



UNIVERSITE ABDERRAHMANE MIRA DE BEJAIA

Faculté des Sciences Economiques, Sciences de Gestion et Sciences Commerciales
Département des Sciences Economiques

Mémoire

En vue de l'obtention du Diplôme de Magister en Sciences Economiques

Option : Techniques Quantitatives

Thème

***Libéralisation Financière et Croissance Economique
en Algérie
Essai de Modélisation***

Présenté par :

Mme TABTI

Née ABBAS Melaaz

Membres de Jury

Rapporteur : Mr AIT SAIDI Ahmed (Professeur)

Président : Mr KHARBACHI Hamid (Professeur)

Examineur : Mr KASSA Rabah (MCA)

Examineur : Mr DAHMANI Abdelnasser (Professeur)

Janvier 2011

REMERCIEMENTS

J'étais honoré de travailler sous les précieuses directives de

Mr AIT SAIDI qui m'a énormément assisté pour l'accomplissement de ce travail. Je salue, en terme de ma haute considération sa passion de recherche et son engouement pour les études.

Je remercie également tous ceux qui m'ont aidé à la réalisation de ce travail.

Je remercie particulièrement :

Mme Boumghar de l'ONS pour son soutien à la collecte des données.

Mme Ozini Hayet de la (DRJ) Direction du Recueil des Information- DRJ- Ministère de finance

DÉDICACES

Je dédie ce modeste travail à :

Mon époux qui a donné l'extrême de son assistance pour réaliser ce travail.

Mon bébé « Wail » ma source de bonheur et de courage.

Mes parents en faible témoignage de ma reconnaissance, qu'ils trouvent dans ce travail l'expression de ma gratitude pour leurs énormes sacrifices consentis pour moi « que dieu les préserve sains ».

Mes beaux parents et Mes belles sœurs pour leurs encouragements.

Mes frères et sœurs pour leurs assistance et encouragement.

TABLE DES MATIÈRES

INTRODUCTION GÉNÉRALE

CHAPITRE I : *Approche théorique de la libéralisation financière et de la croissance économique*

Section 1 : Le processus de la libéralisation financière	1
1. Approche théorique de Mac Kinnon/Shaw	1.
2. Approche théorique de l'école Neo-Structuraliste.....	2.
Section 2 : Le processus de croissance économique.....	3
1. La notion de croissance.....	3
1.1. Définition et mesure de la croissance.....	3
1.2. Les facteurs de la croissance économique.....	4
1.2.1. Le facteur travail.....	4
1.2.2. Le facteur de capital.....	5
1.2.3. Le progrès technique.....	5
1.3. La notion de cycle de croissance et sa relation avec la crise économique	6
1.3.1. Définition et représentation graphique d'un cycle.....	6
1.3.2. Les différents cycles économiques.....	7
• Le cycle long (cycle Kondratieff).....	7
• Le cycle court (cycle Juglar).....	8
1.3.3. Crise financière actuelle.....	8
2. Les fondements théoriques de la croissance économique.....	10
2.1. Les théories de la croissance limitée.....	10
2.2. Les théories de la croissance illimitée.....	11
2.2.1. Les théories de la croissance illimitée Stable.....	11
2.2.2. Les théories de la croissance illimitée Instable.....	11
2.3. Les théories de la croissance endogène.....	12
Section 3 : Le lien entre finance - croissance économique.....	13
1. Sens de causalité finance → Croissance économique.....	13
2. Sens de causalité croissance économique → Finance.....	13

CHAPITRE II : *L'évolution du système financier Algérien et son implication sur l'économie*

Section 1 : Evolution du système bancaire Algérien	15
1. Situation du système bancaire Algérien avant les réformes.....	15
2. Les réformes monétaires et financières du système bancaire Algérien visant la transition vers l'économie du marché.....	16
2.1. La promulgation de la loi sur la monnaie et le crédit.....	16
2.1.1. la loi sur la monnaie et le crédit N°90-10 du 14/04/1990.....	16
2.1.2. la loi sur la monnaie et le crédit N°03-11 du 26/08/2003.....	17
2.2. La situation actuelle du système bancaire et financière.....	18
Section 2 : Evaluation de la situation du système bancaire et financier après la mise en place des réformes de 1990.....	19

1. Evaluation de la masse monétaire.....	19
1.1. Evolution de la masse monétaire et la disponibilité de liquidité.....	19
1.2. Expansion monétaire et inflation.....	21
2. Evaluation des taux d'intérêt créditeur, débiteur, et le taux de réescompte.....	22
3. Evaluation des crédits à l'économie	24
Section3 : L'impact de ses réformes sur l'économie Algérienne.....	26
1. L'impact de ces réformes sur l'épargne.....	26
2. L'impact de ces réformes sur l'investissement.....	28

CHAPITRE III : Généralité sur les méthodes économétriques

Section 1 : La théorie des séries temporelles.....31

1. Définition d'une série temporelle.....	31
1.1. Présentation graphique d'une série temporelle.....	31
1.2. Composantes d'une série temporelle.....	31
1.3. Modèle de composition d'une série temporelle.....	31
1.4. Tests de schéma de décomposition.....	32
1.5. Identification des composantes de la série temporelle.....	32
1.6. Prévission.....	35
2. Processus stochastique et modèles des séries temporelles.....	35
2.1. Processus stochastique.....	35
2.1.1 Caractéristique d'un processus stochastique.	35
2.1.2. Processus stochastique stationnaire.....	36
2.1.3. Les opérateurs.	36
2.1.4. Le processus de bruit Blanc (White noise).....	37
2.1.5. Fonction d'autocovariance (ACV).....	37
2.1.6. Fonction d'autocorrélation (FAC).....	37
2.1.7 Théorème de Wold (décomposition de Wold).....	37
2.2. Les modèles des séries temporelles.....	38
2.2.1. Le processus autorégressif (AR).....	38
2.2.2. Les processus moyenne mobile (MA).....	41
2.2.3. Processus ARMA (p, q).....	42
3. Les processus aléatoires non stationnaires.....	43
3.1. Les types de processus aléatoires non stationnaires.....	43
3.1.1 Les processus TS.....	43
3.1.2. Les processus DS.....	44
3.2. Tests de racine unitaire.....	46
3.2.1. Test de Dickey Fuller simple.....	46
3.2.2. Test de Dickey Fuller augmenter.....	47
4. Approche multivariée des séries temporelles.....	48
4.1. Représentation du modèle VAR (autorégressif vectoriel).....	48
4.1.1. Représentation du modèle VAR à deux variables.....	48
4.1.2. Représentation du modèle VAR à plusieurs variables.....	50
4.1.3. Conditions de stationnarité.....	51
4.2. Estimation du modèle VAR.....	51

4.3. Estimation du nombre de décalages.....	52
---	----

Section 2 : La théorie de la cointégration et les modèles à correction d'erreur (ECM).....52

1. Le concept de cointégration.....	52
1.1. Définition de cointégration.....	52
1.2. Condition de cointégration.....	52
2. Cointégration entre deux variables et modèle à cointégration d'erreurs (ECM) au sens de Granger.....	52
2.1. Test de cointégration.....	53
2.2. Présentation du modèle à correction d'erreurs.....	54
2.3. Estimation du MCE avec une seule variable explicative.....	54
3. Test de cointégration entre plusieurs variables et modèle à correction d'erreurs vectorielles (VECM).....	55

Section 3 : La théorie de la causalité.....58

1. Définition de la causalité.....	58
2. Tests de la causalité.....	58

CHAPITRE IV : Analyse empirique de la libéralisation financière et la croissance économique en Algérie.

Section 1 : présentation du modèle et choix des variables.....61

1. Présentation du modèle.....	61
2. Construction de l'indice de libéralisation financière.....	63
3. Test économétrique : résultats et commentaires.....	66
3.1. Test de corrélation entre les variables explicatives.....	66
3.2. Estimation et interprétation des résultats.....	67

Section 2 : Test de racine unitaire.....69

1. Etude de la série log(PIB).....	69
2. Etude de la série log(Touv).....	70
3. Etude de la série IndLF.....	71
4. Etude de la série log(Inv).....	71
5. Etude de la série log(M3).....	72
6. Etude de la série log(Crd).....	73
7. Etude de la série log(ActMo).....	74

Section 3: Test de cointégration.....74

1. Test de cointégration entre la série log(PIB) et la série log(Inv).....	75
1.1. Test sur les paramètres de la relation de long terme.....	75
1.2. Test sur le résidu.....	75
1.3. Test sur les paramètres de la relation de court terme.....	76
2. Test de cointégration entre la série log(PIB) et la série log(ActMo).....	76
2.1. Test sur les paramètres de la relation de long terme.....	76
2.2. Test sur le résidu.....	77
2.3. Test sur les paramètres de la relation de court terme.....	77
3. Test de cointégration entre la série log(PIB) et la série log(M3).....	78
3.1. Test sur les paramètres de la relation de long terme.....	78

3.2. Test sur le résidu	79
3.3. Test sur les paramètres de la relation de court terme.....	79
4. Test de cointégration entre la série log(PIB) et la série log(Crd).....	80
4.1. Test sur les paramètres de la relation de long terme.....	80
4.2. Test sur le résidu	80
4.3. Test sur les paramètres de la relation de court terme.....	81
5. Test de cointégration entre la série log(PIB) et la série log(Touv)	81
5.1. Test sur les paramètres de la relation de long terme	81
5.2. Test sur le résidu.....	82
5.3. Test sur les paramètres de la relation de court terme.....	82
6. Test de cointégration entre la série log(PIB) et la série IndLF	83
6.1. Test sur les paramètres de la relation de long terme.....	83
6.2. Test sur le résidu.....	84
6.3. Test sur les paramètres de la relation de court terme.....	84
Section 4 : Test de causalité de Granger.....	85
1. Test de causalité entre log(PIB) et log(Inv)	85
2. Test de causalité entre log(PIB) et log(M3).....	86
3. Test de causalité entre log(PIB) et log(ActMo).....	87
4. Test de causalité entre log(PIB) et log(Crd).....	87
5. Test de causalité entre log(PIB) et log(Touv).....	88
6. Test de causalité entre log(PIB) et IndLF	88

CONCLUSION GÉNÉRALE

BIBLIOGRAPHIE

ANNEXES

RÉSUMÉ

INTRODUCTION
GÉNÉRALE

Depuis les deux dernières décennies, l'économie mondiale a subi des mutations financières profondes qui ont affecté le fonctionnement des marchés financiers. L'origine de ces bouleversements revient, principalement, à la libéralisation financière entamée, dès les années 1980, dans la quasi-totalité des pays développés et émergents.

À partir des années 1970, McKinnon et Shaw (1973) ont commencé à contester l'idéologie de la répression financière caractérisée par une intervention excessive des pouvoirs publics dans l'activité économique. Dans leur thèse, ils ont montré que les restrictions gouvernementales réduisent l'épargne et entravent une affectation efficace des ressources, ce qui conduit à un ralentissement de la croissance économique. Parallèlement, la libéralisation financière, qui est présentée comme une réponse aux critiques adressées à cette situation de répression financière, permet d'accroître l'efficacité des investissements en améliorant le rendement de l'épargne et en réduisant les contraintes des crédits, ce qui stimule la croissance de l'économie.

En examinant les effets de l'intervention des pouvoirs publics sur le développement du système financier, McKinnon (1973) et Shaw (1973) ont soutenu que les restrictions imposées par les gouvernements au système bancaire entravent le développement financier et, par conséquent, réduisent la croissance économique. Les modèles de croissance endogène ont abouti à des résultats similaires en modélisant les services fournis par le secteur financier au secteur réel. En effet, dans ces modèles, l'intermédiation financière peut avoir un effet permanent sur la productivité. En particulier, les intermédiaires financiers peuvent améliorer l'efficacité de l'allocation des ressources grâce à leur capacité à collecter et à analyser l'information sur les activités innovantes des entrepreneurs, et par conséquent de financer les projets les plus rentables. Si les intermédiaires financiers permettent une mutualisation efficace du risque, une diversification du portefeuille peut encourager la spécialisation et, par conséquent, l'accroissement de la productivité (Saint-Paul, 1992).

En général, le principe de la libéralisation financière repose sur le besoin d'accroître l'épargne et, aussi, permettre une croissance de l'investissement puisque ce dernier constitue la base de la croissance économique.

La croissance économique en Algérie est tributaire des exportations des hydrocarbures et la chute du prix du pétrole en 1986 a engendré une crise financière sans précédent. La situation financière s'est alors tellement dégradée jusqu'au point de contraindre l'Algérie à rééchelonner sa dette extérieure quelques années plus tard. Le secteur financier étant alors étroit et fonctionnant comme un instrument de financement des investissements du secteur économique sans relation véritable entre l'évaluation du risque et la répartition du crédit. Les marchés financiers étaient aussi presque inexistant du fait de la petite taille du secteur privé qui, par ailleurs, était complètement isolé des marchés financiers mondiaux. Ce sont tous ces problèmes qui ont incité les pouvoirs publics à adopter un train de réformes économiques et financières.

Parmi ces réformes, il y a la loi relative à la monnaie et au crédit, promulguée en 1990, c'est la réforme financière, qui libère les fonctions bancaires. Cette loi a pour objet la collecte de l'épargne et la stimulation de l'investissement afin de développer l'économie Algérienne.

Est-ce que la libéralisation financière qui détermine la croissance économique ou l'inverse ?

Afin de traiter cette problématique, nous devons répondre aux questions suivantes :

1. Est-ce que la libéralisation financière contribue à accroître l'épargne en Algérie
2. Quels sont les facteurs qui contribuent à la croissance économique
3. Quel est l'impact de chaque facteur sur la croissance économique

En fonction de la documentation disponible à notre niveau et après l'élaboration de la problématique de notre sujet de mémoire de magistère, nous nous sommes alors amenés à nous intéresser aux variables telles que l'indice de libéralisation financière, le taux d'investissement, le taux d'inflation, le ratio de liquidité et le taux de croissance économique.

A cet effet, nous avons formulé les deux hypothèses suivantes :

Hypothèse 1: La pratique de libéralisation financière est une obligation dans le cadre de l'économie de marché.

Hypothèse 2: La croissance économique est principalement influencée par le taux d'investissement et par le crédit alloué aux opérations économiques.

L'objectif de notre travail est de tester empiriquement le bien-fondé de ce paradigme pour l'Algérie. Notre attention sera beaucoup plus portée sur la relation entre la libéralisation financière et la croissance économique. Ainsi, de déterminer, à l'aide d'une évaluation empirique, les variables qui contribuent significativement à la croissance économique.

Avant d'aborder cet objectif. Il est important de s'arrêter sur un point : à partir de quelle date va-t-on dater le début de la libéralisation financière en Algérie ? Rapidement, deux dates viennent à l'esprit : 1987 et 1990. La première correspond au début des réformes économiques en Algérie tandis que la deuxième correspond à la publication de la loi sur la monnaie et sur le crédit en avril 1990.

On pourrait rapidement opter pour l'année 1990 car c'est à partir de cette année que les aspects monétaire et financier ont été introduits dans le cadre des réformes économiques de 1987. Quoique les banques commerciales, en tant que propriété de l'Etat, aient été soumises au même titre que les entreprises publiques économiques à l'autonomie de gestion à partir de l'année 1987. Mais comme on le verra dans les lignes qui suivent, les mesures portant sur les taux d'intérêt et l'encadrement du crédit ne sont venues que suite à la publication de la loi sur la monnaie et du crédit en avril 1990.

Notre essai de recherche est organisé de la manière suivante:

Le premier chapitre s'intéresse aux objectifs d'ordre théorique. En fait, l'objectif de ce chapitre est d'exposer les fondements théoriques de l'ouverture financière, ainsi que des crises financières, tout en identifiant la nature de la relation qui existe entre eux.

Le deuxième chapitre mettra en évidence le système bancaire algérien avant et après les réformes de 1990, car dans la première section on s'intéresse à l'évolution de système bancaire, en suite l'évaluation de ce système après la mise en place des réformes de 1990 dans la deuxième section et dans la dernière section on va traiter l'impacte de ces réformes sur l'économie Algérienne.

Dans le dernier chapitre, nous nous intéressons aux travaux empiriques sur le lien finance croissance économique, dans le cadre des séries temporelles, sont en nombre limité, par une validation empirique basée sur une approche en données macroéconomique. D'où, dans une première section, nous basons sur une analyse en coupe transversale, consistant à régresser le PIB réel sur l'indicateur de libéralisation financier et un ensemble de variables, avant cette régression nous décrirons le modèle utiliser, définissons les variables utilisées et nous essayerons de construire l'indice de libéralisation financière. En suite, dans la seconde section, nous appliquons les tests de cointégration après avoir tester la stationnarité des séries utiliser. Enfin, dans la dernière section, nous essayerons de déterminer le sens de causalité entre la croissance économique et les différents séries qui sont co-intégrés avec elle.

CHAPITRE I :

*Approche théorique de la libéralisation
financière et de la croissance économique*

Du point de vue théorique, le concept de libéralisation financière apparaît au début des années 70 dans les écrits de R.I. McKinnon (1973) et E.Shaw (1973). Ces deux auteurs présentent la libéralisation du secteur financier comme un moyen efficace et simple pour accélérer la croissance économique des pays en voie de développement. Cette théorie trouve rapidement un écho favorable, tant auprès des grands organismes internationaux (F.M.I., Banque Mondiale) qu'auprès de certains pays en voie de développement. Elle séduit par la simplicité de sa mise en oeuvre. Dès la fin des années 70, un certain nombre de pays d'Amérique Latine (Argentine, Chili, Uruguay) mettent en place une politique de libéralisation financière. Des pays du Sud-Est Asiatique (Corée du Sud, Taiwan) leur emboîtent le pas au début des années 80.

Pourtant, à la même époque, L.Taylor (1983) et S.van Winjbergen (1983) commencent à contester le bien-fondé de la libéralisation financière. S'appuyant sur une vision plus structurelle de l'économie, ils veulent démontrer qu'une telle politique ne conduit qu'à un ralentissement de la croissance économique.

Section 1 : Le processus de la libéralisation financière

1-Approche théorique de Mac Kinnon/Shaw (l'école de la répression financière) [4]¹

L'école de la « répression financière », C'est-à-dire : le maintien de taux d'intérêt artificiellement bas, les programmes concernant l'accès au crédit pour les entreprises ou plus généralement toutes les interventions de l'Etat visant à limiter la liberté de mouvement du secteur financier, s'est constituée autour des travaux fondateurs de R.I. Mac Kinnon et E. Shaw.

Mac Kinnon considère, dans le cadre d'une économie fragmentée, que toutes les unités économiques sont réduites à l'autofinancement sans distinction entre l'épargne et l'investissement, ce dernier est supposé indivisible donc totalement autofinancé et nécessite une accumulation (épargne) préalable. L'épargne sous forme de dépôts bancaires, l'épargne financière, est supposée être une fonction croissante de la rémunération réelle du taux d'intérêt servi sur le dépôt ; plus ce taux est élevé et plus l'incitation à investir est grande.

L'apport fondamental de la théorie de Mac Kinnon se situe dans cette reformulation de la demande de monnaie qui repose sur l'accroissement du taux d'intérêt réel (grâce à une augmentation du taux d'intérêt nominal et/ou à une diminution de l'inflation).

Mac Kinnon inverse la logique habituelle qui stipule que c'est le marché qui détermine le prix. Selon son analyse, c'est le prix qui détermine le marché. En effet, dans l'analyse de Mac Kinnon, il n'existe pas de « monnaie » à proprement parler. Il n'existe qu'une épargne qui devient « monnaie » à la condition qu'elle soit déposée auprès des intermédiaires financiers.

En conséquence, lorsque le taux d'intérêt réel sur les dépôts s'accroît, la constitution préalable de l'épargne/monnaie est facilitée et l'accumulation du capital est à la fois plus importante et plus rapide.

Concernant l'intermédiation de la dette, Shaw montre que la hausse de taux servi sur les dépôts, en encourageant la demande de dépôt des agents, accroît la capacité de crédit du secteur bancaire. Cela stimule l'investissement qui est financé de façon externe. On peut résumer ainsi les effets de la répression financière lorsque la monnaie est interne.

Si l'Etat fixe le taux d'intérêt réel (via la fixation du taux d'intérêt nominal servi et/ou demandé par les banques) au dessous de sa valeur d'équilibre concurrentiel, il réduit la croissance économique dans la mesure où : [4]²

- Cela réduit la quantité de fonds disponibles pour l'investissement via la baisse des dépôts bancaires ;
- Cela affecte la qualité de l'investissement via la modification de comportement des intermédiaires financiers comme le souligne Shaw « les plafonnements effectifs à la baisse des taux créditeurs réels intensifient l'aversion pour le risque et la préférence pour la liquidité des intermédiaires ».

L'analyse de Mac Kinnon/Shaw montre donc que dans le cadre d'une économie réprimée financièrement, la fixation des taux au dessous de leur valeur d'équilibre :

- Réduit l'épargne (baisse des dépôts bancaires) au profit de la consommation courante.
- Fixe l'investissement au-dessous de son niveau optimal.
- Détérioré la qualité de l'investissement réalisé dans la mesure où les banques sont forcées par le gouvernement de financer des projets à faibles rendements.

C'est pourquoi il considère que la libéralisation financière, parce qu'elle se traduit par une augmentation du taux d'intérêt réel servi sur les dépôts (par une augmentation du taux nominal ou par une baisse de l'inflation), va stimuler l'accumulation d'encas monétaires (l'épargne) et donc permettre la croissance de l'investissement.

2. Approche théorique de l'école Neo-Structuraliste

A la suite de la contribution de Taylor (1983) sur le processus de libération financière, et en réaction aux thèses avancées par Mac Kinnon/Shaw, l'école néo-structuraliste se développe. Elle prend spécifiquement en compte l'existence de marchés financiers informels et leur attribue une grande efficacité en termes d'allocations des ressources. Loin d'être un handicap au développement économique, le secteur informel serait un facteur de croissance économique.

Selon Fry (1988), "les modèles structuralistes reposent sur cinq assertions radicalement différentes de celles de Mac Kinnon:

- les salaires sont déterminés de manière exogène (ou institutionnelle) au travers de conflits entre les classes sociales ;
- l'inflation est déterminée par les poids relatifs des capitalistes et des travailleurs (qui sont eux-mêmes influencés par l'état de l'économie) ;
- l'épargne se détermine comme une fraction des profits et non des salaires ;
- le niveau général des prix est déterminé par des marges fixes sur les coûts du travail, les importations et le financement du capital productif (taux d'intérêt) ;
- les pays en voie de développement dépendent de façon critique de leurs importations de matières premières, de biens d'équipement et de biens intermédiaires.

Les mécanismes d'ajustement des modèles néo-structuralistes sont keynésiens: le taux d'intérêt de marché du secteur informel s'ajuste de telle manière que l'offre et la demande de crédits et de monnaie s'égalisent. Sur le marché des biens, l'ajustement entre l'offre et la demande se fait par les quantités et non par les prix.

Par ailleurs, l'inflation y est déterminée par les coûts. Ainsi, appliquer la logique des modèles "Mac-kinnoniens" ne pourrait que détériorer la situation économique du pays. En effet,

augmenter les taux d'intérêt nominaux (suite à une politique monétaire restrictive) ne peut qu'accroître l'inflation. De même, pratiquer une dévaluation (comme le prône Matheson) ne ferait que renchérir le coût des importations et donc ralentir la croissance. Pour les néo-Structuralistes, la libéralisation financière ne conduirait donc qu'à la stagflation.

Les marchés financiers informels sont au centre de l'analyse néo-structuraliste. Comme nous l'indiquons, c'est sur ces marchés que se détermine le taux d'intérêt nominal qui assure l'égalité entre offre et demande de crédit et de monnaie. Les détenteurs de monnaie servent de banques sur ces marchés en jouant le rôle d'intermédiaires financiers entre épargnants et investisseurs. Selon Taylor, ces marchés sont souvent "compétitifs et agiles.

Le taux d'intérêt du secteur informel joue un rôle essentiel dans la mesure où:

- il représente le coût marginal de l'emprunt ;
- il est un paramètre déterminant de la demande d'encaisses monétaire.

En effet, dans les modèles néo-structuralistes, les ménages ont accès à trois catégories d'actifs financiers:

- l'or ou la monnaie,
- les dépôts bancaires,
- les prêts sur les marchés informels.

Les prêts sur les marchés informels apparaissent donc comme une alternative aux dépôts bancaires, d'autant plus que les capitaux sont supposés circuler librement entre les deux secteurs.

Le problème consiste donc à déterminer qui, du secteur bancaire officiel ou du secteur informel, est le plus à même de stimuler la croissance de l'économie. Pour les néo-structuralistes, le secteur non officiel est, par nature, plus efficace que le secteur bancaire. Le second, en effet, est tenu de constituer des réserves obligatoires qui représentent une certaine fraction des dépôts. Cette hypothèse fondamentale permet de conclure, selon les néo-structuralistes, à la nocivité de la libéralisation financière prônée par les modèles Mac Kinnon/Shaw.

Section 2 : Le processus de croissance économique

1. La notion de la croissance

Définition et mesure de la croissance

La croissance concerne souvent les grands agrégats économiques et constitue un phénomène quantitatif. A cet effet voici quelques définitions de la notion de la croissance.

- Pour Jacques Muller : « La croissance économique est une notion purement quantitative qui reflète l'augmentation de la production à long terme dans une économie, comme nous pouvons la mesurer »³
- Pour F.Perroux : « La croissance économique est l'augmentation soutenue pendant une ou plusieurs périodes longues d'un indicateur de dimension, pour une notion, le produit net en terme réel »⁴

➤ La mesure de la croissance :

La croissance étant appréhendée comme un phénomène quantitatif, on utilise des indicateurs de dimension pour sa mesure.

³ JQCQUE Muller : « Manuel et application économie », DUNOD, Page 254

⁴ F. Perroux : « **Les Théorie de la Croissance** », paris, 1999, Page 34

IL s'agit habituellement du **PIB (produit intérieur brute**, dont on calcule la croissance au cours d'une période déterminée, en volume (ou à prix constants) et en valeur (ou à prix courants).

On peut indiquer la croissance avec les chiffres (**taux de croissance annuel moyenne** en %) et on peut encore déterminer les irrégularités de la croissance avec les cycles soit courts ou longs. Les cycles courts sont constitués d'une alternance de phases d'expansion et de récession dont la durée peut aller de cinq à dix ans (cycle Juglar) et les cycles longs (cycle Kra), qui sont constitués de l'observation des fluctuations économiques sur le long terme, a permet de mettre en évidence des mouvements régulières d'expansion longue et de dépression longue de cinquantaîne d'années. Les deux cycles peuvent déterminer le déséquilibre offre/demande, conflits entre salaires et profits, prix de pétrole, et les phénomènes financiers (krach boursier).

1.2. Les facteurs de la croissance économique :⁵

1.2.1. Le Facteur travail :

Dans une économie, le travail est représenté par les capacités physiques et intellectuelles que les hommes mettent en œuvre pour produire les biens et services nécessaires à la satisfaction de leurs besoins. Il s'agit de la totalité des forces disponibles pour produire. Ainsi la contribution du facteur travail peut s'expliquer par plus grande utilisation de celui-ci (aspects quantitatifs) ou par une efficacité (aspects qualitatifs).

L'aspect quantitatif se base sur la population active ainsi que celles n'ayant pas d'emploi (chômeurs) car **population active=actifs occupés+chômeurs**, et cette population active est fixée par une durée de travail dans le cadre de la production de biens et services. Le taux d'activité qui est égal le rapport entre le nombre d'Actifs d'une population concerné et la totalité de cette population ne cesse pas d'augmenter à cause de l'évolution démographique et l'arrivée de travailleurs étrangers.

L'aspect qualitatif se base sur la qualité du facteur travail fournie par la main d'œuvre qualifiée afin de réaliser la productivité. Cette dernière peut être mesurée par rapport à un volume de production réalisé et un volume de travail nécessaire à cette production.

Productivité=production en volume /quantité de travail utilisée

Cette productivité peut être évaluée en fonction de trois caractéristiques individuelles des personnes actives : le niveau de qualifications, l'Age, et le sex.

Tout d'abord, l'éducation est en effet une source de qualité de la main d'œuvre. Ensuite, on indique traditionnellement que la productivité féminine est inférieure à celle de la main d'œuvre masculine. Les sources d'amélioration de la qualité du facteur travail réside dans le capital humain via les capacités physiques et intellectuelles dont l'être humain est doté. Ce capital s'accroît grâce à la formation continue.

1.2.2. Le Facteur capital

La première référence concerne le capital technique ou le capital fixe au sens da la comptabilité nationale. Par définition, le capital technique est l'ensemble des moyens de production utilisés pour produire des biens et services. Il est constitué de la somme du capital fixe et de du capital circulant (stock de matières, etc....) et sa qualité peut se repérer d'abord à sa productivité. Cette dernière se calcule par le rapport entre la valeur ajouté (**VA**) produite et le stock de capital fixe nécessaire a cette production.

⁵ ROLAND Granier : « **Croissance et cycle économique** », paris, 1995, page 14

Pour ce calcul, on exclut généralement les moyens du capital fixe non productif (exemple :Bâtiments). On ne considère que les équipements en matériels supposés seuls productifs.

L'accumulation de ce capital dépend de l'investissement qui est, par définition, une dépense immédiate en vue de recettes futures ou d'économie de coût. Il existe deux types d'investissement : matériel et immatériel. L'investissement matériel correspond à la formation brute de capital fixe (FBCF).

1.2.3. Le Progrès technique

Le progrès technique a permis tout d'abord une amélioration des conditions de vie et une hausse de l'espérance de vie. Cette dernière est passée, dans les pays en développement, de 30 ans en 1900 à 65 ans en 1998. Grâce à la révolution verte, 75% du blé produit dans les pays en voie de développement l'est par l'utilisation de variétés de blé à haut rendement, qui ont permis une hausse de la production de céréales par habitant. Cette production a augmenté de 49% entre 1960 et 2000. Selon le Programme des Nations Unies pour le développement de 1997, la pauvreté a plus diminué au cours du dernier demi siècle que dans les cinq cent ans qui ont précédé.

Le progrès technique permet également une augmentation du niveau de vie économique et social global, une amélioration de la santé, une diminution de la pénibilité du travail, etc. Au cours de l'histoire, le progrès technique, en permettant une productivité plus élevée, a permis des salaires plus élevés en ville que dans les campagnes.

A long terme le progrès est généralement associé à une prospérité économique et à une augmentation de l'emploi, par le biais d'une innovation permanente. Cet effet de modification d'emplois est développé par Joseph Schumpeter dans *Capitalisme, socialisme et démocratie* en 1942 sous le nom de « Destruction créatrice ». Alfred Sauvy a développé des thèses proches dans *La Machine et le Chômage* en 1980. Ainsi, le continent africain est celui qui est le moins touché par le progrès technique, et il connaît des taux de chômage officiels et officieux très élevés. Jérémy Rifkin considérait cependant en 1995 dans la fin du travail que l'automatisation et l'informatisation entraîneraient la disparition du travail, thèse qui semble contredite par les évolutions du chômage depuis lors.

La question de la soutenabilité du développement économique est posée, dans le cadre d'un développement durable, en particulier par les mouvements écologistes, et de plus en plus par la société civile. Le progrès technique pourrait cependant être à même, s'il était correctement utilisé, de permettre une croissance propre et économe en ressources naturelles épuisables (amélioration de l'efficacité énergétique, utilisation d'énergie nucléaire sûre et non productrice de gaz à effet de serre, etc.). La possibilité pour le progrès technique de répondre lui-même aux maux qu'il engendre a été mise en question par Jacques Ellul, notamment dans *Le Système technicien*.

Le progrès technique est considéré, dans le modèle de Solow, comme l'élément qui permet d'améliorer la **productivité** pour une même valeur des facteurs de production capital et travail. Autrement dit, il s'agirait **d'accroître la production** notamment par une meilleure prise en compte des conditions environnementales. Il est à noter que la terre était la source de toute production pour les Physiocrates, un facteur de production parmi d'autres dans l'école classique, alors que l'école néoclassique, à laquelle se rattache le modèle de Solow, ne retenait plus que les facteurs de production capital et travail.

1.3. La notion de cycle de croissance et sa relation avec la crise économique actuelle ⁶

1.3.1. Définition et représentation graphique d'un cycle

Un cycle en économie est un concept qui définit les fluctuations de l'activité économique en les décomposant en une succession de phases clairement identifiables qui se répètent dans le temps de manière ordonnée.

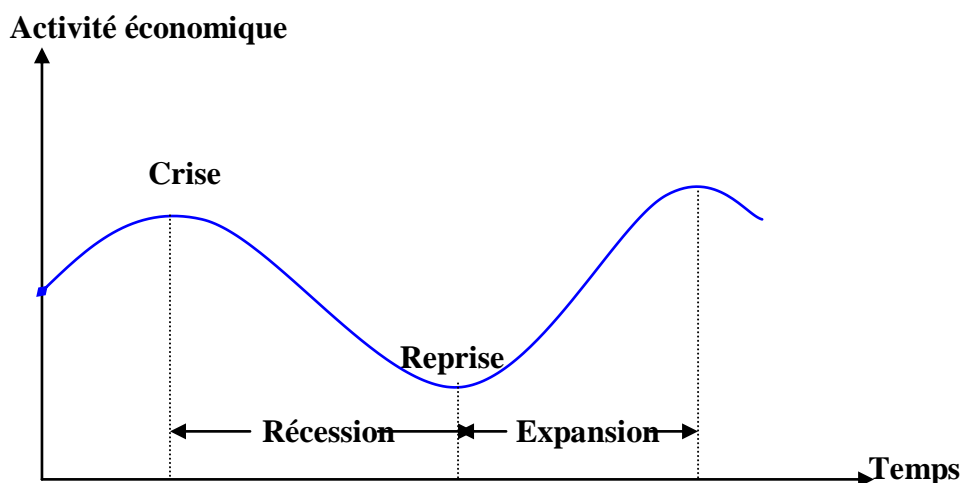
➤ Les différentes phases d'un cycle économique :

On peut distinguer quatre phases successives dans un cycle économique qui sont la phase d'expansion, la crise, la dépression (qui peut devenir une récession) et enfin la reprise qui débouche sur la phase d'expansion du cycle suivant.

- **L'expansion** : La phase d'expansion désigne la phase du cycle économique caractérisée par l'augmentation du volume de la production et de la demande sur une courte ou une moyenne période (le taux de croissance annuel du PIB est donc soutenu).
- **La crise** : le terme de crise désigne le moment bref de retournement de la conjoncture. Elle est représentée par le point de retournement qui marque le début de la phase de ralentissement de l'activité économique.
- **La dépression** : la dépression désigne la phase de ralentissement de l'activité économique. L'économie continue alors de croître mais dans de faibles proportions. Il arrive que dans certains cas, cette dépression se transforme temporairement en récession.
- **La récession** : Cette phase du cycle économique désigne une contraction de la production d'un pays pendant deux trimestres consécutifs. Le taux de croissance de l'activité économique est donc négatif.
- **La reprise** : La reprise désigne la phase du cycle économique qui se caractérise par un retour de l'économie à une phase d'expansion après une phase de récession. La reprise représente donc le point d'inflexion qui marque le retour d'une phase de croissance de l'activité économique soutenue

➤ Représentation graphique d'un cycle économique :

On peut alors schématiser un cycle en économie de la manière suivante :



⁶ ROLAND Granier : « Croissance et cycle économique », paris, 1995.page 43

1.3.2 Les différents cycles de croissance ⁷

➤ Le cycle court d'une dizaine d'années (Cycle Juglar)

La survenue régulière de crises générales tous les dix huit ans est un phénomène facilement observable depuis au moins 200 ans. Elles étaient déjà présentes bien avant mais le caractère presque totalement agricole des économies en rend l'explication différente. Pour l'après-guerre les grands creux sont aux États-Unis : 1952, 1958, 1972, 1982, 1992, 2001, 2008-2009.

À partir du début du XX^e siècle, la périodicité est ajustée avec celle de l'Europe. En général la crise commence aux États-Unis et se propage dans les 18 mois suivants à l'Europe.

On trouve des références innombrables au cycle dans les textes du XIX^e siècle. Dans le Manuel d'économie politique d'un certain Willard Philips, en 1828, on lit ce texte ; « Comme les affaires vont connaître flux et reflux, le plus rapidement une crise qui s'approche pourra être détectée, moindres seront les souffrances de la population ». Dans « le Manifeste Communiste de Marx et Engels, on évoque le retour périodique des crises commerciales qui met en cause à chaque fois de façon plus menaçante l'ensemble de la société bourgeoise ». John Stuart Mill dans ses *Principes d'économie politique* de 1848 parle aussi des « crises commerciales » et leur caractère « presque périodique ».

La première analyse systématique de cycle court a été proposée par Clément Juglar, répondant à une question mise au concours public par l'Académie des Sciences morales et politiques. Son livre, les crises commerciales et leur retour périodique en France, en Angleterre et aux États-Unis (1862) fait époque. Il a étudié en détail les premières crises du XIX^e siècle. Exploitant les courbes des prix et l'évolution du crédit, Clément Juglar montre que la crise décennale est due principalement aux dérèglements périodiques du crédit.

Il met les banques au centre de l'explication des crises dites alors « commerciales ». Pour lui le rôle actif de la spéculation et du crédit tend les ressorts économiques à l'extrême. La période d'euphorie finale provoque des anticipations excessives qui ne trouvent pas de réalité. Le renversement commence. Le crédit s'arrête. L'investissement également. Les entreprises se retrouvent avec des capitaux sans rentabilité et des excès de stocks. La production ralentit. Le chômage augmente. Les prix baissent entraînant des anticipations négatives qui aggravent la crise. Certaines banques trop engagées font faillite. Puis la situation est assainie. La reprise se produit progressivement. L'optimisme revient et l'investissement reprend puis s'accélère.

L'analyse de Clément Juglar se fait dans un contexte de grande flexibilité des prix et dans un cadre monétaire d'étalon bi-métallique or et argent. Son principal indicateur sera évidemment la courbe des prix et celle des taux d'intérêt. Il applique une grande rigueur formelle à ses analyses et pense pouvoir prévoir les crises de façon presque certaine.

➤ Les cycles longs (ou de Kondratieff)

Nikolai Kondratieff est un des premiers économistes à montrer l'existence de cycles longs de 50 ans, et Joseph Schumpeter développe la première théorie de la croissance sur une longue période. IL considère que l'innovation portée par les entrepreneurs constitue la force motrice de

⁷ E. Malinvaud : « **théorie Macroéconomique : comportement et croissance** », Edition N°01, 1981.

la croissance. IL étudie en particulier le rôle de l'entrepreneur dans Théorie de l'évolution économique en 1913.

L'existence de périodes de crises économiques plus dures et plus longues que d'autres a stimulé la recherche d'un possible cycle long de l'économie, c'est à dire de mécanismes répétitifs reproduisant les mêmes effets. Comme pour les crises périodiques de 7-10 ans, ce n'est pas tant le fait qu'il y ait des récessions qui est contesté mais leur caractère réellement cyclique qui pourrait permettre via des dispositifs statistiques avancés d'en prévoir la survenue. Le problème est compliqué par le fait qu'un cycle de 40-60 ans offre historiquement moins de séquences à observer et que la transformation des économies rend précaires la comparabilité des artefacts. La tentation est de s'attaquer aux chiffres qu'on connaît bien et de leur donner une importance phénoménologique peut être excessif. Ce fut par exemple le cas des prix dont l'évolution est bien connue depuis longtemps, pour Juglar. Ce sera également le cas pour le statisticien Kondratieff. Ce dernier aura un destin tragique : il sera fusillé par ordre de Staline pour avoir laissé croire que la crise du capitalisme n'était pas « finale » et qu'après la crise pouvait naître une nouvelle période de prospérité. La postérité des travaux de Kondratieff sera également difficile. Tous ceux qui ont cherché à prévoir l'avenir avec des modèles dérivés de ses idées se casseront les dents sur la réalité. On retrouve l'échec statistique de Clément Juglar.

L'intérêt pour les forces à long terme déterminant la prospérité, dans la foulée de Schumpeter, qui s'était développé dans les années soixante (institut Rand aux États-Unis, Futuribles en France) s'est aussi beaucoup émoussé dans l'esprit « court-termiste » qui s'est emparé des économies à partir de 1971 et de l'instauration des changes flottants. Il est vrai que la durée de vie d'un produit est de quelques années seulement et que l'accélération des technologies rend la prévision à moyen et long terme particulièrement difficile et spéculative. La mondialisation rend le champ statistique également beaucoup plus complexe.

1.3.3. Crise économique actuelle et ses conséquences sur l'économie mondiale :

La crise économique de 2008-2009 est celle qui a secoué l'économie mondiale dès 2008.

En 2008-2009, la plupart des pays industrialisés sont entrés en récession suite à une crise financière qui a son origine dans des prêts imprudents à l'habitat aux États-Unis. La crise des subprimes en 2007 a provoqué des pertes importantes qui ont conduit à de très fortes tensions sur le marché interbancaire. La situation financière déjà délicate a été rendue encore plus périlleuse pour une forte augmentation des prix du pétrole et des produits agricoles. La montée exorbitante des prix des actifs et celle associée de la demande sont considérés comme une conséquence d'une période de crédit facile, de régulations et de supervisions inadéquates ou d'inégalités croissantes. Avec la baisse des actions et des prix des maisons, de très grandes banques aussi bien aux États-Unis qu'en Europe ont du faire face à des grosses pertes. Devant les menaces de faillite et de crise bancaire systémique, les États leur ont accordé des aides massives. Malgré tout, il en a résulté une récession mondiale qui a conduit à un ralentissement du commerce international, à une hausse du chômage et à une baisse des prix des produits de base. Les États-Unis sont entrés en récession dès décembre 2007 plusieurs pays européens suivent au cours de l'année 2008 ainsi que la zone euro dans son ensemble (la France n'entre comptablement en récession qu'en 2009). Cette crise est considérée parfois comme la pire depuis la grande dépression.

La crise économique de 2008-2009 ne trouve son origine ni dans la dette publique ni dans l'inflation mais dans une crise financière liée aux dysfonctionnements des marchés financiers. Thierry de Montbrial estime que « L'illusion du marché parfait était d'une naïveté extrême » et « l'illusion a été entretenue par la révolution des technologies de l'information qui, appliquée à la sphère financière, a entraîné une mutation complète du système ». En terme keynésien on pourrait dire aussi, que cette illusion s'est accompagnée du non prise en compte des "esprits animaux" des acteurs et d'un manque de réflexion sur la manière de les canaliser. D'où actuellement une réflexion engagée sur la taille des banques et sur les moyens d'éviter à ce qu'elles récupèrent les bénéfices et fassent supporter les pertes par les contribuables et par l'ensemble du tissu économique. Mais au delà se pose aussi le problème de l'outil mathématique qui a servi en partie à justifier la financiarisation de l'économie.

Dans un livre intitulé le Virus B "crise financière et mathématiques, les auteurs Christian Walter et Michel de Pracointal, situent le début du problème au mouvement brownien c'est-à-dire au fait qu'il est possible de trouver des règles régissant les déplacements de particules de pollen. Dans ce cas, « les universitaires évoquent alors un « hasard sage », sans aspérité, et en opposition au « hasard sauvage » qui comme son nom l'indique est beaucoup plus insaisissable ». Le problème est de savoir si les marchés financiers peuvent être qualifiés de browniens c'est-à-dire suivant un « hasard sage » ou non.

Pour l'essentiel des financiers la réponse est oui, d'où l'application d'un certain type de mathématiques financières et l'adoption à partir de 1993 à l'initiative de la banque JP Morgan de la VaR (Value at Risk) pour mesurer les risques financiers qui reposent sur des probabilité respectant la loi normale. Quoiqu'il en soit cet instrument a favorisé l'innovation et a permis aux banques d'« échapper le plus possible à toute forme de régulation contraignante » et de « pouvoir profiter à plein de la période d'euphorie financières des quinze dernières années ».

Pour d'autres la réponse est non. Dès 1973, partant d'une hypothèse de « hasard dur », Benoit Mandelbrot a développé la théorie des fractales qui pour l'heure a été mal acceptée par les praticiens des marchés financiers. Pourtant, de nos jours la théorie du « hasard sage » en finance est de plus en plus remise en question. D'une part, à plusieurs reprises on s'est aperçu que les séries financières ne suivaient pas forcément des lois normales. C'est ainsi que David Viniar à l'époque directeur financier de Goldman Sachs a vu au moment de la crise de 2007-2008 des « choses qui étaient à 25 écart types, pendant plusieurs jours » ce qui a « la même probabilité que de gagner 20 fois de suite au Loto ». Pkus généralement s'ose le problème de la limite des mathématiques en économie. Pour Jon Danielsson de la London School of Economics la « finance n'est pas la physique; elle est plus complexe ».

➤ **Les conséquences**

Aux États-Unis, le National Bureau of Economic Research (NBER) a publié en décembre 2008 une analyse estimant que les États-Unis sont en récession depuis décembre 2007, mettant fin à un cycle de croissance de 73 mois commencé en novembre 2001. Pour dater le début de la récession, le NBER se base sur « des facteurs autres que les mouvements ambigus de la mesure trimestrielle du produit national sur le plan de la production ». Il utilise pour définition d'une récession le « déclin significatif et durable (plusieurs mois) de l'activité économique qui se diffuse dans toute l'économie et qui est usuellement perceptible à travers notamment les indicateurs de production, d'emploi, de revenu etc. ». Aux États-Unis les crises les plus importantes de l'après-guerre (1974 et 1981) ont duré environ seize mois. James Mirrlees, « prix Nobel » d'économie 1996, envisage une récession de trois ou quatre ans.

En novembre 2008, l'OCDE a publié des estimations et prévisions selon lesquelles plusieurs pays membres (entre autres la Zone euro, les États-Unis et le Japon) auraient une croissance négative en 2009 et connaîtraient une montée du chômage, le nombre de chômeurs dans l'ensemble des pays de l'OCDE passant de 34 millions à l'automne 2008 à 42 millions en 2010. En moyenne sur les pays de l'OCDE, le PIB diminuerait de 0,4 % en 2009 et croîtrait de 1,5 % en 2010. Le creux économique serait atteint mi-2009.

Cette crise a également montré l'absence de découplage entre les cycles économiques et financiers des pays développés et ceux du reste de la planète. En effet le ralentissement en Europe et aux États-Unis se transmet aux autres par le biais d'importations moindres et de réduction des flux d'investissements. Par ailleurs la crise économique a entraîné une baisse des cours des matières premières (pétrole etc.) qui affecte notamment l'Argentine, une partie des pays d'Afrique et la Russie. Enfin, ces pays sont également directement affectés par la crise financière d'une part parce qu'ils subissent les effets du resserrement du crédit, par les problèmes que connaissent leur système bancaire et par le fait que de nombreux pays qui ne disposent pas d'une monnaie considérée comme « sure » voient la crise financière se doubler d'une crise monétaire d'autant qu'ils ont parfois empruntés en devises étrangères. C'est notamment le cas de l'Islande et de l'Ukraine, qui étaient fortement endettés à l'international en monnaie étrangère, ce qui les a rendu vulnérables à une dépréciation de leur propre monnaie.

2. Les fondements théoriques de la croissance économique.⁸

2.1 Les théories de la croissance limitée.

Selon David Ricardo la croissance se heurté à l'avarice de la nature (rendement décroissant de la terre)et son origine c'est le réinvestissement productif du surplus car l'augmentation nécessite une augmentation de la production mais sa dépend de la terre (nouvelles terre mises en culture sont soumise au rendement décroissant ;et d'après Marx l'origine de cette croissance dépend de l'accumulation du capital car dans le monde capitaliste la quête incessante des profits a pour conséquence la substitution du capital au travail car quand le chômage se multiplie et les salaires baissent ce qui diminue la consommation ouvrière et ouvre une crise de débouchés. Alors la baisse tendancielle du taux de profit réduit progressivement l'accumulation du capital et donc la croissance ;et R.Malthus revient de la même idée de Ricardo mais pour lui la croissance de la terre à des substances augmentent à un rythme arithmétique tandis que la croissance de la population est géométrique cela entraîne de grave crises de famine qui rétablissent à court terme le rapport entre la population et les subsistances avant que l'écart entre les deux taux de croissance ne provoquent de nouvelles crises.

D'après le modèls du club de Rome historiquement la croissance se maintient, certes de manières chaotiques. Selon les modèles club de Rome l'origine de la croissance c'est les ressources naturelles et d'après le rapport de Meadows en 1972 annonçait la fin de la croissance économique à cause de la croissance exponentielle de la population, de la consommation trop importante d'énergie et de la population.

2.2. Les théories de la croissance illimitée

2.2.1. Les théories de la croissance illimitée instable

La croissance est illimitée mais instable pour les post keynésiens (Domar et Harrod)

⁸ F. Perroux : « **Les Théorie de la Croissance** », Edition N°à 02, paris, 1999, Page 134\230

La croissance peut-elle être équilibrée ?

Domar cherche à mettre en évidence les conditions pour obtenir une croissance équilibrée.

Domar voit dans l'investissement (I) un double effet :

- L'investissement est un élément de la demande effective. Elle provoque un effet multiplicateur sur la demande (effet revenu).
- L'investissement est une offre, à long terme, car elle permet d'augmenter la capacité de production et donc le volume de l'offre (effet de capacité). Les capacités de production sont accrues de façon proportionnelle au niveau de l'investissement si l'on suppose le coefficient de capital ($v = K/Y$) constant, c'est-à-dire que les facteurs de production ne sont pas substituables. Alors Domar voit que la croissance pour qu'elle soit équilibrée il faut l'investissement, et par conséquent le capital et la production, augmentent à un taux constant égal à s/v . D'après Harrod La croissance est donc foncièrement instable et peut s'accompagner d'un chômage de masse. Le déséquilibre est la règle et l'équilibre l'exception. Selon Harrod Croissance et plein emploi c'est-à-dire Pour que la croissance soit équilibrée et sans chômage, il faut que le taux de croissance naturel (g_n , c'est à dire le taux de croissance de la population active) soit égal au taux de croissance garanti (g_w) : $g_n = g_w = s/v$

2.2.2. Les théories de la croissance illimitée stable

Le néo-cambridgien Kaldor atténue le pessimisme du modèle Harrod Domar en faisant de l'épargne une variable endogène d'ajustement.

Pour Kaldor, le taux d'épargne d'un pays est une fonction croissante de la part des profits dans le produit national car la propension à épargner des capitalistes est supérieure à celle des salariés. Le taux de croissance garanti (s/v) devient aussi une fonction croissante du taux de profit. Cette modification de la propension à épargner assure la stabilité de l'égalité fondamentale $s/v = g_w = g_n$, donc l'équilibre de la croissance, car :

- Si $s/v > g_n$, c'est à dire si le taux de croissance garanti est supérieur au taux de croissance naturel, il y a pénurie de main d'oeuvre. Donc le salaire augmente, la part des profits diminue, la propension à épargner baisse, alors le taux de croissance garanti est ralenti : la stabilité de la croissance est assurée.
- Inversement, si $s/v < g_n$, c'est à dire si le taux de croissance garanti est inférieur au taux de croissance naturel, le chômage se développe. Donc le salaire diminue, la part des profits augmente, la propension à épargner s'accroît, alors le taux de croissance garanti s'accélère : la stabilité de la croissance est assurée.

➤ Les variations du coefficient de capital permettent la stabilité de la croissance (Solow, 1956)

Solow a essayé d'effectuer une synthèse entre l'approche keynésienne et la théorie néoclassique, ce qui explique que son point de départ corresponde aux conclusions de Harrod et Domar. Solow admet toutes les hypothèses des deux économistes sauf celle des proportions fixes de capital et de travail.

Le modèle de synthèse de Solow repose aussi sur des hypothèses néoclassiques :

- La fonction de production comprend deux facteurs : K et L
- Les facteurs de productions sont substituables donc le coefficient de capital est variable.
- La productivité marginale du capital est décroissante
- Toute l'épargne est investie

Ce sont les mécanismes autorégulateurs du marché qui jouent un rôle central dans la stabilité de la croissance :

- Si $s/v > gn$, c'est à dire si la croissance économique est supérieure à la croissance démographique, il y a pénurie de main d'oeuvre, donc hausse des salaires. Les entrepreneurs substituent alors du capital au travail. Le coefficient de capital, $v = K/Y$, augmente, ce qui diminue le rapport s/v , lequel tend vers n .
- Si $s/v < gn$, c'est à dire si la croissance économique est inférieure à la croissance démographique, il y a du chômage, donc baisse des salaires. Les entrepreneurs substituent alors du travail au capital. Le coefficient de capital, $v = K/Y$, diminue, ce qui augmente le rapport s/v , lequel tend vers n .

La croissance est illimitée à condition que la population augmente et qu'il y ait des progrès techniques. Sinon, elle s'arrête. La croissance est donc liée à des facteurs exogènes à savoir les progrès techniques essentiellement et la croissance de la population à long terme. Par conséquent les comportements économiques des agents, les modifications du taux d'épargne qui constituent le mécanisme d'ajustement pour Kaldor, n'influent pas à long terme sur le taux de croissance économique dans le modèle de Solow.

Ce modèle comparé à celui de Harrod et Domar permet d'apprécier le rôle fondamental des hypothèses retenues et l'importance du choix de la fonction de production.

2.3. Les théories de la croissance endogène (Romer, Lucas, Barro, Greenwood, Jovanovic)

Les nouvelles théories de la croissance sont nombreuses, mais on retiendra seulement celles de la croissance endogène.

- Elles trouvent leur origine dans les critiques de la théorie de Solow. La critique essentielle concerne le progrès technique : ce n'est pas un facteur de croissance exogène mais endogène car il est le fruit des investissements des agents.
- Puisque les facteurs de croissance sont endogènes, l'Etat peut jouer un rôle dans le processus de croissance en incitant les agents à investir davantage dans le progrès technique. Cette théorie réhabilite le rôle structurel de l'Etat, ses dépenses publiques à long terme dans une vision néoclassique
- Contrairement à Solow, la théorie de la croissance endogène suppose que la productivité marginale du capital ne décroît pas.
- Les facteurs de la croissance sont l'accumulation de capital physique (Romer), la recherche-développement (Romer), l'accumulation de capital humain (Lucas), les infrastructures publiques (Barro).

Les difficultés à expliquer la totalité de la croissance par des mesures quantitatives (combinaison capital-travail) permettent de comprendre pourquoi certains économistes, parmi lesquels Rostow Les étapes de la croissance économiques (1962), soulignent les facteurs politiques, sociaux et institutionnels de la croissance

Section 3 : Le lien entre finance - croissance économique :⁹

Sur le plan théorique, d'après les expériences réalisées qu'une amélioration exogène des institutions financières peuvent augmenter la croissance. De même en a vu dans ses expériences

⁹ BEN SALHA Oussama : « **Libéralisation Financière et Croissance Economique : une investigation empirique en données de panel** », thèse de magister, octobre 2006.

que le développement des marchés financiers peut être conçu comme endogène dans la mesure où c'est la croissance économique qui permet le développement financier.

1. Sens de causalité finance —→ Croissance économique.

Sur le plan empirique, King et Levine (1993) et d'autres par la suite, ont montré l'influence positive du perfectionnement des marchés financiers sur le taux de croissance future de l'économie. Dans ses études, une difficulté concerne la mesure du développement financier est mesuré en général par le passif exigible du système financier en pourcentage du PIB ou par la proportion du crédit distribués en pourcentage du PIB. L'efficacité du système est mesurée par la proportion du crédit distribué par les banques privées au secteur privé.

Jung (1986) trouve que ce sens de causalité (finance —→ croissance) ne s'exerce que dans les premières étapes du développement, puis, qu'il s'inverse avec la maturité de l'économie.

Laroche et Alii (1995) trouvent pour certains pays une causalité (finance —→ croissance) et, une causalité (croissance —→ finance) pour d'autres. Ils ne trouvent aucun effet des variables financières sur la croissance dans des équations de convergence à la Barro.

Le sens de causalité semble donc difficile à établir, et c'est peut être l'existence même d'un lien quantitatif continu entre croissance et finance qui peut être remis en cause.

2. Sens de causalité croissance économique —→ Finance

Le développement du secteur financier ne sera jamais un moteur de la croissance au même titre que le progrès technique. L'intermédiation financière rend l'accumulation du capital plus efficiente. Mais supprimer les inefficiences peut impliquer un effet niveau et un effet de croissance transitoire mais certainement pas d'effet sur le taux de croissance de long terme.

Les études empiriques semblent plutôt conclure à un effet positif de la libéralisation financière sur le décollage des économies sous développées. Une fois le décollage réalisé, la relation empirique semble plus floue. Cela suggère que l'effet du développement financier sur la croissance soit principalement un effet qualitatif de seuil. Le lien empirique sur coupe transversale a alors lieu, comme le suggèrent Berthélemy et Varoudakis (1998). La relation linéaire estimée ne serait alors qu'une illusion statistique. Il semble donc que l'enseignement principal de cette littérature est qu'elle montre qu'il existe un double lien causal (croissance finance) qui implique une trappe de pauvreté. Quand la croissance est trop faible pour permettre la libéralisation financière, la non libéralisation empêche la croissance.

CHAPITRE II :
*L'évolution du système financière Algérien
et son implication sur l'économie*

Depuis l'indépendance politique en 1962, l'Algérie a connu différentes étapes d'organisation de son économie nationale, dont la plus importante est celle de la réforme bancaire.

Le système bancaire algérien avait un rôle passif dans l'intermédiation financière. Il fonctionnait en tant qu'instrument privilégié au service d'une économie dirigée et obéissait à des procédures administratives en dehors de toute logique commerciale et de tout critère de rentabilité ou d'efficacité économique.

Avec la transition de l'économie algérienne vers l'économie de marché, la nécessité de réformer les structures financières de l'économie s'est donc imposée. L'économie de marché suppose la régulation des banques par les lois du marché ainsi que l'introduction de nouvelles techniques managériales. C'est ce que est fait en 1990 avec la promulgation de la loi sur la monnaie et le crédit.

Section 1 : Evolution du système bancaire Algérien

Le Système bancaire et financier algérien a connu une évolution remarquable. En effet ce système est passé par deux phases très importantes : ¹⁰

1. le système était considéré comme véritablement national, mais fermée sur lui-même sous le régime de l'économie dirigée,
2. le système cherche à s'ouvrir à nouveau vers l'extérieur avec le risque d'une certaine dépendance vis-à-vis des institutions extérieures.

Ainsi avec la transition de l'Algérie vers une économie de marché, le fonctionnement du secteur financier s'est radicalement transformé ces dernières années. En effet, l'Algérie est passé d'un système monobanque, où l'économie était financée directement par le trésor qui distribue le crédit par l'intermédiation des banques commerciales d'Etat à des entreprises publiques inefficaces et déficitaires, à un système financier moderne basé sur le jeu du marché.

1. Situation du système Bancaire Algérien avant les réformes

Avant la mise en œuvre du processus de réforme, le secteur bancaire a d'abord hérité des institutions et structures existantes dès l'indépendance de l'Algérie.

Au début des années 70, les modes d'organisation et de fonctionnement du système bancaire national ont été marqués par les options politiques et les choix idéologiques qui se sont caractérisés par les nationalisations, la prédominance du secteur public et les plans d'investissement multisectoriels centralisés. Avant cette date, le trésor fut obligé d'intervenir pour financer les investissements publics, impliquant souvent des avances de la banque centrale d'Algérie en accordant notamment des crédits au secteur agricole autogéré. La Banque Nationale d'Algérie, le Crédit Populaire d'Algérie et la Banque Extérieure d'Algérie, créées par rachat des banques étrangères implantées dans le pays, étaient chargées de collecter des dépôts et de dispenser des crédits à court terme à l'économie nationale. Une certaine spécialisation sectorielle non exclusive caractérisait l'activité de ces banques.

Les entreprises étaient financées sur la base de critères répondant à une logique autre que celle liée à l'efficacité et à la rentabilité. Cette démarche de financement a engendré des dysfonctionnements du système financier. En raison de forts déficits engendrés par les entreprises publiques, déstructurées dès le départ, la poursuite du financement a nécessité un recours de plus en plus marqué aux avances de BCA et à l'endettement extérieur.

En vérité, il n'y avait aucun contrôle réel sur l'utilisation des crédits alloués à ces entreprises, ni aucun suivi de l'avancement des projets, ni de la part du trésor ni de la part des

¹⁰ A. Naas : « **Le système Bancaire Algérienne** », Edition INAS, 2003, Page 21

structures de planification. Ceci a rendu nécessaire une réforme radicale en 1970. Cette réforme poursuivait un triple objectif :

- généralisation du crédit,
- décentralisation du financement des investissements,
- centralisation des ressources.

La mise en œuvre de cette réforme a eu de graves conséquences. Elle avait entraîné la suppression de l'autonomie financière des entreprises et avait généré une lourdeur administrative. En 1973, le principe de l'autofinancement fut réhabilité mais limité aux seuls investissements de renouvellement. Ce principe a été repris dans les lois de finance de 1974 et de 1975.

Pour permettre aux banques d'intervenir, un système de réescompte d'effets commerciaux à court et moyen terme a été instauré. Ainsi, pour se refinancer, elles pouvaient recourir, outre que le marché monétaire et les emprunts extérieurs, au système de réescompte auprès de la Banque Centrale d'Algérie, BCA, (moins d'un an) ou bien auprès de la Banque Algérienne de Développement, BAD, (de 1 à 5 ans).

Ce schéma d'organisation du système bancaire a duré jusqu'au début des années quatre vingt. En effet, en 1982, une autre réforme fut proposée et engagée. Dans le cadre de la réorganisation de l'économie, le système bancaire est restructuré, à l'instar des autres secteurs d'activité. Deux nouvelles banques sont créées :

- La Banque de l'Agriculture et du Développement Rural (BADR) en Mars 1982.
- La Banque de Développement Local (BDL) en avril 1985.

La BADR est chargée du financement de l'ensemble du secteur agricole tandis que la BDL assure le financement des entreprises publiques locales et des opérations d'investissements productifs planifiés et initiés par les collectivités locales. Elles effectuent également, à titre exclusif, les opérations de prêts sur gages.

En 1986, une deuxième réforme financière commence. L'objectif de cette réforme est de réhabiliter dans son métier original : l'intermédiation bancaire. Dans cet ordre d'idées, plusieurs lois ont été votées. En vérité, une de ces lois a marqué le système bancaire et la politique monétaire. Il s'agit de la loi 90-10 sur la monnaie et le crédit. C'est ce texte qui a été le prélude aux premières mesures de libéralisation financière. Ces mesures seront détaillées dans ce qui suit.

2-Les réformes monétaires et financières du système bancaire Algérien visant la transition vers l'économie du marché.

A partir de 1990, le système bancaire et financier entre dans une phase de profonde refonte et connaît d'importants changements d'ordre institutionnel et organique.

2-1 : La promulgation de la loi sur la monnaie et le crédit

2-1-1 : La loi sur la monnaie et le crédit N° 90-10 du 14/04/1990

La promulgation de la loi sur la monnaie et le crédit N° 90-10 du 14/04/1990 constitue la pièce charnière pour toutes les réformes. Elle a nécessité pour son application l'assainissement des comptes. Elle vise à éliminer définitivement les sources d'endettement et d'inflation en cassant les liens institutionnels, les formes instrumentales et les modalités opératoires qui les ont engendrées. Cette loi consiste à faire progresser les méthodes de travail du système

bancaire et d'ouvrir le champ au capital privé national ou étranger pour s'y impliquer sous forme de détention de la propriété entière du capital de banque privée ou sous la forme mixte de partenariat.

En effet, nous pouvons résumer les grands objectifs de cette loi comme suit :¹¹

- Mettre un terme définitif à toute ingérence administrative.
- Rétablir la valeur du dinar Algérien.
- Réhabiliter le rôle de Banque Centrale d'Algérie dans la gestion de la monnaie et du crédit.
- Aboutir à une meilleur bancarisation de la monnaie.
- Encourager les investissements extérieurs utiles.
- Assainir la situation financière des entreprises du secteur public.
- Despécialiser les banques et clarifier les missions dévolues aux banques et aux établissements financiers.
- Diversifier les sources de financements des agents économiques notamment les entreprises par la création d'un marché financier.

La loi 90-10 est basée sur un principe essentiellement porteur d'efficacité et de progrès, le principe d'universalité. Elle est censée permettre à tout établissement de crédit et à toute banque de travailler en concurrence avec les autres sans cloisonnement. Le principe d'universalité n'a pas été réellement traduit dans les faits surtout que le système bancaire Algérien est composé d'un nombre restreint de banques. De plus, le secteur bancaire continue encore à se caractériser par des insuffisances liées à l'environnement économique, social, culturel et juridique. Pour cela cette loi a été promulguée en 2003.

2-1-2 : La loi sur la monnaie et le crédit N° 03-11 du 26/08/2003¹²

Pour pallier aux insuffisances de régulation du secteur bancaire, une nouvelle ordonnance relative à la monnaie et au crédit a été promulguée en Août 2003.

Les points remarquables de cette nouvelle ordonnance concernent spécialement:

- L'exercice de l'activité bancaire : les activités bancaires ne peuvent être exercées que par deux catégories d'établissement : les banques et les établissements financiers. Ces deux catégories juridiques que sont la banque universelle et l'établissement financier spécialisé, constituent en fait les supports les plus appropriés pour le développement de toute l'intermédiation bancaire en raison de la variation universelle reconnue pour la première et le caractère spécialisé pour la seconde. Seules les banques sont habilitées à effectuer à titre de profession habituelle toutes les opérations de banques telles que la réception de fonds du public, les opérations de crédit ainsi que la mise à disposition de la clientèle des moyens de paiement et la gestion de ceux-ci. Les établissements financiers peuvent effectuer toutes les autres opérations à l'exception des opérations de banque. Les banques et l'établissement financier peuvent effectuer toutes les opérations connexes, tous services destinés à faciliter la création et le développement d'entreprises ou d'équipements en respectant les dispositions légales en la matière.
- Centrale de risque : La banque d'Algérie organise et gère un service de centralisation des risques, chargé de recueillir auprès de chaque banque et chaque établissement financier le nom des bénéficiaires des crédits, la nature et le plafond de crédit accordés, le montant des utilisations ainsi que les garanties prises pour chaque crédit. La banque d'Algérie communique à chaque banque et établissement financier, sur demande, les données recueillies concernant la clientèle de l'entreprise. Lorsque la situation d'une banque ou d'un établissement financier se dégrade, le gouverneur invite les principaux

¹¹ AMMOUR Benhalima : « **Le système Bancaire Algérien** », Edition Dahabieh, 1996, Page 45

¹² Le même référence précédent, Page 54

actionnaires de cette banque ou établissement financier à lui fournir le soutien qui lui est nécessaire en ressources financières. Le gouverneur peut aussi organiser le concours de l'ensemble des banques et établissements financiers pour prendre les mesures nécessaires à la protection des intérêts des déposants et des tiers, au bon fonctionnement du système bancaire ainsi que la préservation du renom de la place.

- Respect des normes de gestion : L'ordonnance sur la monnaie et le crédit, tout comme l'ancienne loi, reconnaît aux banques et aux établissements financiers le statut d'entreprise avec toutes les conséquences que cela comporte au plan de rentabilité et de la performance. Les normes prudentielles obligent dorénavant les banques à mesurer les risques qu'elles prennent dans le cadre de l'activité, quantitativement et qualitativement. Le rédacteur de l'ordonnance sur la monnaie et le crédit considère à juste titre que les mutations en profondeur qui sont opérées n'auront guère d'effet si le contrôle prudentiel permet que la solvabilité du système soit à nouveau compromise. C'est pourquoi le non respect des normes de gestion est sanctionné pénalement. Le provisionnement des créances compromises, les limites à la concentration des crédits et les garanties sont autant de mesures qui doivent normalement à travers une supervision renforcée contribuer à sécuriser et à assurer un bon fonctionnement des banques et des établissements financiers.

2-2 : La situation actuelle du système bancaire et financier

Les banques Algériennes se trouvent aujourd'hui encore en phase d'adaptation de leurs structures et de leur fonctionnement par suite des transformations économiques et institutionnelles engagées. En effet tout le système a subi les conséquences des hésitations des pouvoirs publics. Indéniablement il a été la cause de nombreux dysfonctionnements dans des autres secteurs d'activités.

Actuellement, il est difficile pour une entreprise d'accéder au financement bancaire pour diverses raisons dont :

- les conditions draconiennes d'accès au crédit imposées par les banques ;
- la faible importance accordée à la relance comme stratégie globale ;
- le retard accusé par le système judiciaire dans le traitement des questions relatives à la finance et le manque de confiance engendré par le manque de crédibilité de l'Etat propriétaire des banques.

Les banques demeurent réticentes à prendre des risques et freinent les initiatives des entreprises notamment celle du secteur privé. Ce dernier, même s'il prétend jouer un rôle actif dans l'économie du pays, reste marginalisé par les banques par rapport au secteur public. En effet, on estime que 55% du crédit bancaire est destiné au secteur public alors que la contribution de celui-ci à la production nationale est seulement de l'ordre de 13%. Les banques, malgré leurs excédents de liquidité, continuent de poser des conditions draconiennes pour les demandeurs de crédit. Cependant, même si les réformes n'ont pas encore atteint leur objectifs, elles ont eu pour effets :

- l'amélioration de la gestion des entreprises publiques nationales ou locales ;
- l'émergence d'un secteur privé national qui respecte les règles de gestion et de rentabilité pour son financement.

La création des banques privées a favorisé un certain engouement auprès des opérateurs du secteur économique et des particuliers. La création de la bourse des valeurs mobilières et la création de nouveaux produits financiers avaient comme but de pallier à la disparition des entreprises publiques consommatrices de crédit. Ainsi, des produits de remplacement ont été créés ou généralisés (crédit à la consommation, crédit à la construction, crédit à l'achat de véhicules¹³, crédit à l'achat de l'électroménager, etc...).

Il faut aussi signaler la création d'autres structures qui permettent de pallier à la déspecialisation des banques, comme par exemples :

- la société de Refinancement Hypothécaire (SRH) ;
- la société de Garantie de crédit (SGC) ;
- l'agence du Développement du Logement (ADL) ;
- la caisse Nationale du Logement (CNL).

Malgré ces créations, le secteur public bancaire reste dominant, dans la mesure où en 2003, il assure 93% du financement de l'économie avec 100% du financement des EPF. Le secteur privé, quant à lui, ne représente que 5,6% du marché en 2003. Durant cette année les banques privées n'ont collecté que 137 milliards de dinars, soit une baisse de 48% par rapport à 2002.

La surliquidité (excédent de ressources) actuelle des banques est de nature à faciliter la relance économique et la réforme bancaire, notamment par l'acquisition de nouvelles technologies en la matière. La surliquidité provient de deux éléments au moins :

- le retour à l'orthodoxie dans la gestion des banques ;
- la faiblesse de l'investissement plus un système bancaire des plus restrictifs ;
- le remboursement par le trésor public de toutes les dettes détenues par la banque sur les entreprises publiques économiques.

Section 2 : Evaluation de la situation du système bancaire et Financier après la mise en place des réformes de 1990

1. Evaluation de la masse monétaire

L'objectif affiché lors de l'application des réformes du secteur financier est la stabilité monétaire

1.1. Évolution de la masse monétaire et la disponibilité de liquidité

Le tableau ci-dessous montre que, durant les premières années qui suivent les réformes monétaires (1992-1993), l'écart entre l'évolution de la masse monétaire et la disponibilité de liquidité n'est pas très important. Ceci prouve que durant ces années la masse monétaire a été accompagnée parallèlement par une augmentation de la disponibilité monétaire.

On y constate aussi un net retournement de tendance du taux d'accroissement de la masse monétaire durant l'année 1993. Ce taux est légèrement supérieur à 21% alors qu'il avait atteint 24,70 % en 1992.

Le taux d'accroissement monétaire a marqué un pic de 37,73 % en 2000 en raison de la baisse des prix du pétrole et ceci a détérioré la situation des finances publiques. Le financement du déficit du trésor s'est fait par :

- la monétisation des ressources du rééchelonnement auprès de la banque d'Algérie,
- la monétisation des ressources des emprunts sur le marché interbancaire, au moyen d'émission de bon de trésor, les banques publiques ayant été invitées à souscrire à ces émissions de titre de l'Etat.

Ces deux financements monétaires sont la principale source de création monétaire.

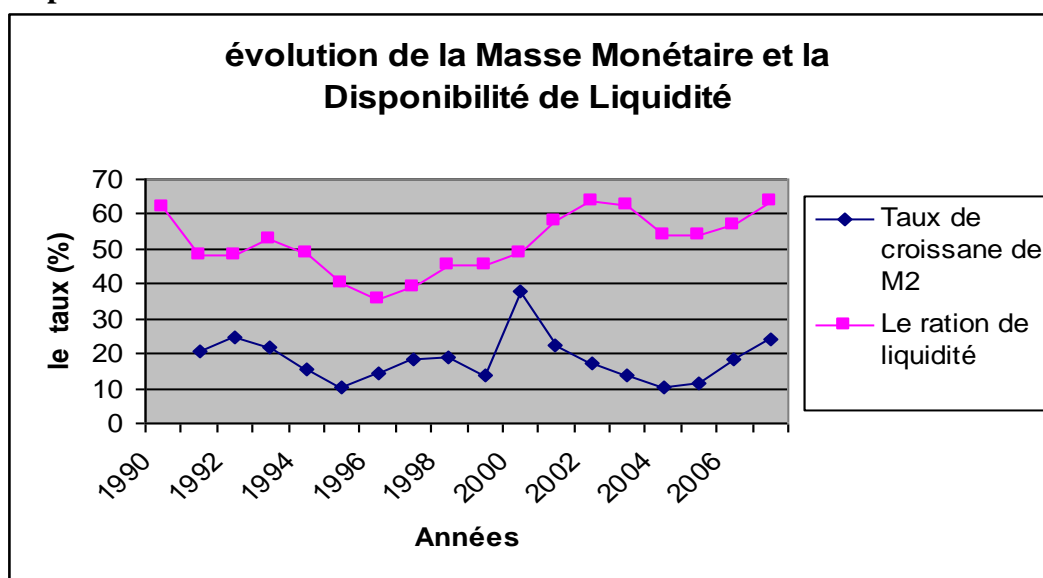
Tableau N° 01 : Évolution de la masse monétaire et la disponibilité de liquidité
Unité : milliards de dinars

Année	La Masse monétaire M2	Taux de croissance de M2 (%) (*)	Le ratio de liquidité (M2/PIB)
1990	343,01	-	61,87
1991	413,68	20,60	47,99
1992	515,9	24,70	48
1993	627,43	21,61	52,74
1994	723,51	15,31	48,64
1995	799,56	10,51	39,88
1996	915,06	14,44	35,61
1997	1081,52	18,19	38,9
1998	1287,87	19,07	45,5
1999	1468,36	14,01	45,34
2000	2022,5	37,73	49
2001	2473,5	22,29	58,05
2002	2901,5	17,30	63,82
2003	3299,5	13,71	62,68
2004	3644,4	10,45	54,18
2005	4070,4	11,68	53,95
2006	4827,6	18,60	57,04
2007	5994,6	24,17	63,96

Source : Ministère de finance

(*) = $[(M_i - M_{i-1})/M_{i-1}] * 100$; i : représente une année

Graphe N° : 01



Source : tableau N° 01

Après le cycle de baisses des taux d'expansion de monnaie enregistré entre 2001 et 2004 et le trend de rythmes haussiers en la matière en 2005-2007, la masse monétaire s'est accrue de 16,04 % en 2008. Ce taux est inférieur à ceux observés durant les années 2007 et 2006 qui étaient, respectivement, de 24,17 % et 18,6 %. Il est important de souligner que le taux de croissance monétaire de l'année 2007 (24,17 %) représente un "pic" pour les neuf dernières années.

La situation de liquidité dans l'économie est représentée de façon significative par le ratio de liquidité (M2/PIB) où l'Algérie est passée en quelques années d'une situation où le système bancaire était menacé par une crise d'insuffisance de liquidité à une situation d'excès d'offre de liquidité. Ce ratio de liquidité qui était de 49% en 2000 a connu une augmentation appréciable puisqu'il s'est situé à 58,05% en 2001 et à 63,82% en 2002.

Pour contrôler la liquidité monétaire, la banque d'Algérie a eu recours à l'augmentation du taux de réserve obligatoire et à la reprise direct de liquidité sur le marché monétaire où toute opération de refinancement a cessé auprès de la banque centrale dès 2001, mais où se maintient une activité sur le segment du marché interbancaire. La politique de contrôle de la liquidité a pour but de prévenir les pressions inflationnistes qui pourront être générées et développées par l'excédent de l'offre de monnaie.

Expansion monétaire et inflation :

Il y a généralement une forte relation entre l'évolution de la masse monétaire et l'inflation, et d'après le tableau et le graphe ci-dessous :

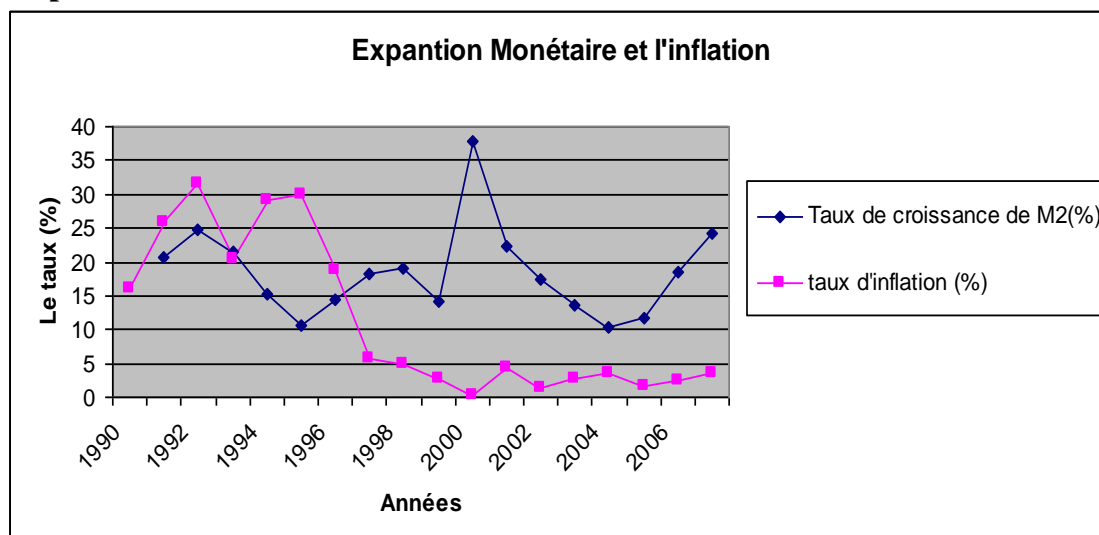
Tableau N° 02 : Expansion monétaire et inflation

Unité : milliards de dinars

Année	La Masse monétaire M2 (*)	Taux de croissance de M2 (%) (*)	taux d'inflation (%) (**)
1990	343,01		16
1991	413,68	20,60	25,9
1992	515,9	24,70	31,7
1993	627,43	21,61	20,5
1994	723,51	15,31	29
1995	799,56	10,51	29,8
1996	915,06	14,44	18,7
1997	1081,52	18,19	5,7
1998	1287,87	19,07	5
1999	1468,36	14,01	2,6
2000	2022,5	37,73	0,3
2001	2473,5	22,29	4,23
2002	2901,5	17,30	1,42
2003	3299,5	13,71	2,59
2004	3644,4	10,45	3,56
2005	4070,4	11,68	1,64
2006	4827,6	18,60	2,53
2007	5994,6	24,17	3,51

Source: (*) Ministère de finance
(**) Banque d'Algérie

Graphe N° :02



Source : Tableau N° 02

On constate ces dernières années une décélération monétaire appréciable car se situant dans un contexte de mise en œuvre à partir de 2001 d'un programme de relance économique. Avec la situation actuelle d'excès de liquidité, la banque centrale poursuit son contrôle rigoureux de la liquidité des banques afin de prévenir le risque de développement de crédit bancaire non performant ainsi que le risque d'inflation. Pour cela la banque centrale a renforcé les instruments indirects de politique monétaire en modifiant, par exemple, le taux de réserve obligatoire. Ce taux a été revu une première fois en 2001 (4%), une seconde fois en 2001 (4,25%) et une dernière fois en 2004 pour qu'il se stabilisé depuis cette date à 6,5%.

2. Evaluation des taux d'intérêts créditeurs, débiteurs et le taux de réescompte

Un taux d'intérêt [5] est un prix qui s'applique à une somme d'argent prêtée ou empruntée. Si ce prix s'applique à une somme prêtée, on parle de taux de crédit créditeur. S'il s'applique à une somme empruntée, on parle de taux débiteur.

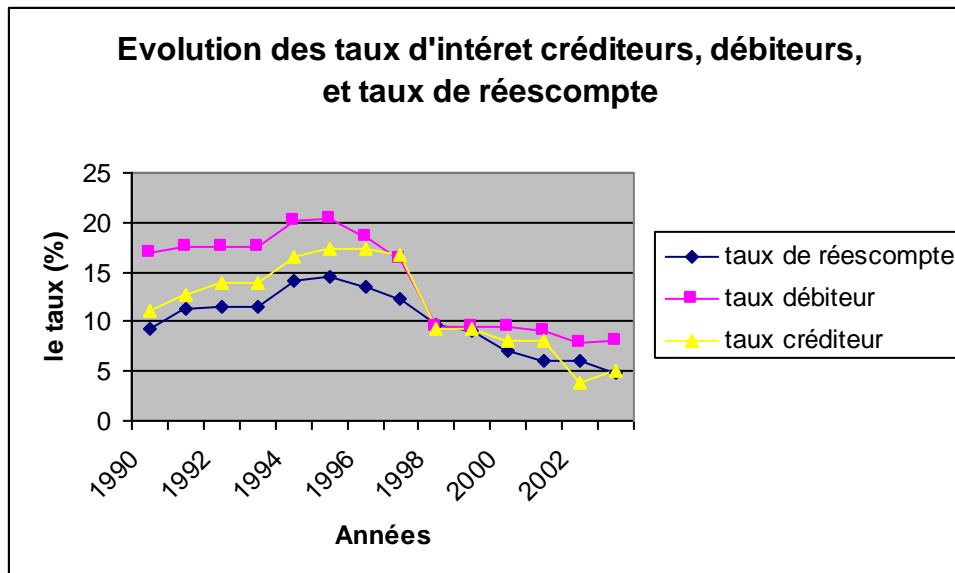
Tableau N° 03 : Evolution des taux d'intérêts créditeurs, débiteur et du taux de réescompte

Unité : milliards de dinars

Années	taux de réescompte	taux débiteur	taux créditeur
1990	9,33	16,88	11,17
1991	11,25	17,5	12,67
1992	11,5	17,5	14
1993	11,5	17,5	14
1994	14,13	20,13	16,44
1995	14,58	20,42	17,25
1996	13,58	18,58	17,25
1997	12,25	16,25	16,67
1998	9,63	9,53	9,33
1999	9,17	9,38	9,25
2000	7,13	9,38	8
2001	6	9	8
2002	5,96	7,86	3,75
2003	4,92	8,07	5,13

Source : Ministre de Finance

Graphe N° 03



Source : tableau N° 03

En Algérie, les taux des créditeurs et débiteurs pratiqués par les banques sont libres et déterminés par le marché, où le taux d'intérêt créditeur était le premier taux à être libéralisé en 1990. Le taux d'intérêt débiteur n'a été libéralisé qu'en 1994.

L'application de ces deux taux se fixent à l'équilibre, mais la liquidité est surabondante et la demande n'est pas très forte. Donc, c'est l'offre de disponibilité du secteur bancaire qui est l'élément déterminant pour la fixation des taux d'intérêt. Du fait de l'excès de liquidité, les taux d'intérêt sont à la baisse.

Ces deux taux se réfèrent par un taux d'intérêt appelé « Taux d'intérêt réescompte ». Mais à partir de l'année 1995 ce taux n'a pas joué le rôle de taux de référence car, pour plusieurs dates, les taux d'intérêt n'ont pas été modifiés quand la banque centrale a modifié son taux de réescompte. Si on prend l'année 2000, la banque centrale avait baissé son taux de réescompte à 7,13% mais, dans la même année, le taux débiteur est resté fixe et le taux créditeur a baissé que de 1,25% et il est resté fixe l'année suivante même si le taux réescompte a baissé de l'ordre de 6%.

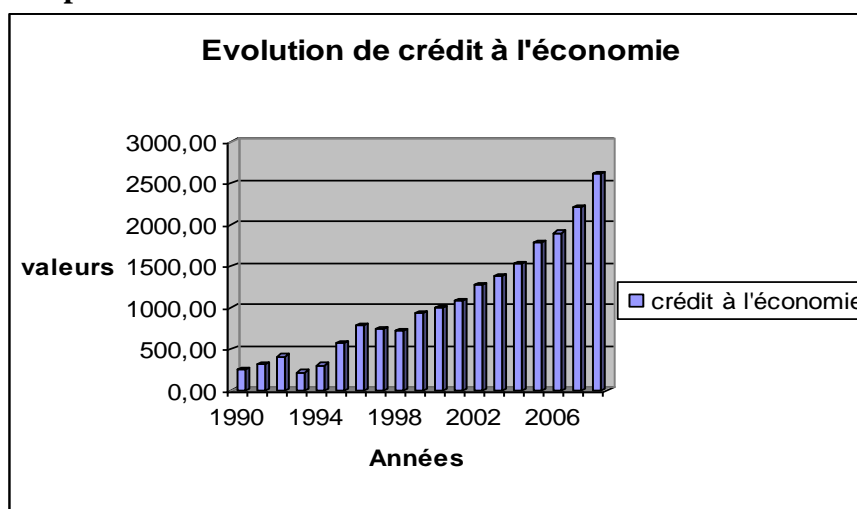
3. Evaluation des crédits à l'économie

Tableau N°04 : Evaluation des crédits à l'économie
Unité : milliards de dinars

Année	crédit à l'économie
1990	246,98
1991	325,70
1992	412,31
1993	220,25
1994	305,84
1995	565,64
1996	776,84
1997	741,28
1998	731,15
1999	935,10
2000	993,70
2001	1078,40
2002	1266,80
2003	1380,20
2004	1535,00
2005	1779,80
2006	1905,40
2007	2205,20
2008	2615,50

Source : Ministre de Finance

Graphe N°04



Source : Tableau N°04

Les crédits à l'économie pour l'année 2005 ont été estimés à 1779,80 milliards de dinars. Une forte croissance (18,60%) a été enregistrée en 2008, L'année 2007 a connu une augmentation des crédits à l'économie de 15,73 %. Une croissance nette a été observée depuis 1999 faisant suite à un assainissement des banques publiques par le trésor et ceci plusieurs fois depuis 1991.

Cet assainissement des banques publiques s'est conjugué avec un renforcement de leur solvabilité à travers plusieurs opérations de recapitalisation effectuées en plusieurs étapes entre 1991 et 2001.

Il est important de souligner qu'en 2008, l'amélioration de la reprise des crédits à l'économie se conjugue avec le début d'un cycle à la baisse des rythmes d'expansion de l'agrégat monétaire M2.

L'analyse de la structure des crédits par secteur juridique montre qu'une part importante a été attribuée aux secteurs privés (53,98% en 2008). En effet, la part relative des crédits au secteur public est de 46,02% en 2008. En 2008 les crédits au secteur privé se sont accrus de 16,26 % contre 15,03 % en 2007 et les crédits au secteur public de 21,52 % contre 16,60% en 2007. Nous pouvons constater ses résultats à partir du tableau ci-dessus.

Tableau N°05 : l'Evolution des crédits à l'économie par secteur juridique

Unité : milliards de dinars

Années	crédit au secteur public	crédit au secteur privé
2005	882,5	896,4
2006	848,4	1 055,70
2007	989,3	1 214,40
2008	1 202,20	1 411,90

Source : Ministre de Finance

Section 3 : L'impact de ces réformes sur l'économie Algérienne.

1. L'impact de ces réformes sur l'épargne

L'épargne nationale finance différents secteurs de l'économie entre autre celui lié à l'investissement dans les projets de la croissance. Le financement de ce secteur est important pour la croissance économique d'un pays. L'épargne joue un rôle primordial dans la croissance économique d'un pays.

L'épargne nationale d'un pays en développement est expliquée, en général, par : le produit intérieur net par habitant, le taux d'inflation, la base monétaire (M2). Cette dernière est la base de l'épargne en Algérie, d'où elle se compose de dépôts à vue et à terme.

Le tableau et la figure ci-dessous représentent l'évolution de l'épargne nationale et les composantes de la base bancaire.

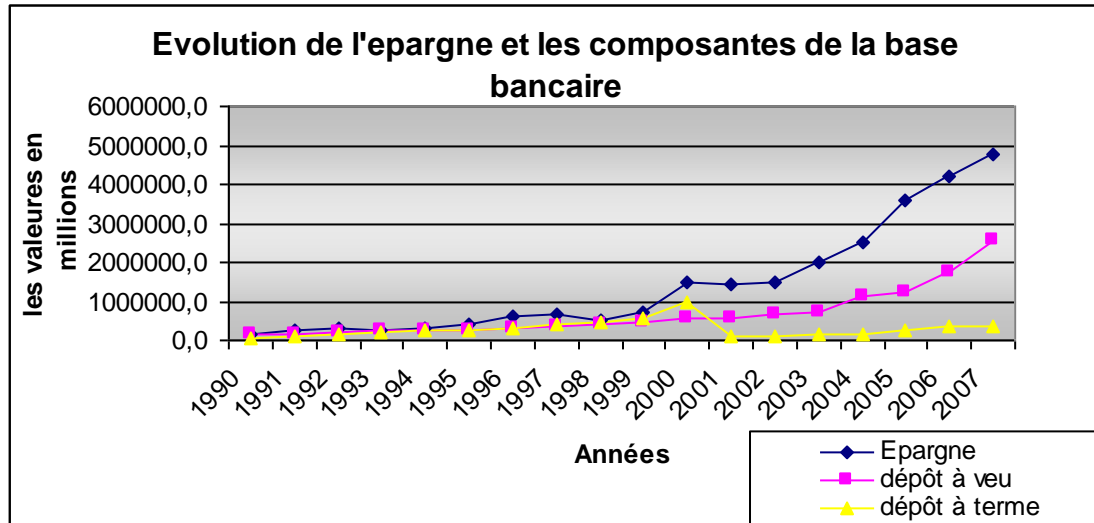
Tableau N° 06 : Evolution de l'épargne nationale et les composantes de la base bancaire.

Unité : millions de dinars

Années	Epargne	Dépôt à vue	dépôt à terme
1990	139785,4	135141	72923
1991	264990,0	167472	90292
1992	290745,0	184868	146183
1993	236784,1	235594	180522
1994	306405,3	252847	247680
1995	422441,9	269339	280455
1996	606273,6	298217	325958
1997	680060,0	333949	409948
1998	530300,7	422902	474194
1999	704896,1	449519	578574
2000	1481270,8	563700	974400
2001	1453140,0	554900	106400
2002	1494895,4	642200	109400
2003	2002980,0	732000	130100
2004	2515017,7	1133000	158300
2005	3571096,1	1240500	276000
2006	4206423,0	1760600	335800
2007	4793938,0	2570400	378700

Source : Ministre de Finance

Graphe N° 06



Source : Tableau N° 06

Avant 2000, les trois courbes gardes la même évolution et presque les mêmes valeurs; ce qui est normal puisque en cours de la période 1990-2000 le taux d'intérêt créditeur n'a pas été modifié, même il a été libéralisé à partir de 1994. C'est juste à partir de 2000 ce taux a été commencé d'être modifié.

Les dépôts à terme a été plus important (68.41%) que les dépôts à vue (25.40 %) en 2000. Mais à partir de 2001, la croissance des dépôt à vue est plus rapide que les dépôt à terme d'où la part des dépôts à vue en 2007 est de 49.99 % contre 41,92 % en 2006 et 9.45 % en 2005 et celle des dépôts à terme s'est relativement stabilisée en cours de la période 2001 et 2007. Ce qui signifier que les sources de l'épargne auprès des banques sont constituées de dépôt à vue alors que la participation des dépôts à terme dans la construction de l'épargne est insuffisance.

La somme de ces deux dépôts nous donne l'épargne. Et la figure ci-dessus montre que l'évolution de l'épargne est presque stationnaire durant la période 1990 et 2000. Le changement majeur remarquable est en 2000 (110.41%), d'où on remarque qu'après cette date le taux de croissance de l'épargne est toujours en évolution. Il a marqué une nette hausse en 2007.

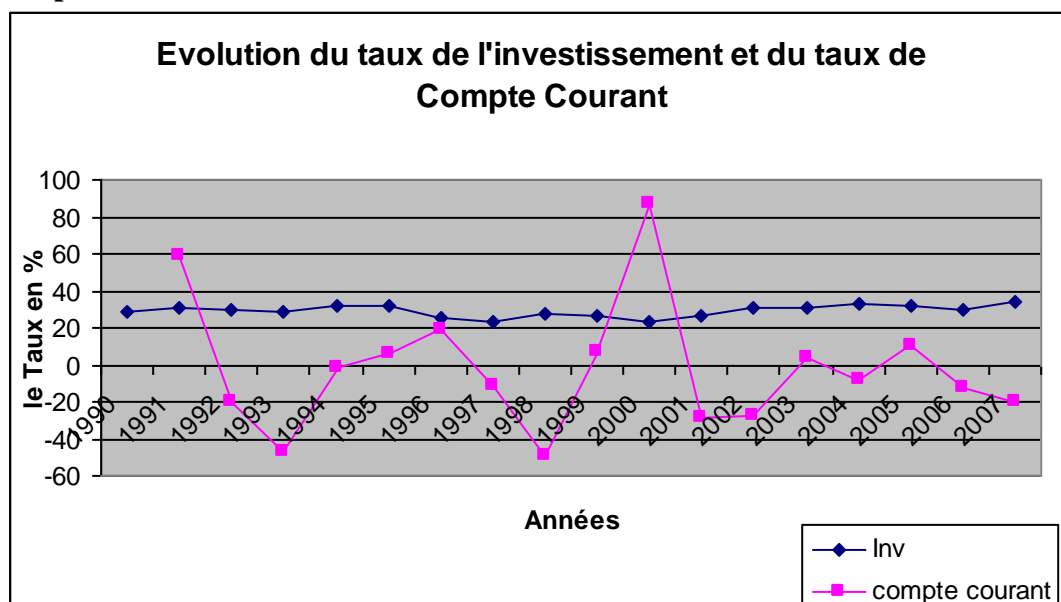
2. L'impact de ces réformes sur l'investissement

Tableau N° 07 : Evolution des taux de l'investissent et de compte courant

Années	Inv (%)	compte courant (%)
1990	28,89	-
1991	30,93	58,63
1992	29,75	-20,03
1993	28,25	-46,81
1994	31,46	-2,05
1995	31,57	6,29
1996	25,08	18,43
1997	23,28	-11,11
1998	27,34	-49,36
1999	26,24	6,67
2000	23,56	86,57
2001	26,84	-28,74
2002	30,65	-27,77
2003	30,34	3,64
2004	33,29	-7,72
2005	31,68	10,31
2006	30,25	-12,46
2007	34,27	-20,31

Source : Annexe N°

Graphe N° 07



Source : Tableau N° 07

Depuis l'application des réformes bancaire, le taux d'investissement brut en pourcentage du PIB est resté relativement stable autour de 30%.

L'analyse du compte courant, qui est la différence entre l'épargne nationale et l'investissement, nous permet de savoir si l'Algérie avait besoin de financement ou capacité de financement. La figure ci-dessus montre que le compte courant de l'Algérie alterne entre période excédentaires et périodes déficitaires. L'année 2000 a connu une très forte augmentation pour atteindre 86.57%. En 2000, date du début de la modification des taux de créditeurs et débiteurs et l'épargne nationale a commencé à augmenter plus que l'investissement. Mais à partir de cette date la contribution de l'épargne nationale en pourcentage de PIB au financement de l'investissement est en générale très faible.

Si le compte courant d'un pays est déficitaire, il doit recourir à l'emprunt étranger pour financer ses investissements. Le taux d'épargne étant insuffisant, l'Algérie a besoin d'autres financements. C'est pourquoi elle a encouragé les investissent étrangers directs. Ceci aidera l'investissent en Algérie de manière générale.

CHAPITRE III :
Généralité sur les méthodes économiques

Section 1 : la théorie des séries temporelles

1. Définition d'une série temporelle :

Une série temporelle (ou série chronologique), en anglais time series, est une suite d'observations chiffrées ordonnées dans le temps ($X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$) que prendra une variable X au cours d'une période définie.

Les observations sont effectuées à intervalle de temps constant, elles sont ordonnées par un indice ($t=1, 2, 3, \dots, n$). La n^{iem} observation est notée X_n . L'indice temps peut être : la minute, l'heure, le jour ou l'année. On dit alors que les données sont journalières, hebdomadaires, mensuelles trimestrielles ou annuelles. Les séries temporelles sont utilisées dans tous les domaines : économiques, industrielles, physiques ou autres.

Dans les séries temporelles, on fait l'hypothèse que la série $\{X_1, X_2, X_3, \dots, X_n\}$ est générée par un processus stochastique $X = \{X_t, t \in Z\}$, on s'intéresse ainsi au processus générateur de données.

1.1. Présentation graphique d'une série temporelle

Les séries temporelles sont généralement représentées dans un repère orthonormé en portant en ordonnée les valeurs des observations et en abscisse les dates correspondantes, les points sont ainsi reliés par les segments de droite et le graphe apparaît comme une ligne brisée.

1.2. Composantes d'une série temporelle

A partir de l'allure de la courbe de la série, il résulte les quatre composantes fondamentales qui caractérisent la majorité des séries temporelles, il s'agit de :

- **La tendance** : En anglais : trend, notée T_t , $1 < t < n$ où n est la taille de la série. Elle traduit l'évolution globale du phénomène (tendance durable à la croissance ou à la décroissance) et elle se présente comme une fonction de temps.
- **Le cycle** : noté C_t , il regroupe les variations autour de la tendance.
- **La saisonnalité** : On la note par S_t , $t=1, \dots, n$. Elle représente les variations périodiques des événements qui se répètent à des dates précises. On note par p sa période. Si $p=1$, on dit que la série est annuelle. Si $p=4$, il s'agit d'une série trimestrielle. Si $p=12$, la série est mensuelle.
- **Composante résiduelle ou aléatoire ou accidentelle** : La composante résiduelle, qu'on note ε_t , représente les perturbations irrégulières et imprévisibles dues au hasard (accident ou autres). Elle résume tout ce que les autres composantes n'ont pas pu expliquer du phénomène observé. On les suppose de faible amplitude et présentent une allure plus au moins stable autour de la moyenne et vérifient :

$$\sum_{t=0}^n \varepsilon_t = 0$$

1.3. Modèles des séries temporelles

On peut citer trois types de modèles :

1.3.1. Modèle additif. Dans ce modèle, les différentes composantes $T_t, C_t, S_t, \varepsilon_t$ sont indépendantes et s'ajoutent les unes autres. Sa représentation est :

$$X_t = T_t + C_t + S_t + \varepsilon_t$$

1.3.2. Modèle multiplicatif. Dans ce modèle, les mouvements saisonniers ont une amplitude proportionnelle à la tendance. Il est de la forme :

$$X_t = T_t * C_t * S_t * \varepsilon_t$$

Ce dernier modèle devient additif en prenant le logarithme.

1.3.3. Modèle mixte. Ce modèle est un mélange des deux modèles précédents. Il s'écrit

$$X_t = T_t S_t + C_t + S_t \varepsilon_t$$

1.4. Tests de schéma de décomposition :

Il existe des tests qui permettent de déterminer le schéma que peut prendre une série chronologique.

- 2 **Test graphique.** Ce test consiste en un examen visuel du graphique de l'évolution de la série brute d'une série, en reliant par une ligne brisée toutes les valeurs « hautes » et toutes les valeurs « basses ». Si les deux lignes sont parallèles, la décomposition de la série peut se faire par un schéma additif, dans le cas contraire, c'est le schéma multiplicatif qui semble être le plus adéquat.
- 3 **Test de régression (test de Buys-Ballot).** Ce test est basé sur les résultats du calcul des moyennes et des écart-types. Le schéma est par définition additif si l'écart-type et la moyenne sont indépendants et il est multiplicatif dans le cas contraire.

1.5. Identification des composantes de la série temporelle

1.5.1. Analyse de la tendance.

D'après l'examen visuel des graphes, on peut distinguer l'existence ou l'absence de la tendance. Mais pour plus de certitude, on peut utiliser le test suivant.

- **Test de différence.** C'est un test non paramétrique qui se présente comme suit :
Soit X l'observation d'un système homogène à l'instant t , soit le test d'hypothèses suivant :

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0 : \text{tendance significative} \\ H_1 : \text{tendance non significative (distribution aléatoire)}. \end{array} \right.$$

Ce test est basé sur la statistique ΔX où $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$; selon M.MALINVAUD, si $n > 12$ alors ΔX suit la loi normale :

$$\text{D'espérance } E(\Delta X) = (n-1)/2$$

$$\text{De variance } V(\Delta X) = (n+1)/2$$

Ensuite, on calcule la statistique Z telle que :

$$Z = (\Delta X - E(\Delta X)) / (V(\Delta X))^{1/2}$$

Si $|Z| < U_\alpha$: on accepte l'hypothèse H_0 .

Si $|Z| > U_\alpha$: on rejette l'hypothèse H_0 .

U_α est lu dans la table de la loi normale centrée réduite au seuil de signification $\alpha = 0,05$.

1.5.2. Analyse de la saisonnalité :

Pour tester l'existence ou non de la composante saisonnière, on utilise les tests suivants :

- **Test graphique.** Si l'allure générale du graphe est statiquement similaire pour chaque année, alors il existe une saisonnalité annuelle. Cette saisonnalité peut parfois être analysée par l'observation visuelle. Dans le cas où l'examen visuel est difficile, une étude statistique s'impose.
- **Test par analyse de la variance et test de Fisher.** L'examen visuel du graphique ne permet pas toujours de détecter l'existence d'une saisonnalité, le test de Fisher, basé sur calcul de la variance, permet de résoudre ce problème.

Ce test est formulé comme suit :

N : le nombre d'années.

P : le nombre d'observations dans l'année.

$X_{ij} = m_{ij} + e_{ij}$, la valeur de la chronique pour la i^{eme} année ($i=1 \dots N$) et la j^{eme} période ($j=1, \dots, p$), les e_{ij} sont les résidus aléatoire qui suivent une loi normale centrée réduite et les $m_{ij} = a_i + b_j$ sont les éléments d'une composante de la chronique (a_i mesure l'effet d'année et b_j mesure l'effet période).

Donc, le déroulement du test est le suivant :

Calcul de la somme totale des carrées :

$$S_t = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^P (x_{ij} - x_{..})^2$$

On utilise la décomposition $S_t = S_A + S_P + S_R$ avec :

$$S_A = p \sum_{i=1}^N (x_{i.} - x_{..})^2 \quad \text{somme des carrées des années,}$$

$$S_P = N \sum_{j=1}^P (x_{.j} - x_{..})^2 \quad \text{somme des carrées des périodes,}$$

$$S_R = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^P (x_{ij} - x_{i.} - x_{.j} + x_{..})^2 \quad \text{somme des carrées des résidus,}$$

Où

$$x_{..} = \frac{1}{N * P} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^P x_{ij} \quad \text{la moyenne arithmétique des (N*P) observations,}$$

$$x_{i.} = \frac{1}{P} \sum_{j=1}^P x_{ij} \quad \text{la moyenne arithmétique pour l'année i,}$$

$$x_{.j} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_{ij} \quad \text{la moyenne arithmétique pour la période j.}$$

Nous utilisons ces résultats pour effectuer le test de l'influence du facteur saisonnalité et aussi du facteur tendance.

Soit le tableau suivant regroupant tous les résultats.

me des carrées	d. d. l	Désignation	variance
S_P	$(P - 1)$	variance période	$V_P=S_P/(P - 1)$
S_A	$(N - 1)$	variance année	$V_A=S_A/ (N - 1)$
S_R	$(P - 1)/(N - 1)$	variance résidus	$V_R=S_R/ (P - 1)/ (N - 1)$
S_t	$N*P - 1$	variance totale	/

d.d.l : degré de liberté

- Test de l'influence du facteur saisonnalité

Le test d'hypothèses est :

$$\begin{cases} H_0 : \text{pas de saisonnalité} \\ H_1 : \text{la série est saisonnière} \end{cases}$$

Ce test est basé sur le Fischer empirique :

$F_c = \frac{V_P}{V_R}$ que l'on compare au Fischer théorique $F(\alpha, V_1, V_2)$ lu dans la table de Fischer à

$V_1=P-1$ et $V_2=(N-1)(p-1)$ degrés de liberté (d.d.l).

Si $F_c > F(\alpha, V_1, V_2)$ alors on rejette H_0 . Dans ce cas, on accepte l'hypothèse d'existence de saisonnalité au seuil de signification α .

-Test de l'influence du facteur tendance

Le test d'hypothèses est :

$$\begin{cases} H_0 : \text{pas de tendance} \\ H_1 : \text{il existe une tendance} \end{cases}$$

Ce test est basé sur Fischer empirique :

$F_c = \frac{V_A}{V_R}$ que l'on compare au Fischer théorique $F(\alpha, V_3, V_2)$ lu dans la table de Fischer à

$V_3=(N-1)$ et $V_2 = (N-1)(p-1)$ degrés de liberté (d.d.l).

Si $F_c > F(\alpha, V_3, V_2)$ alors on rejette H_0 . Dans ce cas, on accepte l'hypothèse d'existence de tendance au seuil de signification α .

1.6. Prévision

Très souvent, le but de l'étude des séries temporelles est la prévision qui consiste à connaître les valeurs futures de la variable X_{t+h} , ($h \geq 1$), à partir de ces observations passées ($x_1, x_2, x_3, \dots, x_t$).

Cette prévision n'est pas totalement à l'abri des incertitudes, car la qualité de la prédiction dépend de la façon dont la série évolue. Plus la série est une fonction « régulière » du temps, plus il sera facile de prévoir. Les prévisions seront bonnes pour beaucoup de variables économiques

en période de croissance, lorsque l'allure générale de la série est linéaire ou exponentielle. Les diverses méthodes de prévision nous permettent de prévoir un changement

d'évolution ou une modification des structures économiques, que rien dans le passé ne permettait de supposer.

La qualité d'une prévision à l'horizon h est généralement meilleure lorsque le biais est petit. Les méthodes servant à la prévision peuvent également être utilisées pour évaluer une valeur passée de la variable. On emploie alors le terme de valeur ajustée au lieu de prévision. Ceci peut être utilisé par exemple dans le cas des données manquantes et peut permettre de compléter une série temporelle. Ces valeurs ajustées peuvent aussi servir pour mesurer l'effet d'un phénomène accidentel, par exemple la grève. La valeur ajustée donne une idée de la valeur qu'aurait dû prendre la variable si ce phénomène n'avait pas eu lieu.

2. Processus stochastique et modèle des séries temporelles

2.1. Processus stochastique

Définition. Un processus stochastique est une suite $(X_t, t \in Z)$ de variables aléatoires, indicée par le temps et définie sur un espace de probabilité (Ω, A, P) .

2.1.1. Processus stochastique stationnaire

• **Stationnarité forte (stricte).** Soit un processus temporelle aléatoire $(X_t; t \in Z)$.

Définition : Considérons un ensemble de variables aléatoires dont les réalisations dépendent du temps, soit $(X_{t_1}, \dots, X_{t_m})$. Le processus $(X_t; t \in Z)$ est stationnaire au sens strict lorsque la loi de l'ensemble : $(X_{t_1+h}, \dots, X_{t_m+h})$ est identique à celle de : $(X_{t_1}, \dots, X_{t_m}) \forall (t_1, t_2, \dots, t_m, h)$

La fonction de répartition de l'ensemble est telle que :

$F(X_{t_1+h}, \dots, X_{t_m+h}) = F(X_{t_1}, \dots, X_{t_m})$, F étant indépendante de t .

• **Propriété caractéristique**

Dans un processus stationnaire, tous les moments sont indépendants du temps.

On distinguera la stationnarité au sens strict et la stationnarité à l'ordre 2 (ou stationnarité faible) où seuls les moments d'ordre 1 et 2 sont indépendants du temps. Cette dernière suffit en général pour montrer les propriétés dont a besoin.

La stationnarité au sens strict entraîne la stationnarité à l'ordre 2. La réciproque n'est pas vraie.

2.1.2. Les opérateurs d'un Processus stochastique :

Sur l'ensemble de entiers Z , nous définirons les opérateurs de retard (L), d'avance (F), de différence (∇) et de la sommation (S).

L'opérateur retard. L'opérateur retard, noté L , est défini par $LX_t = X_{t-1}$ et, plus généralement, par $L^n X_t = X_{t-n}$. Il possède les propriétés suivantes :

i) $L^0 X_t = X_t$; $L^0 = 1$, propriété d'identité.

ii) $L(\alpha X_t + \beta Y_t) = L\alpha X_t + L\beta Y_t = \alpha X_{t-1} + \beta Y_{t-1}$, propriété de linéarité.

On définit le polynôme retard comme suit :

$$\Phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p.$$

En l'appliquant à la série X_t , on aura :

$$\Phi(L)X_t = (1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p)X_t = X_t - \phi_1 X_{t-1} - \phi_2 X_{t-2} - \dots - \phi_p X_{t-p}$$

Où $\phi_i, i = 1 \dots p$, sont les coefficients du modèle.

L'opérateur avance. L'opérateur avance, noté F , est défini par $FX_t = X_{t-1}$ et, plus généralement, par $F^n X_t = X_{t-n}$. Il possède les mêmes propriétés que l'opérateur retard. Les deux opérateurs sont reliés par la relation $L^{-1} = F$.

L'opérateur de différence. Il est défini par $\nabla X_t = X_t - X_{t-1} = (1-L)X_t$, donc, $\nabla = 1-L$.

L'opérateur de sommation. Il est défini comme suit :

$$SX_t = \sum_{h=t}^{\infty} X_{t+h} = X_t + X_{t-1} + \dots = (1 + L + L^2 + \dots)X_t, \text{ donc}$$

$$S = \nabla^{-1} = (1-L)^{-1} = (1 + L + L^2 + \dots)$$

2.1.3. Le processus de bruit Blanc (White noise).

Un processus $(\varepsilon_t, t \in \mathbb{Z})$ est un bruit blanc si $\forall h \in \mathbb{R}$:

a) $E(\varepsilon_t) = 0$

b) $V(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^2) = \delta^2$, la variance de l'erreur existe et elle est indépendante du temps (variance constante).

c) $\gamma(h) = \begin{cases} \delta^2 & \text{si } h = 0 \\ 0 & \text{si } h \neq 0 \end{cases}$

Où $\gamma(h) = \text{cov}(X_t, X_{t+h}) = E[(X_t - E(X_t))(X_{t+h} - E(X_{t+h}))]$

Un bruit blanc est dit gaussien si on suppose la normalité des variables aléatoires ε_t . Un bruit blanc est un processus « sans mémoire ».

2.1.4. Fonction d'autocovariance (ACV).

Soit $(X_t, t \in \mathbb{Z})$ un processus stochastique de variance finie. La fonction d'autocovariance est définie par :

$$\gamma(h) = \text{COV}(X_t, X_{t+h}) = E[(X_t - E(X_t))(X_{t+h} - E(X_{t+h}))]$$

Dans le cas d'un processus stationnaire, on voit que $E(X_{t+h}) = E(X_t)$ et donc

$$\gamma(h) = \text{COV}(X_t, X_{t+h}) = E[(X_t - E(X_t))(X_{t+h} - E(X_t))]$$

Lorsque $h=0$, on a :

$$\gamma_0 = \text{COV}(X_t, X_t) = E[(X_t - E(X_t))(X_t - E(X_t))] = E[(X_t - E(X_t))^2] = V(X_t) = \delta^2 \geq 0$$

Propriété. La fonction d'autocovariance est paire:

$$\gamma_h = \gamma_{-h}$$

2.1.5. Fonctions d'autocorrélation (FAC)

Pour juger de la stationnarité d'un processus, on utilise les fonctions d'autocorrélation simple (FAC) et partielle (FACP).

- **Fonction d'autocorrélation simple (FAC) :**

La fonction d'autocorrélation simple est la fonction notée ρ_k qui mesure la corrélation de la série avec elle-même décalée de k périodes. Elle est définie par :

$$\rho_k = \frac{COV(X_t, X_{t+h})}{(V(X_t) * V(X_{t+h}))^{1/2}}$$

Cette fonction vérifie les propriétés suivantes:

- * $-1 \leq \rho_k \leq +1$

- * $\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$

- * $\rho_k = \rho_{-k}$.

Sa représentation graphique est appelée **corrélogramme**.

- **Fonction d'autocorrélation partielle (FACP) :**

La fonction d'autocorrélation partielle tout comme la fonction d'autocorrélation simple, donne des informations sur la structure de dépendance du processus.

On définit l'autocorrélation partielle de retard k comme le coefficient de corrélation partielle entre X_t et X_{t-k} en éliminant l'influence des variables intermédiaires $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-k+1}$.

Ainsi, la fonction d'autocorrélation partielle est définie par la formule suivante :

$$\Gamma(k) = \frac{COV(X_t - X'_t, X_{t+h} - X'_{t-h})}{(V(X_t - X'_t) * V(X_{t+k} - X'_{t-k}))^{1/2}}$$

X'_t désigne la régression de X_t sur $(X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-k})$

X'_{t-k} désigne la régression de X_{t-k} sur $(X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-k+1})$

2.1.6. Théorème de wold (décomposition de wold) :

Tout processus stationnaire d'ordre deux peut être représenté sous la forme suivante :

$$X_t = \sum_{j=0}^{\infty} \theta_j \varepsilon_{t-j} + k_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + k_t$$

Où $\theta_0 = 1$, $\theta_j \in \mathbb{R}$, $\sum_{j=0}^{\infty} \theta_j < \infty$ et ε_t est un bruit blanc gaussien.

Cette décomposition montre que le processus $(X_t, t \in \mathbb{Z})$ se décompose en deux composantes linéaires : la composante linéaire aléatoire qui s'écrit sous forme d'une somme pondérée infinie des chocs passés et la composante linéaire déterministe k_t . Cette dernière vérifie :

$$COV(k_t, \varepsilon_{t-j}) = 0, \forall j \text{ et } E(X_t) = m = k_t$$

Ainsi, le processus $(X_t, t \in Z)$ peut se récrire de la manière suivante :

$$X_t = \sum_{j=0}^{\infty} \theta_j \varepsilon_{t-j} + m$$

2.2. Modèles des séries chronologiques :

Nous avons vu que nous pouvions appliquer le théorème de wold pour les processus stationnaires, c'est-à-dire que ces processus pouvaient s'écrire sous forme d'une somme pondérée infinie des chocs passés. Mais la décomposition de wold est une première représentation possible, qui n'est pas la représentation optimale. Car, lorsqu'on modélise une série temporelle, on applique toujours le principe de parcimonie : à qualité d'ajustement égale, on adopte en priorité la représentation nécessitant l'estimation du minimum de paramètres ; or la décomposition de wold suppose l'estimation d'une infinité des paramètres, donc il est préférable d'appliquer d'autres représentations possible pour les processus temporelles.

Tois types de processus sont très utilisés :

- i) Les processus autorégressifs d'ordre p. On les notera AR(p).
- ii) Les processus de moyennes mobiles d'ordre q. On les notera MA(q).
- iii) Les processus autorégressifs et de moyennes mobiles d'ordre p et q. On les notera ARMA (p, q).

2.2.1. Le processus autorégressif (AR) :

Définition : On appelle processus autorégressif d'ordre p un processus stationnaire $(X_t, t \in Z)$ satisfaisant une représentation linéaire de type :

$$X_t = c + \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t$$

Avec

$$c \in \mathbb{R}, \phi_i \in \mathbb{R}, i=1, \dots, p \text{ et } \varepsilon_t \text{ est un bruit blanc.}$$

En utilisant l'opérateur retard, la relation (1) peut ainsi s'écrire

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p) X_t = c + \varepsilon_t$$

Où

$$\Phi(L) X_t = c + \varepsilon_t$$

Avec

$$\Phi(L) = (1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p).$$

Comme la variable X_t est déterminée en fonction des valeurs passées $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots; X_{t-p}$ on a donc une représentation autorégressive.

Les paramètres du polynôme $\Phi(L)$ peuvent être nuls sauf le p^{ieme} paramètre, car si $\phi_p = 0$ le processus $(X_t, t \in Z)$ est un processus AR(p-1), de même que pour le premier coefficient ϕ_0 associé au choc contemporain et par convention normalisé à l'unité.

L'espérance d'un processus stationnaire est déterminée par la relation suivante

Si $\phi_1 \neq 0$, on a $E(X_t) = \Phi^{-1}(1)c$

En effet, à partir de l'écriture d'un AR (p) on a :

$$E(X_t) = c + \phi_1 E(X_{t-1}) + \phi_2 E(X_{t-2}) + \dots + \phi_p E(X_{t-p}) + E(\varepsilon_t)$$

Ou encore

$$\begin{aligned} E(X_t) - \phi_1 E(X_{t-1}) - \phi_2 E(X_{t-2}) - \dots - \phi_p E(X_{t-p}) &= c \\ E(X_t) - \phi_1 E(X_t) - \phi_2 E(X_t) - \dots - \phi_p E(X_t) &= c \iff \\ E(X_t) (1 - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_p) &= c \iff \\ E(X_t) &= c / (1 - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_p) \iff \\ E(X_t) &= \Phi^{-1}(1) c \end{aligned}$$

• **Condition de stationnarité et d'inversibilité pour un processus AR (p).**

Soit le processus $(X_t, t \in \mathbb{Z})$ défini par : $\Phi(L)X_t = \varepsilon_t$ où ε_t est un bruit blanc.

Dans le cas d'un processus autorégressif d'ordre 1, on a $X_t - \phi_1 X_{t-1} = \varepsilon_t$.

Comme ε_t est un bruit blanc alors on a :

$$E(X_t) - \phi_1 E(X_{t-1}) = 0 \iff E(X_t) - \phi_1 E(X_t) = 0 \iff E(X_t)(1 - \phi_1) = 0$$

Ceci implique, puisque ϕ_1 est différent de zéro :

$$E(X_t) = 0$$

D'autre part, le calcul de variance de X_t donne:

$$V(X_t) = \frac{\delta^2}{1 - \phi_1^2}$$

$$V(X_t) > 0 \implies 1 - \phi_1^2 > 0, \text{ soit } |\phi_1| < 1$$

Donc la stationnarité entraîne bien que la valeur absolue de la racine de l'équation en z,

$$1 - \phi_1 z = 0 \implies z = \frac{1}{\phi_1} \text{ est supérieure à 1 en module. Cette dernière condition est appelée}$$

condition d'inversibilité du processus AR (1).

De manière générale la stationnarité d'un processus AR(p) entraîne que les valeurs absolues des racines de l'équation en z (c'est-à-dire du polynôme caractéristique) soient supérieures à 1 en module. On dit que les racines sont à l'extérieur du disque unité.

• **Fonction d'autocorrélation (FAC) d'un AR(p).**

Soit le processus autorégressif d'ordre p :

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (1)$$

En multipliant les deux membre de l'équation (1) par X_{t-k} et en passant à l'espérance mathématique on obtient :

$$E(X_{t-k} X_t) = \phi_1 E(X_{t-k} X_{t-1}) + \phi_2 E(X_{t-k} X_{t-2}) + \dots + \phi_p E(X_{t-k} X_{t-p}) + E(X_{t-k} \varepsilon_t)$$

Pour $k = 0$:

$$\gamma_0 = \phi_1 \gamma_1 + \phi_2 \gamma_2 + \dots + \phi_p \gamma_p + \delta_\varepsilon^2 \dots \dots \dots (2) \text{ car } E(X_t \varepsilon_t) = \delta_\varepsilon^2$$

En divisant la relation (2) par γ_0 on obtient :

$$1 = \phi_1 \rho_1 + \phi_2 \rho_2 + \dots + \phi_p \rho_p + \frac{\delta_\varepsilon^2}{\gamma_0}$$

D'où
$$\gamma_0 = \frac{\delta_\varepsilon^2}{1 - (\phi_1 \rho_1 + \phi_2 \rho_2 + \dots + \phi_p \rho_p)}$$

Et

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} + \phi_2 \gamma_{k-2} + \dots + \phi_p \gamma_{k-p} \text{ Car } E(X_{t-k} \varepsilon_t) = 0$$

Ainsi, la fonction d'autocorrélation d'un AR (p) est de la forme suivante :

$$\rho_k = \sum_{i=0}^k \phi_i \rho_{k-1} \quad , k > 0 \dots (3)$$

En développant la relation (3) pour $k = 1, \dots, p$, on obtient les équations de Yulle –Walker

$$\rho_1 = \phi_1 + \phi_2 \rho_1 + \phi_3 \rho_2 + \dots + \phi_p \rho_{p-1}$$

$$\rho_2 = \phi_1 \rho_1 + \phi_2 + \phi_3 \rho_1 + \dots + \phi_p \rho_{p-2}$$

$$\rho_3 = \phi_1 \rho_2 + \phi_2 \rho_1 + \phi_3 + \dots + \phi_p \rho_{p-3}$$

⋮
⋮

$$\rho_p = \phi_1 \rho_{p-1} + \phi_2 \rho_{p-2} + \phi_3 \rho_{p-3} + \dots + \phi_p$$

D'où l'écriture matricielle :

$$\begin{bmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ \rho_p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \cdots & \cdots & \rho_{p-1} \\ \rho_1 & 1 & \cdots & \cdots & \rho_{p-2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \cdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{p-1} & \rho_{p-2} & \cdots & \cdots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \phi_1 \\ \phi_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ \phi_p \end{bmatrix}$$

• **Fonction d'autocorrélation partielle (ACP)**

La fonction d'autocorrélation partielle est donnée par l'algorithme de DURBIN suivant :

$\phi_{11} = \rho_1$, l'initialisation de l'Algorithme

Et

$$\phi_{kk} = \frac{\rho_k - \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{k-1,j} \rho_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{k-1,j} \rho_j}, k \geq 2$$

Propriété : Pour un AR (p); $\phi_{kk} = 0 \quad \forall k > p$, les coefficients de la fonction d'autocorrélation partielle s'annulent à partir du rang (p+1). Cette propriété sert à identifier l'ordre p des AR.

2.2.2. Les processus moyenne mobile (MA)

Définition : On appelle processus de moyennes mobiles d'ordre q, un processus $(X_t, t \in Z)$ défini par :

$$X_t = m - \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \cdots - \theta_p \varepsilon_{t-p}, \quad \forall t \in Z \dots \dots \dots (4)$$

Où : $(\varepsilon_t, t \in Z)$ est un bruit blanc et les θ_j sont les paramètres réels du modèle.

La relation (4) peut s'écrire, en utilisant l'opérateur de retard, de la manière suivante :

$$X_t = m + (1 - \theta_1 L - \cdots - \theta_p L^p) \varepsilon_t$$

Ou encore $X_t = m + \Theta(L) \varepsilon_t$

Avec :

$$\Theta(L) = 1 - \theta_1 L - \cdots - \theta_p L^p$$

Les paramètres du polynôme $\Theta(L)$ peuvent être nuls, sauf le $q^{\text{ème}}$ retard car si $(\theta_q = 0)$ alors le processus stationnaire représente un MA (q-1). De la même façon que pour la décomposition de Wold, le premier coefficient θ_0 est par convention normalisé à l'unité.

La constante m correspond à l'espérance du processus dans le cas d'un MA (q) puisque :

$$E(X_t) = E\left(m + \sum_{j=0}^q \theta_j \varepsilon_{t-j}\right) = m + \sum_{j=0}^q \theta_j E(\varepsilon_{t-j}) = m$$

Car ε_t est un bruit blanc.

Remarque : La décomposition de Wold est une moyenne mobile à l'infinie MA (∞)

- **Conditions de stationnarité et d'inversibilité pour un MA (q)**

Une condition nécessaire et suffisante pour que le processus de moyennes mobiles soit inversible est que les solutions de son polynôme caractéristique $\Theta(L)$ soient en module supérieures à 1.

Un processus de moyennes mobiles est toujours stationnaire.

- **Fonction d'autocorrélation**

Le corrélogramme (graphe de la fonction d'autocorrélation) d'un processus MA (q) est de la forme générale :

$$\rho_k = \frac{\sum_{i=0}^{q-k} \theta_i \theta_{i+k}}{\sum_{i=0}^q \theta_i^2} \quad \text{pour } k = 0, 1, \dots, q \text{ et } \rho_k = 0 \quad \forall k > q.$$

C'est-à-dire que seuls les q premiers termes du corrélogramme simple sont significativement différents de 0.

2.2.3. Processus ARMA (p, q)

Définition : Les modèles ARMA (p, q) représentent un processus généré par une combinaison de valeurs passées et d'erreurs passées.

Donc : $(X_t, t \in \mathbb{Z})$ satisfait une représentation ARMA (p, q)

Si $\Phi(L)X_t = c + \Theta(L)\varepsilon_t$ $\Phi(L)X_t = c + \theta(L)\varepsilon_t \dots (5)$

Avec l'opération retard, la relation (5) peut aussi s'écrire :

$$X_t - \phi_1 X_{t-1} - \phi_2 X_{t-2} - \dots - \phi_p X_{t-p} = c - \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_p \varepsilon_{t-p}$$

$$\Phi(L) X_t = c + \Theta(L) \varepsilon_t$$

Remarque : les polynômes $\Phi(L)$ et $\Theta(L)$ n'ont pas de racines communes.

- **Condition de stationnarité et d'inversibilité d'un processus ARMA (p, q)**

Un processus ARMA (p, q) est stationnaire, si le polynôme $\Phi(Z)$ a toutes ses racines sont à l'extérieur du disque unité. De même pour que le processus soit inversible, il faut que toutes les racines du polynôme $\Theta(L)$ soient à l'extérieures du disque unité.

On peut écrire un ARMA (p, q) :

* Soit, sous la forme MA(∞)

$$X_t = \frac{\Theta(L)}{\Phi(L)} \varepsilon_t = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_i \varepsilon_{t-i}$$

* Soit, sous la forme AR(∞)

$$\varepsilon_t = \frac{\Phi(L)}{\Theta(L)} X_t = \sum_{i=0}^{\infty} \beta_i X_{t-i}$$

- **Fonction d'autocorrélation (FAC)**

On a

$$\gamma_k = E(X_t \cdot X_{t-k}) = E[(\phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}) X_{t-k}]$$

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} + \phi_2 \gamma_{k-2} + \dots + \phi_p \gamma_{k-p} + E(\varepsilon_t X_{t-k}) - \theta_1 E(\varepsilon_{t-1} X_{t-1}) - \dots - \theta_q E(\varepsilon_{t-q} X_{t-k})$$

$$\text{Si } k > q \Rightarrow E(\varepsilon_{t-q} X_{t-k}) = 0$$

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \dots + \phi_p \rho_{k-p} \text{ si } k > q$$

- **Fonction d'autocorrelation partielle (FAC P)**

Cette fonction n'a pas d'expression simple, elle se caractérise souvent soit par une forme exponentielle décroissante, ou par une forme sinusoidale amortie.

3. Les processus aléatoires non stationnaires

3.1. Les types de processus aléatoires non stationnaires.

3.1.1. Processus TS

$(X_t, t \in \mathbb{Z})$ est un processus TS s'il peut s'écrire de la manière suivante :

$$X_t = f_t + Z_t$$

Où f_t : est une fonction polynomiale dépendant du temps, linéaire ou non linéaire

Z_t : est une processus stochastique stationnaire, qui peut être de type ARMA

Le plus simple processus TS est représenté par une tendance linéaire perturbée d'un bruit blanc ; ce processus s'écrit :

$$X_t = a_0 + a_1 t + \varepsilon_t$$

Où $(a_0, a_1) \in \mathfrak{R}^2$ et ε_t suit une loi normale de paramètres 0 et σ_ε^2

Les caractéristiques de ce processus sont alors :

$$\left\{ \begin{array}{l} E(X_t) = a_0 + a_1 t + E(\varepsilon_t) = a_0 + a_1 t \\ V(X) = 0 + V(\varepsilon_t) = \sigma_{\varepsilon_t}^2 \\ COV(X_t, X_{t'}) = E(\varepsilon_t \varepsilon_{t'}) = 0 \quad \text{pour } t \neq t' \end{array} \right.$$

X_t est non stationnaire car $E(X_t)$ dépend du temps.

On peut estimer les paramètres par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO).

Connaissant \hat{a}_0 et \hat{a}_1 nous pouvons stationnariser le processus, en retranchant de X_t en t la valeur estimée $\hat{a}_0 + \hat{a}_1 t$.

Dans ce type de modélisation, l'influence d'un choc ε_t à une date t est transitoire, le modèle étant déterministe, la séquence des X_t retrouvera son mouvement de long terme qui est ici la droite de tendance, cela signifie qu'il n'y a pas de persistance des chocs.

1.3.2. Les processus DS

La non stationnarité des processus DS est aléatoire, on peut les stationnariser par l'utilisation d'un filtre aux différences

$$(1-L)^d X_t = c + \varepsilon_t$$

Où d : désigne l'ordre du filtre aux différences

c : Une constante réelle

ε_t : Un processus stationnaire de type ARMA

Souvent, on représente les processus DS en utilisant le filtre aux différences premiers ($\phi = 1$) ; On dit que c'est un processus du premier ordre ; il s'écrit :

$$\Delta X_t = (1-L)X_t = c + \varepsilon_t$$

$$X_t = c + X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Où ε_t est un processus stationnaire de type bruit blanc.

Selon le constant c , on définit deux processus DS différents :

Si $c = 0$, le processus DS est dit sans dérive ou processus pur. Il s'écrit : $X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t$

Comme ε_t est un bruit blanc, le processus DS est dit marche aléatoire (Random Walk).

Ecrivons ce modèle sous forme moyenne mobile à l'infini

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$X_{t-1} = X_{t-2} + \varepsilon_{t-1} \Rightarrow X_t = X_{t-2} + \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$X_{t-2} = X_{t-3} + \varepsilon_{t-2} \Rightarrow X_t = X_{t-3} + \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

⋮

$$X_t = X_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$$

X_t est l'accumulation des chocs passés et présents, c'est-à-dire un choc à une date t quelconque a un impact permanent sur le niveau du processus pour toutes les dates ultérieures.

En supposons que X_0 existe, les caractéristiques de ce modèle sont donc :

$$\left\{ \begin{array}{l} E(X_t) = X_0 \\ V(X) = t \delta_{\varepsilon_t}^2 \\ COV(X_t, X_{t'}) = \delta_{\varepsilon_t}^2 \text{Min}(t, t') \quad \text{pour } t \neq t' \end{array} \right.$$

X_t est non stationnaire, puisque sa variance dépend du temps. L'influence du choc ε_t à une date t sur un processus DS est permanente. On a ainsi, une propriété de persistance des chocs.

Si $c \neq 0$, le processus DS est dit avec dérive. Il s'écrit : $X_t = c + X_{t-1} + \varepsilon_t$

Sa forme équivalente développée est la suivante :

$$X_t = c + X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$X_{t-1} = c + X_{t-2} + \varepsilon_{t-1} \Rightarrow X_t = 2c + X_{t-2} + \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$X_{t-2} = c + X_{t-3} + \varepsilon_{t-2} \Rightarrow X_t = 3c + X_{t-3} + \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

⋮

$$X_t = tc + X_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{t-i}$$

Les caractéristiques de ce processus sont :

$$\left\{ \begin{array}{l} E(X_t) = tc + X_0 \\ V(X) = t \delta_{\varepsilon_t}^2 \\ COV(X_t, X_{t'}) = \delta_{\varepsilon_t}^2 \text{Min}(t, t') \quad \text{pour } t \neq t'. \end{array} \right.$$

X_t est non stationnaire car son espérance et sa variance dépendent du temps.
 Pour stationnariser un processus DS d'ordre d , il faut appliquer le filtre :

3.2. Les tests de racines unitaires :

3.2.1 Le test de Dickey Fuller simple

Le test de Dickey Fuller (D-F) simple est un test de racine unitaire, il est construit à partir de modèles de base suivants :

$$[1] : (1 - \phi_1 L) X_t = \varepsilon_t, \text{ modèle autorégressif d'ordre 1 : AR (1)}$$

$$[2] : (1 - \phi_1 L) (X_t - \mu) = \varepsilon_t, \text{ modèle AR (1) comportant un terme constant, où } E(X_t) = \mu$$

$$[3] : (1 - \phi_1 L) (X_t - \alpha - \beta t) = \varepsilon_t, \text{ modèle AR (1) avec tendance et } \varepsilon_t \rightarrow iid(0, \delta_{\varepsilon_t}^2)$$

La règle de décision est formulée comme suit :

$$\left\{ \begin{array}{l} H_1 : |\phi_1| < 1 \quad \text{le processus est stationnaire} \\ H_0 : |\phi_1| \geq 1 \quad \text{le processus est non stationnaire} \end{array} \right.$$

- **Déroulement du test de DFS**

Estimation du paramètre ϕ_1 dans les trois modèles par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Notons par $\hat{\phi}_1$ l'estimateur de ϕ_1 dans le modèle [1], $\tilde{\phi}_1$ l'estimateur de ϕ_1 dans le modèle [2] et $\dot{\phi}_1$ l'estimateur de ϕ_1 dans le modèle [3]. On a :

$$\hat{\phi}_1 = \frac{\sum_{t=2}^n X_{t-1} \varepsilon_t}{\sum_{t=2}^n X_{t-1}^2}$$

Calculer les statistiques de test. Soient $t_{\hat{\phi}_1}$, $t_{\tilde{\phi}_1}$ et $t_{\dot{\phi}_1}$ ces statistiques. Par exemple

$$t_{\hat{\phi}_1} = \frac{\hat{\phi}_1 - 1}{\hat{\delta}_{\hat{\phi}_1}^2}. \text{ Alors, si } t_{\hat{\phi}_1} > t_{\hat{\phi}_1}^{\text{tabulé}} \Rightarrow \text{on accepte } H_0, \text{ il existe une racine unitaire.}$$

Remarque : le test se fait de la même manière pour les modèles [2] et [3]

3.2.2 Tests Dickey - Fuller augmentés :

Le test précédent s'applique lorsque la série X_t est caractérisée par un processus AR(1). Dickey et Fuller ont généralisé ce test à une série caractérisée par un AR(p). On parle alors du test de Dickey et Fuller augmenté. Les modèles [1], [2] et [3] peuvent être transformés comme suit :

[4] : $(1 - \phi_1 \beta) X_t = Z_t$, modèle autorégressif d'ordre 1 : AR (1)

[5] : $(1 - \phi_1 \beta) (X_t - \mu) = Z_t$, modèle AR (1) avec terme constant et $E(X_t) = \mu$

[6] : $(1 - \phi_1 \beta) (X_t - \alpha - \beta t) = Z_t$, modèle AR (1) avec tendance et $\varepsilon_t \rightarrow iid(0, \delta_{\varepsilon_t}^2)$

$$Z_t = \sum_{i=1}^{p-1} \theta_i Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad \text{Et } \varepsilon_t \rightarrow iid(0, \delta_{\varepsilon_t}^2)$$

Ou encore : $\theta(\beta) Z_t = \varepsilon_t$

Où $\theta(\beta)$ un polynôme d'opérateur de degré (p-1)

En applique le test de DFA sur le modèle [4] et en suite se test se fait de la même manière pour les modèles [5] et [6].

Multipliant les deux membres du modèles [4] par $\theta_{p-1}(\beta)$ on obtient : $\theta(\beta)(1 - \phi_1 \beta) X_t = \varepsilon_t$

$$X_t = (\theta_1 + \phi_1) X_{t-1} + \dots + (\theta_{p-1} - \theta_{p-2} \phi_1) X_{t-p+1} - \theta_{p-1} \phi_1 X_{t-p} + \varepsilon_t$$

Alors le test de DFA consiste à estimer d'abord la régression ΔX_t

Cependant l'écriture du modèle ΔX_t est plus complexe en raison de la présence des θ_j

Mais par la méthode de récurrence sur AR(1), AR(2) et AR(3) on peut déduire l'écriture de l'AR(p) :

$$X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \dots + \alpha_p X_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = \left(\sum_{k=1}^p \alpha_k - 1 \right) X_{t-1} - \sum_{j=1}^{p-1} \left(\sum_{k=j+1}^p \alpha_k \right) \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad \dots (2)$$

En utilisant pour $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p$ les coefficients de l'écriture (1), on a :

$$\alpha_1 = \theta_1 + \phi_1$$

$$\alpha_2 = \theta_2 - \theta_1 \phi_1$$

⋮

$$\alpha_{p-1} = \theta_{p-1} - \theta_{p-2} \phi_1$$

$$\alpha_p = \theta_{p-1}\phi_1$$

L'expression (2) s'écrit alors :

$$\Delta X_t = (\theta_1 + \phi_1 + \theta_2 - \theta_1\phi_1 + \dots + \theta_{p-1} - \theta_{p-2}\phi_1 - \theta_{p-1}\phi_1 - 1)X_{t-1} - \sum_{j=1}^{p-1} \left(\sum_{k=j+1}^p \alpha_k \right) \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = [\phi_1(1 - \theta_1 - \theta_2 - \dots - \theta_{p-1}) + \theta_1 + \theta_2 + \dots + \theta_{p-1} - 1] X_{t-1} - \sum_{j=1}^{p-1} \left(\sum_{k=j+1}^p \alpha_k \right) \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = (\phi_1 - 1)(1 - \theta_1 - \theta_2 - \dots - \theta_{p-1})X_{t-1} - \sum_{j=1}^{p-1} \left[\sum_{k=j+1}^p (\theta_k - \theta_{k-1}\phi_j) \right] \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

Tester la présence de la racine unité revient donc à tester la significativité du coefficient qui se trouve devant X_{t-1}

D'où : l'hypothèse H_0 testée :

$$H_0: (\phi_1 - 1)(1 - \theta_1 - \dots - \theta_{p-1}) = 0 \Leftrightarrow \phi_1 - 1 = 0 \Leftrightarrow \phi_1 = 1$$

Remarque : les étapes suivantes du test sont les memes que celles du test DFS. Ce test se fait de la même manière sur les modèles [5] et [6].

4. Approche multivariée des séries temporelles.

Un modèle VAR est un outil économétrique particulièrement adapté pour mesurer l'ensemble de liaisons dynamique à l'intérieur d'un groupe de variables données. Toutes les variables sont initialement considérées comme étant potentiellement endogènes. En règle générale, la modélisation VAR consiste à modéliser un vecteur de variables stationnaires à partir de sa propre histoire et chaque variable est donc expliquer par le passé de l'ensemble des variables.

4.1. Représentation du modèle VAR (autorégressif vectoriel).

4.1.1. Représentation du modèle VAR à deux variables.

Soit une représentation VAR dans laquelle on représente deux variables y_{1t} et y_{2t} . Chacune de ces variables est fonction de ses propres valeurs passées et de celles de l'autre. Un modèle VAR d'ordre p s'écrit :

$$y_{1t} = a_1 + \sum_{i=1}^p b_{1i} y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p c_{1i} y_{2t-i} - d_1 y_{2t} + \varepsilon_{1t} \dots\dots\dots(1.1)$$

$$y_{2t} = a_2 + \sum_{i=1}^p b_{2i} y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p c_{2i} y_{2t-i} - d_2 y_{1t} + \varepsilon_{2t} \dots\dots\dots(1.2)$$

Les variables y_{1t} et y_{2t} sont considérées comme étant stationnaires, les perturbations ε_{1t} et ε_{2t} (les innovations ou les chocs) sont des bruits blancs de variances constantes δ_1^2 et δ_2^2 et non

autocorrélées ($E(\varepsilon_{1t} \varepsilon_{2t-1}) = 0, \forall t \in Z$). On constate immédiatement l'abondance des paramètres à estimer (ici $4 \cdot (p+1)$ paramètres) et les pertes de degrés de liberté qui en résultent. Ce modèle n'est pas écrit sous forme réduite : en effet, y_{1t} dépend de y_{2t} et réciproquement y_{2t} a un effet sur y_{1t} . Ce système initial est appelé forme structurelle de la représentation VAR. Sous forme matricielle, ce modèle devient :

$$BY_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (1.3)$$

$$\text{Avec : } B = \begin{pmatrix} 1 & d_1 \\ d_2 & 1 \end{pmatrix}, A_0 = \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \end{pmatrix}, A_i = \begin{pmatrix} b_{1i} & c_{1i} \\ b_{2i} & c_{2i} \end{pmatrix}, Y_t = \begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{pmatrix} \text{ et } \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

Pour obtenir un modèle VAR sous forme réduite, on multiplie les deux membres de (1.3) par B^{-1} . Le modèle sous forme réduite s'écrit :

$$Y_t = \tilde{A}_0 + \sum_{i=1}^p \tilde{A}_i Y_{t-i} + \mathcal{G}_t \dots\dots (1.4)$$

Avec

$$\tilde{A}_i = B^{-1} A_i$$

Et

$$\nu_t = B^{-1} \varepsilon_t \dots$$

Ou encore, en écriture développée:

$$y_{1t} = \tilde{a}_1 + \sum_{i=1}^p \tilde{b}_{1i} y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p \tilde{c}_{1i} y_{2t-i} + \nu_{1t} \dots\dots\dots (1.5)$$

$$y_{2t} = \tilde{a}_2 + \sum_{i=1}^p \tilde{b}_{2i} y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p \tilde{c}_{2i} y_{2t-i} + \nu_{2t} \dots\dots\dots (1.6)$$

On constate alors que la variable y_{2t} ne dépend plus directement de y_{1t} mais dépend seulement des valeurs passées de y_{2t} et de y_{1t} et de l'innovation \mathcal{G}_{2t} . Dans cette spécification, les erreurs \mathcal{G}_{1t} et \mathcal{G}_{2t} sont fonction des innovations ε_{1t} et ε_{2t} : en effet, puisque

$$\nu_t = B^{-1} \varepsilon_t$$

On obtient :

$$\mathcal{G}_{1t} = \frac{\varepsilon_{1t} - d_1 \varepsilon_{2t}}{1 - d_1 d_2} \dots\dots\dots (1.7)$$

$$\mathcal{G}_{2t} = \frac{\varepsilon_{2t} - d_2 \varepsilon_{1t}}{1 - d_1 d_2} \dots\dots\dots (1.8)$$

On démontre que :

$$E(\mathcal{G}_{1t}) = E(\mathcal{G}_{2t}) = 0$$

$$E(\mathcal{G}_{1t}\mathcal{G}_{1t-j}) = E(\mathcal{G}_{2t}\mathcal{G}_{2t-j}) = 0$$

Les erreurs ont une espérance nulle et sont non autocorrélées. La variance de l'erreur est constante (indépendante du temps) car

$$E(\mathcal{G}_{1t}^2) = \frac{\delta_1^2 + d_1^2 d_2^2}{(1 - d_1 d_2)^2}$$

$$E(\mathcal{G}_{2t}^2) = \frac{\delta_2^2 + d_2^2 d_1^2}{(1 - d_1 d_2)^2}$$

On peut aussi montrer que $E(\mathcal{G}_{1t}\mathcal{G}_{2t-h})$ s'écrit :

$$E(\mathcal{G}_{1t}\mathcal{G}_{2t-h}) = \begin{cases} 0 & h \neq 0 \\ \frac{-d_2\delta_1^2 + d_1^2\delta_2^2}{(1 - d_1 d_2)^2} & h = 0 \end{cases}$$

On constate que les erreurs \mathcal{G}_{1t} et \mathcal{G}_{2t} peuvent être corrélées alors même que les innovations du modèle structurel ε_{1t} et ε_{2t} sont non corrélées. On constate aussi que cette covariance est nulle en particulier lorsque $d_1 = d_2 = 0$. Dans ce cas, les variables y_{1t} et y_{2t} n'ont pas d'influence l'une sur l'autre, les erreurs \mathcal{G}_{1t} et \mathcal{G}_{2t} sont non corrélées.

4.1.2. Représentation générale du modèle VAR.

La généralisation de la représentation VAR à k variables et p décalages (notée VAR(p)) s'écrit sous forme matricielle :

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{C} + \Phi_1 \mathbf{X}_{t-1} + \Phi_2 \mathbf{X}_{t-2} + \dots + \Phi_p \mathbf{X}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (1.10)$$

Ou de façon équivalente :

$\Phi(L)X_t = C + \varepsilon_t$ (1.11) où C désigne le vecteur constant de dimension (k,1),

Avec

$$\Phi(L) = \sum_{i=0}^p \Phi_i L^i = I_k - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2 - \dots - \Phi_p L^p.$$

I_k désigne la matrice identité de type (k, k),

$$X_t = \begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ \vdots \\ x_{kt} \end{bmatrix} \quad \Phi_i = \begin{bmatrix} \Phi_{(1,1)}^i & \Phi_{(1,2)}^i & \dots & \dots & \Phi_{(1,k)}^i \\ \Phi_{(2,1)}^i & \Phi_{(2,2)}^i & \dots & \dots & \Phi_{(2,k)}^i \\ \vdots & \vdots & \ddots & \dots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \dots & \ddots & \vdots \\ \Phi_{(k,1)}^i & \Phi_{(k,2)}^i & \dots & \dots & \Phi_{(k,k)}^i \end{bmatrix} \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{kt} \end{bmatrix}.$$

Et Φ_p est différent de O_k (O_k désigne la matrice nulle).

On note que $\sum_{\varepsilon} = E(\varepsilon_t \varepsilon_t')$ la matrice de dimension (k,k) des variances et covariances des erreurs est symétrique, définie positive. Cette matrice est bien sûr inconnue. Le processus vectoriel des innovations $\{ \varepsilon_t, t \in \mathbb{Z} \}$ est indépendant et identiquement distribué (i.i.d) et suit la loi $N(O_k, \sum_{\varepsilon})$.

4.1.3. Conditions de stationnarité

Un modèle VAR est stationnaire, s'il satisfait les trois conditions classiques :

- $E(X_t) = m$ (indépendant de t) $\forall t$,
- $\forall j=1, \dots, k, E(X_{jt}^2) < \infty$
- $E \left[(X_{t+h} - m)(X_t - m)' \right] = \gamma(h)$ (indépendant de t).
(k,k)

On démontre (référence) qu'un processus VAR(p) est stationnaire si le polynôme défini à partir du déterminant du polynôme matriciel $\Phi(L)$:

$$\text{Det} [\Phi(\lambda_i)] = | \Phi(\lambda_i) | = | I_n \lambda_i^p - \Phi_1 \lambda_i^{p-1} - \Phi_2 \lambda_i^{p-2} - \dots - \Phi_{p-1} \lambda_i^1 - \Phi_p |$$

A ses racines à l'extérieur du cercle unité du plan complexe.

4.2. Estimation du modèle VAR.

Les paramètres du processus VAR ne peuvent être estimés que sur des séries chronologiques stationnaires (sans saisonnalité et sans tendance).

- **Méthode d'estimation**

Dans le cas d'un processus VAR, chacune des équations peut être estimée par les MCO, indépendamment les une des autres autres (ou par une méthode de maximum de vraisemblance).

4.3. Estimation du nombre de décalages.

Pour déterminer le nombre de retards optimal pour un VAR(p), on peut utiliser les critères de Akaike et de Schwartz pour déterminer l'ordre p du modèle. Une procédure type consiste à estimer tous les modèles VAR pour des ordres p allant de 0 à un certain ordre h fixé de façon arbitraire (nombre de retards maximum pour la taille d'échantillon considéré, ou nombre de retards maximum compatible avec une théorie ou une intuition économique). Pour chacun de ces modèles, on calcule les fonctions AIC (p) et SC (p) de la façon suivante :

$$AIC(p) = \ln \left[\det \left[\sum_e \right] \right] + 2 \frac{k^2 P}{n}$$
$$FC(P) = \ln \left[\det \left[\sum_e \right] \right] + \frac{k^2 P \ln(n)}{n}$$

Où n est le nombre d'observations, k le nombre de variable du système, \sum_e la matrice des variances et covariances des résidus du modèle. Le retard p qui minimise les critres AIC ou SC est retenu.

Section 2 : La théorie de la cointégration et les modèles à correction d'erreur (ECM)

1. Le concept de cointégration.

1.1. Variable intégrée d'ordre d.

On appelle variable intégrée d'ordre d une variable X_t telle que :

- sa différence d-ième est stationnaire,
- après avoir été différenciée d fois, elle possède une représentation ARMA inversible.

On notera : $X_t \rightarrow I(d)$.

1.2 Cointégration

On appelle variables cointégrées X_t, Y_t une combinaison de variables intégrées du même ordre d telle que : $\varepsilon_t = Y_t - aX_t - b$ soit intégrée d'ordre (d-b), $0 < b \leq d$.

On notera : $\varepsilon_t \rightarrow I(d-b)$ ou encore $(X_t, Y_t) \rightarrow CI(d, b)$.

Afin de vérifier si la régression effectuée sur des variables non stationnaires ne sera pas fallacieuse, il faut d'abord réaliser un test de cointégration

2. Cointégration entre deux variables et modèle à cointégration d'erreurs (ECM) au sens de Granger

2.1. Test de cointégration

Etape 1 : Tester l'ordre d'intégration des deux variables :

Une condition nécessaire de cointégration est que les séries doivent être intégrées de même ordre. Si les séries ne sont pas intégrées de même ordre, elles ne peuvent pas être cointégrées.

Il convient donc de vérifier l'ordre d'intégration des chroniques étudiées à l'aide par exemple du test de Dickey-Fuller (simple ou augmenté).

Si les séries considérées ne sont pas intégrées de même ordre, il n'y a alors pas de risque de cointégration et la procédure s'arrête à cette première étape.

Etape 2 : Estimation de la relation de long terme

Si on a :

$$X_t \rightarrow I(1) \text{ Et } Y_t \rightarrow I(1)$$

Alors on estime par les MCO la relation de long terme :

$$Y_t = aX_t + b + \varepsilon_t .$$

Pour qu'il y ait cointégration, il faut que le résidu e_t issu de la régression soit stationnaire :

$$e_t = Y_t - \hat{a}X_t - \hat{b} \rightarrow I(0)$$

La stationnarité du résidu est testée à l'aide de test de Dickey-Fuller (simple ou augmenté).

On remarque ici que la relation porte sur les résidus et non pas sur les erreurs de l'équation de cointégration. Si le résidu est stationnaire, nous pouvons alors estimer un modèle appelé modèle à correction d'erreur (MCE) qui a intégré les variables en variation et en niveau (le théorème de la représentation de Granger met en évidence le lien entre cointégration et modèle à correction d'erreur). L'emploi d'un modèle à correction d'erreur dans le cas de la cointégration permet d'obtenir des prévisions plus fiables que si on avait utilisé la relation de long terme car les résultats de **l'estimation de cette relation sont faussées par la non stationnarité des séries.**

2.2. Présentation du modèle à correction d'erreurs

Si on a deux séries cointégrées ($Y_t - \hat{a}X_t - \hat{b} \rightarrow I(0)$), on peut estimer le modèle à correction d'erreur (MCE) suivant :

$$\Delta Y_t = \gamma \Delta X_t + \lambda(Y_{t-1} - aX_{t-1} - b) + \mathcal{G}_t \text{ avec } \lambda < 0$$

On peut remarquer que la paramètre λ doit être négatif pour qu'il y ait un retour de Y_t à sa valeur d'équilibre de long terme qui est $(aX_{t-1} + b)$. En effet, lorsque Y_{t-1} est supérieur à $(aX_{t-1} + b)$, il y a une force de rappel vers l'équilibre de long terme que si $\lambda < 0$.

Le MCE permet de modéliser conjointement les dynamiques de court terme (représentées par les variables en différence première) et de long terme (représentées par les variables en niveau). La dynamique de court terme s'écrit :

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 X_t + \alpha_3 X_{t-1} + \mathcal{G}_t$$

La dynamique de long terme s'exprime de la manière suivante :

$$Y_t = aX_t + b + \varepsilon_t$$

Car à long terme, on a $Y_{t-1} = Y_t$, $X_{t-1} = X_t$ et la dynamique de court terme devient à long terme :

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 X_t + \alpha_3 X_t + \mathcal{G}$$

$$(1 - \alpha) Y_t = (\alpha_1 + \alpha_2) X_t + \alpha_0 + \mathcal{G}$$

$$Y_t = a X_t + b + \varepsilon_t$$

Où $a = \frac{\alpha_2 + \alpha_3}{1 - \alpha_1}$, $b = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1}$, $\varepsilon_t = \frac{\mathcal{G}}{1 - \alpha_1}$.

Le MCE s'obtient à partir de la dynamique de court terme :

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t - 1 + \alpha_2 X_t + \alpha_3 X_{t-1} + \mathcal{G}_t$$

$$Y_t - Y_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} - Y_{t-1} + \alpha_2 X_t - \alpha_2 X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-1} + \alpha_3 X_{t-1} + \mathcal{G}_t$$

$$\Delta Y_t = (\alpha_1 - 1) Y_{t-1} + \alpha_2 (X_t - X_{t-1}) + \alpha_0 + (\alpha_2 + \alpha_3) X_{t-1} + \mathcal{G}_t$$

$$\Delta Y_t = (\alpha_1 - 1) Y_{t-1} + \alpha_2 (X_t - X_{t-1}) + \alpha_0 + (\alpha_2 + \alpha_3) X_{t-1} + \mathcal{G}_t$$

$$\Delta Y_t = -(1 - \alpha_1) Y_{t-1} + \alpha_2 (X_t - X_{t-1}) + \alpha_0 + (\alpha_2 + \alpha_3) X_{t-1} + \mathcal{G}_t$$

$$\Delta Y_t = -(1 - \alpha_1) \left(Y_{t-1} - \frac{(\alpha_2 + \alpha_3)}{1 - \alpha_1} X_{t-1} - \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1} \right) + \alpha_0 \Delta X_t + \mathcal{G}_t$$

$$\Delta Y_t = \gamma \Delta X_t + \lambda (Y_{t-1} - a X_{t-1} - b) + \mathcal{G}_t$$

Où $\alpha_2 = \gamma$; $\lambda = -(1 - \alpha_1)$; $a = \frac{\alpha_2 + \alpha_3}{1 - \alpha_1}$; $b = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1}$.

2.3. Estimation de MCE avec une seule variable explicative

Si les séries X et Y sont cointégrées, en s'intéressant au cas :

$$(X_t, Y_t) \rightarrow CI(1,1)$$

Nous pouvons estimer le MCE.

Etape 1 : Estimation par les MCO de la relation de long terme :

$$Y_t = a X_t + b + \varepsilon_t$$

Etape 2 : Estimation par MCO de la relation du modèle dynamique de court terme :

$$\Delta Y_t = \gamma \Delta X_t + \lambda e_{t-1} + \mathcal{G}_t \text{ avec } \lambda < 0$$

Où $e_t = Y_t - \hat{a}X_t - \hat{b}$. Le coefficient λ doit être significativement négatif. Dans le cas contraire, la spécification de type MCE n'est pas valable. L'inconvénient de la méthode de Granger est qu'elle ne permet pas de distinguer plusieurs relations de cointégration. En effet, si on étudie simultanément N variables avec $N > 2$, on peut avoir jusqu'à (N-1) relations de cointégration. La méthode Granger ne nous permet d'obtenir qu'une seule relation de cointégration. Afin de pallier cette difficulté, Johansen (1988) a proposé une approche multivariée de la cointégration fondée sur la méthode du maximum de vraisemblance.

3. Test de cointégration entre plusieurs variables et modèle à correction d'erreurs vectorielles (VECM)

Considérons un vecteur X_t contenant N variables $\rightarrow I(1)$. La représentation VAR(p) de X_t est :

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_p X_{t-p} + \xi_t \quad \text{Avec } \xi_t \rightarrow N(0, \Sigma)$$

$(N,1) \quad (N,1) \quad (N,1) \quad (N,1) \quad (N,1)$

Un modèle VAR(2) composé de 3 variables (X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}) avec p=2 retard s'écrit :

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \xi_t$$

Ou encore

$$\begin{pmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ x_{3t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix} * \begin{pmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \\ x_{3,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{14} & a_{15} & a_{16} \\ a_{24} & a_{25} & a_{26} \\ a_{34} & a_{35} & a_{36} \end{pmatrix} * \begin{pmatrix} x_{1,t-2} \\ x_{2,t-2} \\ x_{3,t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{pmatrix}$$

Ce qui donne le système d'équations suivant :

$$\begin{cases} x_{1t} = a_{11}x_{1,t-1} + a_{12}x_{2,t-1} + a_{13}x_{3,t-1} + a_{14}x_{1,t-2} + a_{15}x_{2,t-2} + a_{16}x_{3,t-2} + \varepsilon_{1t} \\ x_{2t} = a_{21}x_{1,t-1} + a_{22}x_{2,t-1} + a_{23}x_{3,t-1} + a_{24}x_{1,t-2} + a_{25}x_{2,t-2} + a_{26}x_{3,t-2} + \varepsilon_{2t} \\ x_{3t} = a_{31}x_{1,t-1} + a_{32}x_{2,t-1} + a_{33}x_{3,t-1} + a_{34}x_{1,t-2} + a_{35}x_{2,t-2} + a_{36}x_{3,t-2} + \varepsilon_{3t} \end{cases}$$

On écrit le modèle VAR(2) en différence première et en fonction de X_{t-1} en ajoutant les termes suivants (en gras) :

$$X_t - X_{t-1} = A_1 X_{t-1} - X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \mathbf{A_2 X_{t-1}} - \mathbf{A_2 X_{t-1}} + \xi_t$$

$$\Delta X_t = (A_1 - I)X_{t-1} + A_2 (X_{t-1} - X_{t-2}) + \mathbf{A_2 X_{t-1}} + \xi_t$$

$$\Delta X_t = (A_1 + A_2 - I)X_{t-1} - A_2 \Delta X_{t-1} + \xi_t$$

$$\Delta X_t = B_1 X_{t-1} + \Pi X_{t-1} + \xi_t$$

Où $B_1 = -A_2$ et $\Pi = A_1 + A_2 - I$.

Afin de mettre en évidence un modèle VECM, posons $\Pi = \alpha\beta'$ avec β' comprenant r vecteurs de cointégration (avec $0 < r < N$). Supposons que $r=2$, on a :

$$\begin{pmatrix} \Delta x_{1t} \\ \Delta x_{2t} \\ \Delta x_{3t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{pmatrix} * \begin{pmatrix} \Delta x_{1,t-1} \\ \Delta x_{2,t-1} \\ \Delta x_{3,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} \end{pmatrix} * \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} \end{pmatrix} * \begin{pmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \\ x_{3,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{pmatrix}$$

De manière générale, si on a la représentation VAR(p) suivante :

$$\begin{matrix} X_t & = & A_1 X_{t-1} + \dots + A_p X_{t-p} + \xi_t & \text{Avec } \xi_t \rightarrow N(0, \Sigma) \\ (N,1) & & (N,1) & (N,1) & (N,1) & (N,1) & (N,1) \end{matrix}$$

Le modèle VECM v'a s'écrire comme suit :

$$\Delta X_t = B_1 X_{t-1} + \dots + B_{p-1} X_{t-(p-1)} + \Pi X_{t-1} + \xi_t$$

$$\text{Où } B_i = \sum_{j=i+1}^p -A_j \text{ avec } i=1, \dots, k-1 \text{ et } \Pi = A_1 + \dots + A_k - I$$

On pose $\Pi = \alpha\beta'$ avec α une matrice (N, r) avec $r < N$ contenant les vitesses d'ajustement pour chacun des vecteurs de cointégration et β' une matrice (r, N) comprenant les r relations de cointégration. Donc pour pouvoir estimer un modèle VECM, il faut que $\text{Rg}(\Pi) = \text{Rg}(\alpha\beta') = r$, ce qui implique que Π a r valeurs propres non nulles.

Or $\text{Rg}(\Pi) = \text{Rg}(\alpha\beta') \leq \text{Min}(\text{Rg}(\alpha), \text{Rg}(\beta'))$. Donc il faut que $\text{Rg}(\beta') = r$ pour que $\text{Rg}(\Pi) = r$. Donc il faut que β' possède r valeurs propres non nulles.

Trois cas peuvent se présenter :

- $\text{Rg}(\Pi) = 0$ donc $r = 0$: il existe donc pas de relation de cointégration. On ne peut donc pas estimer un modèle VECM. En revanche, il est possible d'estimer un modèle VAR sur ΔX_t .
- $\text{Rg}(\Pi) = r$: il existe r relations de cointégration. Un modèle VECM peut alors être estimé.
- $\text{Rg}(\Pi) = N$: il n'existe pas de relations de cointégration. Un modèle VAR peut être estimé directement sur X_t .

Pour déterminer le nombre de relations r de cointégration, Johansen se base sur la maximisation de la log-vraisemblance suivante :

$$\log L(\alpha, \beta, B_1, \dots, B_{p-1}, \Sigma) = -\frac{NT}{2} \log(2\pi) - \frac{T}{2} \log[\det(\Sigma)] - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\xi_t' \Sigma^{-1} \xi_t)$$

où T est le nombre d'observations, N le nombre de variables dans X et $\det(\Sigma)$ représente le déterminant de la matrice de variance-covariance.

Pour obtenir l'estimateur du maximum de vraisemblance de β , il faut résoudre l'équation suivante :

$$\text{Det}[\lambda S_{pp} - S_{p0} S_{00}^{-1} S_{0p}] = 0 \dots (*)$$

Où $S_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{it} e'_{jt}$ pour $i, j = 0, p$. Les termes e_{0t} et e_{pt} sont donnés par :

$$\Delta X_t = \Theta_{01} \Delta X_{t-1} + \dots + \Theta_{0p-1} X_{t-(p-1)} + e_{0t}$$

ET

$$\Delta X_{t-p} = \Theta_{p1} \Delta X_{t-1} + \dots + \Theta_{pp-1} X_{t-(p-1)} + e_{pt}$$

Avec $\Theta_{0i} = (B_i - \alpha B' B_i)$ et $\Theta_{pi} = B_i$ pour $i = 1, \dots, p-1$

La résolution de l'équation (*) nous donne les N valeurs propres ($\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_N$) avec ($\hat{\lambda}_1 > \dots > \hat{\lambda}_N$) et les N vecteurs propres associés. Pour déterminer les r valeurs propres non nulles qui vont nous donner les relations de cointégration, Johansen a proposé le test de la trace.

Ce test repose sur l'hypothèse nulle qu'il existe au plus r relations de cointégration (ce qui signifie qu'il y a r valeurs propres non nulles et N- r valeurs propres nulles) :

$$H_0 : \lambda = 0,$$

$$i = r + 1, \dots, N.$$

La statistique de test est la suivante :

$$TR = -T \sum_{i=r+1}^N \log(1 - \hat{\lambda}_i)$$

Les valeurs critiques de la statistique TR ont été tabulées par Johansen puis par Osterwald-Lénum (1992). On accepte H_0 lorsque la valeur de la statistique TR est inférieure à sa valeur critique.

Synthèse de la procédure de test de cointégration et d'estimation du VECM :

Étape 1 : Test de stationnarité sur les séries pour déterminer s'il y a possibilité de cointégration ou non.

Étape 2 : Si le test de stationnarité montre que les séries sont intégrées d'un même ordre alors il y a risque de cointégration. On peut envisager l'estimation d'un modèle VECM. Pour ce faire, on commence par déterminer le nombre de retards p du modèle VAR(p) à l'aide des critères d'informations (Akaike et Schwarz).

Étape 3 : Mise en place de test de Johansen permettant de connaître le nombre de relations de cointégration.

Étape 4 : Identification des relations de cointégration, c-à-d de relations de long terme entre les variables.

Étape 5 : Estimation par la méthode de maximum de vraisemblance du modèle VECM est validation des tests usuels : significativité des coefficients et vérifications que les résidus soient des bruits blancs.

Section 3 : La théorie de la causalité

Une des questions que l'on peut se poser à partir d'un modèle VAR est de savoir s'il existe une relation de causalité entre les différentes variables du système. Il existe ainsi plusieurs définitions de la causalité :

- causalité au sens de Granger
- causalité au sens de Sims

Nous nous limiterons à l'exposé de la causalité au sens de Granger qui est la plus fréquemment utilisée en économétrie. On se restreint au cas d'un processus bivarié

(n = 2) que l'on :

$$Z_t = \begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix}$$

1. Définition de la causalité au sens de Granger.

La question est de savoir si la variable x "cause" ou non la variable y.

Définition : On dit que la variable x cause au sens de Granger la variable y si et seulement si la connaissance du passé de x améliore la prévision de y à tout horizon.

De cette définition découle un corollaire :

Corollaire : On dit que la variable x ne cause pas la variable y au sens de Granger, si et seulement si :

$$E\left(\frac{y_{t+h}}{y_t, y_{t-1}, \dots, y_1}\right) = E(y_{t+h} / y_t, y_{t-1}, \dots, y_1, x_t, x_{t-1}, \dots, x_1)$$

De façon équivalente, on dit alors que la variable y est exogène au sens des séries temporelles.

2. Test de la causalité.

Soit le modèle VAR(p) pour lequel les variables y_{1t} et y_{2t} sont stationnaires :

$$\begin{cases} y_{1t} = \gamma_1 + \alpha_{11} y_{1t-1} + \alpha_{12} y_{1t-2} + \dots + \alpha_{1p} y_{1t-p} + \beta_{11} y_{2t-1} + \beta_{12} y_{2t-2} + \dots + \beta_{1p} y_{2t-p} + \mathcal{G}_{1t} \dots (1.1) \\ y_{2t} = \gamma_2 + \alpha_{21} y_{1t-1} + \alpha_{22} y_{1t-2} + \dots + \alpha_{2p} y_{1t-p} + \beta_{21} y_{2t-1} + \beta_{22} y_{2t-2} + \dots + \beta_{2p} y_{2t-p} + \mathcal{G}_{2t} \dots (1.2) \end{cases}$$

Le test consiste à poser ces deux hypothèses :

- y_{2t} ne cause pas y_{1t} si l'hypothèse H_0 suivante est acceptée :

$$\beta_{11} = \beta_{12} = \beta_{13} = \dots = \beta_{1p} = 0$$

- y_{1t} ne cause pas y_{2t} si l'hypothèse H_0 suivante est acceptée :

$$\alpha_{21} = \alpha_{22} = \alpha_{23} = \dots = \alpha_{2p} = 0$$

On teste ces deux hypothèses à l'aide d'un test de Fisher classique. On peut faire le test équation par équation :

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0 : \beta_{11} = \beta_{12} = \beta_{13} = \dots = \beta_{1p} = 0 \text{ et } y_{1t} = \gamma_1 + \alpha_{11} y_{2t} + \alpha_{12} y_{1t-2} + \dots + \alpha_{1p} y_{1t-p} + u_{1t} \\ H_1 : \text{au moins un des coefficient } \beta \neq 0 \text{ et } y_{2t} \text{ cause } y_{1t} \end{array} \right.$$

Et

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0 : \alpha_{21} = \alpha_{22} = \alpha_{23} = \dots = \alpha_{2p} = 0 \text{ et } y_{2t} = \gamma_2 + \beta_{21} y_{2t-1} + \beta_{22} y_{2t-2} + \dots + \beta_{2p} y_{2t-p} + u_{2t} \\ H_1 : \text{au moins un des coefficient } \alpha \neq 0 \text{ et } y_{1t} \text{ cause } y_{2t} \end{array} \right.$$

Si nous sommes amenés à accepter les deux hypothèses que y_{1t} cause y_{2t} et que y_{2t} cause y_{1t} , on parle de boucle rétroactive.

- **Le déroulement du test de Fisher :**

Sous H_0 :

Etape 1 : Nous estimons les modèles (1.1) et (1.2) on obtient :

$$y_{1t} = \hat{\gamma}_1 + \hat{\alpha}_{11} y_{2t} + \hat{\alpha}_{12} y_{1t-2} + \dots + \hat{\alpha}_{1p} y_{1t-p} + u_{1t}$$

Etape 2 : 1-Calcul de *SCRNC* (somme des carrées résiduelle non contrainte), c-à-d à partir du modèle (1.1).

2- Calcul de *SCRC* (somme des carrées résiduelle contraint) à partir du modèle (1.2).

Etape 3 : Calcul du rapport de Fisher :

$$F_c = \frac{(SCRR - SCRU / h)}{(SCRU / (n - 2h - 1))} \text{ Suit une loi de Fisher à } h \text{ et } n-2h-1 \text{ d.d.l.}$$

On écrit :

$$F_c = \frac{(SCRR - SCRU / h)}{(SCRU / (n - 2h - 1))} \rightarrow F^\alpha (h, n - 2h - 1)$$

où h est le nombre de coefficients dont on teste la nullité, n désigne le nombre d'observations et α représente le seuil de signification.

Etape 4 : Nous comparons F_c au $F^\alpha (h, n - 2h - 1)$ lu dans la table du Fisher.

Si $F_c > F^\alpha (h, n - 2h - 1) \Rightarrow$ on rejette H_0 . Dans ce cas, la variable y_{2t} cause y_{1t} (ou la variable y_{2t} explique significativement la variable y_{1t}).

Concernant la 2^{ème} équation, on procède de la même manière.

CHAPITRE IV :

Analyse empirique de la libéralisation financière et de la croissance économique en Algérie

Notre question posée dans ce chapitre est la suivante : est-ce que la libéralisation financière qui détermine la croissance économique ou l'inverse ? Nous avons essayé au début d'apporter une réponse à cette interrogation en analysant la théorie et ces insuffisances. Nous allons à présent aborder la réponse de façon empirique en utilisant des outils économétriques.

La plupart des études analysant l'effet du système financier sur la croissance réalisent leurs analyses économétriques en coupe transversale. L'économétrie repose sur des moyennes, ce qui suppose un comportement homogène, dans le temps, des différentes variables. Or, les bases de données concernant l'étude de croissance économique à long terme comportent une dimension individuelle et temporelle. L'analyse instantanée n'utilise que la dimension individuelle.

Pour les déterminants de la croissance, nous utilisons des variables macroéconomiques comme l'inflation, l'investissement, l'ouverture commerciale et des indicateurs du système financier comme le crédit au secteur privé en % du PIB, le niveau de financiarisation de l'économie. Les valeurs empiriques de ces variables macroéconomiques sont tirées de l'office national des statistiques, de la banque d'Algérie et de ministre de finance.

Concernant la libéralisation financière, nous utilisons l'indice tiré par les indicateurs financiers qui sont utilisés dans la construction et le calcul de l'indice de libéralisation financier.

Nous utiliserons les développements récents de l'économétrie des séries temporelles pour analyser les relations de causalité entre libéralisation financière et la croissance économique. Cette approche se fera en trois étapes : Tests de racine unitaire, tests de cointégration et de causalité de Granger dans le cadre d'un modèle à correction d'erreurs. Pour une meilleure compréhension des résultats, nous avons privilégié un raisonnement en termes d'élasticité en transformant les variables en logarithme. Le programme utilisé à cet effet a été la version 5 de Eviews.

Mais avant de faire ces tests, nous calculons d'abord l'indice de libéralisation financière et déterminons les différents indicateurs significatifs de la croissance économique.

Section 1 : présentation du modèle et choix des variables

Nous utilisons dans notre essai empirique des données annuelles pour un échantillon de 18 observations allant de 1990 jusqu'à 2007. Ce choix de la période est justifié par le fait qu'à partir de l'année 1990 les aspects monétaires et financiers ont été introduits dans le cadre des réformes économiques de 1987. Quoique les banques commerciales, en tant que propriété de l'Etat, aient été soumises au même titre que les entreprises publiques économiques à l'autonomie de gestion à partir de l'année 1987. Mais comme on le verra dans les lignes qui suivent, les mesures portant sur les taux d'intérêt et l'encadrement du crédit ne sont venues que suite à la publication de la loi sur la monnaie et du crédit en avril 1990.

1. Présentation du modèle

Les études qui ont tenté d'utiliser les données de panel pour analyser l'effet des éléments de libéralisation financière sur la croissance sont rares. Il n'y a pratiquement que Berthélemy et Varoudakis (1998) qui utilisent cette méthode pour déterminer l'effet du système financier sur la croissance. La même démarche a été développée par Bekaert, Harvey et Lundblad (2001) qui cherchent à stimuler la croissance économique à travers le paradigme de libéralisation financière. Par référence à ces auteurs et en introduisant l'indice de libéralisation financière dans leurs spécificités empiriques, on va essayer à notre manière de vérifier les liens qui existent entre la croissance économique et cet indice.

Le modèle qu'on va estimer pour évaluer l'effet de la libéralisation financière sur la croissance économique de long terme s'écrit :

$$\log(\text{PIB}) = c + \alpha_1 \log(\text{Inv}) + \alpha_2 \log(\text{Inf}) + \alpha_3 \log(\text{Touv}) + \alpha_4 \log(\text{DefBudg}) + \alpha_5 \log(\text{KH}) + \alpha_6 \log(\text{IndL}) + \alpha_7 \log(\text{M2/PIB}) + \alpha_8 \log(\text{M3/PIB}) + \alpha_9 \log(\text{ActMo}) + \alpha_{10} \log(\text{Crd}) \dots \dots \dots \text{(I)}$$

- log(PIB)** : Le logarithme du PIB réel par habitant.
- log(Inv)** : Le logarithme du taux de l'investissement calculé par le ratio $(FBCF+\Delta S)/PIB$. L'investissement est une variable clef de la croissance et devrait avoir un effet positif.
- log(Inf)** : Le logarithme du taux d'inflation. Ce qui justifie l'introduction du taux d'inflation comme variable explicative de la croissance est le concept de la répression financière. En effet, un taux d'inflation élevée caractérise des économies où la répression financière est forte, afin que le taux d'intérêt réel soit négatif réduisant le poids de la dette publique. Or, une forte inflation défavorise des investissements à long terme et exerce un effet nuisible à la croissance. Le signe attendu pour cette variable est donc négatif.
- IndLF** : L'indice de libéralisation financière, cette variable est utilisée comme une variable proxy de la libéralisation financière. Le calcul de cet indice est un exercice qualitatif reposant sur le type et l'année de libéralisation. Ainsi, la construction de notre indice regroupe les six différents éléments du processus de libéralisation financière (libéralisation du taux d'intérêt, réserves obligatoires, réglementation prudentielle, barrière à l'entrée, contrôle des crédits et privatisation des banques commerciales).
- log(M2/PIB)** : Reflète la liquidité de l'économie mesurée par le logarithme du rapport M_2/PIB .
- log (M3/PIB)** : Le logarithme du rapport entre M3 et PIB. Cet indicateur mesure le niveau de pénétration des actifs monétaires et financiers dans l'économie.
- log(ActMo)** : Le logarithme du rapport entre les actifs monétaires les moins liquides dans M3.
- log (Touv)** : Comme Berthélemy et Varoudakis (1998), on utilise le logarithme du coefficient d'ouverture commerciale calculé par le ratio $(\text{exportation}(X)+\text{importation}(M))/PIB$.
- log(Crd)** : Le logarithme des crédits distribués aux secteurs privés, mesuré par le ratio $\text{crédit privé}/PIB$.
- log (DefBudg)** : Le logarithme du déficit budgétaire par rapport au PIB.
- log(KH)** : Le logarithme du stock humain, mesuré par le ration d'inscription à l'enseignement secondaire.

Étant donné qu'une grande part du financement de l'économie des pays émergents s'effectue par l'intermédiaire des banques, l'état de santé du système bancaire constitue l'un des facteurs clés de la réussite ou de l'échec d'une politique de libéralisation financière. C'est pourquoi nous effectuerons des régressions en tenant compte uniquement des variables bancaires et de l'indice de libéralisation financière.

Avant de présenter le test économétrique ainsi que la spécification du modèle, nous exposerons ci-dessous la méthode de construction d'un indice synthétique de la libéralisation financière.

2. Construction de l'indice de libéralisation financière

L'idée de base est d'associer une variable *dummy* à chacune des mesures prévues dans le processus de libéralisation financière. Avant que cette mesure ne prenne effet, la variable *dummy* prend la valeur « 0 », après elle prend la valeur « 1 ». En fin de compte, on obtiendra une matrice dont le nombre de lignes dépend de la période d'observation et le nombre de colonnes du nombre des indicateurs bancaires qui sont, au total, au nombre de neuf indicateurs. A l'intersection de la ligne

et de la colonne, on aura l'information pour une année donnée selon laquelle la mesure prévue vient d'être appliquée ou non.

Tableau N° 08 : Matrice des mesures de libéralisation financière.

Années	Chan 1	Chan 2	Tx_deb _1	Tx_deb _1	Tx_credi	Res_obl	Reg_prud	Con_ban	Mar_mon	Bou_obl	Bou_act
1990	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0
1991	1	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0
1992	1	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0
1993	1	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0
1994	1	1	1	0	1	0	0	1	0	0	0
1995	1	1	1	0	1	0	1	1	1	0	0
1996	1	1	1	1	1	0	1	1	1	0	0
1997	1	1	1	1	1	0	1	1	1	0	0
1998	1	1	1	1	1	0	1	1	1	1	0
1999	1	1	1	1	1	0	1	1	1	1	1
2000	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
2001	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
2002	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
2003	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
2004	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
2005	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
2006	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
2007	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1

Source : Annexe N°01

Le calcul de l'indice de développement financier se fait selon les étapes suivantes:
Pour chaque année i, nous calculerons 11 indicateurs normalisés X_j^{i*} à partir de l'équation :

$$X_j^{i*} = \frac{X_j^i - \overline{X_j}}{\overline{X_j}}$$

Où $\overline{X_j}$ est la moyenne de l'indicateur j sur les 18 années et X_j^i est la variable correspondant à la ligne i et la colonne j du tableau précédent.

Le numérateur qui représente l'écart entre l'année j et la moyenne des autres années, peut être positif lorsque l'année possède un indicateur supérieur à la moyenne de l'ensemble des années et négatif dans le cas contraire. Les résultats obtenus par cet indice permettent alors de connaître la situation de chaque année. Une fois les indicateurs calculés, l'indice global de libéralisation financière correspondra simplement à la moyenne arithmétique des 11 indicateurs, c'est-à-dire :

$$Y^i = \frac{1}{11} \sum_{j=1}^{11} X_j^{i*}$$

Les résultats empiriques sont indiqués dans le tableau suivant :

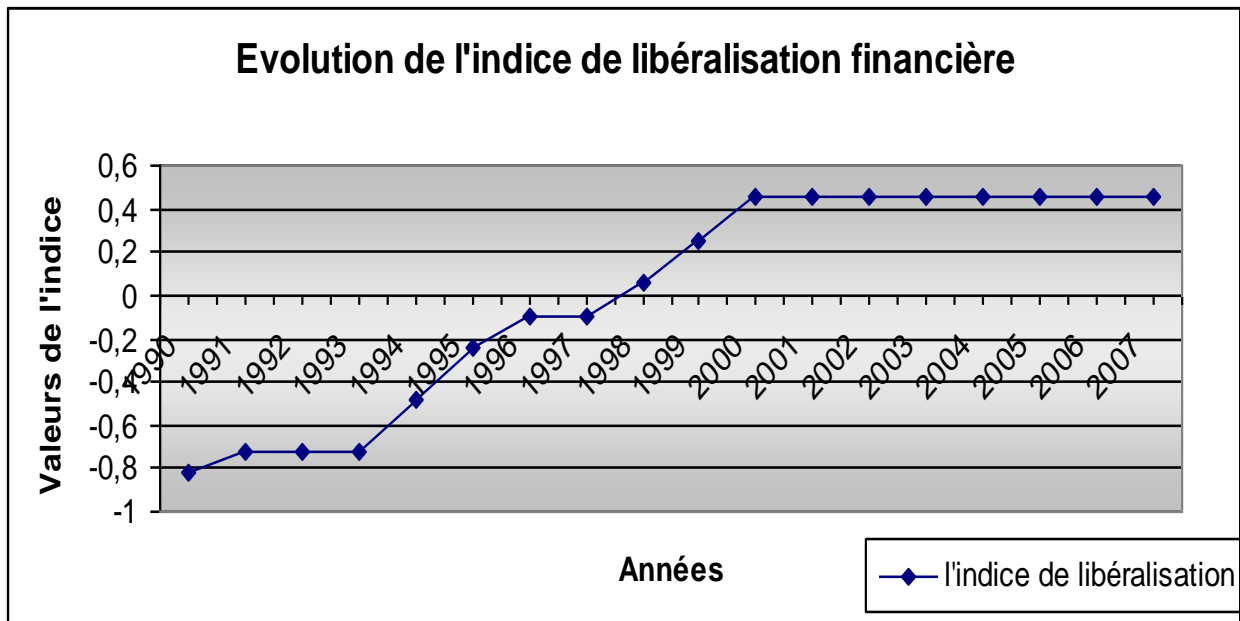
Tableau N° 09 : Calcul de l'indice de libéralisation financière

Années	Chan 1	Chan 2	Tx_deb_1	Tx_deb_2	Tx_cred	Res_Obl	Reg_prud	Con_ban	Mar_mon	Bou_Obl	Bou_act	IndLF
1990	-1	-1	-1	-1	0	-1	-1	0	-1	-1	-1	-0,8
1991	0,059	-1	-1	-1	0	-1	-1	0	-1	-1	-1	-0,7
1992	0,059	-1	-1	-1	0	-1	-1	0	-1	-1	-1	-0,7
1993	0,059	-1	-1	-1	0	-1	-1	0	-1	-1	-1	-0,7
1994	0,059	0,29	0,29	-1	0	-1	-1	0	-1	-1	-1	-0,5
1995	0,059	0,29	0,29	-1	0	-1	0,38	0	0,38	-1	-1	-0,2
1996	0,059	0,29	0,29	0,5	0	-1	0,38	0	0,38	-1	-1	-0,1
1997	0,059	0,29	0,29	0,5	0	-1	0,38	0	0,38	-1	-1	-0,1
1998	0,059	0,29	0,29	0,5	0	-1	0,38	0	0,38	0,8	-1	0,06
1999	0,059	0,29	0,29	0,5	0	-1	0,38	0	0,38	0,8	1	0,25
2000	0,059	0,29	0,29	0,5	0	1,25	0,38	0	0,38	0,8	1	0,45
2001	0,059	0,29	0,29	0,5	0	1,25	0,38	0	0,38	0,8	1	0,45
2002	0,059	0,29	0,29	0,5	0	1,25	0,38	0	0,38	0,8	1	0,45
2003	0,059	0,29	0,29	0,5	0	1,25	0,38	0	0,38	0,8	1	0,45
2004	0,059	0,29	0,29	0,5	0	1,25	0,38	0	0,38	0,8	1	0,45
2005	0,059	0,29	0,29	0,5	0	1,25	0,38	0	0,38	0,8	1	0,45
2006	0,059	0,29	0,29	0,5	0	1,25	0,38	0	0,38	0,8	1	0,45
2007	0,059	0,29	0,29	0,5	0	1,25	0,38	0	0,38	0,8	1	0,45

Source : Tableau N° 08

L'application de cette méthode nous a permis de construire un indice de la libéralisation financière pour l'Algérie et ce sur la période 1990-2007. Le graphique N° 08 ci-dessous donne une idée de son évolution

Graphe N° 08 :



Source : Tableau N° 09

Le calcul de cet indice permet de faire le classement qui suit:

- Si l'indice est supérieur à 0.10 alors le pays est d'un niveau de libéralisation financière relativement élevé.

- Si l'indice est compris entre -0.10 et + 0.10 alors le pays est d'un un niveau de libéralisation financière moyen.
- Si l'indice est inférieur à -0.10, le pays est d'un niveau de libéralisation financière faible.

La courbe ainsi représentée offre quatre paliers.

Le premier est observé en 1994 où l'on enregistre trois mesures. La première portait sur la suppression du plafond du taux d'intérêt débiteur mais avec maintien de la marge bénéficiaire fixée à cette date à 5%. La deuxième mesure portait sur l'institution d'un coefficient des réserves obligatoires à 2,5%. Enfin la troisième mesure revenait sur la question de la valeur du dinar en le dévaluant en deux temps : la première fois en avril 1994 et la seconde en septembre 1994. Le cumul des deux a fait que le dinar a été dévalué de près de 50%.

Le 2ème palier est observé en 1996-1997 suite à la suppression de la marge bénéficiaire de 5% instituée sur les taux créditeurs et de la transformation de la CNEP en banque de détail.

L'année 1998 marque le 3ème palier avec la première émission d'emprunt obligataire sur le marché boursier.

Enfin, le dernier palier en 2000, marque les premiers effets de l'émission d'actions sur le marché boursier par le biais des offres publique de vente de Sidal, Aurassi et Eriad sétif.

Dans la suite, il sera question de tester le lien supposé, à travers un modèle économétrique, entre l'effet de la libéralisation financière sur la croissance économique.

3. Test économétrique : résultats et commentaires

Test de Corrélation entres les variables explicatives

Avant d'estimer notre modèle de croissance, nous étudions le degré de corrélation entre les différentes variables explicatives et la croissance économique.

Le tableau ci-dessous fournit les corrélations empiriques entre la croissance économique et l'ensemble des variables explicatives (les indicateurs du système bancaire et de la libéralisation financière). Ces corrélations sont calculées sur la base des données empilées pour tout l'ensemble de l'échantillon. Nous remarquons que les indicateurs microéconomiques du système bancaire et la situation économique sont les plus corrélés avec la croissance économique. Ces corrélations ont par ailleurs de signes qui sont conformes à la théorie économique. Cependant, aussi bien les corrélations entre les indicateurs de la qualité des institutions et la croissance économique que les corrélations entre les indicateurs de la libéralisation des services financiers et la croissance économique sont assez faibles et n'ont pas de signes conformes à l'intuition économique.

Tableau N° 10.1 : Matrice de corrélation

Correlation Matrix

	LOG(PIB)	LOG(INV)	LOG(KH)	LOG(M2)	LOG(M3)	LOG(CRD)	LOG(TOUV)	LOG(ACTMO)	LOG(DEFBUDG)	INDLF	LOG(INF)
LOG(PIB)	1.000000										
LOG(INV)	0.715647	1.000000									
LOG(KH)	-0.128020	-0.538337	1.000000								
LOG(M2)	0.251334	0.378379	-0.463674	1.000000							
LOG(M3)	0.119826	0.319856	-0.523884	0.903511	1.000000						
LOG(CRD)	0.131488	-0.064738	0.296962	0.025156	0.104136	1.000000					
LOG(TOUV)	-0.200716	0.297920	-0.613696	0.386878	0.576280	-0.264371	1.000000				
LOG(ACTMO)	-0.065012	0.368566	-0.718586	0.612930	0.834383	-0.024590	0.822114	1.000000			
LOG(DEFBUD)	0.277563	0.760177	-0.623244	0.583827	0.697197	0.009318	0.729720	0.827351	1.000000		
INDLF	-0.381877	-0.078979	-0.312866	0.341036	0.396111	-0.388799	0.765352	0.483916	0.288614	1.000000	
LOG(INF)	0.357366	0.131033	0.352460	-0.494419	-0.525886	0.290437	-0.684665	-0.513702	-0.253207	-0.840291	1.000000

Source : Annexe N° 03

Nous remarquons la forte corrélation entre les deux indicateurs $\log(M2)$ et $\log(M3)$ (0.90) et entre $\log(\text{Touv})$ et $\log(\text{ActMo})$ (0.82). La corrélation entre la variable $\log(M2)$ et $\log(\text{ActMo})$ est de l'ordre de 0.61, tandis que la corrélation entre $\log(\text{ActMo})$ et $\log(M3)$ est égale à 0.83. Et aussi la corrélation entre $\log(\text{Inf})$ et IndLF est égale à -0.84, même si cette corrélation est négative mais elle est relativement forte. Ces certaines corrélations élevées pourraient éveiller les soupçons de la présence d'un problème de multicolinéarité, pour confirmer l'existence du problème de multicolinéarité nous comparons les différents coefficients de corrélation entre les variables explicatives et le coefficient de déterminant R^2 calculé sur le modèle (I) (Test de Klein, si le coefficient de corrélation $> R^2 \Rightarrow$ il y a présomption de multicolinéarité) [8].

On remarque que, tous les coefficients de corrélation entre les variables explicatives sont inférieurs au $R^2=0.85$ (voir annexe N°04), sauf le coefficient qui est entre $\log(M2)$ et $\log(M3)$ (0.90) est supérieur à $R^2=0.8522$ et pour éviter la présence d'un problème de multicolinéarité nous éliminons l'un de ces deux variables.

D'après l'annexe N°05, t-statistic de $\log(M2) <$ t-statistic de $\log(M3)$ (t-statistic :représente la statistique de Student). Donc, dans ce cas nous éliminons la variable $\log(M2)$.

Le tableau suivant fournit les corrélations empiriques entre la croissance économique et l'ensemble des variables explicatives en éliminant la variable $\log(M2)$.

Tableau N° 10.2 : Matrice de corrélation

Correlation Matrix

	LOG(PIB)	LOG(INV)	LOG(KH)	LOG(M2)	LOG(M3)	LOG(CRD)	LOG(TOUV)	LOG(ACTMO)	LOG(DEFBUDG)	INDLF	LOG(INF)
LOG(PIB)	1.000000										
LOG(INV)	0.715647	1.000000									
LOG(KH)	-0.128020	-0.538337	1.000000								
LOG(M2)	0.251334	0.378379	-0.463674	1.000000							
LOG(M3)	0.119826	0.319856	-0.523884	0.903511	1.000000						
LOG(CRD)	0.131488	-0.064738	0.296962	0.025156	0.104136	1.000000					
LOG(TOUV)	-0.200716	0.297920	-0.613696	0.386878	0.576280	-0.264371	1.000000				
LOG(ACTMO)	-0.065012	0.368566	-0.718586	0.612930	0.834383	-0.024590	0.822114	1.000000			
LOG(DEFBUDG)	0.277563	0.760177	-0.623244	0.583827	0.697197	0.009318	0.729720	0.827351	1.000000		
INDLF	-0.381877	-0.078979	-0.312866	0.341036	0.396111	-0.388799	0.765352	0.483916	0.288614	1.000000	
LOG(INF)	0.357366	0.131033	0.352460	-0.494419	-0.525886	0.290437	-0.684665	-0.513702	-0.253207	-0.840291	1.000000

On remarque que, les coefficients de corrélation entre les différentes variables explicatives sont tous inférieurs au $R^2=0.8503$ (voir annexe N°05), c'est-à-dire que le nouveau modèle est :

$$\log(\text{PIB}) = c + \alpha_1 \log(\text{Inv}) + \alpha_2 \log(\text{Inf}) + \alpha_3 \log(\text{Touv}) + \alpha_4 \log(\text{DefBudg}) + \alpha_5 \log(\text{KH}) + \alpha_6 \log(\text{IndL}) + \alpha_7 \log(\text{M3/PIB}) + \alpha_8 \log(\text{ActMo}) + \alpha_9 \log(\text{Crd}) \dots \dots \dots \text{(II)}$$

3.2. Estimation et interprétation des résultats :

Le tableau suivant présente le résultat d'estimation avec la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) sur le modèle (II)

Dependent Variable: LOG(PIB)
 Method: Least Squares
 Date: 10/16/10 Time: 20:49
 Sample (adjusted): 1990 2006
 Included observations: 17 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	95.26450	35.73222	2.666067	0.0322
LOG(INV)	18.32951	5.320296	3.445205	0.0108
LOG(M3)	3.018057	2.128108	1.418188	0.0491
LOG(TOUV)	3.172591	3.913357	0.810708	0.0422
LOG(ACTMO)	1.528067	2.482314	0.615582	0.0458
LOG(DEFBUDG)	2.311733	1.088810	2.123175	0.0714
LOG(KH)	2.123499	1.504297	1.411623	0.2009
LOG(INFL)	-0.014751	0.339183	-0.043489	0.0665
LOG(CRD)	-0.415367	0.898073	-0.462509	0.0358
INDLF	0.005673	0.010139	0.559560	0.0322

Les signes des coefficients des variables LOG(INV) et LOG(INFL) sont conformes à ceux prévus par la théorie économique. Cependant la variable LOG(INV) est contributive à l'explication de la variable endogène (variable croissance économique) alors que la variable LOG(INFL) n'est pas contributive. En effet, l'investissement est considéré comme le moteur de la croissance économique. Pour le paramètre relatif à la variable inflation, il exerce un effet négatif sur la croissance. Cela coïncide avec les différentes analyses théoriques qui considèrent l'inflation comme un facteur nuisible à la croissance économique. Le paramètre relatif à la variable capital humain LOG(KH), comme étant un facteur direct de croissance, est positif. Cette variable n'est pas significativement contributive à l'explication de la variable endogène. La variable LOG(CRD) est contributive à l'explication de la variable croissance. Cette variable exerce un effet négatif sur la croissance. Ce résultat ne confirme pas la plupart des études empiriques qui constatent que le développement du crédit exerce un effet positif sur la croissance. Ceci peut être justifié par le fait que l'activité du crédit peut avoir un effet mauvais sur la croissance à cause des multiples innovations financières qui sont créées en dehors du système bancaire. De plus, la prise en compte du mécanisme du crédit, comme étant basée sur la création monétaire et la transformation, peut avoir des conséquences négatives sur la croissance. La variable LOG(DEFBUDG) a un effet positif sur la croissance. Le modèle de régression nous suggère qu'une augmentation du déficit budgétaire dans l'économie est favorable à la croissance mais de manière non significative. La variable LOG(ACTMO) a un effet significativement positif sur la croissance. Une augmentation de cette variable de 10% dans l'économie impliquera une augmentation de 15.28% de la croissance. En ce qui concerne la variable LOG(M3), elle a un effet significativement positif sur la croissance et le signe du coefficient associé à cette variable est conforme à ceux prévus par la théorie économique. L'introduction de cette variable dans le modèle nous suggère qu'une augmentation de la liquidité dans l'économie favorise la croissance. De même, d'après les résultats obtenus, on constate que la variable LOG(TOUV) agit positivement et de manière significative sur la croissance. En effet, ces résultats montrent qu'une hausse de 10% des taux de couverture engendre une augmentation de 31.72% de la croissance économique. Le résultat le plus important dans cette régression concerne la variable (INDLF). Cette variable est significativement contributive à l'explication de la variable croissance économique. En d'autres termes, la libéralisation financière exerce un effet positif sur la croissance économique. Enfin, on note aussi que le niveau incompressible du développement du pays qui est caractérisé par la constante dans le modèle est significativement non nul.

En conclusion, même si le modèle est globalement bon (voir le test global de Fisher), il ressort (d'après le test individuel de Student) que seules les variables financières LOG(INDLF), LOG(M3), LOG(ACTMO), LOG(CRD) et LOG(INV) et la variable commerciale LOG(TOUV) sont contributives à l'explication de la variable croissance économique.

Pour mieux saisir la place des variables financières et de variable commerciale comme déterminants de la croissance, il importe de compléter ce travail économique par un test de causalité au sens de Granger qui détermine le profit de la dépendance entre ces variables et la variable réelle.

Avant de tester l'existence d'une relation de long terme entre la croissance économique et la libéralisation financière nous devons, dans une étape préliminaire, voir si chaque série est intégrée à une racine unitaire en utilisant les tests de Dickey Fuller augmentés (ADF).

Section 2 : Test de racine unitaire :

Dans une économie en croissance ou soumise à l'inflation, la plupart des séries macroéconomiques possèdent un trend temporel. Pour cela, nous utilisons dans ce qui suit le modèle :

$$\Delta X_t = \rho X_{t-1} - \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

Pour vérifier si oui ou non la série est affectée d'une racine unitaire, on applique la méthode de test de racine unitaire (test de Dickey Fuller augmenté) :

$$\begin{cases} H_0 : \text{Il existe une racine unitaire} \\ H_1 : \text{Absence de racine unitaire} \end{cases}$$

1-Etude de la série log(PIB)

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LPIB

Null Hypothesis: LPIB has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 0 (Fixed)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.562415	0.0644
Test critical values:		
1% level	-4.616209	
5% level	-3.710482	
10% level	-3.297799	

La variable log(PIB) (notée LPIB dans le tableau ci-dessus) a un ratio de Student de

$$t_{\text{calculé}} = -3.562 > t_{\text{tabulé}} = -3.73.$$

On accepte l'hypothèse H_0 d'existence d'une racine unitaire au seuil 5%. La série n'est pas stationnaire. Pour la rendre stationnaire, on procède à leur différenciation.

Le tableau ci-dessous, nous donne les résultats du test de Dickey Fuller augmenté (ADF) aux différences premières de la variable log(PIB).

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LPIB)

Null Hypothesis: D(LPIB) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Fixed)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.798375	0.0448
Test critical values:		
1% level	-4.667883	
5% level	-3.733200	
10% level	-3.310349	

La variable différenciée Dlog(PIB) (notée D(LPIB) dans le tableau ci-dessus) a un ratio de Student de

$$t_{\text{calculé}} = -3.79 < t_{\text{tabulé}} = -3.73.$$

On rejette l'hypothèse H_0 d'existence d'une racine unitaire au seuil 5%. La série Dlog(PIB) est stationnaire.

2-Etude de la série log(Touv) :

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LTOUV

Null Hypothesis: LTOUV has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 1 (Fixed)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.727375	0.0505
Test critical values:		
1% level	-4.667883	
5% level	-3.733200	
10% level	-3.310349	

La variable log(Touv) (notée LTOUV dans le tableau ci-dessus) a un ratio de Student de

$$t_{\text{calculé}} = -3.72 > t_{\text{tabulé}} = -3.73.$$

Nous acceptons l'hypothèse H_0 d'existence d'une racine unitaire au seuil 5%. La série n'est pas stationnaire. Pour la rendre stationnaire, on procède à leur différenciation.

Nous trouverons le résultat de cette différenciation dans le tableau suivant:

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LTOUV)

Null Hypothesis: D(LTOUV) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 1 (Fixed)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.316121	0.0199
Test critical values:		
1% level	-4.728363	
5% level	-3.759743	
10% level	-3.324976	

La variable différenciée Dlog(Touv) (notée D(LTOUV) dans le tableau ci-dessus) a un ratio de Student de

$$t_{\text{calculé}} = -4.31 < t_{\text{tabulé}} = -3.75$$

Nous rejetons l'hypothèse H_0 d'existence de racine unitaire au seuil de 5%. La série différenciée est stationnaire.

3-Etude de la série IndLF :

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on INDLF

Null Hypothesis: INDLF has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Fixed)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.339927	0.9811
Test critical values: 1% level	-4.616209	
5% level	-3.710482	
10% level	-3.297799	

La variable IndLF a un ratio de Student de

$$t_{\text{calculé}} = -0.33 > t_{\text{tabulé}} = -3.71.$$

Nous acceptons l'hypothèse nulle d'existence de racine unitaire au seuil de signification égal à 5%. Donc la série est non stationnaire. Afin de la rendre stationnaire, on procède à la différenciation et les résultats obtenus sont consignés dans le tableau suivant :

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(INDLF)

Null Hypothesis: D(INDLF) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Fixed)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.931217	0.0358
Test critical values: 1% level	-4.667883	
5% level	-3.733200	
10% level	-3.310349	

La variable D(indLF) a un ratio de Student de

$$t_{\text{calculé}} = -3.93 < t_{\text{tabulé}} = -3.73.$$

Au seuil de signification égal à 5%, nous rejetons l'hypothèse H_0 d'existence de racine unitaire. La série est donc stationnaire.

4-Etude de la série log(Inv)

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LINV

Null Hypothesis: LINV has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Fixed)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.806384	0.6565
Test critical values: 1% level	-4.616209	
5% level	-3.710482	
10% level	-3.297799	

La variable log (Inv) (notée LINV dans le tableau ci-dessus) a un ratio de Student égal à

$$t_{\text{calculé}} = -1.80 > t_{\text{tabulé}} = -3.71.$$

Nous acceptons donc l'hypothèse nulle d'existence de racine unitaire au seuil de signification égal à 5%. Ainsi, la série log(Inv) n'est pas stationnaire.

Pour la rendre stationnaire, on procède à la différenciation première et on trouve les résultats dans le tableau suivant :

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LINV)

Null Hypothesis: D(LINV) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Fixed)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.850798	0.0410
Test critical values:	1% level	-4.667883
	5% level	-3.733200
	10% level	-3.310349

La variable Dlog(Inv) (notée D(LINV) dans le tableau précédent) a un ratio de Student de $t_{\text{calculé}} = -3.85 < t_{\text{tabulé}} = -3.73$.

Alors nous rejetons l'hypothèse H_0 d'existence de racine unitaire au seuil de signification égal à 5%. La série est donc stationnaire.

5-Etude de la série log(M3) :

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LM3

Null Hypothesis: LM3 has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Fixed)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.127675	0.1315
Test critical values:	1% level	-4.616209
	5% level	-3.710482
	10% level	-3.297799

La variable log(M3) (notée LM3 dans le tableau précédent) a pour ratio de Student $t_{\text{calculé}} = -3.12 > t_{\text{tabulé}} = -3.71$.

On accepte donc l'hypothèse H_0 d'existence de racine unitaire au seuil 5%. Donc la série n'est pas stationnaire. Pour la rendre stationnaire, on procède à la différenciation première. Le tableau ci-dessous nous donne les résultats de l'application du test de Dickey-Fuller augmenté.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LM3)

Null Hypothesis: D(LM3) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Fixed)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.805951	0.0443
Test critical values:	1% level	-4.667883
	5% level	-3.733200
	10% level	-3.310349

La variable Dlog(M3) (notée D(LM3) dans le tableau ci-dessus), obtenue en passant à la différenciation première, a pour ratio de Student

$$t_{\text{calculé}} = -3.80 < t_{\text{tabulé}} = -3.73.$$

Ainsi, nous rejetons l'hypothèse H_0 d'existence de racine unitaire au seuil de signification égal à 5%. Il en résulte alors que la série $D\log(M3)$ est stationnaire.

6-Etude de la série $\log(\text{Crd})$:

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LCRD

Null Hypothesis: LCRD has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Fixed)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.030979	0.1528
Test critical values:		
1% level	-4.616209	
5% level	-3.710482	
10% level	-3.297799	

La variable $\log(\text{Crd})$, notée LCRD dans le tableau ci-dessus, a un ratio de Student de

$$t_{\text{calculé}} = -3.03 > t_{\text{tabulé}} = -3.71.$$

Donc, nous acceptons l'hypothèse nulle de l'existence de racine unitaire. Par conséquent, la série $\log(\text{Crd})$ n'est pas stationnaire. Pour la rendre stationnaire, on procède à la différenciation et le tableau suivant nous fournit les résultats de la première différenciation.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LCRD)

Null Hypothesis: D(LCRD) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Fixed)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.481730	0.0138
Test critical values:		
1% level	-4.667883	
5% level	-3.733200	
10% level	-3.310349	

La variable $D\log(\text{Crd})$, notée D(LCRD) dans le tableau qui précède), a un ratio de Student de

$$t_{\text{calculé}} = -4.48 < t_{\text{tabulé}} = -3.73.$$

Nous rejetons l'hypothèse nulle d'existence de racine unitaire au seuil de signification égal à 5%. On peut alors conclure que la série $D\log(M3)$ est stationnaire.

7-Etude de la série $\log(\text{ActMo})$:

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LACTMO

Null Hypothesis: LACTMO has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Fixed)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.485668	0.3296
Test critical values:		
1% level	-4.616209	
5% level	-3.710482	
10% level	-3.297799	

La variable $\log(\text{ActMo})$ a un ratio de Student de

$$t_{\text{calculé}} = -2.48 > t_{\text{tabulé}} = -3.71.$$

Donc, nous acceptons l'hypothèse nulle d'existence de racine unitaire au seuil de signification égal à 5%. La série n'est donc pas stationnaire. Pour la rendre stationnaire nous précédon à la différenciation. Le tableau suivant nous donnons les résultats de la première différenciation.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(LACTMO)

Null Hypothesis: D(LACTMO) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Fixed)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.297500	0.0034
Test critical values:	1% level	-4.667883
	5% level	-3.733200
	10% level	-3.310349

En différence première, le ratio de Student associé à la variable $D\log(\text{ActMo})$, notée dans le tableau qui précède par $D(\text{LACTMO})$, est égal à

$$t_{\text{calculé}} = -5.29 < t_{\text{tabulé}} = -3.73.$$

Dans ce cas, l'hypothèse nulle d'existence de racine unitaire est rejetée au seuil de signification égal à 5%. Ainsi, la série $\log(\text{ActMo})$ est devenue stationnaire en première différence

Remarque.

Les résultats que nous venons d'obtenir montrent que toutes les séries étudiées sont devenues stationnaires en procédant à la première différenciation. Ceci confirme que les variables du modèle suivent un processus intégré d'ordre 1. Cette constatation nous permet de procéder au test de cointégration afin d'identifier une relation d'équilibre de long terme entre la croissance économique et libéralisation financière.

Section 3 : Test de cointégration :

Nous utilisons la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) pour l'estimation de la relation de long et court terme.

1. Test de cointégration entre la série $\log(\text{PIB})$ et la série $\log(\text{Inv})$:

1.1. Test sur les paramètres de la relation de long terme :

Dans ce cas, nous estimons le modèle de long terme :

$$\log(\text{PIB})_t = C + a \log(\text{Inv})_t + Z_t$$

Dependent Variable: LOG(PIB)

Method: Least Squares

Date: 09/02/10 Time: 17:26

Sample (adjusted): 1990 2006

Included observations: 17 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-20.20228	5.739224	-3.520038	0.0031
LOG(INV)	6.820748	1.718818	3.968277	0.0012
R-squared	0.512151	Mean dependent var	2.561705	
Adjusted R-squared	0.479628	S.D. dependent var	1.012070	
S.E. of regression	0.730075	Akaike info criterion	2.318792	
Sum squared resid	7.995146	Schwarz criterion	2.416817	
Log likelihood	-17.70974	F-statistic	15.74722	
Durbin-Watson stat	1.571013	Prob(F-statistic)	0.001237	

Nous remarquons que les deux coefficients C et \hat{a} sont significativement différents de 0.

Car :

- La probabilité de C ($\text{Prob}_c = 0.0031$) est inférieure à 0.05
- La probabilité de \hat{a} ($\text{Prob}_{\hat{a}} = 0.0012$) est inférieure à 0.05

La relation de long terme s'écrit alors comme suit :

$$\log(\text{PIB})_t = -20.20 + 6.82 \log(\text{Inv})_t + \hat{Z}_t$$

Pour déterminer l'existence d'une relation de cointégration entre ces deux séries, il convient d'analyser la stationnarité de la série des résidus.



















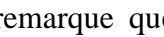
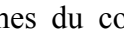
1.2. Test sur le résidu :

Correlogram of Residuals

Date: 09/02/10 Time: 21:35

Sample: 1990 2006

Included observations: 17

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.047	0.047	0.0448	0.832
		2 -0.266	-0.269	1.5674	0.457
		3 0.222	0.270	2.7002	0.440
		4 -0.053	-0.199	2.7696	0.597
		5 0.194	0.446	3.7807	0.581
		6 0.101	-0.261	4.0818	0.666
		7 -0.328	0.014	7.5477	0.374
		8 0.096	-0.064	7.8778	0.445
		9 0.000	-0.149	7.8778	0.547
		10 0.000	0.304	7.8778	0.641

On remarque que tous les termes du correlogramme sont à l'intérieur de l'intervalle de confiance. La série des résidus est donc stationnaire, ce qui confirme l'existence d'une relation de cointégration entre les variables $\log(\text{PIB})$ et $\log(\text{Inv})$. Donc, l'estimation de la relation du court terme est possible.

1.3. Test sur les paramètres de la relation de court terme :

En utilisant la méthode des MCO, on estime les coefficients de la relation de court terme suivante :

$$d(\log(PIB))_t = ad(\log(Inv))_t + bZ_{t-1} + \varepsilon_t$$

Le tableau suivant nous donne les résultats du test :

Dependent Variable: D(LOG(PIB))				
Method: Least Squares				
Date: 09/02/10 Time: 23:14				
Sample (adjusted): 1991 2006				
Included observations: 16 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Z(-1)	-0.924761	0.240762	-3.840983	0.0018
D(LOG(INV))	7.498843	1.637308	4.579982	0.0004
R-squared	0.771061	Mean dependent var	-0.106547	
Adjusted R-squared	0.754709	S.D. dependent var	1.289640	
S.E. of regression	0.638719	Akaike info criterion	2.057764	
Sum squared resid	5.711465	Schwarz criterion	2.154338	
Log likelihood	-14.46211	Durbin-Watson stat	1.981365	

Nous constatons d'après le tableau ci-dessus que tous les coefficients du modèle sont significativement différent de zéro, car :

- La probabilité du coefficient du Z(-1) (0.0018) est inférieure à 0.05.
- La probabilité du coefficient du d(log(Inv)) (0.004) est inférieure à 0.05.

Donc le modèle à correction d'erreur s'écrit comme suit :

$$d(\log(PIB))_t = 7.49d(\log(Inv))_t - 0.92Z_{t-1} + \varepsilon_t$$

2. Test de cointégration entre la série log(PIB) et la série log(ActMo) :

2.1. Test sur les paramètres de la relation de long terme :

La relation de long terme s'écrit sous la forme suivante :

$$\log(PIB)_t = C + \hat{a} \log(ActMo)_t + S_t$$

Dependent Variable: LOG(PIB)				
Method: Least Squares				
Date: 09/03/10 Time: 00:07				
Sample (adjusted): 1990 2006				
Included observations: 17 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.291407	2.902976	1.133804	0.0047
LOG(ACTMO)	-0.215817	0.855322	-0.252323	0.0042
R-squared	0.744227	Mean dependent var	2.561705	
Adjusted R-squared	0.262158	S.D. dependent var	1.012070	
S.E. of regression	1.043050	Akaike info criterion	3.032306	
Sum squared resid	16.31930	Schwarz criterion	3.130332	
Log likelihood	-23.77460	F-statistic	0.063667	
Durbin-Watson stat	1.482251	Prob(F-statistic)	0.004216	

Nous remarquons que les deux coefficients C et \hat{a} sont significativement différents de 0.

En effet, les probabilités associées à ces deux coefficients, données par 0.0042 et 0.0047, sont inférieures à 0.05.

La relation de long terme s'écrit alors comme suit :

$$\log(PIB)_t = 3.29 - 0.21\log(ActMo)_t + \hat{S}_t$$

Afin de déterminer l'existence d'une relation de cointégration entre les deux séries, il convient d'analyser la stationnarité de la série des résidus.

2.2. Test sur le résidu :

Correlogram of Residuals

Date: 09/03/10 Time: 00:12						
Sample: 1990 2006						
Included observations: 17						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.192	0.192	0.7437	0.388
		2	-0.303	-0.353	2.7176	0.257
		3	0.119	0.315	3.0453	0.385
		4	0.250	0.019	4.6043	0.330
		5	0.033	0.108	4.6343	0.462
		6	-0.264	-0.307	6.6859	0.351
		7	-0.310	-0.237	9.7955	0.200
		8	0.023	-0.031	9.8138	0.278
		9	0.000	-0.139	9.8138	0.366
		10	0.000	0.360	9.8138	0.457
		11	0.000	-0.070	9.8138	0.547
		12	0.000	0.194	9.8138	0.632

Tous les termes du correlogramme sont à l'intérieur de l'intervalle de confiance. La série des résidus est donc stationnaire, ce qui confirme l'existence d'une relation de cointégration. Donc, l'estimation de la relation de court terme est possible.

2.3. Test sur les paramètres de la relation de court terme :

On estime les coefficients de la relation de court terme suivante :

$$d(\log(PIB))_t = ad(\log(ActMo))_t + bS_{t-1} + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: D(LOG(PIB))				
Method: Least Squares				
Date: 09/03/10 Time: 00:22				
Sample (adjusted): 1991 2006				
Included observations: 16 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
S(-1)	-0.709758	0.239851	-2.959159	0.0104
D(LOG(ACTMO))	-1.605801	1.015542	-1.581225	0.0361
R-squared	0.520793	Mean dependent var		-0.106547
Adjusted R-squared	0.486564	S.D. dependent var		1.289640
S.E. of regression	0.924085	Akaike info criterion		2.796443
Sum squared resid	11.95506	Schwarz criterion		2.893017
Log likelihood	-20.37155	Durbin-Watson stat		1.908616

Nous constatons d'après le tableau ci-dessus que tous les coefficients du modèle sont significativement différents de zéro, car :

- La probabilité du coefficient du $S(-1)$ (0.0104) est inférieure à 0.05.
- La probabilité du coefficient du $d(\log(ActMo))$ (0.0361) est inférieure à 0.05.

Donc le modèle à correction d'erreur s'écrit comme suit :

$$d(\log(PIB))_t = -1.60d(\log(ActMo))_t - 0.70S_{t-1} + e_t$$

3. Test de cointégration entre la série $\log(PIB)$ et la série $\log(M3)$:

3.1. Test sur les coefficients de la relation de long terme :

Nous estimons le modèle de long terme suivant :

$$\log(PIB)_t = C + a \log(M3)_t + W_t$$

Dependent Variable: LOG(PIB)				
Method: Least Squares				
Date: 09/03/10 Time: 14:18				
Sample (adjusted): 1990 2006				
Included observations: 17 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.364311	6.264532	-0.058155	0.0344
LOG(M3)	0.669623	1.432490	0.467454	0.0469
R-squared	0.714358	Mean dependent var		2.561705
Adjusted R-squared	0.291351	S.D. dependent var		1.012070
S.E. of regression	1.037730	Akaike info criterion		3.022079
Sum squared resid	16.15326	Schwarz criterion		3.120105
Log likelihood	-23.68768	F-statistic		0.218513
Durbin-Watson stat	1.580493	Prob(F-statistic)		0.006894

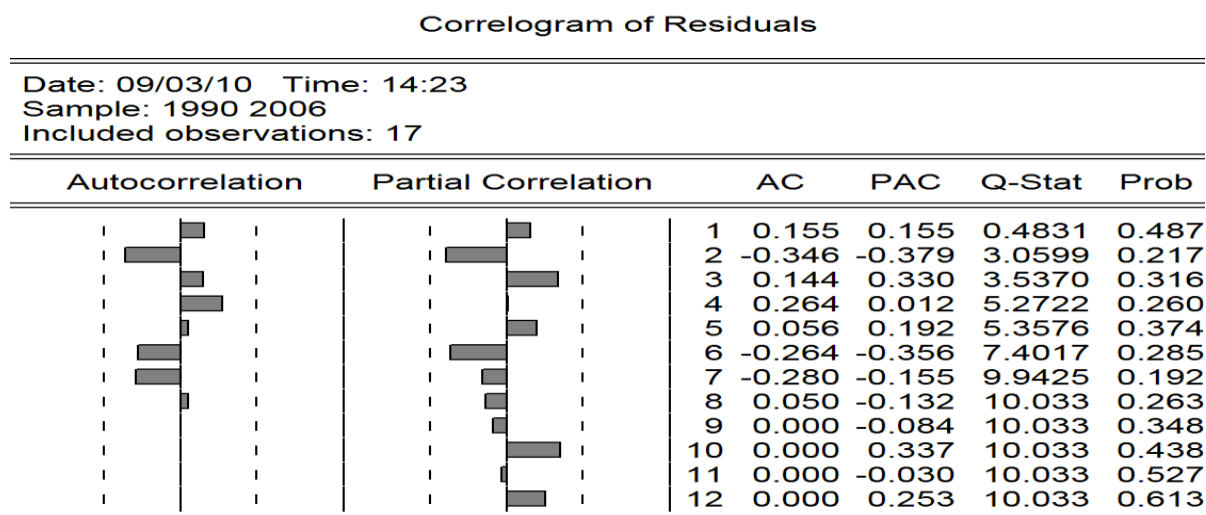
Nous remarquons que les deux coefficients C et \hat{a} sont significativement différents de 0.

En effet, les probabilités associées à ces deux coefficients, données par 0.0344 et 0.069, sont inférieures à 0.05.

La relation de long terme s'écrit comme suit :

$$\log(PIB)_t = -0.36 - 0.66 \log(M3)_t + \hat{W}_t$$

3.2. Test sur le résidu :



Tous les termes du correlogramme sont à l'intérieur de l'intervalle de confiance, donc la série des résidus est stationnaire. Ainsi, la relation précédente est une relation de cointégration.

Dans ce cas, nous pouvons estimer la relation de court terme.

3.3. Test sur les paramètres de la relation de court terme :

L'équation de ECM est sous la forme suivant :

$$d(\log(PIB))_t = ad(\log(M3))_t + bW_{t-1} + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: D(LOG(PIB))
Method: Least Squares
Date: 09/03/10 Time: 14:27
Sample (adjusted): 1991 2006
Included observations: 16 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
W(-1)	-0.970592	0.227728	-4.262073	0.0008
D(LOG(M3))	-3.744722	2.133661	-1.755069	0.0011

R-squared	0.566998	Mean dependent var	-0.106547
Adjusted R-squared	0.536070	S.D. dependent var	1.289640
S.E. of regression	0.878405	Akaike info criterion	2.695052
Sum squared resid	10.80235	Schwarz criterion	2.791625
Log likelihood	-19.56041	Durbin-Watson stat	2.031242

D'après le tableau ci-dessus, nous constatons que tous les coefficients du modèle sont significativement différent de zéro, car :

- La probabilité du coefficient du Z(-1) (0.0008) est inférieure à 0.05.
- La probabilité du coefficient du d(log(Inv)) (0.0011) est inférieure à 0.05.

Donc le modèle à correction d'erreur s'écrit comme suit :

$$d \log(PIB)_t = -3.74 d \log(M3)_t - 0.97 W_{t-1} + e_t$$

4. Test de co-intégration entre la série log(PIB) et la série log(Crd) :

4.1. Test sur les coefficients de la relation de long terme :

La relation de long terme s'écrit sous la forme suivante :

$$\log(PIB)_t = C - a \log(Crd)_t + V_t$$

Dependent Variable: LOG(PIB) Method: Least Squares Date: 09/03/10 Time: 22:22 Sample (adjusted): 1990 2006 Included observations: 17 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.508312	4.005071	0.126917	0.0069
LOG(CRD)	0.626784	1.220110	0.513711	0.0149
R-squared	0.717289	Mean dependent var		2.561705
Adjusted R-squared	0.334822	S.D. dependent var		1.012070
S.E. of regression	1.036186	Akaike info criterion		3.019102
Sum squared resid	16.10523	Schwarz criterion		3.117127
Log likelihood	-23.66236	F-statistic		0.263899
Durbin-Watson stat	1.580246	Prob(F-statistic)		0.014938

Nous remarquons que les deux coefficients C et \hat{a} sont significativement différents de 0 car les probabilités associées à ces deux coefficients (0.0069 et 0.0149) sont inférieures à 0.05.

La relation de long terme s'écrit comme suit :

$$\log(PIB)_t = 0.50 - 0.62 \log(Crd)_t + \hat{V}_t$$

Pour déterminer l'existence d'une relation de co-intégration entre ces deux séries, il convient d'analyser la stationnarité du résidu.

4.2. Test sur le résidu :

Correlogram of Residuals

Date: 09/03/10 Time: 22:45 Sample: 1991 2006 Included observations: 16						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.068	-0.068	0.0886	0.766
		2	-0.442	-0.448	4.1013	0.129
		3	0.248	0.219	5.4690	0.141
		4	0.029	-0.191	5.4893	0.241
		5	-0.143	0.090	6.0256	0.304
		6	0.093	-0.040	6.2747	0.393
		7	-0.113	-0.155	6.6839	0.463
		8	-0.035	0.047	6.7281	0.566
		9	0.000	-0.238	6.7281	0.665
		10	0.000	0.146	6.7281	0.751
		11	0.000	-0.188	6.7281	0.821
		12	0.000	0.122	6.7281	0.875

Tous les termes du corrélogramme sont à l'intérieur de l'intervalle de confiance. La série des résidus est donc stationnaire, ce qui confirme que la relation est une relation de cointégration. Donc, l'estimation de la relation de court terme est possible.

4.3. Test sur les coefficients du modèle à correction d'erreur (court terme) :

On estime les coefficients de la relation de court terme suivante :

$$d(\log(PIB))_t = ad(\log(Crd))_t + bV_{t-1} + \varepsilon_t$$

Le tableau suivant nous donne les résultats du test

Dependent Variable: D(LOG(PIB))				
Method: Least Squares				
Date: 09/03/10 Time: 22:48				
Sample (adjusted): 1991 2006				
Included observations: 16 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
V(-1)	-0.836189	0.255842	-3.268374	0.0056
D(LOG(CRD))	0.675647	1.191712	0.566955	0.0497
R-squared	0.628679	Mean dependent var	-0.106547	
Adjusted R-squared	0.387870	S.D. dependent var	1.289640	
S.E. of regression	1.008998	Akaike info criterion	2.972262	
Sum squared resid	14.25308	Schwarz criterion	3.068835	
Log likelihood	-21.77809	Durbin-Watson stat	1.879897	

Nous constatons d'après le tableau que tous les coefficients du modèle sont significativement différents de zéro car :

- La probabilité du coefficient du $V(-1)$ (0.0056) est inférieure à 0.05.
- La probabilité du coefficient du $d(\log(Crd))$ (0.0497) est inférieure à 0.05.

Donc le modèle à correction d'erreur s'écrit comme suit :

$$d(\log(PIB))_t = 0.67 d(\log(Crd))_t - 0.83V_{t-1} + e$$

5. Test de cointégration entre la série $\log(PIB)$ et la série $\log(Touv)$:

5.1. Test sur les paramètres de la relation de long terme :

La relation de long terme s'écrit sous la forme suivante :

$$\log(PIB)_t = C + a \log(Touv)_t + X_t$$

Dependent Variable: LOG(PIB)
 Method: Least Squares
 Date: 09/03/10 Time: 23:19
 Sample (adjusted): 1990 2006
 Included observations: 17 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.004676	6.863768	1.166222	0.0017
LOG(TOUV)	-1.357884	1.711215	-0.793520	0.0398
R-squared	0.740287	Mean dependent var		2.561705
Adjusted R-squared	0.323694	S.D. dependent var		1.012070
S.E. of regression	1.023990	Akaike info criterion		2.995421
Sum squared resid	15.72832	Schwarz criterion		3.093446
Log likelihood	-23.46108	F-statistic		0.629674
Durbin-Watson stat	1.494650	Prob(F-statistic)		0.003985

Nous remarquons que les deux coefficients C et \hat{a} sont significativement différents de 0 car les probabilités associées à ces deux coefficients (respectivement 0.0017 et 0.039) sont inférieures à 0.05.

La relation de long terme s'écrit comme suit :

$$\log(PIB)_t = 8.00 - 1.35 \log(Touv)_t + \hat{X}_t$$

Pour déterminer l'existence d'une relation de cointégration entre ces deux séries, il convient d'analyser la stationnarité de la série des résidus.

5.2. Test sur le résidu :

Correlogram of Residuals

Date: 09/03/10 Time: 23:21
 Sample: 1990 2006
 Included observations: 17

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.202	0.202	0.8247	0.364
		2 -0.343	-0.400	3.3557	0.187
		3 0.073	0.311	3.4783	0.324
		4 0.269	0.012	5.2729	0.260
		5 0.034	0.086	5.3034	0.380
		6 -0.242	-0.235	7.0233	0.319
		7 -0.272	-0.217	9.4119	0.224
		8 0.006	-0.028	9.4133	0.309
		9 0.000	-0.168	9.4133	0.400
		10 0.000	0.292	9.4133	0.493
		11 0.000	-0.087	9.4133	0.584
		12 0.000	0.176	9.4133	0.667

On remarque que tous les termes du corrélogramme sont à l'intérieur de l'intervalle de confiance. La série des résidus est donc stationnaire, ce qui confirme qu'il s'agit d'une relation de cointégration. Donc, l'estimation de la relation de court terme est possible.

5.3. Test de la relation de court terme :

On estime les coefficients de la relation de court terme suivante :

$$d(\log(PIB))_t = ad(\log(Touv))_t + bX_{t-1} + \varepsilon_t$$

Le tableau suivant nous donne les résultats du test :

Dependent Variable: D(LOG(PIB))				
Method: Least Squares				
Date: 09/03/10 Time: 23:24				
Sample (adjusted): 1991 2006				
Included observations: 16 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X(-1)	-0.839800	0.283108	-2.966358	0.0102
D(LOG(TOUV))	-0.474030	2.919353	-0.162375	0.0333
R-squared	0.662395	Mean dependent var	-0.106547	
Adjusted R-squared	0.423994	S.D. dependent var	1.289640	
S.E. of regression	0.978773	Akaike info criterion	2.911435	
Sum squared resid	13.41196	Schwarz criterion	3.008009	
Log likelihood	-21.29148	Durbin-Watson stat	1.887156	

Nous constatons d'après le tableau ci-dessus que tous les coefficients du modèle sont significativement différents de zéro car :

- La probabilité du coefficient du $X(-1)$ (0.0102) est inférieure à 0.05.
- La probabilité du coefficient du $d(\log(Touv))$ (0.0333) est inférieure à 0.05.

Donc le modèle à correction d'erreur s'écrit comme suit :

$$d(\log(PIB))_t = -0.47 d(\log(Touv))_t - 0.83 X_{t-1} + e_t$$

6. Test de cointégration entre la série $\log(PIB)$ et la série $IndLF$:

6.1- Test sur les paramètres de la relation de long terme :

La relation de long terme s'écrit sous la forme suivante :

$$\log(PIB)_t = C + aIndLF_t + U_t$$

Dependent Variable: LOG(PIB)				
Method: Least Squares				
Date: 10/16/10 Time: 22:24				
Sample (adjusted): 1990 2006				
Included observations: 17 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.515835	0.236047	10.65819	0.0000
INDLF	-0.008039	0.005024	-1.600283	0.0304
R-squared	0.745830	Mean dependent var		2.561705
Adjusted R-squared	0.288885	S.D. dependent var		1.012070
S.E. of regression	0.966044	Akaike info criterion		2.878917
Sum squared resid	13.99863	Schwarz criterion		2.976942
Log likelihood	-22.47079	F-statistic		2.560906
Durbin-Watson stat	1.762520	Prob(F-statistic)		0.000382

Nous remarquons que, les deux coefficients C et \hat{a} sont significativement différents de 0 car les probabilités associées à ces deux coefficients (respectivement égales à 0.0000 et 0.0304) sont inférieures à 0.05.

























La relation de long terme s'écrit comme suit :

$$\log(PIB)_t = 2.51 - 0.008IndLF_t + \hat{U}_t$$

Pour déterminer l'existence d'une relation de cointégration entre ces deux séries, il convient d'analyser la stationnarité de la série des résidus.

6.2-Test sur le résidu

Correlogram of Residuals

Date: 09/04/10 Time: 00:29						
Sample: 1990 2006						
Included observations: 17						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.092	0.092	0.1713	0.679
		2	-0.450	-0.462	4.5283	0.104
		3	0.052	0.199	4.5913	0.204
		4	0.268	0.024	6.3807	0.172
		5	0.072	0.164	6.5207	0.259
		6	-0.130	-0.060	7.0143	0.320
		7	-0.224	-0.204	8.6402	0.280
		8	0.016	-0.018	8.6495	0.373
		9	0.000	-0.263	8.6495	0.470
		10	0.000	0.175	8.6495	0.566
		11	0.000	-0.081	8.6495	0.654
		12	0.000	0.194	8.6495	0.733

Tous les termes du correlogramme sont à l'intérieur de l'intervalle de confiance. La série des résidus est donc stationnaire, ce qui confirme que nous avons une relation de cointégration.

Donc, l'estimation de la relation de court terme est possible.

6.3-Test sur les paramètres de la relation de court terme :

On estime les coefficients de la relation de court terme suivante :

$$d(\log(PIB))_t = ad(IndLF)_t + bU_{t-1} + \varepsilon_t$$

Le tableau suivant nous donne les résultats du test :

Dependent Variable: D(LOG(PIB))				
Method: Least Squares				
Date: 09/04/10 Time: 00:32				
Sample (adjusted): 1991 2006				
Included observations: 16 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
U(-1)	-0.905090	0.258902	-3.495883	0.0036
D(INDLF)	-0.012498	0.019598	-0.637722	0.0339
R-squared	0.574984	Mean dependent var	-0.106547	
Adjusted R-squared	0.337483	S.D. dependent var	1.289640	
S.E. of regression	0.967245	Akaike info criterion	2.887738	
Sum squared resid	13.09787	Schwarz criterion	2.984311	
Log likelihood	-21.10190	Durbin-Watson stat	1.967164	

Nous constatons d'après le tableau ci-dessus que tous les coefficients du modèle sont significativement différents de zéro car :

- La probabilité du coefficient du $U(-1)$ (0.0036) est inférieure à 0.05.

La probabilité du coefficient du $d(IndLF)$ (0.0339) est inférieure à 0.05.

Donc le modèle à correction d'erreur s'écrit comme suit :

$$d(\log(PIB))_t = -0.012 d(IndLF)_t - 0.90U_{t-1} + e_t$$

Les différents tests précédents testent, pour chaque couple de variables (PIB, LF), l'existence d'une relation de co-intégration et la signification de la vitesse d'ajustement à l'équilibre. Il ressort des résultats obtenus qu'il existe une relation de long terme entre les différentes variables de mesure de la libéralisation financière et la croissance économique.

Une spécification de type ECM est un processus d'ajustement qui cherche à modéliser la variable endogène afin de la faire coïncider avec une cible qui constitue l'objectif de long terme.

Le coefficient \hat{b} (force de rappel vers l'équilibre) doit être significativement négatif, dans le cas contraire il convient de rejeter une spécification de type ECM. Par ailleurs, dans notre cas et lors de la régression de la croissance sur chacun des indicateurs de libéralisation financière, il apparaît que ce coefficient était bien négatif dans toutes les régressions, ce qui peut confirmer la validité de notre représentation de correction d'erreur.

D'après la relation de long terme, le PIB et Inv sont liés positivement alors que le PIB et (ActMo, Crd, M3, Touv et IndLF) sont liées négativement.

On constate qu'en cas de déséquilibre à court terme, la croissance économique s'ajuste moins lentement que l'investissement. En effet, la vitesse de convergence de la croissance économique est d'environ 9.2 si la vitesse de l'investissement est de 10%.

Section 4 : Test de causalité de Granger :

Le sens de la causalité économique est un élément essentiel pour élaborer une politique économique ou pour effectuer des prévisions. En conséquence, afin de tirer les enseignements qui s'imposent dans notre pays, la co-intégration avérée des variables nous conduit à faire l'analyse du test de causalité de Granger par une estimation économétrique de cette causalité.

1. Test de causalité entre log(PIB) et log(Inv) :

Pour vérifier s'il existe un sens de causalité entre la série log(PIB) et la série log(Inv), on applique la méthode de test de causalité :

$$\left\{ \begin{array}{l} H^0_0 : \log(Inv) \text{ ne cause pas } \log(PIB) \\ H^0_1 : \log(Inv) \text{ cause } \log(PIB) \end{array} \right. \quad \text{Et} \quad \left\{ \begin{array}{l} H^1_0 : \log(PIB) \text{ ne cause pas } \log(Inv) \\ H^1_1 : \log(PIB) \text{ cause } \log(Inv) \end{array} \right.$$

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 08/27/10 Time: 23:24

Sample: 1990 2007

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LOG(INV) does not Granger Cause LOG(PIB)	16	6.07334	0.01671
LOG(PIB) does not Granger Cause LOG(INV)		0.84182	0.45690

Nous constatons qu'au seuil de 5%, le test de Granger laisse présager d'un lien de causalité unidirectionnelle entre croissance économique et l'investissement.

Autrement dit, c'est l'investissement qui cause la croissance économique et non l'inverse car :

- La probabilité de rejeter l'hypothèse H^0_0 est égale à 0.016. Elle est inférieure à la probabilité critique qui égale à 0.05 et ceci nous conduit à rejeter l'hypothèse H^0_0 .
- La probabilité de rejeter l'hypothèse H^1_0 est égale à 0.45. Elle est supérieure à la probabilité critique qui est égale à 5% et ceci nous conduit à accepter cette hypothèse.

2. Test de causalité entre log(PIB) et log(M3) :

Pour vérifier s'il existe un sens de causalité entre la série log(PIB) et la série log(Inv), on applique la méthode de test de causalité :

$$\left\{ \begin{array}{l} H^0_0 : \log(M3) \text{ ne cause pas } \log(PIB) \\ H^0_1 : \log(M3) \text{ cause } \log(PIB) \end{array} \right. \quad \text{Et} \quad \left\{ \begin{array}{l} H^1_0 : \log(PIB) \text{ ne cause pas } \log(M3) \\ H^1_1 : \log(PIB) \text{ cause } \log(M3) \end{array} \right.$$

Pairwise Granger Causality Tests
 Date: 08/27/10 Time: 15:22
 Sample: 1990 2007
 Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LOG(M3) does not Granger Cause LOG(PIB)	15	2.15784	0.16632
LOG(PIB) does not Granger Cause LOG(M3)		0.06418	0.93822

Nous constatons qu'au seuil de 5%, le test de Granger laisse prévoir d'un manque de causalité entre croissance économique et le niveau de pénétration des actifs monétaires et financiers dans l'économie puisque :

- La probabilité de rejeter l'hypothèse H^0_0 est égale à 0.16. Elle est supérieure à la probabilité critique qui est de l'ordre de 5%. Ainsi, cette hypothèse est acceptée.
- La probabilité de rejeter l'hypothèse H^1_0 est égale à 0.93. Elle est supérieure à la probabilité critique qui vaut 5%. Ainsi, cette hypothèse est acceptée.

3. Test de causalité entre log(PIB) et log(ActMo) :

Pour vérifier s'il existe un sens de causalité entre la série log(PIB) et la série log(Inv), on applique la méthode de test de causalité :

$$\begin{cases} H^0_0 : \log(\text{ActMo}) \text{ ne cause pas } \log(\text{PIB}) \\ H^0_1 : \log(\text{ActMo}) \text{ cause } \log(\text{PIB}) \end{cases} \quad \text{Et} \quad \begin{cases} H^1_0 : \log(\text{PIB}) \text{ ne cause pas } \log(\text{ActMo}) \\ H^1_1 : \log(\text{PIB}) \text{ cause } \log(\text{ActMo}) \end{cases}$$

Pairwise Granger Causality Tests
 Date: 08/27/10 Time: 15:28
 Sample: 1990 2007
 Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LOG(ACTMO) does not Granger Cause LOG(PIB)	15	0.75541	0.49485
LOG(PIB) does not Granger Cause LOG(ACTMO)		1.05404	0.38426

Nous constatons qu'au seuil de 5%, le test de Granger laisse prévoir d'un manque de causalité entre croissance économique et le niveau de pénétration des actifs monétaires et financiers dans l'économie puisque :

- La probabilité de rejeter l'hypothèse H^0_0 est égale à 0.16. Elle est supérieure à la probabilité critique qui vaut 5%. Donc, cette hypothèse est acceptée.
- La probabilité de rejeter l'hypothèse H^1_0 est égale à 0.93. Elle est supérieure à la valeur critique qui vaut 5%. Cette hypothèse est donc acceptée.

4. Test de causalité entre log(PIB) et log(Crd) :

Pour vérifier s'il existe un sens de causalité entre la série log(PIB) et la série log(Inv), on applique la méthode de test de causalité :

$$\begin{cases} H^0_0 : \log(Crd) \text{ ne cause pas } \log(PIB) \\ H^0_1 : \log(Crd) \text{ cause } \log(PIB) \end{cases} \quad \text{Et} \quad \begin{cases} H^1_0 : \log(PIB) \text{ ne cause pas } \log(Crd) \\ H^1_1 : \log(PIB) \text{ cause } \log(Crd) \end{cases}$$

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 08/27/10 Time: 15:25

Sample: 1990 2007

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LOG(CRD) does not Granger Cause LOG(PIB)	15	1.15597	0.35348
LOG(PIB) does not Granger Cause LOG(CRD)		0.06021	0.94191

Nous constatons qu'au seuil de 5%, le test de Granger laisse prévoir d'un manque de causalité entre croissance économique et le crédit au secteur privé puisque :

- La probabilité de rejeter l'hypothèse H^0_0 est égale à 0.35. Elle est supérieure à la valeur critique qui vaut 5%. Cette hypothèse est donc acceptée.
- La probabilité de rejeter l'hypothèse H^1_0 est égale à 0.94. Elle est supérieure à la valeur critique qui vaut 5%. Cette hypothèse est donc acceptée.

5. Test de causalité entre log(PIB) et log(Touv) :

Pour vérifier s'il existe un sens de causalité entre la série log(PIB) et la série log(Touv), on applique la méthode de test de causalité :

$$\begin{cases} H^0_0 : \log(Touv) \text{ ne cause pas } \log(PIB) \\ H^0_1 : \log(Touv) \text{ cause } \log(PIB) \end{cases} \quad \text{Et} \quad \begin{cases} H^1_0 : \log(PIB) \text{ ne cause pas } \log(Touv) \\ H^1_1 : \log(PIB) \text{ cause } \log(Touv) \end{cases}$$

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 09/05/10 Time: 22:18

Sample: 1990 2007

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LOG(TOUV) does not Granger Cause LOG(PIB)	16	0.88737	0.43926
LOG(PIB) does not Granger Cause LOG(TOUV)		3.29883	0.07545

Nous constatons qu'au seuil de 5%, le test de Granger laisse prévoir d'un manque de causalité entre croissance économique et le taux d'ouverture commerciale puisque :

- La probabilité de l'hypothèse H^0_0 est égale à 0.43. Elle est supérieure à la valeur critique qui vaut 5%. Cette hypothèse est donc acceptée.
- La probabilité de rejeter l'hypothèse H^1_0 est égale à 0.07. Elle est supérieure à la valeur critique qui vaut 5%. Cette hypothèse est donc acceptée.

6. Test de causalité entre log(PIB) et IndLF :

Pour vérifier s'il existe un sens de causalité entre la série log(PIB) et la série IndLF, on applique la méthode de test de causalité :

$$\left\{ \begin{array}{l} H^0_0 : \text{IndLF ne cause pas log(PIB)} \\ H^0_1 : \text{IndLF cause log(PIB)} \end{array} \right. \quad \text{Et} \quad \left\{ \begin{array}{l} H^1_0 : \text{log(PIB) ne cause pas IndLF} \\ H^1_1 : \text{log(PIB) cause IndLF} \end{array} \right.$$

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 09/05/10 Time: 23:54			
Sample: 1990 2007			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
INDLF does not Granger Cause LOG(PIB)	15	3.73323	0.06151
LOG(PIB) does not Granger Cause INDLF		0.54784	0.59461

Nous constatons qu'au seuil de 5%, le test de Granger laisse prévoir d'un manque de causalité entre croissance économique et le taux d'ouverture commerciale puisque :

- La probabilité de rejeter l'hypothèse H^0_0 est égale à 0.06. Elle est supérieure à la valeur critique qui vaut 5%. Donc, cette hypothèse est acceptée.
- La probabilité de rejeter l'hypothèse H^1_0 est égale à 0.59. Elle est supérieure à la valeur critique qui vaut 5%. Donc, cette hypothèse est acceptée.

Ce chapitre avait pour objectif l'analyse des relations de causalité entre libéralisation financière et croissance économique. A cet effet, quatre questions ont été posées afin d'identifier les relations directionnelles et /ou bidirectionnelles entre les variables étudiées. Pour ce faire, trois tests ont été utilisés : le test de stationnarité, le test de cointégration et les tests de causalité de Granger.

Les résultats ont montré que :

- 1- Les séries associées aux variables croissance économique, investissement, taux d'ouverture, niveau de pénétration des actifs monétaires et financière dans l'économie, actifs monétaires les moins liquides dans l'économie et crédits distribués au secteur privé et l'indice de libéralisation financière sont stationnaires en différence premières.

- 2- Les variables explicatives sont cointégrées avec la variable réelle et affichent par conséquent une relation de long terme au moins dans une direction.

La relation entre croissance économique et l'investissement est unidirectionnelle. Autrement dit, au sens de Granger, l'investissement cause la croissance économique et non l'inverse. L'absence du sens de causalité entre la variable réelle et les autres variables financières peut être expliqué par un système financier rudimentaire, fortement administré et souffrant encore de l'absence d'un marché boursier.

Sur le plan politique, ces résultats montrent que des mesures d'expansion d'investissement se traduisent par la croissance économique et cette dernière se traduit par le niveau de financiarisation de l'économie.

***CONCLUSION
GÉNÉRALE***

L'objectif poursuivi dans notre travail consiste à analyser théoriquement et identifier empiriquement la nature de la relation entre les deux aspects de la croissance économique et la libéralisation financière.

Le premier chapitre appréhende le rôle que peut jouer la libéralisation financière dans la croissance économique. Pour ce faire, ce chapitre a fait l'objet, dans un premier temps, d'une présentation des fondements théoriques de la déréglementation financière, tout en exposant la controverse qui oppose les chercheurs concernant le bien-fondé de la libéralisation financière en tant que facteur générateur de la croissance économique. Dans un deuxième temps, une attention particulière a été focalisée sur le processus de croissance économique, ses notions ainsi que ses facteurs qui influencent sur cette croissance et les différents cycles qui indiquent la croissance ou bien la crise économique. En suite, nous avons présenté les fondements théoriques de croissance économique comme facteur générateur pour la libéralisation financière. Enfin, nous avons établi le sens de causalité qui existe entre la croissance économique et la libéralisation financière.

Dans le second chapitre, nous avons tenté de justifier l'effet de l'application de libéralisation financière en Algérie. À cet égard, nous avons tenté d'analyser successivement les potentialités bancaire et financière et les principaux stades d'évolution de ce secteur. Dans la première section de ce chapitre nous avons essayé de décrire la situation du système bancaire Algérienne avant et après les réformes. Dans la deuxième section, nous avons essayé de faire une évaluation des principaux indicateurs de libéralisation financière en Algérie. Nous avons abouti à la conclusion que pour l'économie Algérienne et malgré les réformes, l'épargne nationale est insuffisante pour financer les investissements qui sont nécessaires à la croissance de l'économie Algérienne.

Le dernier chapitre, nous avons examiné le lien entre libéralisation financière et croissance économique, sur un échantillon 18 années (la période allant de 1990 à 2007). La croissance économique est mesurée par la variation du PIB réel ($\log(\text{PIB})$), et la libéralisation financière est mesurée par des indicateurs qui suivent : le ratio du crédit au secteur privé au PIB nominal ($\log(\text{Crd})$), le ratio de la masse monétaire M2 au PIB nominal ($\log(\text{M2})$) et par

l'indice de libéralisation financière (IndLF). La méthodologie est basée sur les tests de racine unitaire, les techniques de co-intégration, de la représentation ECM des variables co-intégrées.

L'estimation de l'équation qui évalue l'effet de la libéralisation financière sur la croissance économique de long terme nécessite l'utilisation de méthodes des moindres carrés ordinaires. À cet effet et afin d'éviter la multicolinéarité, nous avons étudié les corrélations entre les différentes variables qui expliquent la croissance économique. Cette étude est nécessaire afin d'éliminer du modèle les variables qui causent cette multicolinéarité.

Les résultats obtenus se résument dans les points suivants :

1. Les facteurs qui déterminent le niveau de la croissance économique sont : l'indice de libéralisation financière, le niveau de pénétration des actifs monétaires et financiers dans l'économie, les actifs monétaires les moins liquides dans M3, le crédit distribué au secteur privé (Crd), l'investissement (Inv), et le taux d'ouverture (Touv).
2. Ces facteurs influencent positivement sur la croissance économique.

Après avoir sélectionné les variables qui expliquent la croissance, nous avons testé la stationnarité de ces variables et l'existence d'une relation de long terme entre la croissance économique et la libéralisation financière. Nous avons constaté que, pour des degrés de signification de 5%, les variables sont non stationnaires en première différence. Les variables

du modèle suivent alors un processus intégré d'ordre 1. Le test de co-intégration a confirmé l'existence, pour chaque couple de variable (PIB, LF), d'une relation de co-intégration.

Ainsi, le PIB et Inv sont liées positivement alors que le PIB et (ActMo, Crd, M3, Touv et IndLF) sont liées négativement.

Concernant le lien entre la croissance économique et la libéralisation financière, le test utilisé (test de causalité) a montré que la relation entre croissance économique et l'investissement est unidirectionnelle. Autrement dit, au sens de Granger, l'investissement cause la croissance économique et non l'inverse. L'absence du sens de causalité entre la variable réelle et les autres variables financières peut être expliquée par un système financier rudimentaire, fortement administré et souffrant encore de l'absence d'un marché boursier.

La revue de la littérature empirique portant sur les liens entre le secteur financier et la sphère réelle a débouché sur d'importantes conclusions. En effet, ces études montrent que les enseignements théoriques sont loin d'être valides dans toutes les conditions. Il apparaît que la finance n'affecte pas automatiquement le rythme de croissance économique. Ce n'est que sous des conditions particulières que les facteurs financiers contribuent à améliorer la performance de l'économie. En effet, les tests empiriques effectués montrent que la relation entre la finance et la croissance n'est pas facile à capter. De ce fait, le lien entre ces deux phénomènes est complexe et devrait être placé dans un modèle plus large qui tient compte de

tous les comportements économiques pour pouvoir capter les différents canaux de transmission des effets entre les blocks réel et financier. Cette dernière situation est d'autant plus déroutante que la relation entre ces deux secteurs est fort probablement dépendante du niveau de développement du pays.

Le croisement des résultats obtenus dans le cadre de ce travail et les conclusions similaires obtenues par d'autres chercheurs laissent penser que le secteur financier Algérien est loin de jouer pleinement son rôle dans la collecte, l'allocation et l'amélioration de la productivité des ressources. Fondamentalement, l'insuffisance de la croissance économique en Algérie est due à un problème double. Premièrement, la faiblesse de l'accumulation des facteurs productifs qu'ils soient physiques ou humains. Deuxièmement, à la mauvaise allocation de ces ressources et par suite leur faible productivité. Cependant, le secteur financier ne peut être une locomotive de la croissance que si une stratégie industrielle et de croissance est mise en place.

BIBLIOGRAPHIE

1. AGLIETTA Michel : « **Macroéconomie financière** », Edition N°04, paris, 2001.
2. AMMOUR Benhalima : « **Le système Bancaire Algérien** », Edition Dahlab, 1996.
3. BAPTISTE Venet : « **Libéralisation Financière et Développement Economique** », Revue de littérature, paris, 2000.
4. BEN BATTERSON : « **Détermination des taux d'intérêt** », Edition L-2929 Luxembourg, Octobre 1999
5. BEN SALHA Oussama : « **Libéralisation Financière et Croissance Economique : une investigation empirique en données de panel** », thèse de magister, octobre 2006.
6. BERNARD Py : « **statistique descriptive** », Edition N°02, Paris, Economica, 1996.
7. Bourbonnais Michel Teraea : « **Analyse des séries temporelles en économie** », Edition 01, paris, 1998.
8. Bourbonnais. R. : « **Econométrie** », Edition N°04, Dunod, 2002
9. BOUMGHAR Mohamed Yazid : « **Libéralisation Financière et Epargne des ménages** », une revue, Edition CREAD, Alger,
10. E. Malinvaud : « **théorie Macroéconomique : comportement et croissance** », Edition N°01, 1981.
11. F. Perroux : « **Les Théorie de la Croissance** », Edition N°à 02, paris, 1999.
12. Gregory .N: « **Macroéconomie** », Edition N°03, Paris, 2001
13. JACQUES Muller : « **Mannel et application économie** », Edition 04, DUNOD
14. JACQUET Pierre et JEAN Pisani : « **Politique Economique** », Edition N°01, paris, 2004.
15. KHALFAOUI Hamdi : « **La Causalité entre le réel et le développement financière** », un revue de littérature,
16. LACHACHI Meriem : « **Le système bancaire Algérien : Mutation et Perspectives** », une revue de littérature, université de Tlemcen, 2003.
17. LACHACHI Meriem : « **perspectives d'introduction d'un marketing des services au sein des banques Algériennes : cas de la BADR** », thèse de magister, octobre 2002, Tlemcen.
18. Lardic et V. Mignon : « **Econométrie des séries Temporelles : Macroéconomie et financières** », Economica, 2002.
19. LUBRANO Michel : « **Modélisation Multivariée et cointégration** », 2002
20. M. Belkacem Hocine : « **Réforme du système bancaire en Algérie : pour un développement durable** », Revue de littérature, Alger, 2000
21. Naas. A : « **Le système Bancaire Algérienne** », Edition INAS, 2003.
22. Rapport 2007 : « **Evolution économique et monétaire en Algérie** », de la banque d'algérie, juin 2008.
23. ROLAND Granier : « **Croissance et cycle économique** », paris, 1995.
24. Y. Ben Abdellah : « **croissance économique en Algérie** », Revue de CREAD, N°75, 2006.
25. Y. Ben Abdellah : « **l'Economie Algérienne entre réforme et ouverture** », Revue de CREAD, Alger, 2001.

ANNEXES

Annexe N° 01 : Liste des mesures de libéralisation financière.

<u>Contenu de la mesure</u>	Date d'effet
<u>Régime de change</u>	
Première dévaluation du dinar à hauteur de 20%	1991
Deuxième dévaluation du dinar de l'ordre de 50%	1994
Instauration d'un régime de flottement dirigé avec des séances de fixing entre la BA et les autres banques.	1994
Transformation des séances de fixing en un marché des changes interbancaires avec les banques et les autres intermédiaires agréés.	1995
Création des bureaux de change	1996
Mise en oeuvre d'une politique de change qui vise à assurer la compétitivité externe et est appuyée par des politiques financières appropriées	1994-1996
<u>Taux d'intérêts</u>	
Elimination du plafond des taux bancaires débiteurs, mais plafonnement de la marge des banques à 5 point de pourcentage.	1994
Elimination du plafonnement à 5% des marges bénéficiaires des banques	1996
Libération du taux d'intérêt créditeur	1990
<u>Réserves obligatoires</u>	
Instauration d'un coefficient de réserves obligatoires de 2,5% sur les dépôts bancaires. Réserves rémunérées à 11% par an. Mais activation effective qu'en 2000.	1994-2000
<u>Réglementation prudentielle</u>	
Vérification des comptes des banques commerciales publiques en collaboration avec la Banque mondiale.	1994-1996
Restructuration financière et recapitalisation des banques commerciales publiques, à la fois par injection de liquidités et par des opérations de conversion de créances.	1994-1996
	1995

Imposition d'un coefficient de suffisance égal à 4% appelé à atteindre 8% en 1999 en respect des standards de la BRI.	
Renforcement des règles prudentielles qui portent sur la limitation de la concentration des risques et établissent des lignes de conduite claires pour le classement et le provisionnement des prêts accordés.	1991-1994
Entrée en vigueur d'un régime d'assurance dépôts.	1998
<u>Marché monétaire</u>	
Mise en place d'un système d'adjudication des crédits de la Banque centrale.	1995
Mise en place d'un système d'adjudication des bons de Trésor.	1995
Mise en place d'opérations d'open market.	1996
<u>Concurrence bancaire</u>	
Création de la 1ère banque privée à capital mixte entre le groupe Baraka et la BADR.	1990
La CNEP devient une banque commerciale.	1998
Entrée de la 2ème banque privée sur le marché (Khalifa bank).	1999
Entrée de la 3ème banque privée : union bank.	1995
Augmentation du capital minimum des banques commerciales à 2,5 milliards de dinars.	2003-2006
<u>Marché financier</u>	
Création de la COSOB 1996	1996
Création de la SGVB 1996	1996
Première émission d'une obligation. La Sonatrach émet 12 milliards de dinars en janvier 1998	1998
1ère OPV ERIAD SETIF (nov -dec 1998) - suspendue en septembre 2006	1998
1ère émission d'actions : SAIDAL MARS 1999	1999
2ème émission d'actions : AURASSI JUILLET 1999	1999
1ère cotation de Sonelgaz en mai 2006	2006
OPV d'Air Algérie le 22 novembre 2006	2006
OPV de ATM (mobilise) 2006	2006

Source : Revue de M^{et} Mohamed Yazid BOUMGHAR ; chargé de recherche, libéralisation financière et Epargne des ménages

Annexe N° 03

obs	LOG(PIB)	LOG(INV)	LOG(M2)	LOG(M3)	LOG(ACTMO)	LOG(DEFBUDG)	LOG(INF)	LOG(KH)	LOG(TOUV)	LOG(CRD)	INDLF
1990	4.007333	3.332205	4.110874	4.605170	3.496508	1.098612	2.772589	3.135494	3.871201	3.688879	-0.790000
1991	3.178054	3.401197	3.850148	4.356709	3.401197	1.609438	3.218876	3.295837	3.931826	3.610918	-0.790000
1992	2.302585	3.367296	3.871201	4.317488	3.295837	1.098612	3.433987	3.178054	3.850148	3.637586	-0.790000
1993	3.218876	3.332205	3.951244	4.276666	2.944439	0.000000	2.995732	3.135494	3.761200	2.890372	-0.790000
1994	3.526361	3.433987	3.688879	4.234107	3.401197	1.386294	3.367296	3.178054	3.931826	3.044522	-0.480000
1995	3.332205	3.433987	3.663562	4.094345	3.044522	1.386294	3.367296	3.332205	4.043051	3.218876	-0.400000
1996	2.079442	3.218876	3.555348	4.174387	3.135494	0.000000	2.890372	3.367296	3.970292	3.401197	-0.100000
1997	0.000000	3.135494	3.637586	4.143135	3.178054	0.000000	1.609438	3.258097	3.931826	3.258097	-0.100000
1998	2.639057	3.295837	3.806662	4.158883	2.890372	0.000000	1.609438	3.367296	3.828641	3.218876	0.060000
1999	3.295837	3.258097	3.806662	4.204693	3.044522	0.000000	0.693147	3.295837	3.912023	3.332205	0.200000
2000	0.693147	3.135494	3.891820	4.430817	3.555348	0.693147	0.000000	3.367296	4.127134	3.178054	0.400000
2001	1.791759	3.258097	4.060443	4.543295	3.526361	1.386294	1.386294	3.295837	4.060443	3.218876	0.400000
2002	2.772589	3.401197	4.158883	4.574711	3.496508	1.791759	0.000000	3.178054	4.110874	3.332205	0.400000
2003	2.833213	3.401197	4.127134	4.584967	3.637586	1.791759	0.693147	3.135494	4.127134	3.258097	0.400000
2004	3.091042	3.496508	4.077537	4.499810	3.688879	2.197225	1.098612	2.833213	4.174387	3.178054	0.400000
2005	2.484907	3.433987	3.970292	4.584967	3.850148	2.197225	0.000000	2.708050	4.262680	3.135494	0.400000
2006	2.302585	3.401197	4.025352	4.499810	3.891820	1.945910	0.693147	2.484907	4.248495	3.091042	0.400000
2007	2.201654	3.526361	4.143135	4.543295	3.912023	2.079442	1.098612	2.708050	4.290459	3.135494	0.400000

Annexe N° 04

Dependent Variable: LOG(PIB)				
Method: Least Squares				
Date: 10/16/10 Time: 16:41				
Sample (adjusted): 1990 2006				
Included observations: 17 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-101.5539	44.66354	-2.273754	0.0433
LOG(INV)	18.85596	6.023474	3.130412	0.0203
LOG(TOUV)	3.901518	4.967886	0.785348	0.4621
LOG(DEFBUDG)	-2.519242	1.391416	-1.810559	0.0202
LOG(M2)	1.117898	4.067783	0.274818	0.0927
LOG(M3)	1.691430	5.340486	0.316718	0.0422
LOG(CRD)	0.467419	0.982413	0.475787	0.0511
LOG(KH)	2.413042	1.928023	1.251563	0.2573
LOG(ACTMO)	2.162791	3.526165	0.613355	0.4216
LOG(INF)	0.039740	0.375259	0.105901	0.9191
INDLF	-0.006565	0.011356	-0.578082	0.0037
R-squared	0.852243	Mean dependent var	2.561705	
Adjusted R-squared	0.605980	S.D. dependent var	1.012070	
S.E. of regression	0.635286	Akaike info criterion	2.183182	
Sum squared resid	2.421533	Schwarz criterion	2.722320	
Log likelihood	-7.557048	F-statistic	3.460709	
Durbin-Watson stat	1.744065	Prob(F-statistic)	0.071026	

Annexe N°05

Dependent Variable: LOG(PIB) Method: Least Squares Date: 10/16/10 Time: 20:49 Sample (adjusted): 1990 2006 Included observations: 17 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	95.26450	35.73222	2.666067	0.0322
LOG(INV)	18.32951	5.320296	3.445205	0.0108
LOG(M3)	3.018057	2.128108	1.418188	0.0491
LOG(TOUV)	3.172591	3.913357	0.810708	0.0422
LOG(ACTMO)	1.528067	2.482314	0.615582	0.0458
LOG(DEFBUDG)	2.311733	1.088810	2.123175	0.0714
LOG(KH)	2.123499	1.504297	1.411623	0.2009
LOG(INF)	-0.014751	0.339183	-0.043489	0.0665
LOG(CRD)	-0.415367	0.898073	-0.462509	0.0358
INDLF	0.005673	0.010139	0.559560	0.0322
R-squared	0.850383	Mean dependent var		2.561705
Adjusted R-squared	0.658018	S.D. dependent var		1.012070
S.E. of regression	0.591851	Akaike info criterion		2.078044
Sum squared resid	2.452014	Schwarz criterion		2.568169
Log likelihood	-7.663374	F-statistic		4.420670
Durbin-Watson stat	1.715797	Prob(F-statistic)		0.031424

Annexe N°06

obs	Z	Y	U	S	W	X	V
1990	1.481489	1.153218	0.856401	1.470534	1.287914	1.259297	1.186891
1991	0.181627	0.680860	0.083396	0.620685	0.625011	0.512339	0.406477
1992	-0.462608	-0.223430	-0.792072	-0.277523	-0.224195	-0.474039	-0.485707
1993	0.693032	0.583286	0.124218	0.562930	0.719431	0.321471	0.898926
1994	0.306283	1.249934	0.624644	0.968991	1.055415	0.860646	1.109791
1995	0.112127	1.090437	0.494802	0.697859	0.954847	0.817521	0.806353
1996	0.326584	-0.014187	-0.516785	-0.535271	-0.351515	-0.534041	-0.560686
1997	-1.184133	-2.206209	-2.596227	-2.605527	-2.410029	-2.665715	-2.550434
1998	0.361268	0.201392	0.171458	-0.028557	0.218483	-0.166770	0.113206
1999	1.275465	0.858172	0.940786	0.661491	0.844587	0.603232	0.698953
2000	-0.490985	-1.861095	-1.501119	-1.830954	-1.909521	-1.707361	-1.807117
2001	-0.228613	-0.993318	-0.402507	-0.738597	-0.886226	-0.699308	-0.734092
2002	-0.223838	-0.147248	0.578322	0.235789	0.073566	0.350000	0.175705
2003	-0.163214	-0.043161	0.638947	0.326861	0.127323	0.432705	0.282779
2004	-0.555471	0.282563	0.896776	0.595760	0.442176	0.754698	0.590778
2005	-0.735171	-0.176759	0.290640	0.024429	-0.220984	0.268453	0.011318
2006	-0.693842	-0.434454	0.108319	-0.148899	-0.346282	0.066871	-0.143142
2007	-0.543789	-0.543568	0.234567	-0.165325	-0.356908	0.043257	-0.134680

RÉSUMÉ

Résumé

Le présent travail traite des liens entre la libéralisation financière et la croissance économique en Algérie. L'échantillon comprend 18 années allant de 1990 jusqu'à 2007. Après avoir construit un indice de la libéralisation financière, nous avons utilisé cet indice dans un modèle économétrique et, en utilisant le modèle à correction d'erreur, nous avons essayé de tester le sens de causalité (à court terme et à long terme) entre la sphère financière et la sphère réelle. Les résultats suggèrent que la libéralisation financière et la croissance économique sont cointégrées. De plus, ces relations sont caractérisées dans quelque cas par une causalité au sens de Granger unidirectionnelle allant de la libéralisation financière vers la croissance économique. Les résultats de la cointégration et de la causalité de Granger supportent le paradigme d'une croissance tirée par l'amélioration de l'efficacité de l'investissement.

ملخ

يتناول هذا البحث العلاقة المشتركة بين التحرير المالي و النمو الاقتصادي في الجزائر. دراستنا تمتد من ظهور التحرير المالي في 1990 إلى غاية 2007. بعد تصميم مؤشر التحرير المالي , قمنا باستعماله كأحد المتغيرات المفسرة للنمو الاقتصادي بالاعتماد علي نموذج تصحيح الأخطاء (MCE), حاولنا اختبار جهة السببية بين التحرير المالي و النمو الاقتصادي و استنتجنا في الأخير أن هناك علاقة ارتباط بينهما . تركز هذه العلاقة بشكل خاص بالأحادية في الاتجاه بتفسير (Granger) أي من التحرير المالي نحو النمو الاقتصادي . و نستخلص أن النمو الاقتصادي في الجزائر مدعم بتحسين نوعية الاستثمار.