canado-américain en 1989, la croissance annuelle dépasse les 17%. On observe donc clairement une tendance à la hausse dans le temps.

Il faut trouver une explication plausible à cette croissance des exportations. Tout d'abord, nous allons analyser l'impact des instances réglementaires aux Etats-Unis et leur influence sur le marché des télécommunications d'hier à aujourd'hui. Ensuite, nous étudierons l'évolution générale du marché des télécommunications au Canada et aux Etats-Unis. Enfin dans la dernière partie, nous allons vérifier, à l'aide de techniques économétriques particulières, le niveau d'intégration du secteur canadien d'équipements de télécommunications au marché américain avant et après l'Accord de libre-échange (ALE).

## **PREMIERE PARTIE : L'ASPECT INSTITUTIONNEL DES TELECOMMUNICATIONS AUX ETATS-UNIS**

### **1.1/ La déréglementation aux Etats-Unis : les instances réglementaires**

**Bancel-Charensol (1996)** qualifie le processus de déréglementation du secteur des télécommunications comme se rapprochant d'un modèle adaptatif pur. Le modèle adaptatif pur consiste à déréglementer par essais et erreurs. Les Etats-Unis ont été les pionniers de la déréglementation de leur marché national des télécommunications. Ce pays a pour objectif la recherche de l'efficacité économique. Afin de ne pas être trop naïf, ce sont les luttes entre divers acteurs qui favorisent de nouvelles formes de réglementation amenant une plus grande efficacité économique de ce fait. La particularité américaine est la très grande décentralisation des instances réglementaires. Cette décentralisation donne une apparence d'instabilité, mais qui peut-être répond mieux aux intérêts divergents des intervenants.

Aux Etats-Unis les instances réglementaires sont des acteurs étatiques soit majeurs ou mineurs. Les acteurs majeurs sont les départements et agences du gouvernement fédéral, la Commission Fédérale pour les Communications ( Federal Communications Commission, FCC) et les Public Utilities Commissions (PUC). Les acteurs mineurs sont le Département de la Justice, le Département de la Défense et le Congrès.

Le département du commerce comprend deux agences la National Telecommunications Information Administration (NTIA) et l'International Trade Administration (ITA). La première agence, la NTIA, a pour rôle d'évaluer le secteur des

télécommunications au niveau économique et de proposer des nouvelles formes de réglementation lorsque jugé nécessaire. Quant à l'ITA, elle se soucie des problèmes du secteur des télécommunications au niveau international en ce qui concerne les échanges commerciaux.

La Commission Fédérale pour les Communications (Federal Communications Commission, FCC) est un organisme réglementaire comparable au CRTC du Canada. La FCC créée en 1934 est en principe indépendante du pouvoir exécutif. Elle a pour fonction de s'assurer du respect et de la mise en œuvre de la réglementation par les divers agents du secteur des télécommunications.

Les Public Utilities Commission (PUC) sont des organismes réglementaires propres à chaque Etat américain. Les PUC réglementent les modalités de télécommunications entre Etats. Ceci rend la réglementation plus difficile, car chaque Etat cherche à conserver jalousement ses pouvoirs et limite l'influence de la Commission Fédérale pour les Communications (FCC). Il existe donc, au niveau des Etats, un jeu politique parfois malsain pour l'atteinte de l'efficacité économique. Cependant, il n'y a pas pour autant de logique infaillible quant à la supériorité des objectifs de la Commission Fédérale pour les Communications (FCC). Les PUC jouent un rôle important, en raison de leur proximité, ils comprennent mieux leur marché que l'instance lointaine qu'est la FCC. Ceci empêche l'uniformisation nationale qui peut être nuisible lorsque imposée à un pays aussi grand en superficie que les Etats-Unis. Ce jeu politique favorise l'émergence de groupes d'intérêts puissants qui bloquent en partie la mise en œuvre de la réglementation de l'organisme fédéral, la FCC, visant une plus grande efficacité économique. Cette situation n'est pas malsaine pour autant, car il faut toujours

se méfier des organismes dits nationaux tels la FCC. Les PUC jouent un rôle de contre-pouvoir qui, dans certains cas empêchent les excès de la FCC. Ceci ne veut pas dire nécessairement que les PUC n'abusent pas de leur pouvoir de légiférer.

Le Département de la Justice a pour fonction de s'assurer de la concurrence saine sur les marchés en général dans tous les domaines économiques. L'agence responsable de faire respecter la loi antitrust se nomme Division antitrust.

Le Département de la Défense, en ce qui concerne les télécommunications, peut s'opposer aux décisions des diverses instances réglementaires en invoquant l'argument de sécurité nationale. Inutile de préciser que l'argument dit de « sécurité nationale » peut servir à appuyer les intérêts de divers lobbies cherchant à protéger leurs rentes économiques.

Le Congrès, quant à lui, a pour fonction de légiférer et décide du budget de la Commission Fédérale pour les Communications (FCC). On peut raisonnablement douter de l'autonomie réelle de la FCC et soupçonner un jeu politique de marchandage entre ces deux acteurs.

A travers l'énumération des diverses instances réglementaires américaines du marché des télécommunications, on voit qu'il existe des conflits d'intérêts entre les divers acteurs impliqués. Les divergences d'intérêts proviennent des individus responsables des Agences et des Départements, des acteurs présents qui cherchent à défendre leurs priorités immédiates. Ce comportement est inévitable vue la grande décentralisation du domaine des télécommunications aux Etats-Unis. Malgré les problèmes apparents de la décentralisation aux Etats-Unis, nous ne prétendons pas qu'une structure centralisée est nécessairement plus efficace. La centralisation ne semble pas être préférable, car les pays

tels le Royaume-Uni, la France et l'Allemagne procèdent actuellement à une décentralisation. Cette décentralisation est basée sur un modèle programmé. Le modèle programmé consiste à réorganiser le domaine des télécommunications en ayant un plan d'action précis connu d'avance. On cherche à atteindre l'efficacité technique contrairement aux Etats-Unis qui visent l'efficacité économique. Il faut garder à l'esprit que le modèle programmé est possible, car les pays cités ci-dessus de l'Union européenne ont pu étudier le processus de déréglementation aux Etats-Unis et avec ce recul, éviter des erreurs stratégiques. Cependant, le modèle programmé comme tout processus de déréglementation, n'est pas pour autant à l'abri d'erreurs stratégiques.

## **1.2/ Historique de la déréglementation aux Etats-Unis**

Tous les détails de l'historique de la déréglementation du secteur des télécommunications se trouvent dans **Bancel-Charensol (1996)**. Dans ce qui suit, il est important de souligner la relation étroite entre le marché des services de télécommunications et le marché des équipements de télécommunications. On ne peut comprendre l'évolution du secteur des équipements de télécommunications sans une étude rigoureuse des services de télécommunications.

Dans ce qui suit nous allons surtout nous attarder aux événements liés aux marchés d'équipements. En 1934, le Communications Act établit le monopole d'AT&T tant au niveau des services de télécommunications que dans l'offre d'équipements de télécommunications. L'année 1956 amena le Consent Decree, une entente entre le Département de la Justice et AT&T. Cette entente favorise une certaine concurrence dans

le secteur des équipements terminaux. Les équipements terminaux sont les téléphones et biens connexes utilisés par les abonnés de compagnies téléphoniques. Ce sont des équipements de base utilisés dans tout ménage et entreprise servant à communiquer. Durant la même année, le jugement Hush a Phone permet aux abonnés du service téléphonique d'AT&T de se procurer leurs équipements terminaux librement chez des concurrents. Des améliorations furent apportées par l'événement Carterphone en 1968 favorisant une plus grande concurrence sur le marché des équipements terminaux. Par contre le jugement intitulé Harm the Network de 1975 développa un début de concurrence réelle dans le secteur des équipements terminaux.

Nous pouvons dire que les événements cités ci-dessus sont très timides et leurs impacts ne sont pas apparents dans l'atteinte d'une plus grande efficacité économique. L'événement historique majeur fut le procès antitrust intenté par la Division antitrust du Département de la Justice débutant en 1978. Le juge Greene en fut l'instigateur principal. Ce procès fut une dure bataille car le Département de la Défense et le Département du Commerce en 1981 avaient émis des réserves quant aux effets négatifs sur la sécurité nationale. Face à cette pression, la Maison Blanche, avait failli ordonner l'abandon du procès contre AT&T. Ces efforts furent anéantis par la ténacité des deux personnalités influentes de la Division antitrust, W.F. Baxter et le juge Greene, qui réussirent à convaincre le Président Reagan du peu de crédibilité du dit argument de « sécurité nationale ». En tenant compte du contexte historique, de la fin des années 70, on commençait à réaliser les effets pervers de la trop grande interférence étatique dans les affaires économiques. Il faut se rappeler que depuis le krach boursier de 1929, le libre cours du marché est perçu comme créateur d'instabilité. Avec le recul historique on

constate que dans bien des cas, ce fut une erreur d'interprétation provoquée par l'urgence de sortir du marasme économique qui avait atteint un creux en 1933. Depuis on a observé une croissance exponentielle de réglementations diverses dans toutes les sphères économiques. Certaines réglementations étaient justifiées, mais plusieurs d'entre elles aggravaient la situation davantage que le marché économique privé. Il y a eu un retour à un certain libéralisme qui accorde beaucoup d'importance à la liberté économique. La liberté économique consiste à favoriser un climat où il n'y a pas de concentrations des agents économiques. Il faut éviter les situations de monopole et de monopsonie le plus souvent possible. Clairement, AT&T entravait la liberté économique par son statut de monopole consacré par le Communications Act de 1934. AT&T abusait de sa dominance économique protégée par les instances réglementaires étouffant toute concurrence. Le juge Greene reconnu la nécessité de modifier les réglementations existantes afin d'ouvrir le marché des télécommunications à une saine concurrence ne favorisant pas une structure monopolistique, mais plutôt oligopolistique. On parle d'oligopole, par la structure même du secteur, car il existe des économies d'échelle dans le service des télécommunications et dans certains marchés d'équipements. Le Modified Final Judgement (MFJ) du 24 août 1982 était une forme de « reréglementation » favorisant une plus grande liberté économique des concurrents d'AT&T. Le Modified Final Judgement (MFJ) était une entente entre le Département de la Justice et AT&T qui allait mettre fin au monopole d'AT&T et réorganiser le fonctionnement du secteur des télécommunications. AT&T allait être démembré en plusieurs entités indépendantes afin de favoriser la transparence financière et limiter les subventions croisées possibles entre secteurs rentables et déficitaires par des artifices comptables. Nous préférons le terme

anglo-saxon de « creative accounting » à celui d'artifice comptable qui semble mieux exprimer le concept. Le MFJ fut progressivement mis en œuvre entre 1982 et 1984.

Dans la prochaine partie nous étudierons l'évolution du marché des équipements de télécommunications américain et canadien suite au bris du monopole d'AT&T et de son démantèlement.



## DEUXIEME PARTIE : PROFIL DU SECTEUR DES EQUIPEMENTS DE TELECOMMUNICATION

### 2.1/ Barrières économiques et réglementaires aux Etats-Unis

**Dick (1997)** utilise l'approche de l'organisation industrielle en économie internationale afin d'expliquer l'évolution de l'industrie d'équipements de télécommunications suite à la déréglementation. Avant la mise en œuvre complète du Modified Final Judgement (MFJ) en 1984, les instances réglementaires empêchaient toute forme de concurrence et encourageaient la pérennité d'une structure de marché monopolistique. Il subsistait alors des barrières à l'entrée et des règlements favorisant le monopole d'AT&T. Les barrières à l'entrée constituent des barrières économiques telles les économies d'échelle (côté offre) et des externalités de réseaux (côté demande). Les barrières économiques n'existent cependant pas dans toutes les branches d'activités de fabrication. Cette double situation de barrières à l'entrée renforcée par la réglementation procurait une rente économique excessive favorable aux fabricants nationaux. Une rente économique excessive implique une inefficacité sociale. L'avantage majeur du Modified Final Judgement (MFJ) est que le secteur allait passer de l'efficacité technique à l'efficacité économique. Par efficacité économique, nous entendons une diminution de la perte sociale.

A partir du démembrement d'AT&T effectif en 1984 (**Dick 1997**), les Etats-Unis connaissent des déficits commerciaux considérables dans l'industrie d'équipements. Ceci prouve que globalement, les Etats-Unis ne possèdent pas d'avantage comparatif dans le secteur d'équipements de télécommunications. Cependant, l'étude globale du secteur

masque des tendances lourdes. Au niveau informationnel il est plus utile de diviser la branche de fabrication en deux secteurs : les équipements terminaux et les commutateurs centraux. Les équipements terminaux sont des produits comportant peu de contenu technologique tels les appareils téléphoniques, les modem et les télécopieurs. Les commutateurs centraux sont des appareils de transmission des télécommunications possédant un fort contenu technologique.

### **2.1.1/ Equipements terminaux**

Les Etats-Unis enregistrent un énorme déficit commercial à partir de 1984. Dans un premier temps, le Japon dont les coûts de production sont deux fois inférieurs à ceux des fabricants américains, inonde le marché américain (**Dick 1997**). Par la suite, on observe l'apparition d'équipements terminaux en provenance de Taiwan, de Hongkong et de la Corée. Ces pays ont des coûts de production nettement inférieurs à ceux du Japon.

La branche d'équipements terminaux ne connaît pas de barrières à l'entrée. Il n'y a pas de présence d'économies d'échelle dans cette branche. La percée tardive des producteurs étrangers s'explique par le démantèlement des barrières réglementaires artificielles. Ces barrières réglementaires n'étaient rien d'autre que des barrières non tarifaires (BNT).

### 2.1.2/ Les commutateurs centraux

Dans la branche des commutateurs centraux, il existe des barrières à l'entrée. On est ici en présence d'économies d'échelle (côté offre) et d'externalités de réseaux (côté demande). Avant le Modified Final Judgment (MFJ) de 1982, cette barrière à l'entrée économique était renforcée par des barrières réglementaires. Ces barrières réglementaires agissaient à titre de barrières non tarifaires (BNT). Aujourd'hui, les barrières réglementaires ont en majeure partie disparu, mais par la structure même du secteur les barrières économiques à l'entrée existent toujours. AT&T est encore de nos jours un fournisseur important de commutateurs centraux aux Etats-Unis. Les Etats-Unis connaissent un surplus commercial dans cette branche en termes réels et ont donc un avantage comparatif. Fait important à souligner est que Northern Telecom, une filiale des Entreprises Bell Canada (BCE), est aussi un important fournisseur de commutateurs centraux aux Etats-Unis. Les raisons du succès de Northern Telecom seront données dans une section ultérieure.

Cette section nous amène à conclure que la déréglementation aux Etats-Unis a permis des échanges commerciaux importants d'équipements de télécommunications à fort et faible contenu technologique au profit des fournisseurs étrangers. Cependant, dans la branche à fort contenu technologique, la percée des producteurs étrangers est moindre car les Etats-Unis possèdent un réel avantage comparatif.

Cette ouverture économique aux fournisseurs étrangers est un instrument efficace parce qu'il limite à un certain point la formation de lobbies puissants et favorise une réelle concurrence. Cette concurrence étrangère est bénéfique, puisqu'elle repose sur des

échanges volontaires entre les divers agents économiques intéressés et diminue la nécessité de décisions parfois arbitraires des instances réglementaires découlant des jeux d'influence. Il ne faut pas trop se fier totalement à l'objectif cité de la recherche d'efficacité économique de la Division antitrust. Sans avoir d'arrière pensée à l'esprit, il est plausible pour justifier son existence et sa pertinence, voire même étendre son influence, l'instance bureaucratique, qu'est la Division antitrust, cherche délibérément des entreprises à poursuivre. Cette mise en garde ne signifie pas de notre part que tout procès n'est pas légitime pour autant.

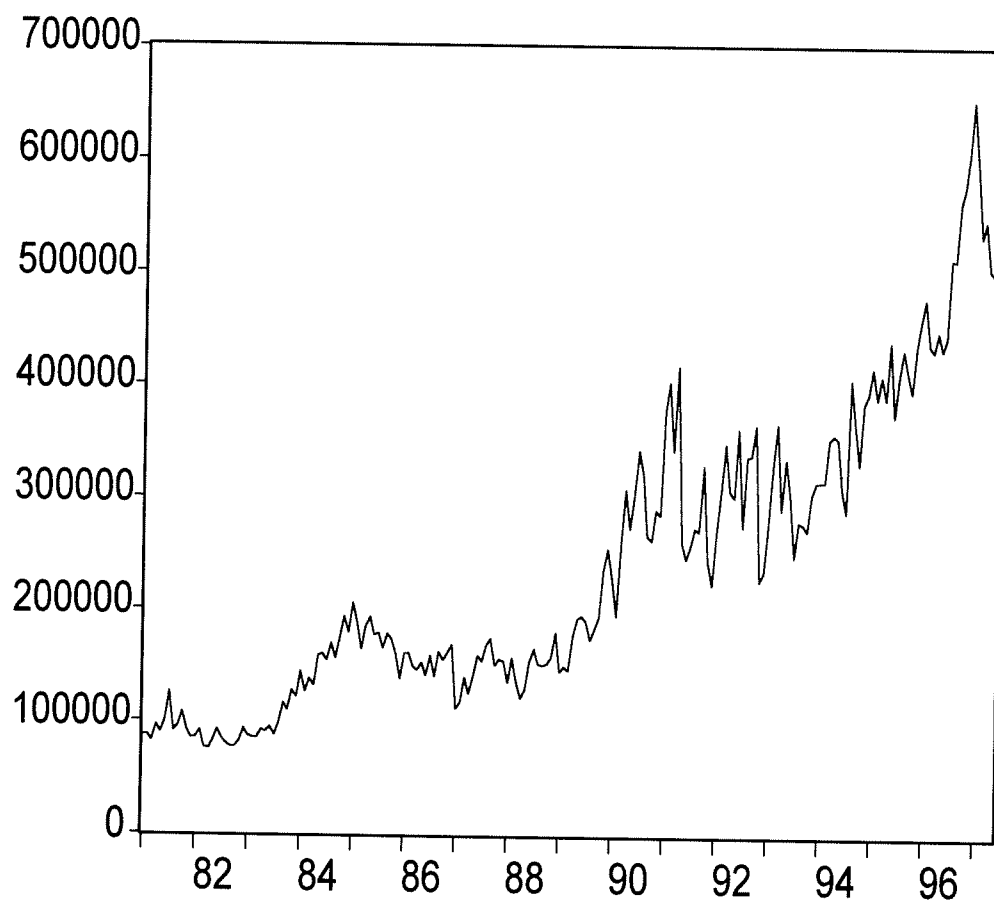
La question légitime à se poser est la suivante : les instances réglementaires, ont-elles favorisé l'émergence d'AT&T comme monopole du secteur des services et d'équipements de télécommunications aux Etats-Unis? L'historique semble répondre dans l'affirmatif à cette question. Il ne serait pas étonnant qu'un secteur des télécommunications oligopolistique aurait pu exister sans l'appui volontaire des instances étatiques à AT&T avant le Modified Final Judgement (MFJ) de 1982. On a peut-être l'exemple de comment une trop grande interférence étatique dans le fonctionnement d'un marché économique avait créé une situation malsaine de monopole.

## **2.2 / L'évolution des exportations du Canada vers les Etats-Unis**

La série des exportations réelles d'équipements de télécommunications est tracée en milliers de dollars canadiens de 1986 au **graphique 2.1** ( voir page 14). On remarque qu'en 1984, suite à la mise en œuvre complète du Modified Final Judgement, il y a une soudaine croissance des exportations jusqu'à 1985. Par la suite la série mensuelle

est marquée par une tendance légèrement baissière. A partir de la mise en vigueur de l'Accord de libre-échange en 1989, les exportations connaissent une croissance nettement plus forte qu'en 1984. La tendance à la hausse est certes plus forte et vigoureuse. De janvier 1981 à décembre 1983, la moyenne mensuelle des exportations se situe à 92 520 000 \$ CA de 1986. L'écart type des exportations est de 13 451 000 \$ CA constants. La moyenne mensuelle des exportations passe de 157 048 000 \$ CA constants de janvier 1984 à décembre 1988. On remarque une hausse de la variabilité de la série avec un écart type de 19 371 000 \$ CA constants. Ceci constitue une hausse de 70% de la moyenne durant ces deux périodes distinctes, ce qui n'est pas négligeable. L'ouverture réelle du marché américain se fait déjà sentir quantitativement. A partir de janvier 1989 à juin 1997, la moyenne mensuelle des exportations atteint 342 096 000 \$ CA de 1986. La série des exportations connaît une hausse considérable de sa variabilité qui voit son écart type atteindre 108 944 000 \$ CA constants. L'augmentation de la moyenne mensuelle est de 118% par rapport à la période précédant l'Accord de libre-échange (ALE) débutant en janvier 1984. Tout au long de la période, il est visuellement observable que la série connaît davantage de fluctuations. Cette fluctuation, beaucoup plus grande depuis 1989 s'explique par le fait que le marché américain des équipements de télécommunications est très ouvert à la concurrence étrangère autre que le Canada. Cependant, le Canada s'avère être un joueur de taille.

**Graphique 2.1 Les exportations réelles d'équipements de télécommunications de 1981 :01 à 1997 :06 ( en 000\$ CA de 1986)**



### **2.3/ Une tentative d'explication du succès du Canada dans l'industrie de l'équipement de télécommunications**

La filiale des Entreprises Bell Canada (BCE), Northern Telecom, est l'entreprise d'équipements de télécommunications qui propulse le Canada comme un des chefs de file au niveau mondial. Lors du centième anniversaire de Northern Telecom, l'historien d'entreprise canadien, **Peter C. Newman (1995)**, raconte les défis majeurs qu'a connu l'entreprise.

Northern Telecom a été fondé en 1895 sous le nom de Northern Electric and Manufacturing Company Limited. L'entreprise connut un changement majeur en 1956. Les autorités judiciaires américaines obligèrent AT&T de se départir de ses actions dans Northern Telecom à hauteur de 43.6 pour cent. On voit bien que la relation était tellement étroite entre ces deux compagnies que Northern Telecom était perçue comme la filiale de AT&T. L'entreprise canadienne allait désormais fabriquer des produits sous licence du fabricant d'équipement Western Electric, filiale d'AT&T. Petit à petit, Northern Telecom se traça une voie d'entreprise autonome. Ceci fut suivi de hauts et de bas. Les années 70 furent marquantes avec l'introduction du premier commutateur numérique, ce qui propulsa Northern Telecom définitivement comme l'un des chefs de file dans l'industrie de l'équipement de télécommunications.

La compagnie Northern Telecom est très présente aux Etats-Unis, une stratégie développée délibérément par les dirigeants successifs. Ce pari a été, et est toujours, couronné de succès. L'entreprise n'avait pas d'alternative car le marché canadien par sa petite taille, n'offre pas beaucoup de débouchés. De plus les commutateurs sont des produits où il existe des économies d'échelle. Le marché américain, par sa taille immense

offre une possibilité de croissance par sa proximité et sa culture du sens des affaires familière aux dirigeants canadiens. Les concurrents européens de Northern Telecom comme Alcatel, Ericsson, Siemens ne peuvent reproduire le même succès en part de marché malgré les moyens financiers colossaux à leur disposition.

Le style de gestion très décentralisé explique probablement en partie le dynamisme et l'innovation qui y règnent. La filiale américaine dont les hauts dirigeants sont des Américains avec un style de gestion américain, est perçue comme une entreprise américaine à part entière. Ce détail ne sert qu'à souligner la réelle autonomie des filiales où qu'elles soient, aux Etats-Unis ou ailleurs dans le monde.

D'ailleurs **Desranleau-Fortier-Seguin-Dulude (1990)** à la page 23 de leur document pensent que

« l'autonomie dont jouit la filiale américaine de Northern Telecom, ainsi que l'expérience du marché américain que l'entreprise a tirée de sa longue collaboration avec AT&T sont [...] des facteurs importants dans l'explication » de son succès.

Northern Telecom a pleinement profité de la libéralisation des télécommunications aux Etats-Unis et depuis quelques années à travers des joint ventures et licences de fabrication, fait des percées au sein de l'Union européenne et ailleurs dans le monde. La vague de déréglementation en Europe est assez récente. Northern Telecom est aujourd'hui aussi connu sous le nom de Nortel.

Au **tableau 2.2**, on remarque que la part des ventes totales de Nortel sont plus ou moins constantes aux Etats-Unis, en déclin au Canada, en progression en Europe et en plus forte progression ailleurs dans le monde. On observe donc un effort de diversification internationale. La croissance réelle des ventes est négative tant de 1991 à



1994 que de 1994 à 1996 au Canada. Pour les deux périodes considérées elle est assez intéressante en ce qui concerne les Etats-Unis, en forte hausse en Europe et phénoménale ailleurs dans le monde. Il est très clair que Nortel est une entreprise très dynamique et à fort potentiel de croissance. Le domaine de l'équipement de télécommunications semble avoir un fort bel avenir à court et à moyen terme voire même à plus long terme. Au **tableau 2.2**, on remarque que AT&T est un plus important vendeur de biens de télécommunications que Nortel avec une croissance réelle des ventes de 55% de 1991 à 1994. Pour la même période, Nortel n'a connu que 27% de croissance réelle de ses ventes totales. A titre d'exemple le chiffre d'affaires de Nortel représente 42%, 51% du chiffre d'affaires de AT&T Technologies pour les années 1994 et 1991 respectivement. Nous n'avons pas pu obtenir d'informations propres au secteur d'équipements de télécommunications des états financiers de AT&T pour les années ultérieures à 1994, car les données financières ont été agrégées. De cette analyse financière il ressort que Nortel est le deuxième plus grand fabricant d'équipements de télécommunications en Amérique du Nord.

Dans la prochaine section, nous allons nous attarder au profil général des échanges d'équipements de télécommunications de quelques grands pays de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE).

**Tableau 2.1 Chiffres d'affaires et ventes géographiques de Northern Telecom Limitée ( millions \$CA et millions \$CA de 1990)**

	1996	1996*	1994	1994*	1991	1991*
Ventes :						
Totales	17595	15502 [36%]	12448	11379 [27%]	9456	8955
Etats-Unis	10136 (58%)	8931 [28%]	7627 (61%)	6972 [47%]	5011 (53%)	4745
Canada	2039 (12%)	1797 [-5%]	2071 (17%)	1893 [-25%]	2663 (28%)	2521
Europe	4110 (23%)	3622 [87%]	2115 (17%)	1934 [31%]	1557 (16%)	1474
Autres zones	1309 (7%)	1154 [99%]	636 (5%)	581 [170%]	227 (2%)	215

Note : \* millions de dollars CA de 1990, ( ) pourcentage du total des ventes en \$CA

[ ] croissance réelle (ajustée pour l'inflation) des ventes

Sources : Rapports d'activité de Northern Telecom (1993, 1996)

Statistiques financières internationales du FMI ( juin 1998), pages F200 et F202.

**Tableau 2.2 Chiffres d'affaires d'équipements de télécommunications de AT&T Technologies ( millions \$CA et millions \$CA de 1990)**

	1994	1993	1992	1991
Ventes	29685	23733	210734	18421
Ventes*	27134 [55%]	21733	19658	17445

Note : \* millions de dollars CA de 1990,

[ ] croissance réelle (ajustée pour l'inflation) des ventes de 1991 à 1994

Sources : Rapports d'activité de AT&T ( 1994,1992)

Statistiques financières internationales du FMI ( juin 1998), pages F200 et F202

## 2.4/ Profil général des échanges d'équipements de télécommunications au sein de l'OCDE

Dans cette section, nous allons nous intéresser à la composition des échanges et le solde des échanges de l'Allemagne, du Canada, des Etats-Unis, de la France, du Royaume-Uni et de la Suède. Le choix de ces pays est guidé par leur grande importance dans la fabrication d'équipements de télécommunications.

Au **tableau 2.3**, pour l'année 1993, les exportations du Canada consistent en grande partie d'équipements de lignes et d'appareils d'émission. Les commutateurs viennent avant dernier. En ce qui concerne les Etats-Unis ce sont les appareils d'émission et les équipements de lignes les deux plus grandes exportations suivies des commutateurs. Il est important de souligner que les Etats-Unis ont un réel avantage dans ces produits de très haute technologie. Le Canada est un des plus importants exportateurs d'équipements de lignes après la Suède. En ce qui concerne les commutateurs son rang est identique à celui de la Suède. Nous n'allons pas élaborer plus longtemps sur les autres pays; les données sont disponibles pour le lecteur curieux qui souhaite faire la comparaison relative du Canada face à ses concurrents mondiaux. Le même commentaire s'applique pour le tableau suivant.

Le **tableau 2.4** indique que le Canada affiche un excédent commercial dans le secteur de l'équipement de télécommunications en dollars américains constants. Les données ont été dégonflées par l'indice des prix pour les biens d'équipements. Les Etats-Unis affichent globalement des déficits commerciaux en termes réels, mais avec une tendance à la baisse. Comme indiqué par **Dick (1997)**, ces chiffres globaux masquent les avantages réels dans les secteurs de pointe caractérisés par des économies d'échelle.

**Tableau 2.3 Exportations d'équipements de télécommunications en 1993 ( 000 \$US)**

	Appareils téléphoniques	Commutateurs	Récepteurs	Equipements de ligne	Appareils d'émission	Autres appareils
Allemagne	142 932	941 325	36 392	1 508 773	569 826	396 361
<b>Canada</b>	<b>140 811</b>	<b>67 081</b>	<b>3 844</b>	<b>993 600</b>	<b>322 299</b>	<b>238 592</b>
<b>Etats-Unis</b>	<b>188 900</b>	<b>710 784</b>	<b>285 660</b>	<b>1 793 453</b>	<b>2 853 783</b>	<b>980 580</b>
France	133 510	193 715	23 991	572 464	361 659	616 706
GB	142 264	81 139	69 703	262 331	918 317	334 235
Suède	54 828	63 523	11 238	1 173 363	801 562	79 604

Source : adapté de Perspectives des communications, OCDE, vol. 1, 1997, page 177.

**Tableau 2.4 Balance commerciale d'équipements de télécommunications ( 000 SUS et 000 \$US de 1990)**

	1990	1991	1992	1993
Allemagne	1 033 720	1 033 289	1 065 690	1 041 932
	1 033 720*	1 002 220*	1 014 943*	974 679*
<b>Canada</b>	<b>301 511</b>	<b>206 965</b>	<b>231 509</b>	<b>428 502</b>
	301 511*	200 742*	220 485*	400 844*
<b>Etats-Unis</b>	<b>( 1 953 525 )</b>	<b>( 1 762 244 )</b>	<b>( 1 577 094 )</b>	<b>( 1 046 652 )</b>
	( 1 953 525 )*	( 1 709 257 )*	( 1 501 994 )*	( 979 094 )*
France	725 755	930 878	893 150	972 286
	725 755*	902 889*	850 619*	909 529*
GB	( 183 711 )	155 750	( 129 441 )	( 282 028 )
	( 183 711 )*	151 067*	( 123 277 )*	( 263 824 )*
Suède	1 300 223	1 391 469	1 459 234	1 552 411
	1 300 223*	1 349 631*	1 389 747*	1 452 209*

Note : ( ) déficit commercial, \* milliers de \$ US de 1990

Source : adapté de Perspectives des communications, OCDE, vol. 1, 1997, page 178.

Statistiques financières internationales, FMI, juin 1998, page F300.

Cette deuxième partie nous amène à conclure que le secteur des biens de télécommunications est composé de produits de bas de gamme et à fort contenu technologique. Le Canada a un avantage réel dans le secteur de pointe comme les Etats-Unis d'ailleurs. Dans la prochaine section, nous allons effectuer une étude économétrique à l'aide de techniques récentes et innovatrices. Cette façon de procéder nous permettra de vérifier empiriquement le niveau d'intégration du secteur des télécommunications du Canada dans la sphère nord-américaine suite à l'entrée en vigueur de l'Accord de libre-échange (ALE) canado-américain.

## **TROISIEME PARTIE : L'EVOLUTION DES EXPORTATIONS CANADIENNES D'EQUIPEMENTS DE TELECOMMUNICATIONS**

### **3.1/ Méthodologie**

La méthodologie est basée sur celle de **Taylor-Tonks (1989)**. Nous aurons recours au test de cointégration de **Engle-Granger (1987)**. Ce test comporte plusieurs étapes qui seront décrites ci-dessous.

Lorsqu'on estime des équations bivariées ou multivariées, il est primordial de s'assurer de ne pas estimer une régression illusoire. **Granger-Newbold (1974)** donnent des mises en garde à propos de régressions factices. Les indices sont un coefficient de détermination très élevé, des test-t sur les coefficients estimés très significatifs et le test d'autocorrélation du premier ordre de Durbin-Watson très faible, c'est-à-dire se rapprochant de zéro. Les techniques de régression classiques à l'aide des moindres carrés ordinaires (mco) sont appropriées pour les séries stationnaires. Les séries stationnaires ont une moyenne et une variance stables invariantes quant au temps. Les tests classiques d'inférence utilisant les valeurs critiques de Student et de Fisher ont été calculées pour des séries stationnaires. Il est certes connu que la plupart des séries chronologiques ne sont pas stationnaires d'où dans toute estimation Économétrique, on ne peut rien inférer à l'aide des tables de Student et de Fisher. Le problème fondamental des séries chronologiques est que leurs moyennes et variances sont explosives donc dépendantes du temps.

Avant l'article clef de **Engle-Granger (1987)**, la solution proposée dans le cas de séries explosives pour l'estimation d'équations bivariées et multivariées était de



différencier les séries comme dans le cas univarié de **Box-Jenkins (1976)**. Il a été démontré que cette solution *ad hoc* peut comporter des erreurs de spécification lorsque les séries sont cointégrées.

### **3.1.1/ Que signifie la notion de racine unitaire ?**

La plupart des séries macro-économiques ont une tendance à la hausse dans le temps. Elles ne sont donc pas stationnaires signifiant que leurs moyennes et variances sont fonction du temps. Les moyennes et variances sont donc explosives. Une série ayant une racine unitaire indique qu'un choc économique a un impact permanent ce qui semble contraire à la théorie macro-économique précédant les années 80 qui stipule que les chocs sont temporaires et que la série retourne à son équilibre de long terme. Par équilibre de long terme, on veut dire le retour à la moyenne de la série. Cependant, malgré cette apparence de réfutation de la théorie macro-économique causée par la non-stationnarité des techniques économétriques originales issues de la notion de cointégration viennent à sa défense. Remarquons que la cointégration a changé la définition d'équilibre de long terme. Cette nouvelle définition, plus dynamique, est décrite dans la prochaine section.

### **3.1.2/ Que signifie la notion de cointégration ?**

Nous allons, dans une section ultérieure décrire les étapes du test de cointégration de **Engle-Granger (1987)**. L'idée fondamentale de la notion de cointégration est, dans une première étape, d'estimer une régression à l'aide des moindres carrés ordinaires avec

des séries intégrées du même ordre et dans une deuxième étape, vérifier si les erreurs estimées sont stationnaires. Les séries intégrées du même ordre correspondent au nombre de fois qu'il faut les différencier avant d'atteindre la stationnarité. Ceci revient à dire que même si les variables ont individuellement une racine unitaire, une combinaison linéaire les rendant stationnaire est possible. Dans le cas où les erreurs seraient effectivement stationnaires, on peut affirmer que l'estimation économétrique n'est pas factice. On peut aussi dire que, malgré leurs tendances explosives dans le temps, l'écart entre les séries reste constant si les erreurs de la régression sont stationnaires. Cet écart constant est ce qu'on appelle l'équilibre de long terme dans la théorie économétrique moderne.

### 3.1.3/ Test de racine unitaire paramétrique

Le test de racine unitaire sert à vérifier la non-stationnarité d'une série chronologique  $Z$ . Nous utiliserons le test paramétrique de **Dickey-Fuller (1981)** en décrivant les équations ci-dessous. Dans celles-ci, l'hypothèse nulle de racine unitaire implique tester :

$$H_0: \rho = 1$$

Lors de l'absence de corrélation temporelle des résidus, on estime l'une des équations suivantes ci-dessous de Dickey-Fuller simple (DF) par la méthode des moindres carrés ordinaires :

$$Z_t = \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

où  $t = 0, 1, 2, \dots$

L'équation (1) est un Dickey-Fuller simple avec une constante et tendance déterministe.

$$Z_t = \alpha + \rho Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

La deuxième équation est un modèle plus restreint avec une constante uniquement.

$$Z_t = \rho Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Le troisième modèle est le plus restreint et ne contient pas de constante.

Dans le cas de la présence d'autocorrélation des erreurs, on estime les équations (4), (5) et (6) suivantes de Dickey-Fuller augmentées (ADF) qui sont quasiment identiques aux équations (1), (2) et (3) sauf pour la variable  $Z$  retardée en différence première :

$$Z_t = \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1} + \sum_{i=1}^K \xi_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

où  $t = 0, 1, 2, \dots$

$$Z_t = \alpha + \rho Z_{t-1} + \sum_{i=1}^K \xi_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$Z_t = \rho Z_{t-1} + \sum_{i=1}^K \xi_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

où  $\varepsilon_t \sim NI(0, \sigma_\varepsilon^2)$

Dans les équations (4), (5) et (6) l'ajout de la série chronologique  $Z$  en différence première retardée élimine la corrélation temporelle des erreurs. En pratique les équations (1), (2) et (3) sont peu utilisées car les estimations économétriques contiennent toutes des erreurs corrélées temporellement. Au **tableau 3.1** se trouve la synthèse des tests d'hypothèse à effectuer selon les modèles utilisés. Le premier test à faire est le test-t sur le coefficient de la variable  $Z_{t-1}$  retardée d'une période quelque soit le modèle estimé et il se calcule de la manière suivante :

$$T_\gamma = \left( \frac{\rho - 1}{\sigma_\rho} \right)$$

où  $\sigma_{\rho}$  est l'écart type du coefficient estimé  $\rho$

Fait important à souligner est qu'on peut obtenir directement la statistique t, en prenant la différence première de la variable dépendante dans les équations de Dickey-Fuller simples (DF) et augmentées (ADF). Les équations s'écrivent donc comme suit :

$$\Delta Z_t = \alpha + \beta t + \gamma Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)'$$

où  $t = 0, 1, 2$

$$\Delta Z_t = \alpha + \gamma Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)'$$

$$\Delta Z_t = \gamma Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)'$$

$$\Delta Z_t = \alpha + \beta t + \gamma Z_{t-1} + \sum_{i=1}^K \xi_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)'$$

où  $t = 0, 1, 2, \dots$

$$\Delta Z_t = \alpha + \gamma Z_{t-1} + \sum_{i=1}^K \xi_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)'$$

$$\Delta Z_t = \gamma Z_{t-1} + \sum_{i=1}^K \xi_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)'$$

Il est fortement conseillé d'estimer le modèle le plus général soit (1) ou (4) et selon les résultats obtenus des statistiques calculées si besoin est d'estimer soit le modèle (2) ou (5) ou le modèle (3) ou (6). Les statistiques,  $T_\beta$  et  $T_\alpha$ , sont des tests-t individuels sur la tendance déterministe et la constante respectivement. Les statistiques  $\phi_1, \phi_2$  et  $\phi_3$  sont des tests de Fisher sur les modèles (1), (2), (4) et (5) ou (1)', (2)', (4)' et (5)' selon le cas.

Dans la partie empirique nous établirons la méthode de sélection du modèle le plus approprié de (4), (5) ou (6). Les tests de racine unitaire de **Dickey-Fuller (1981)** imposent une condition assez forte sur les termes d'erreurs. Ces auteurs supposent que les termes d'erreurs sont indépendantes et identiquement distribuées (iid) et suivent une distribution normale,  $NI(0, \sigma_\varepsilon^2)$ .

**Tableau 3.1 Synthèse du test de racine unitaire de Dickey-Fuller**

MODELE	HYPOTHESE	STATISTIQUE
$Z_t = \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$	$\gamma = \rho - 1 = 0$	$T_\gamma$
$Z_t = \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1} + \sum_{i=1}^K \xi_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$	$\beta = 0$ étant donné $\gamma = 0$ $\alpha = 0$ étant donné $\gamma = 0$ $\beta = \gamma = 0$ $\alpha = \beta = \gamma = 0$	$T_\beta$ $T_\alpha$ $\phi_3$ $\phi_2$
$Z_t = \alpha + \rho Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$	$\gamma = \rho - 1 = 0$ $\alpha = 0$ étant donné $\gamma = 0$	$T_\gamma$ $T_\alpha$
$Z_t = \alpha + \rho Z_{t-1} + \sum_{i=1}^K \xi_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$	$\alpha = \gamma = 0$	$\phi_1$
$Z_t = \rho Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$	$\gamma = \rho - 1 = 0$	$T_\gamma$
$Z_t = \rho Z_{t-1} + \sum_{i=1}^K \xi_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$		

### 3.1.4/ Test de cointégration

En se basant sur **Engle-Granger (1987)** nous allons estimer l'équation bivariée de cointégration suivante par moindres carrés ordinaires :

$$Y_t = \alpha + X_t + \mu_t \quad (7)$$

Evidemment, il est possible de vérifier la cointégration dans des équations multivariées, mais dans le cadre de notre étude, une équation de cointégration bivariée suffit. Après avoir estimé l'équation de cointégration (7), on calcule les résidus et on effectue un test de racine unitaire soit par l'équation (8), un Dickey-Fuller simple (DF) ou soit par l'équation (9), un Dickey-Fuller augmenté (ADF). Le choix d'un DF (8) ou d'un ADF (9) dépend de l'absence ou la présence d'erreurs corrélées. Remarquons que dans les équations (8) et (9) nous avons utilisé l'erreur estimée en différence première comme variable dépendante afin d'obtenir directement le coefficient, et donc la statistique t sur la variable retardée. L'hypothèse nulle d'absence de cointégration, c'est-à-dire que les erreurs estimées de (7) ont une racine unitaire, est vérifiée de la façon suivante :

$$H_0: \phi = 0$$

$$\Delta\mu_t = \phi \mu_{t-1} + v_t \quad (8)$$



**Tableau 3.2 Synthèse du test de cointégration de Engle-Granger**

MODELE	HYPOTHESE	STATISTIQUE
<p><u>Etape 1: test de racine unitaire</u></p> <p>estimez (1), (2), (3), (4), (5) ou (6)</p> <p>ou bien estimez (1)', (2)', (3)', (4)', (5)' ou (6)'</p>	voir <b>tableau 3.1</b>	voir <b>tableau 3.1</b>
<p><u>Etape 2 : ordre d'intégration</u></p> <p>différenciez les séries et recommencer l'étape 1</p>	$\gamma = 0$	$T_\gamma$
<p><u>Etape 3: équation de cointégration</u></p> $Y_t = \alpha + \beta X_t + \mu_t \quad (7)$		
<p><u>Etape 4: test de racine unitaire</u></p> $\Delta\mu_t = \phi \mu_{t-1} + v_t \quad (8)$ $\Delta\mu_t = \phi \mu_{t-1} + \sum_{i=1}^K \lambda_i \Delta\mu_{t-i} + v_t \quad (9)$	$\phi = 0$	$T_\phi$

### **3.2/ L'analyse empirique**

#### **3.2.1/ Description des données utilisées**

Les séries utilisées dans l'analyse empirique sont les exportations réelles mensuelles d'équipements de télécommunications du Canada et l'indice mensuel de la production industrielle totale des États-Unis en logarithme naturel. Le choix de l'indice de la production industrielle totale des États-Unis comme variable explicative est dû au fait qu'il est composé en grande partie de la production manufacturière. L'indice mensuel de la production industrielle est un indicateur de l'activité économique actuelle. Il peut donc expliquer les exportations mensuelles d'équipements de télécommunications. La période couverte débute en janvier 1981 et prend fin en juin 1997.

L'indice de la production industrielle totale désaisonnalisé des États-Unis provient de la base de données du Fonds monétaire international (FMI). La série D417940 dénommée « équipement et matériel de communication » a été obtenue de la base de données Cansim de Statistique Canada contient les exportations non-désaisonnalisées d'équipements de télécommunications vers les États-Unis. Nous l'avons désaisonné par la méthode de désaisonnalisation multiplicative X-11 utilisée par les agences statistiques étatiques. Nous avons ensuite calculé les exportations réelles désaisonnalisées en les dégonflant par la série D693415. La série D693415 est un indice des prix pour les appareils électriques et de télécommunications provenant de la base de données Cansim. Les données se trouvent sur disquette dans les fichiers intitulés export.xls et export.txt. Les séries, par ordre de colonne, sont DATE, D417940, D693415, PIT, D417940M, Y et X. DATE contient l'année et le mois, PIT est l'indice mensuel de la production

industrielle totale des Etats-Unis, D417940M est la série D417940 désaisonnalisée, Y est le logarithme naturel de la série D417940M et X le logarithme naturel de la série PIT.

### **3.2.2/ Description de la méthode d'analyse et son objectif**

L'objectif de notre recherche est d'évaluer l'impact de l'Accord de libre-échange (ALE) entre le Canada et les États-Unis, entré en vigueur en janvier 1989, sur les exportations du secteur canadien d'équipements de télécommunications vers ce pays.

Nous allons donc diviser l'analyse en deux parties ; l'une couvrant la période précédant le libre-échange et l'autre après la mise en vigueur de l'accord de libre-échange. Les deux périodes analysées sont respectivement de janvier 1981 à décembre 1988 et de janvier 1989 à juin 1997.

Le logiciel Eviews version 1.0 B ( Econometric Views : MicroTSP pour Windows et Macintosh) de Quantitative Micro Software de l'année 1994 a été utilisé pour la partie économétrique. Afin de limiter la possibilité d'erreurs de calculs propres au logiciel Eviews, nous avons aussi effectué les mêmes estimations à l'aide du logiciel économétrique Shazam ( Econometrics Computer Program) version 7.0 de l'année 1993. Les erreurs dont nous parlons peuvent découler soit d'erreurs de programmation ou de conception du logiciel. Nous avons été rassurés par notre prudence car les résultats obtenus sont les mêmes.

### 3.2.3/ Résultats empiriques du test de racine unitaire

#### 3.2.3.1/ Calcul des valeurs critiques de MacKinnon

A l'aide de simulations **MacKinnon (1991)** a calculé les valeurs critiques pour déceler la présence de racine unitaire et de cointégration. Ces valeurs toutefois dépendent de la taille de l'échantillon utilisée et du nombre de séries. Au **tableau 3.3** se trouvent les valeurs critiques. Le calcul de la valeur critique s'effectue de la manière suivante :

$$C(\delta, T) = \beta_{\infty} + \beta_1 T^{(-1)} + \beta_2 T^{(-2)} \quad (10)$$

où  $\delta$  = niveau de signification

$T$  = taille de l'échantillon

$\beta_{\infty}$  ,  $\beta_1$  ,  $\beta_2$  = valeurs critiques obtenues par simulation

Au **tableau 3.3**  $N$  correspond au nombre de séries différentes présentes dans l'estimation économétrique. Lorsque  $N=1$ , il s'agit du test de non-stationnarité de Dickey-Fuller sur une série chronologique. Pour  $N>1$ , il s'agit du nombre de variables dans l'équation de cointégration (7) et les valeurs critiques doivent être comparées à la statistique  $t$  de l'erreur retardée d'une période obtenue de (8) ou (9), c'est-à-dire l'équation de Dickey-Fuller simple (DF) et l'équation de Dickey-Fuller augmentée (ADF) respectivement sur les résidus. Dans les parties empiriques, l'équation (10), formule de

MacKinnon, servira à calculer les valeurs critiques pour fin de comparaison aux tests-t calculés dans le cas des tests de racine unitaire et de cointégration.

**Tableau 3.3 Valeurs critiques de MacKinnon**

N	VARIANTE	$\delta$	$T$	$\beta_{\infty}$	S.E	$\beta_1$	$\beta_2$
1	sans constante	0.01	600	-2.5658	(0.0023)	-1.960	-10.04
		0.05	600	-1.9393	(0.0008)	-0.398	0.0
		0.10	560	-1.6156	(0.0007)	-0.181	0.0
1	constante	0.01	600	-3.4335	(0.0024)	-5.999	-29.25
		0.05	600	-2.8621	(0.0011)	-2.738	-8.36
		0.10	600	-2.5671	(0.0009)	-1.438	-4.48
1	constante et tendance	0.01	600	-3.9638	(0.0019)	-8.353	-47.44
		0.05	600	-3.4126	(0.0012)	-4.039	-17.83
		0.10	600	-3.1279	(0.0009)	-2.418	-7.58
2	constante	0.01	600	-3.9001	(0.0022)	-10.534	-30.03
		0.05	600	-3.3377	(0.0012)	-5.967	-8.98
		0.10	600	-3.0462	(0.0009)	-4.069	-5.73
2	constante et tendance	0.01	600	-4.3266	(0.0022)	-15.531	-34.03
		0.05	560	-3.7809	(0.0013)	-9.421	-15.06
		0.10	600	-3.4959	(0.0009)	-7.203	-4.01

S .E : écart type de  $\beta_{\infty}$

source: adapté de Engle-Granger (1991)

### 3.2.3.2/ Test de racine unitaire des exportations d'équipements de télécommunications avant l'Accord de libre-échange (ALE)

De manière générale, nous allons, dans cette section effectuer les tests de racine unitaire en débutant avec le modèle le plus général pour ensuite procéder comme au **tableau 3.1**. La série est dénommée **Y** et est en logarithme naturel.

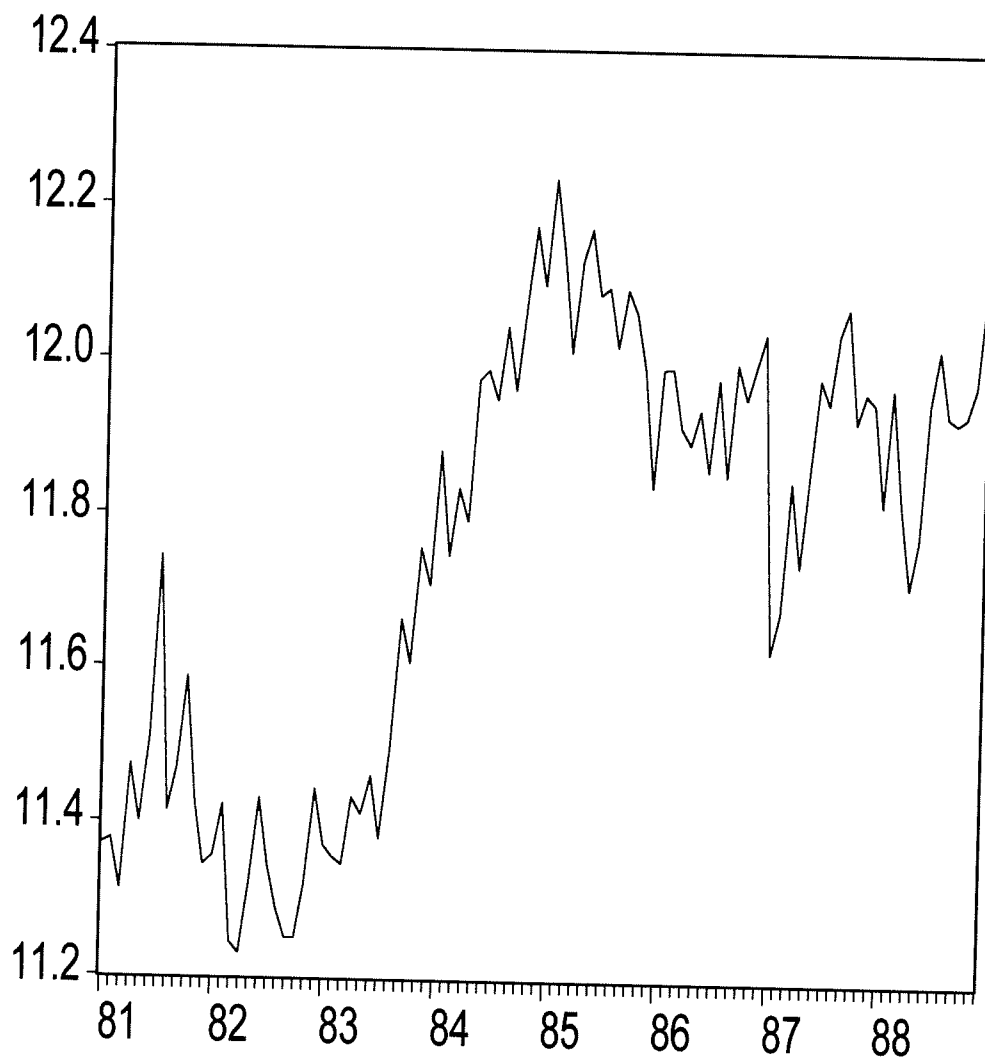
Toutes les valeurs critiques concernant les statistiques suivantes,  $T_\alpha$ ,  $T_\beta$ ,  $\phi_1$ ,  $\phi_2$  et  $\phi_3$  sont à l'**annexe A**. Le choix de la dernière variable retardée en différence première se fait en commençant avec le plus grand retard possible et s'arrête lorsque la dernière variable est statistiquement significative à un seuil de signification de 5% ou 10% si on cherche à être très libéral. Remarquons ici que le test-t calculé sur la variable retardée en différence première est à comparer à la valeur critique de Student. Dans la partie empirique, nous utiliserons le seuil de signification de 5%. La raison fondamentale est qu'en général, les variables macro-économiques sont stationnaires après une simple différenciation. Nous pouvons donc affirmer globalement que les séries macro-économiques sont intégrées d'ordre un,  $I(1)$ . Un critère de choix quant à ce retard est la périodicité de la série. Il serait donc pertinent dans notre cas de commencer les tests de racine unitaire avec douze retards vue que nos données sont mensuelles.

Avant d'estimer un modèle économétrique quelconque, il est fort utile de tracer les séries. Dans notre cas, ceci nous donne une idée intuitive sur laquelle parmi les équations de Dickey-Fuller simples (DF) ou augmentées (ADF) décrit le mieux le processus ayant généré les données en question. Cependant, si nécessaire nous procéderons du modèle le plus général au plus restreint, afin d'être rigoureux dans notre analyse. Le **graphique 3.1** indique au moins intuitivement que la série des exportations

( avant l'Accord de libre-échange (ALE) n'est probablement pas stationnaire. Il ne semble pas y avoir de tendance, car la série n'est pas très lisse. Une autre façon intuitive de déceler la non-stationnarité est l'étude des autocorrélations. Une lente diminution des fortes autocorrélations est certes un autre indice de non-stationnarité.



**Graphique 3.1 Le logarithme des exportations réelles d'équipements de télécommunications avant l'ALE**



Au **tableau 3.4**, l'estimation de l'équation de Dickey-Fuller augmentée (ADF) avec tendance déterministe indique que les exportations ont une racine unitaire car le test sur le coefficient estimé,  $\gamma = \rho - 1 = 0$ ,  $T_\gamma = |-1.5626|$ , est inférieur en valeur absolue à la valeur critique de MacKinnon en valeur absolue même au seuil de signification de 10% qui est de  $|-3.2359|$ . Cependant, on remarque que la tendance déterministe n'est pas significative car la statistique t est inférieure à la valeur critique de 2.38 au seuil de signification de 10% se trouvant à l'**annexe A**. Ce résultat est confirmé par le test conjoint de  $\beta = \gamma = 0$ , donné par la statistique  $\phi_3 = 1.304226$  qui est aussi inférieure à la valeur critique de 5.47 au seuil de signification de 10%. Il est donc clair que les exportations ne contiennent pas de tendance déterministe; remarquons que notre intuition graphique est confirmée. Le test conjoint  $\alpha = \beta = \gamma = 0$ , donne la statistique  $\phi_2 = 1.323681$ , qui est à son tour inférieure à la valeur critique de 4.16 au seuil de signification de 10%. Il y a donc rejet de la constante dans l'équation de Dickey-Fuller augmentée (ADF).

La prochaine étape est l'estimation de l'équation **(5)** de Dickey-Fuller augmentée (ADF) avec une constante. Les résultats empiriques se trouvent au **tableau 3.4**. La statistique t indique la non-stationnarité des exportations, car elle est inférieure en valeur absolue à la valeur critique de MacKinnon en valeur absolue au seuil de signification de 10%. Remarquons aussi que la statistique t sur la constante de 1.387198 n'est pas significative à 10% car la valeur critique est de 2.73. Le résultat du test conjoint  $\alpha = \gamma = 0$ ,  $\phi_1 = 1.6077$  confirme que la constante devrait être exclue car la statistique calculée est inférieure à 3.86, valeur critique à 10%.

Les résultats précédents nous amènent à estimer l'équation (6) de Dickey-Fuller augmentée (ADF) sans constante au **tableau 3.4**. Le coefficient estimé de la variable retardée est explosif car supérieur à l'unité. Ce résultat donne un coefficient  $\gamma = \rho - 1 = 1.001050$  et un test-t positif : alors nous concluons que cette régression sans constante est à écarter dans notre analyse de la racine unitaire. Le signe positif de  $T_\gamma = 1.130503$  est le contraire du signe des valeurs critiques de MacKinnon. De toute évidence, le caractère explosif de cette régression sème des doutes quant à sa validité. Malgré le rejet par le test-t et le test conjoint de la signification statistique de la constante dans la troisième colonne du **tableau 3.4**, il est évident qu'il est préférable d'inclure une constante. Ceci doit servir à une mise en garde contre toute application mécanique de la méthode de vérification de la non-stationnarité proposée par **Dickey-Fuller (1981)**. L'analyse de la série des exportations d'équipements de télécommunications nous amène à conclure que la série contient une tendance non-stationnaire stochastique. La régression avec une constante du **tableau 3.4** semble la plus appropriée comme processus ayant généré, c'est-à-dire le processus générateur de données («data generation process» (DGP)), la série des exportations.

La statistique dénommée LM(12) est le test d'autocorrélation d'ordre 12 développé par **Breusch-Godfrey (1978)**. Cette statistique est basée sur la notion du multiplicateur de Lagrange. Le choix de l'ordre a été retenu par la périodicité de la série qui, dans notre cas, est mensuel. L'avantage fondamental de ce test est qu'il est valide dans le cas de processus autorégressif, de moyenne mobile ou de toute régression ayant des variables dépendantes retardées ou non.

**Tableau 3.4 Equations ADF des exportations d'équipements de télécommunications de 1981:01 à 1988:12**

VARIABLE	ADF AVEC TENDANCE	ADF AVEC CONSTANTE	ADF SANS CONSTANTE
$\alpha$	1.046733 (0.656928) 1.593375	0.635990 (0.458471) 1.387198	
$t$	0.000522 (0.000597) 0.874119		
$Y_{t-1}$	0.909866 (0.057681) 15.77424	0.946984 (0.038986) 24.29047	1.001050 (0.000929) 1077.954
$\Delta Y_{t-1}$	-0.341836* (0.108098) -3.162286	-0.367728* (0.103823) -3.541890	-0.397534* (0.102095) -3.893766
$\Delta Y_{t-2}$	-0.239947** (0.104353) -2.299371	-0.257317** (0.102308) -2.515113	-0.273961* (0.102123) -2.682669
$R^2$	0.870528	0.869404	0.866580
$\overline{R^2}$	0.864643	0.865002	0.863615
$T_\gamma$	-1.562637	-1.359879	1.130503
$C(\delta, T)$	$\delta=0.01$ $\delta=0.05$ $\delta=0.10$	-4.0591 -3.4581 -3.2359	-3.5015 -2.8925 -2.5831
$\phi_1$		1.607741	
$\phi_2$	1.304226		
$\phi_3$	1.323681		
LM(12)	7.437287	5.105298	4.924651
Nombre d'observations	93	93	93

Note : \* significatif à 1%, \*\* significatif à 5%, \*\*\* significatif à 10%

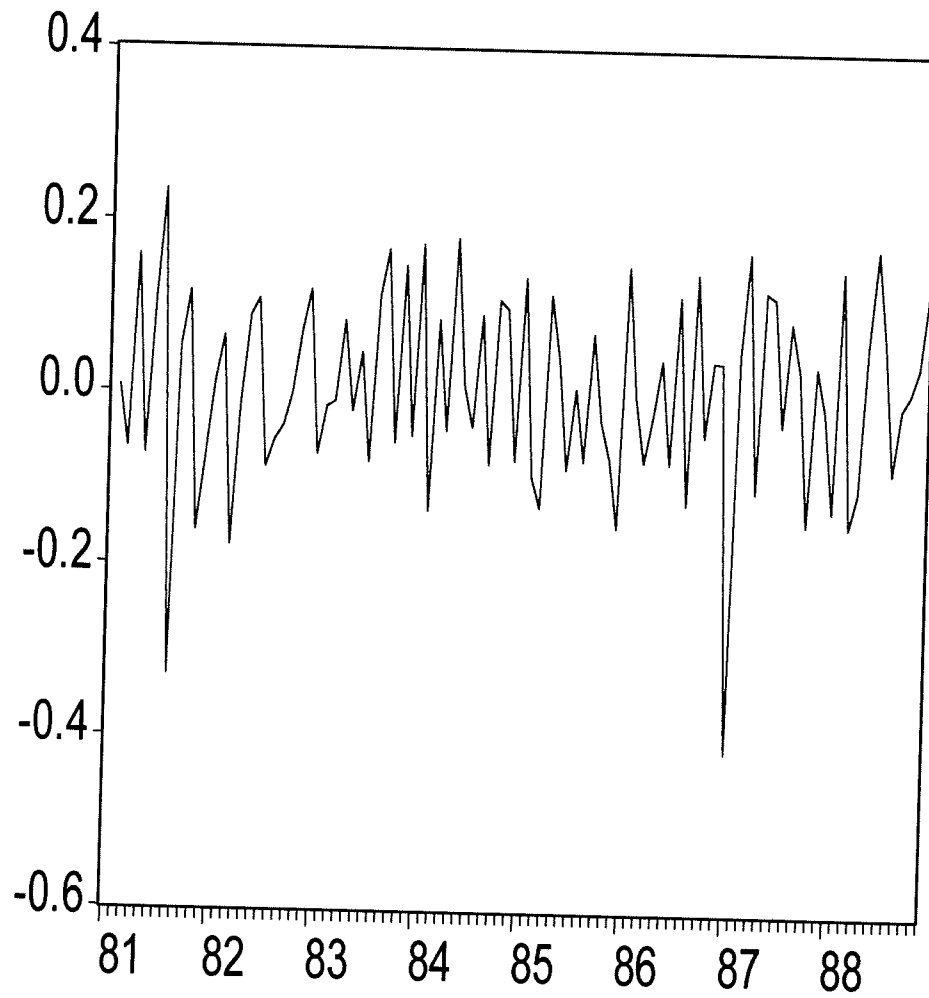
( ) écart type du coefficient

### 3.2.3.3/ Ordre d'intégration des exportations d'équipements de télécommunications avant l'Accord de libre-échange (ALE)

Le **graphique 3.2** indique intuitivement que la série des exportations est stationnaire. Afin de vérifier le nombre de fois qu'il faut différencier la série avant d'atteindre la stationnarité, nous utilisons les équations (4)', (5)' ou (6)' selon le cas. Ceci a l'avantage de nous donner immédiatement le coefficient ainsi que le test-t. Cette méthode s'appliquera aussi aux sections ultérieures pertinentes.

Les exportations sont en effet stationnaires après une première différence au **tableau 3.5** comme l'indique le test-t de  $T_{\gamma} = |-10.10035|$ , ce qui est nettement supérieur à la valeur critique,  $|-3.5015|$ , de MacKinnon au seuil de signification de 1%. En termes plus rigoureux, les exportations sont donc intégrées d'ordre un, c'est-à-dire I(1).

**Graphique 3.2 Le logarithme des exportations réelles d'équipements de télécommunications en différence première avant l'ALE**



**Tableau 3.5 Equation ADF sur la différence première des exportations d'équipements de télécommunications de 1981:01 à 1988:12**

VARIABLE	ADF AVEC CONSTANCE
$\alpha$	0.012700 (0.010916) 1.163374
$\Delta Y_{t-1}$	-1.671095* (0.165449) -10.10035
$\Delta^2 Y_{t-1}$	0.273885* (0.102058) 2.683612
$R^2$	0.679177
$\overline{R}^2$	0.672048
$T_\gamma$	-10.10035*
C( $\delta, T$ )	$\delta = 0.01$ -3.5015 $\delta = 0.05$ -2.8925 $\delta = 0.10$ -2.5831
LM(12)	4.915773
Nombre d'observations	93

Note : \* significatif à 1%, \*\* significatif à 5%, \*\*\* significatif à 10%

( ) écart type du coefficient

### 3.2.3.4/ Test de racine unitaire de l'indice mensuel de la production industrielle totale avant l'Accord de libre-échange (ALE)

Nous allons, dans cette section vérifier la présence de racine unitaire dans le logarithme naturel de l'indice mensuel de la production industrielle totale des Etats-Unis dénommé  $X$ .

Le **graphique 3.3** indique que l'indice de la production industrielle n'est pas stationnaire et possède une tendance déterministe. La série paraît très lisse. La même procédure que dans la section précédente sera appliquée. Au **tableau 3.6** se trouve les estimations des équations augmentées de Dickey-Fuller (ADF).

Dans le cas de l'équation augmentée de Dickey-Fuller (ADF) avec tendance déterministe, la statistique  $t$  en valeur absolue,  $T_\gamma = |-2.458330|$ , indique que l'indice mensuel de la production industrielle totale est non-stationnaire. Nous remarquons que le coefficient estimé de la tendance déterministe est significatif à 5%. La statistique  $t$  calculée de 2.79272 est supérieure à la valeur critique de 2.79 ( voir **l'annexe A**). Par contre, le coefficient n'est pas significatif pour la constante même au seuil de 10%. Le test conjoint de  $\alpha = \beta = \gamma = 0$  donne la statistique calculée  $\phi_2 = 3.532748$  qui est inférieure à la valeur critique de 4.16 au seuil de signification de 10%. Le test conjoint de  $\beta = \gamma = 0$  indique l'absence de tendance déterministe; la statistique calculée  $\phi_3 = 3.924686$  est inférieure à la valeur critique de 5.47 au seuil de signification de 10%.

Les résultats précédents nous amènent à estimer un Dickey-Fuller augmenté (ADF) avec une constante. Notre première inquiétude est que le coefficient estimé  $\rho = 0.995834$  est très proche de l'unité. Nous pouvons soupçonner un processus

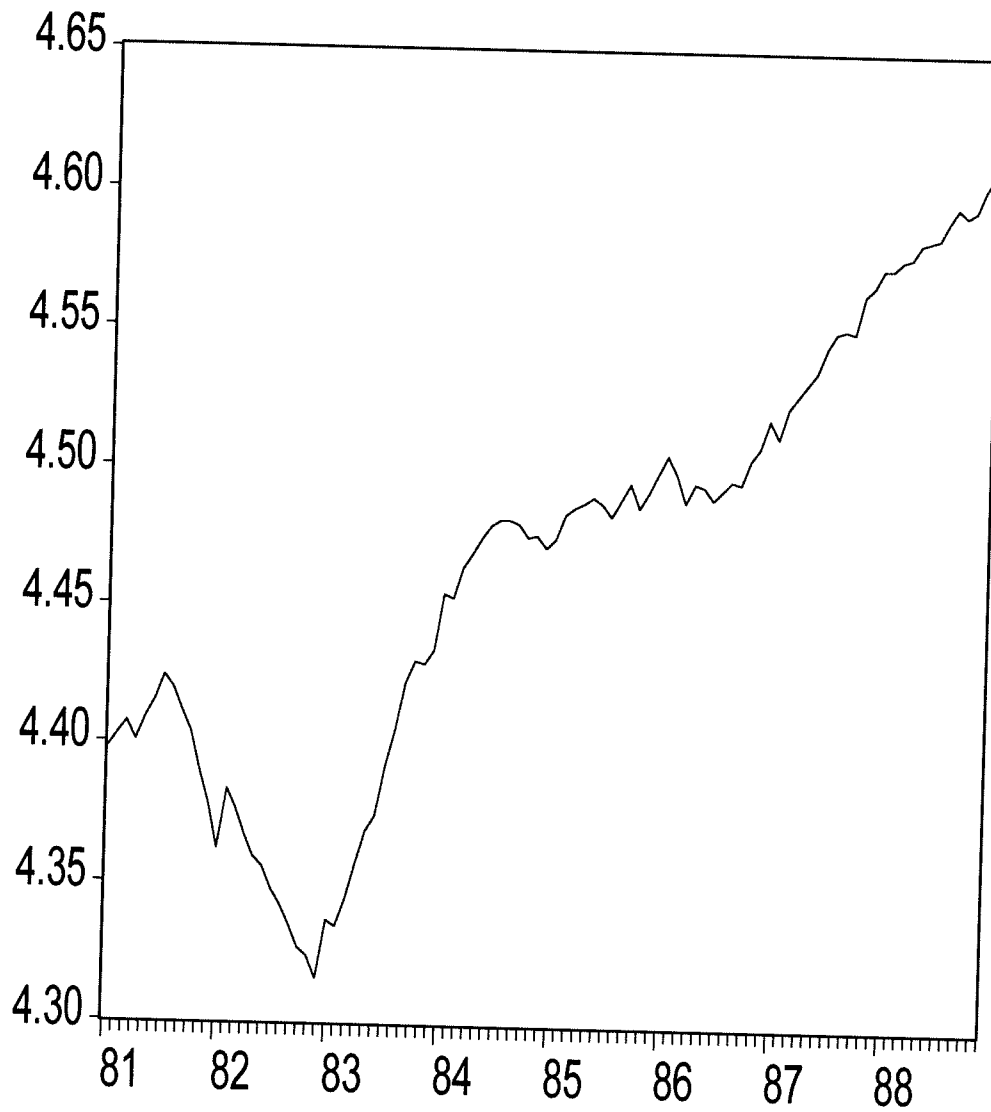


explosif. La statistique  $t$  sur la variable retardée d'une période en valeur absolue,  $T_\gamma = |-0.402323|$ , indique la non-stationnarité. Le test conjoint  $\alpha = \gamma = 0$  donne la statistique  $\phi_1 = 0.664659$  qui est inférieure à la valeur critique de 3.86 au seuil de signification de 10%. Ceci renforce l'idée que la constante n'est pas significative.

La troisième étape consiste donc à estimer un Dickey-Fuller augmenté (ADF) sans constante. Notre première crainte est d'observer que le paramètre estimé sur la variable retardée d'une période de  $\rho=1.000199$ , ce qui indique clairement un processus explosif. Il n'est donc pas surprenant d'obtenir une statistique  $t$  positive,  $T_\gamma = 1.078263$ . Cette régression douteuse est à exclure par son caractère explosif.

En conclusion, cette façon générale de procéder est une sérieuse mise en garde contre tout automatisme lors de vérification de la stationnarité d'une série. L'ADF avec une constante est à rejeter, car le paramètre estimé est trop proche de l'unité. Il nous semble plus approprié de considérer l'ADF avec une tendance déterministe malgré les résultats contradictoires obtenus des tests conjoint et individuel à propos de la pertinence d'inclure une tendance.

**Graphique 3.3 Le logarithme de l'indice de la production industrielle totale des Etats-Unis avant l'ALE**



**Tableau 3.6 Equations ADF de l'indice mensuel de la production industrielle totale de 1981:01 à 1988:12**

VARIABLE	ADF AVEC TENDANCE	ADF AVEC CONSTANTE	ADF SANS CONSTANTE
$\alpha$	0.259636 (0.105822) 2.453508	0.019462 (0.046158) 0.421642	
$t$	0.000196** (7.03E-05) 2.792172		
$X_{t-1}$	0.940017 (0.024400) 38.52531	0.995834 (0.010354) 96.18024	1.000199 (0.000185) 5410.599
$\Delta X_{t-1}$	0.148215 (0.100516) 1.474547	0.115538 (0.105612) 1.093984	0.112179 (0.104807) 1.070346
$\Delta X_{t-2}$	0.241707** (0.100845) 2.396824	0.167928 (0.105050) 1.598544	0.163607 (0.104049) 1.572414
$\Delta X_{t-3}$		0.116028 (0.105395) 1.100886	0.109988 (0.103917) 1.058425
$\Delta X_{t-4}$		0.227724** (0.106597) 2.136319	0.220023** (0.104517) 2.105144
$R^2$	0.992097	0.992113	0.992096
$\overline{R^2}$	0.991737	0.991649	0.991729
$T_\gamma$	-2.458330	-0.402323	1.078263
$C(\delta, T)$	$\delta=0.01$ -4.0591 $\delta=0.05$ -3.4581 $\delta=0.10$ -3.2359	-3.5031 -2.8932 -2.5834	-2.5886 -1.9437 -1.6176
$\phi_1$		0.664659	
$\phi_2$	3.532748		
$\phi_3$	3.924686		

LM(12)	18.89431***	11.54914	12.97552
Nombre d'observations	93	91	91

Note : \* significatif à 1%, \*\* significatif à 5%, \*\*\* significatif à 10%

( ) écart type du coefficient

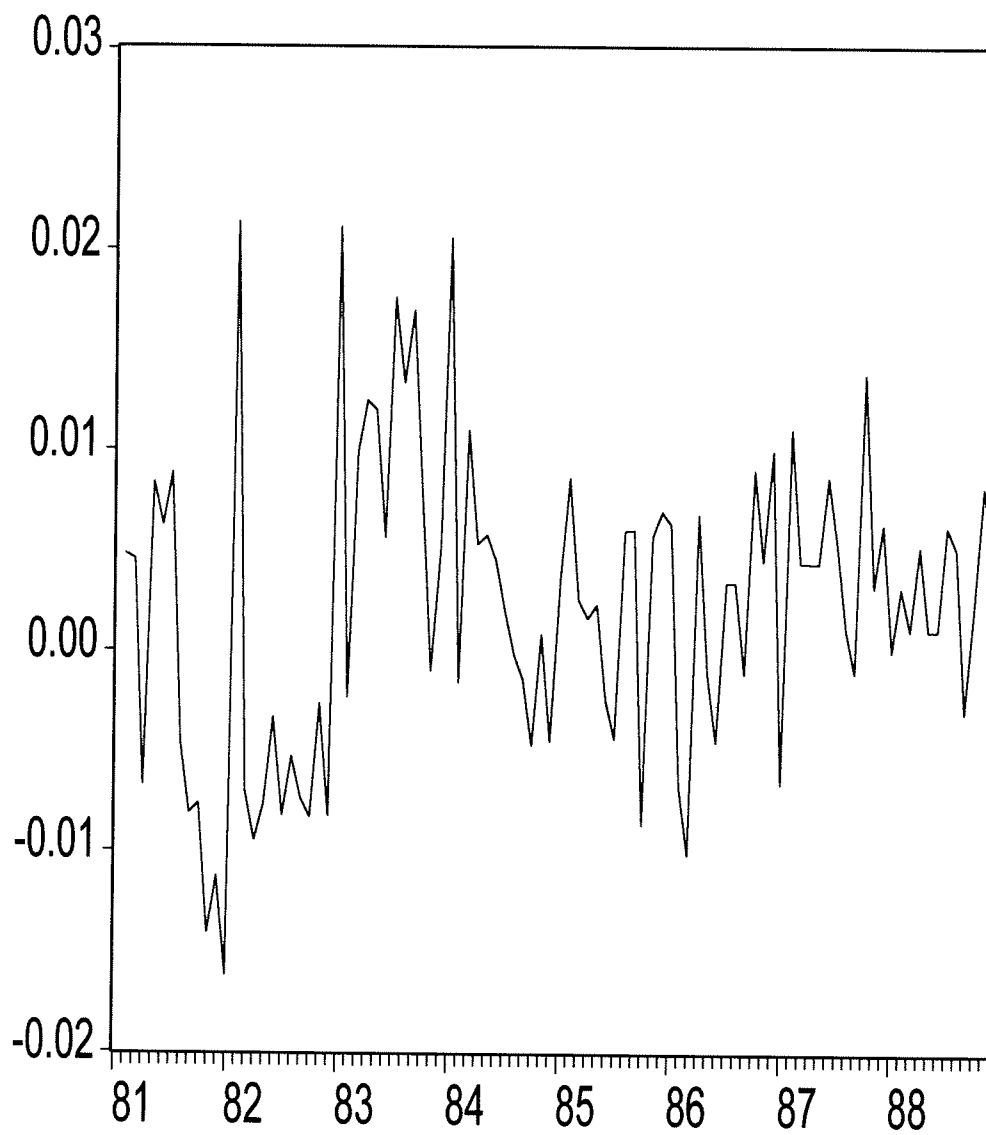
### 3.2.3.5/ Ordre d'intégration de l'indice mensuel de la production industrielle totale avant l'Accord de libre-échange (ALE)

Au **graphique 3.4**, on remarque que l'indice de la production industrielle est stationnaire après une première différence, mais une certaine variabilité est présente.

Au **tableau 3.7**, nous remarquons que l'équation de Dickey-Fuller augmentée (ADF) avec tendance déterministe sur l'indice mensuel de production industrielle en différence première indique la stationnarité. La statistique  $t$  en valeur absolue,  $T_\gamma = |-4.864934|$ , est significative à 1% et indique donc que l'indice mensuel de production industrielle est donc intégré d'ordre un,  $I(1)$ .

Nous avons effectué le même test dans le cas d'un ADF avec constante pour aboutir à la même conclusion. Ceci peut paraître contradictoire car nous avons rejeté un Dickey-Fuller augmenté avec constante précédemment. Ce que nous cherchons à montrer est que nous obtenons le résultat de stationnarité aussi après une différence première. Ce résultat empirique est présenté au **tableau 3.7** pour fin d'illustration uniquement.

**Graphique 3.4 Le logarithme de l'indice de la production industrielle totale des Etats-Unis en différence première avant l'ALE**



**Tableau 3.7 Equations ADF sur la différence première de l'indice mensuel de la production industrielle totale de 1981 :01 à 1988 :12**

VARIABLE	ADF AVEC TENDANCE	ADF AVEC CONSTANTE
$\alpha$	-0.012912 (0.010914) -1.183081	0.001316 (0.000819) 1.606586
$t$	3.84E-05 (2.93E-05) 1.307337	
$\Delta X_{t-1}$	-0.640855 (0.131729) -4.864934	-0.602844* (0.128986) -4.673723
$\Delta^2 X_{t-1}$	-0.217864** (0.103182) -2.111451	-0.235163** (0.102733) -2.289077
$R^2$	0.438393	0.427608
$\overline{R^2}$	0.419462	0.414888
$T_\gamma$	-4.864934*	-4.673723*
C( $\delta, T$ ) $\delta = 0.01$ $\delta = 0.05$ $\delta = 0.10$	-4.0591 -3.4581 -3.2359	-3.5015 -2.8925 -2.5831
LM(12)	11.95502	12.65510
Nombre d'observations	93	93

Note : \* significatif à 1%, \*\* significatif à 5%, \*\*\* significatif à 10%

( ) écart type du coefficient

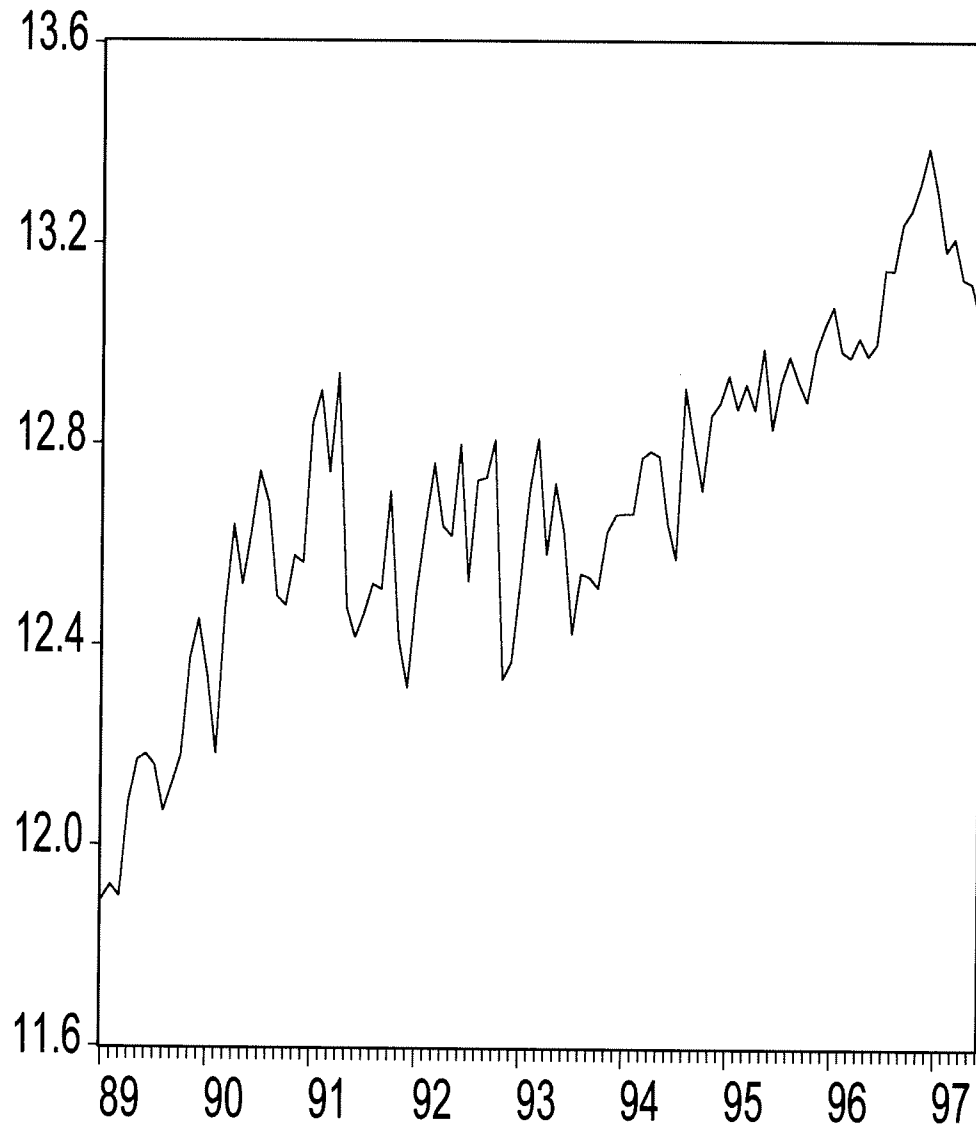
### 3.2.3.6/ Test de racine unitaire des exportations d'équipements de télécommunications après l'Accord de libre-échange (ALE)

Le **graphique 3.5** indique que les exportations ont une racine unitaire, sans tendance. Les exportations d'équipements de télécommunications contiennent une racine unitaire, mais la tendance n'est pas significative, même au seuil de 10%, comme l'indique les résultats au **tableau 3.8**.

Ce même tableau indique aussi la non-stationnarité pour l'ADF avec une constante et de plus, le test-t sur la constante est significatif au seuil de signification de 10%. Le test conjoint confirme la pertinence d'inclure une constante dans la régression. Ce qui justifie que le modèle est donc approprié.



**Graphique 3.5 Le logarithme des exportations réelles d'équipements de télécommunications après l'ALE**



**Tableau 3.8 Equations ADF des exportations d'équipements de télécommunications de 1989:01 à 1997:06**

VARIABLE	ADF AVEC TENDANCE	ADF AVEC CONSTANTE
$\alpha$	4.329033 (1.729525) 2.503018	1.381101*** (0.553863) 2.493577
$t$	0.002933 (0.001337) 2.194259	
$Y_{t-1}$	0.625682 (0.150756) 4.150307	0.892576 (0.043615) 20.46469
$\Delta Y_{t-1}$	-0.048442 (0.167569) -0.289091	-0.188393*** (0.099000) -1.902966
$\Delta Y_{t-2}$	-0.034742 (0.163654) -0.212288	-0.194893** (0.097865) -1.991450
$\Delta Y_{t-3}$	-0.000150 (0.157118) -0.000957	
$\Delta Y_{t-4}$	-0.019642 (0.154326) -0.127276	
$\Delta Y_{t-5}$	-0.002864 (0.153519) -0.018654	
$\Delta Y_{t-6}$	0.036056 (0.153164) 0.235405	
$\Delta Y_{t-7}$	0.111734 (0.149214) 0.748820	
$\Delta Y_{t-8}$	0.165064 (0.143569) 1.149718	
$\Delta Y_{t-9}$	0.114001 (0.135996) 0.838267	

$\Delta Y_{t-10}$	-0.034175 (0.127658) -0.267707		
$\Delta Y_{t-11}$	0.078198 (0.119258) 0.655703		
$\Delta Y_{t-12}$	0.236989** (0.110976) 2.135500		
$R^2$	0.784579	0.816692	
$\overline{R^2}$	0.743823	0.810904	
$T_\gamma$	-2.482950	-2.462977	
C( $\delta, T$ )	$\delta=0.01$ $\delta=0.05$ $\delta=0.10$	-4.0636 -3.4602 -3.2407	-3.4972 -2.8906 -2.5821
$\phi_1$		3.889609	
$\phi_2$	2.717992		
$\phi_3$	3.100122		
LM(12)	12.36755	13.60916	
Nombre d'observations	89	99	

Note : \* significatif à 1%, \*\* significatif à 5%, \*\*\* significatif à 10%

( ) écart type du coefficient

### 3.2.3.7/ Ordre d'intégration des exportations d'équipements de télécommunications après l'Accord de libre-échange (ALE)

Le **graphique 3.6** montre que les exportations sont stationnaires en différence première. Les exportations d'équipements de télécommunications sont intégrées d'ordre un,  $I(1)$ , comme l'indique les résultats empiriques du **tableau 3.9**. La statistique  $t$  sur la variable retardée en valeur absolue,  $T_\gamma = |-9.48|$ , est supérieure à la valeur critique de  $|-3.4972|$  au seuil de signification de 1%.



**Tableau 3.9 Equation ADF sur la différence première des exportations d'équipements de télécommunications de 1989:01 à 1997:06**

VARIABLE	ADF AVEC CONSTANTE
$\alpha$	0.017338 (0.013592) 1.275575
$\Delta Y_{t-1}$	-1.460204* (0.153961) -9.484242
$\Delta^2 Y_{t-1}$	0.224520** (0.099652) 2.253026
$R^2$	0.615677
$\overline{R^2}$	0.607670
$T_\gamma$	-9.484242*
C( $\delta, T$ )	$\delta = 0.01$ -3.4972 $\delta = 0.05$ -2.8906 $\delta = 0.10$ -2.5821
LM(12)	15.49946
Nombre d'observations	99

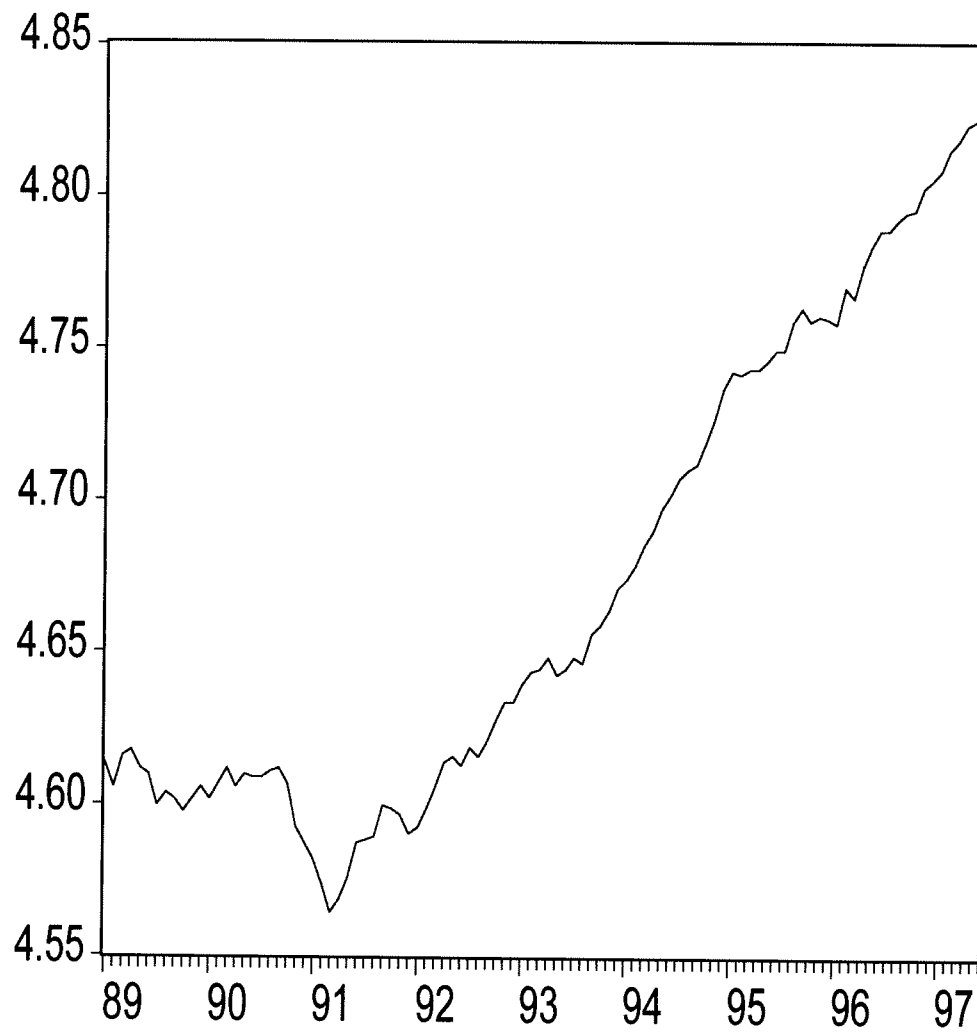
Note : \* significatif à 1%, \*\* significatif à 5%, \*\*\* significatif à 10%

( ) écart type du coefficient

### 3.2.3.8/ Test de racine unitaire de l'indice mensuel de la production industrielle totale après l'Accord de libre-échange (ALE)

L'indice de la production industrielle au **graphique 3.7** est non-stationnaire et semble contenir une tendance déterministe. Le test-t sur le paramètre transformé,  $\gamma = \rho - 1$ , indique que l'indice mensuel de la production industrielle est non-stationnaire au **tableau 3.10**. La tendance déterministe est significative à 5%, car son test-t est supérieur à la valeur critique de 2.79. Le test conjoint,  $\beta = \gamma = 0$ , et donc la statistique,  $\phi_3$ , confirme la pertinence d'estimer un ADF avec tendance déterministe puisqu'elle est significative au seuil critique de 10%.

**Graphique 3.7 Le logarithme de l'indice de la production industrielle totale des Etats-Unis après l'ALE**





**Tableau 3.10 Equation ADF de l'indice mensuel de la production industrielle totale de 1989:01 à 1997:06**

VARIABLE	ADF AVEC TENDANCE
$\alpha$	0.170606 (0.075179) 2.269327
$t$	0.000157** (5.01E-05) 3.139707
$X_{t-1}$	0.958882 (0.017551) 54.63546
$\Delta X_{t-1}$	0.129200 (0.099799) 1.294604
$\Delta X_{t-2}$	0.093022 (0.099826) 0.931844
$\Delta X_{t-3}$	0.105708 (0.097007) 1.089702
$\Delta X_{t-4}$	-0.196076** (0.095415) -2.054990
$R^2$	0.996991
$\overline{R^2}$	0.996790
$T_\gamma$	-2.342837
C( $\delta, T$ )	$\delta = 0.01$ -4.0550 $\delta = 0.05$ -3.4561 $\delta = 0.10$ -3.2314
$\phi_2$	6.190755**
$\phi_3$	5.968244***
LM(12)	12.04219
Nombre d'observations	97

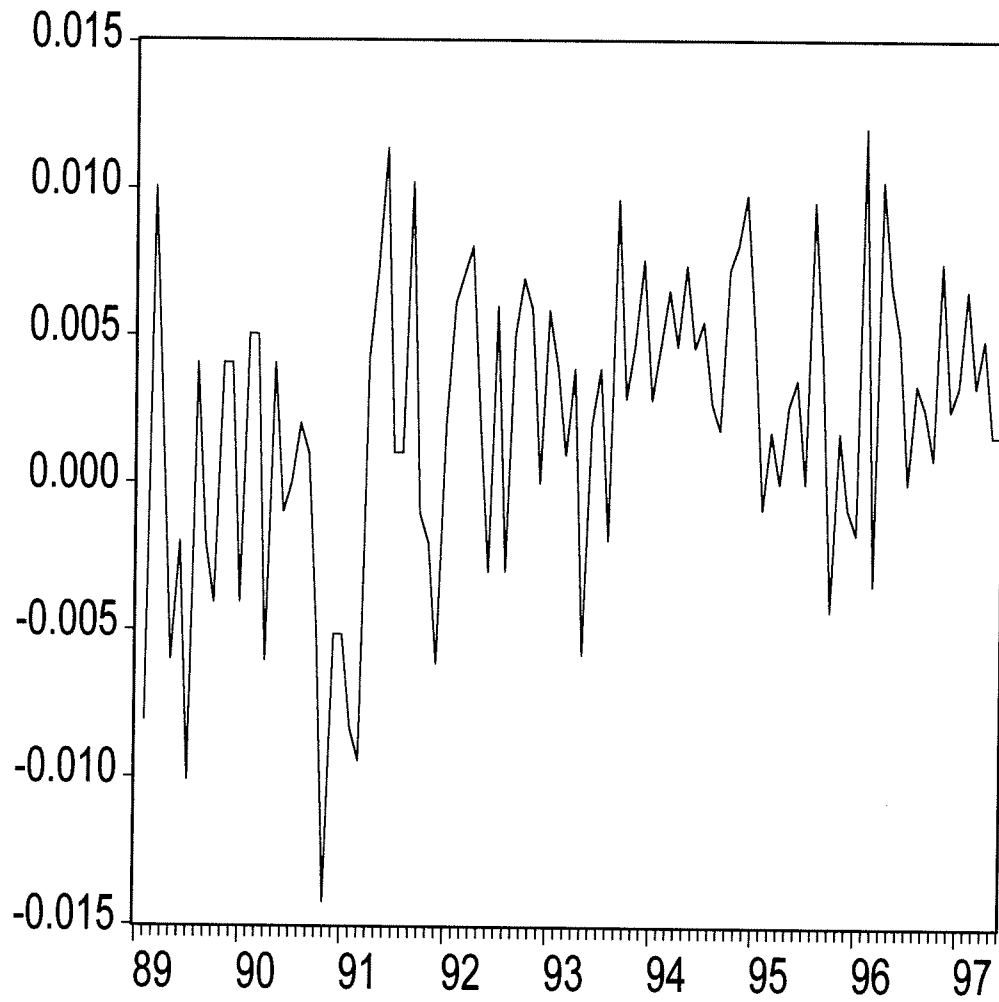
Note : \* significatif à 1%, \*\* significatif à 5%, \*\*\* significatif à 10%,

( ) écart type du coefficient

### **3.2.3.9/ Ordre d'intégration de l'indice mensuel de la production industrielle après l'Accord de libre-échange (ALE)**

A première vue la série en différence première au **graphique 3.8** paraît stationnaire. Au **tableau 3.11** l'équation de Dickey-Fuller augmentée (ADF) indique qu'il suffit de différencier une fois l'indice mensuel de la production industrielle totale pour atteindre la stationnarité. Nous obtenons donc une série intégrée d'ordre un,  $I(1)$ .

**Graphique 3.8 Le logarithme de l'indice de la production industrielle totale des Etats-Unis en différence première après l'ALE**



**Tableau 3.11 Equation ADF sur la différence première de l'indice mensuel de la production industrielle totale de 1989:01 à 1997:06**

VARIABLE	ADF AVEC TENDANCE
$\alpha$	-0.021285 (0.009173) -2.320337
$t$	4.90E-05 (1.98E-05) 2.478810
$\Delta X_{t-1}$	-0.856093* (0.170526) -5.020302
$\Delta^2 X_{t-1}$	0.006912 (0.156381) 0.044197
$\Delta^2 X_{t-2}$	0.108622 (0.132901) 0.817317
$\Delta^2 X_{t-3}$	0.202922** (0.097694) 2.077125
$R^2$	0.462699
$\overline{R^2}$	0.433177
$T_\gamma$	-5.020302*
C( $\delta, T$ )	$\delta = 0.01$ -4.0550 $\delta = 0.05$ -3.4561 $\delta = 0.10$ -3.2314
LM(12)	11.41336
Nombre d'observations	97

Note : \* significatif à 1%, \*\* significatif à 5%, \*\*\* significatif à 10%

( ) écart type du coefficient

### 3.2.4/ Limites des tests de la racine unitaire

**Phillips (1987)** critique l'hypothèse d'indépendance et de normalité des erreurs des équations proposées par **Dickey-Fuller (1981)** qui semble peu raisonnable pour des séries économiques. Il propose un test non paramétrique en estimant une des équations de Dickey-Fuller simple (1), (2) ou (3). Ce test non paramétrique permet l'autocorrélation et l'hétéroscédasticité des erreurs.

L'inconvénient majeur des tests de non-stationnarité existant est qu'ils ne peuvent distinguer un processus de presque racine unitaire d'un de racine unitaire. Les résultats empiriques sont aussi très sensibles au modèle utilisé.

**Perron (1989)** développe des tests de racine unitaire en se basant sur l'analyse d'intervention proposée par **Box-Tiao (1975)**. L'hypothèse fondamentale est que pour des raisons exogènes plusieurs séries économiques subissent des chocs qui provoquent un changement dans leurs moyennes. Il cite des chocs économiques exogènes comme le krach boursier de 1929, le choc pétrolier de 1973 ou tout autre événement économique important. Les chocs peuvent avoir un effet instantané ou graduel. Ce changement de moyenne donne la fausse impression de racine unitaire alors que la variable étudiée est réellement stationnaire. Il démontre que lorsqu'une série contient un changement structurel (changement de régime), les tests classiques de non stationnarité ont un biais vers la racine unitaire. L'inconvénient majeur est qu'on suppose que la date de changement structurel est connue. Dans le cadre de notre étude on pourrait penser qu'un choc exogène majeur serait la mise en vigueur de l'entente de libre-échange entre le Canada et les Etats-Unis.

**Perron-Vogelsang (1992)** développent une méthode permettant de tester la racine unitaire d'une série avec un changement structurel dans sa moyenne. L'avantage de cette procédure est que le changement structurel est déterminé de façon endogène. Les auteurs supposent que le choc est soit immédiat ou graduel.

Ayant à l'esprit les limites citées ci-dessus, nous allons, dans une prochaine étape, vérifier la cointégration entre les exportations réelles mensuelles d'équipements de télécommunications canadiennes et l'indice mensuel de la production industrielle totale des Etats-Unis.

### 3.2.5/ Résultats empiriques de la cointégration

La technique de cointégration préconisée par **Engle-Granger (1987)** sera appliquée aux deux sous échantillons. Le premier sous échantillon débute en janvier 1981 et se termine en décembre 1988. Le second couvre la période de janvier 1989 à juin 1997 inclusivement.

Cette façon de procéder est basée sur la méthodologie de **Taylor-Tonks (1989)**. Ces deux auteurs cherchent à capter l'évolution du marché boursier britannique face aux autres grands centres financiers suite à l'abolition du contrôle de la circulation des capitaux en 1979. Ceci revient à tester la possibilité d'un changement structurel avant et après un événement économique majeur. En ce qui concerne notre étude, nous cherchons à vérifier empiriquement l'évolution des exportations mensuelles d'équipements de télécommunications vers les Etats-Unis en provenance du Canada suite à l'accord de libre-échange en vigueur depuis 1989. En d'autres mots, nous souhaitons vérifier le niveau d'intégration économique du secteur canadien des télécommunications au marché américain. Les prochaines sections sont réservées à l'exposition et à la description de tous les résultats empiriques.



### 3.2.5.1/ Test de cointégration avant l'Accord de libre-échange (ALE)

La synthèse du test de cointégration de **Engle-Granger (1987)** tel que décrit au **tableau 3.2** sera appliquée. Nous avons vu que les exportations mensuelles d'équipements de télécommunications et l'indice mensuel de la production industrielle totale sont intégrées d'ordre un et donc stationnaires après une première différence. Il est donc possible d'estimer l'équation de cointégration (7) et de vérifier la stationnarité des résidus soit par un Dickey-Fuller simple (DF) ou un Dickey-Fuller augmenté (ADF). Pour ce faire, nous utiliserons soit l'équation (8) ou (9).

Le logarithme des exportations réelles mensuelles d'équipements de télécommunications est dénommé par la variable expliquée Y, tandis que le logarithme de l'indice mensuel de la production industrielle totale la variable explicative est dénommé X.

Le **tableau 3.12** contient l'équation de cointégration pour la période précédant le libre-échange. On remarque que le coefficient de la variable explicative est très significatif statistiquement. Le test conjoint de Fisher est aussi très élevé. Rappelons que les tables de valeurs critiques de Student et de Fisher ne peuvent être consultées, car la régression contient des séries non stationnaires. On ne peut rien inférer à propos de cette estimation économétrique. La statistique de corrélation temporelle des erreurs du premier ordre de Durbin-Watson est très faible. Toutes ces observations correspondent aux critères de régression factice de **Granger-Newbold (1974)**. Il faut donc vérifier la stationnarité des erreurs calculées.

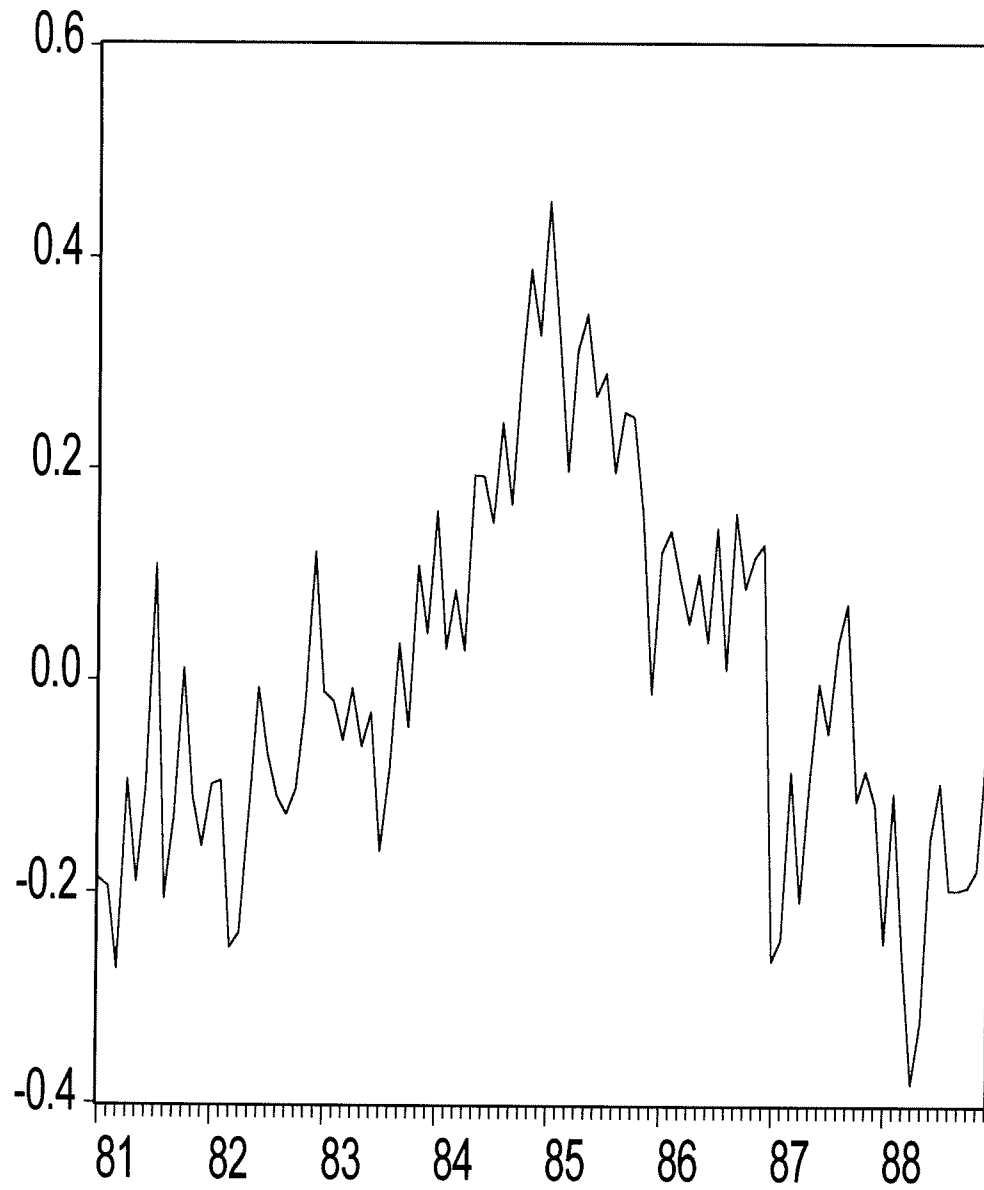
**Tableau 3.12 Equation de cointégration bivariée de 1981:01 à 1988 :12**

VARIABLE	COEFFICIENT
$\alpha$	-1.121623 (1.039288) -1.079223
$X_t$	2.883310 (0.232633) 12.39425
$R^2$	0.620382
DW	0.379349
F	153.6175
Nombre d'observations	96

Note : ( ) écart type du coefficient

Au **tableau 3.13** l'équation ADF sur les résidus montre l'absence de cointégration car la statistique t en valeur absolue sur la variable retardée de  $|-1.946217|$  est inférieure à la valeur critique de MacKinnon,  $|-3.0906|$  au seuil de signification de 10%. L'acceptation de l'hypothèse nulle de non cointégration indique que les résidus ont une racine unitaire. Les exportations mensuelles d'équipements de télécommunications et l'indice mensuel de la production industrielle n'ont pas de relation de long terme. Elles évoluent indépendamment l'une de l'autre car il n'existe pas d'écart constant de long terme. Ce résultat indique que l'équation de cointégration précédant le libre-échange est factice. L'analyse visuelle des résidus du **graphique 3.9** confirme au moins intuitivement, le résultat de racine unitaire.

Graphique 3.9 Les résidus de l'équation de cointégration avant l'ALE



**Tableau 3.13 Equation ADF des résidus de l'équation de cointégration de 1981:01 à 1988 :12**

VARIABLE	ADF SANS CONSTANTE
$\mu_{t-1}$	-0.122018 (0.062695) -1.946217
$\Delta\mu_{t-1}$	-0.345239* (0.106166) -3.251885
$\Delta\mu_{t-2}$	-0.257495** (0.101614) -2.534056
$R^2$	0.217984
$\overline{R}^2$	0.200606
$T_\phi$	-1.946217
C( $\delta, T$ )	$\delta = 0.01$ -4.0168 $\delta = 0.05$ -3.4029 $\delta = 0.10$ -3.0906
LM(12)	7.698510
N	2
Nombre d'observations	93

Note : \* significatif à 1%, \*\* significatif à 5%, \*\*\* significatif à 10%

( ) écart type du coefficient

### 3.2.5.2/ Test de cointégration après l'Accord de libre-échange (ALE)

L'estimation économétrique de l'équation de cointégration au **tableau 3.14** possède les mêmes caractéristiques que celle précédant le libre-échange. Cependant, la statistique de Durbin-Watson est plus élevée. La vérification de la racine unitaire au **tableau 3.15** sur les résidus indique qu'un Dickey-Fuller simple (DF) suffit car la régression ne souffre pas du problème d'autocorrélation des erreurs. La statistique t en valeur absolue de  $|-4.3771|$  est nettement supérieure à la valeur critique de MacKinnon  $C(\delta, T) = |-4.0063|$  au seuil de signification de 1%. Les résidus de l'équation de cointégration sont donc très stationnaires. L'équation de cointégration n'est pas illusoire. Il existe donc un équilibre de long terme entre les exportations canadiennes de biens de télécommunications et l'indice de la production industrielle totale des Etats-Unis. Le **graphique 3.10** affiche les résidus de l'équation de cointégration. Nous remarquons que de 1989 à 1991, les résidus ne semblent pas tout à fait stationnaires mais le deviennent par la suite. Ceci prouve qu'il vaut mieux se fier à l'analyse formelle présentée ci-dessus puisque notre intuition visuelle peut parfois nous induire en erreur.

Ce résultat fort intéressant semble indiquer que suite à l'entente de libre-échange, le secteur canadien des équipements de télécommunications est très fortement intégré au marché des Etats-Unis. Cependant, il faut être prudent et ne pas attribuer complètement cette intégration poussée à l'entente de libre échange. Notre analyse n'a pu séparer l'effet de la déréglementation du secteur des télécommunications en vigueur aux Etats-Unis depuis 1984. Il y a eu interférence entre ces deux événements importants des années 80. Nous croyons que l'Accord de libre échange (ALE) a probablement accéléré la vitesse

d'intégration du secteur canadien des équipements de télécommunications déjà commencée suite à la mise en œuvre complète de la décision judiciaire, intitulée Modified Final Judgement, en 1984.

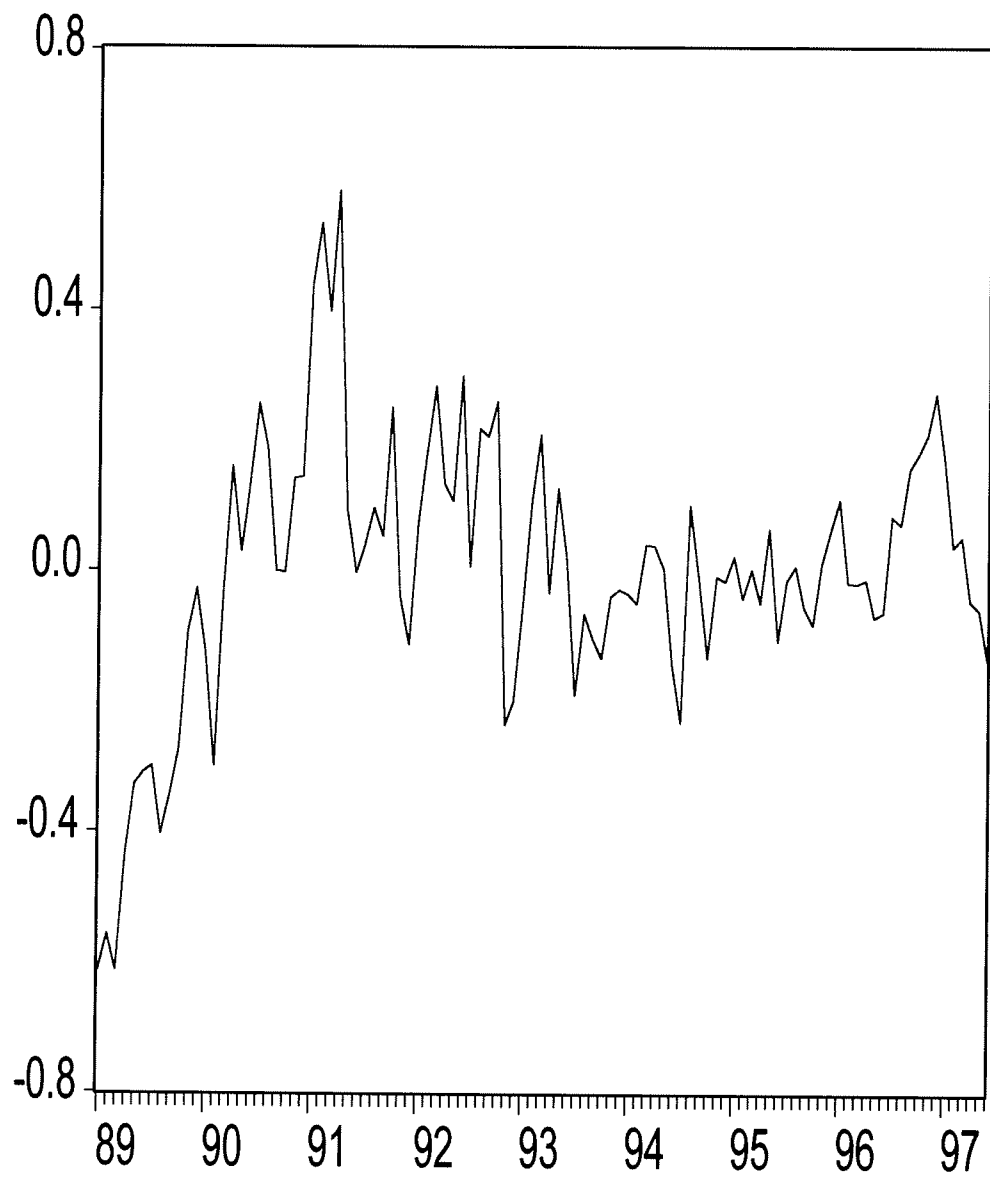
**Tableau 3.14 Equation de cointégration bivariée de 1989:01 à 1997 :06**

VARIABLE	COEFFICIENT
$\alpha$	-2.296441 (1.228786) -1.868870
$X_t$	3.208003 (0.262968) 12.19923
$R^2$	0.598105
DW	0.459128
F	148.8213
Nombre d'observations	102

Note : ( ) écart type du coefficient



**Graphique 3.10 Les résidus de l'équation de cointégration après l'ALE**



**Tableau 3.15 Equation DF des résidus de l'équation de cointégration de 1989:01 à 1997:06**

VARIABLE	ADF SANS CONSTANTE
$\mu_{t-1}$	-0.272293 (0.062208) -4.377139*
$R^2$	0.159830
$T_\phi$	-4.377139*
C( $\delta, T$ )	$\delta = 0.01$ $\delta = 0.05$ $\delta = 0.10$
	-4.0073 -3.3977 -3.0870
LM(12)	12.14029
N	2
Nombre d'observations	101

Note : \* significatif à 1%, \*\* significatif à 5%, \*\*\* significatif à 10%

( ) écart type du coefficient

### 3.2.6/ Limites du test de cointégration de Engle-Granger

L'avantage de la méthode de cointégration illustrée précédemment est sa relative simplicité d'application. Cependant, un des problèmes fondamentaux est que le résultat peut être sensible au choix de normalisation. La normalisation correspond au choix de la variable expliquée dans l'équation de cointégration. Par exemple, dans notre étude, il ne serait pas surprenant de trouver l'absence de cointégration en choisissant l'indice mensuel de la production industrielle totale comme variable expliquée. Ce résultat possible est certes embarrassant. Le résultat de présence ou d'absence de cointégration devrait être invariant quant au choix de normalisation.

**Phillips-Ouliaris (1990)** ont développé des tests non paramétriques de cointégration dans le même état d'esprit que ceux de la racine unitaire sur les séries univariées de **Phillips (1987)**. Cependant, les résultats ne sont pas invariants quant au choix de normalisation.

**Johansen (1991), Johansen-Juselius (1990)** ont développé une méthode de vérification de la cointégration dont les résultats ne sont pas sensibles au choix de normalisation. Cette méthode, certes complexe, se base sur le rang d'une matrice et ses valeurs propres.

## CONCLUSION

De ce rapport, il ressort principalement l'influence considérable que peut avoir la protection du marché national à l'aide de barrières réglementaires sur le dynamisme du secteur des télécommunications tant à l'intérieur qu'à l'extérieur d'un pays. Dans le cas particulier des Etats-Unis avant la déréglementation complète en 1984, suite au procès antitrust contre AT&T vers la fin des années 70, les barrières réglementaires étouffaient sérieusement la concurrence nationale. Ces mêmes barrières réglementaires jouaient le rôle de barrières non tarifaires (BNT) en éliminant presque toute forme de concurrence internationale. Remarquons que ceci fut vrai dans l'ensemble des pays de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE). La fin des années 70, fut marquée par près de cinquante ans de croissance exponentielle d'une multitude de formes de réglementations. On a constaté les effets nuisibles de cette explosion de réglementations sur le bon fonctionnement de l'économie en général. La même constatation s'applique au secteur des télécommunications. L'interférence étatique trop encombrante avait créé une situation monopolistique malsaine dans le domaine des télécommunications aux Etats-Unis. La déréglementation a favorisé une structure oligopolistique au niveau national. La réelle réussite de la libéralisation du marché des télécommunications aux Etats-Unis a été l'ouverture à la concurrence étrangère. Ceci est plus propice à l'atteinte de l'efficacité économique réelle du secteur. On ne peut raisonnablement se fier aux décisions souvent arbitraires des instances réglementaires subissant la pression de lobbies de producteurs très bien structurés cherchant à défendre leurs intérêts immédiats.

La libéralisation aux Etats-Unis a certainement favorisé le Canada en ce qui concerne ses exportations et le dynamisme du secteur des équipements de télécommunications. Par dynamisme nous entendons la création de nouveaux produits toujours imprévisibles qui répondent aux besoins latents du marché.

Cependant l'objectif principal de notre rapport a été l'étude de l'impact de l'Accord de libre-échange (ALE) en ce qui a trait aux exportations canadiennes vers le marché américain. Les résultats empiriques de l'analyse économétrique indiquent que l'ALE a favorisé une intégration économique très poussée des fabricants d'équipements de télécommunications canadiens au marché américain. Avant l'entente de libre-échange canado-américain, l'analyse des résultats économétriques n'indique aucun signe de convergence entre les deux pays. Nous soupçonnons que les résultats empiriques surestiment probablement le rôle de l'ALE. Néanmoins, nous croyons qu'il faut plutôt interpréter ces résultats comme une accélération de l'intégration économique suite à l'ALE, mais ayant débuté timidement suite à la déréglementation effective aux Etats-Unis en 1984.

**BIBLIOGRAPHIE**

- AT&T, Rapport d'activité, 1992.
- AT&T, Rapport d'activité, 1994
- Box, G.E.P et Tiao, G.C., « Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 70, 1975, 70-79.
- Box, G.E.P et Jenkins, G. M., *Time Series Analysis : Forecasting and Control*, Holden-Day, San-Francisco, 1976.
- Breusch, T. S., «Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models», *Australian Economic Papers*, vol. 17, 1978, 334-355.
- Charensol-Bancel, Laurence, *La déréglementation des télécommunications dans les grands pays industriels*, Economica, Paris, 1996.
- Dick, Andrew, « U.S Japan Telecommunications Trade Conflicts : the Role of Regulation », dans *The Effects of U.S Trade Protection and Promotion Policies*, sous la direction de Robert C. Feenstra, University of Chicago Press, 1997, 117-157.
- Dickey, David et Fuller, Wayne A., « Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Econometrica*, vol. 49, juillet 1981, 1057-1072.

Engle, Robert F. et Granger, W. J., « Co-integration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing », *Econometrica*, vol. 55, mars 1987, 251-276.

Fortier, Yves et Desranleau, Claude et Seguin-Dulude, Louise, *Northern Telecom et ses principaux concurrents dans l'industrie mondiale de l'équipement de télécommunications*, CETAI, No 90-04, avril 1990.

Godfrey, L. G., « Testing Against Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables », *Econometrica*, vol. 46, 1978, 1293-1302.

Godfrey, L. G., « Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations when the Regressors Include Lagged Dependent Variables », *Econometrica*, vol. 46, novembre 1978, 1303-1310.

Granger, C. W. J. et Newbold, P., « Spurious Regressions in Econometrics », *Journal of Econometrics*, vol. 2, 1974, 111-120.

Johansen, Soren, « Statistical Analysis of Cointegration Vectors », dans *Long Run Economic Relationships*, sous la direction de Robert F. Engle et C. W. J. Granger, Oxford University Press, 1991, 131-152.

Johansen, Soren, « Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models », *Econometrica*, vol. 57, 1991, 1551-1580.

Johansen, Soren et Juselius, Katarina, « Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, 1990, 169-210.

MacKinnon, James G., « Critical Values for Cointegration Tests », dans *Long Run Economic Relationships*, sous la direction de Robert F. Engle et C. W. J. Granger, Oxford University Press, 1991, 267-276.

Newman, Peter C., « *Nortel Hier Aujourd'hui Demain* », Northern Telecom Limitée et Power Reporting Ltd., Canada, 1995.

Northern Telecom, Rapport d'activité 1993.

Northern Telecom, Rapport d'activité 1996.

OCDE, *Perspectives des communications*, vol. 1, Paris, 1997.

Perron, Pierre, « The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis », *Econometrica*, vol. 57, novembre 1989, 1361-1401.



Perron, Pierre et Vogelsang, Timothy, « Nonstationarity and Level Shifts With an Application to Purchasing Power Parity », *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 10, juillet 1992, 301-320.

Phillips, P. C. B., « Time Series Regression with a Unit Root », *Econometrica*, vol. 55, mars 1987, 277-301.

Phillips, P. C. B. et Ouliaris, S., « Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration », *Econometrica*, vol. 58, janvier 1990, 165-193.

Statistiques financières internationales, FMI, juin 1998, F200-F202 et F300.

Taylor, P. et Tonks, Ian, « The Internationalisation of Stock Markets and the Abolition of U.K Exchange Control », *Review of Economics and Statistics*, vol. 71, mai 1989, 332-336.

**ANNEXE A**

**Tableau A1 Distribution empirique de  $T_\alpha$  pour  $(\alpha, \rho) = (0, 1)$  dans  $Z_t = \alpha + \rho Z_{t-1} + \varepsilon_t$**

T	$\delta=0.10$	$\delta=0.05$	$\delta=0.025$	$\delta=0.01$
25	2.20	2.61	2.97	3.41
50	2.18	2.56	2.89	3.28
100	2.17	2.54	2.86	3.22
250	2.16	2.53	2.84	3.19
500	2.16	2.52	2.83	3.18
$\infty$	2.16	2.52	2.83	3.18
S.E	0.003	0.004	0.006	0.008

Source : adapté de **Dickey-Fuller (1981)**

**Tableau A2 Distribution empirique de  $T_\alpha$  pour  $(\alpha, \beta, \rho) = (0, 0, 1)$  dans  $Z_t = \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1} + \varepsilon_t$**

T	$\delta=0.10$	$\delta=0.05$	$\delta=0.025$	$\delta=0.01$
25	2.77	3.20	3.59	4.05
50	2.75	3.14	3.47	3.87
100	2.73	3.11	3.42	3.78
250	2.73	3.09	3.39	3.74
500	2.72	3.08	3.38	3.72
$\infty$	2.72	3.08	3.38	3.71
S.E	0.004	0.005	0.007	0.008

Source : adapté de **Dickey-Fuller (1981)**

**Tableau A3 Distribution empirique de  $T_\beta$  pour  $(\alpha, \beta, \rho) = (0, 0, 1)$  dans  $Z_t = \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1} + \varepsilon_t$**

T	$\delta=0.10$	$\delta=0.05$	$\delta=0.025$	$\delta=0.01$
25	2.39	2.85	3.25	3.74
50	2.38	2.81	3.18	3.60
100	2.38	2.79	3.14	3.53
250	2.38	2.79	3.12	3.49
500	2.38	2.78	3.11	3.48
$\infty$	2.38	2.78	3.11	3.46
S.E	0.004	0.005	0.006	0.009

Source : adapté de **Dickey-Fuller (1981)**

**Tableau A4 Distribution empirique de  $\phi_1$  pour  $(\alpha, \rho) = (0, 1)$  dans  $Z_t = \alpha + \rho Z_{t-1} + \varepsilon_t$**

T	$\delta=0.10$	$\delta=0.05$	$\delta=0.025$	$\delta=0.01$
25	4.12	5.18	6.30	7.88
50	3.94	4.86	5.80	7.06
100	3.86	4.71	5.57	6.70
250	3.81	4.63	5.45	6.52
500	3.79	4.61	5.41	6.47
$\infty$	3.78	4.59	5.38	6.43
S.E	0.01	0.02	0.03	0.05

Source : adapté de **Dickey-Fuller (1981)**

**Tableau A5 Distribution empirique de  $\phi_2$  pour  $(\alpha, \beta, \rho) = (0, 0, 1)$  dans  $Z_t = \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1} + \varepsilon_t$**

T	$\delta=0.10$	$\delta=0.05$	$\delta=0.025$	$\delta=0.01$
25	4.67	5.68	6.75	8.21
50	4.31	5.13	5.94	7.02
100	4.16	4.88	5.59	6.50
250	4.07	4.75	5.40	6.22
500	4.05	4.71	5.35	6.15
$\infty$	4.03	4.68	5.31	6.09
S.E	0.01	0.02	0.03	0.05

Source : adapté de **Dickey-Fuller (1981)**

**Tableau A6 Distribution empirique de  $\phi_3$  pour  $(\alpha, \beta, \rho) = (\alpha, 0, 1)$  dans  $Z_t = \alpha + \beta t + \rho Z_{t-1} + \varepsilon_t$**

T	$\delta=0.10$	$\delta=0.05$	$\delta=0.025$	$\delta=0.01$
25	5.91	7.24	8.65	10.61
50	5.61	6.73	7.81	9.31
100	5.47	6.49	7.44	8.73
250	5.39	6.34	7.25	8.43
500	5.36	6.30	7.20	8.34
$\infty$	5.34	6.25	7.16	8.27
S.E	0.015	0.020	0.032	0.058

Source : adapté de **Dickey-Fuller (1981)**

Où T : taille de l'échantillon

$\delta$  : seuil de signification

S.E : écart type de la distribution pour T=25