



UNIVERSITE ABDERRAHMANE MIRA DE BEJAIA.

FACULTE DES SCIENCES ECONOMIQUES, DES SCIENCES DE GESTION ET DES
SCIENCES COMMERCIALES

DEPARTEMENT DES SCIENCES ECONOMIQUES

Mémoire de fin de cycle

En vue de l'obtention du diplôme de master en Sciences Economiques

Option : Economie Appliquée et Ingénieries Financière

Thème

***Etude économétrique et empirique de
l'épargne des ménages en Algérie
1970-2010***

Présenté par :

M^{elle} : OUEMELLIL Lilia.

Encadreur :

M^r : ABDERRAHMANI, Farés.

Devant le jury composé de :

- P^r : ACHOUCHE, Mohamed, Président***
- M^r : BOUZNITE, Mohamed, Examineur***
- M^r : ABDERRAHMANI, Farés, Promoteur***

Promotion :2012



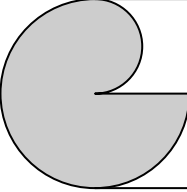
Remerciements

Je remercie d'abord le bon Dieu pour sa bénédiction et je témoigne ma connaissance à mon promoteur : Mr Abderrahmani Farés, pour son dévouement, sa disponibilité et son aide à la réalisation de ce travail.

J'exprime mon plus vif remerciement à Mr Achouche, je remercie le personnel de l'ONS pour leurs accueils en particulier Mr Zarouki.

Je remercie le personnel de la bibliothèque SEGC de l'université Mouloud Mammeri Tizi-Ouzou en particulier Mr Zenaïdi.

En fin je tiens à remercier tous ceux qui m'ont aidé et assisté durant mes études et je leur exprime toute ma gratitude



liste des abréviations

- **ADF** : Dickey-Fuller Augmenté
- **AIC** : d'Akaike et Schwarz
- **AR** : autorégressive
- **ARCH** : hétéroscédasticité
- **CT** : Court terme
- **CT** : la consommation finale des ménages.
- **DF** : Dickey et Fuller
- **DW** : Durbin-Watson
- **ECM** : modèle de correction d'erreur
- **HRP** : Théorie du revenu permanent
- **IDE** : Investissement directe étranger
- **INSS** : Institut Nationale des Statistiques et des Etudes Economique
- **LT** : Long terme
- **MCO** : moindres carrés ordinaires
- **NPI** : Les Nouveaux Pays Industrialisés
- **OCDE** : Organisation pour la Coopération Economique et le Développement
- **PCSC** : Programme complémentaire de soutien à la croissance
- **PIBH** : le produit intérieur brut par habitant
- **PP** : Philips Perron
- **RVAR** : Restricted vecteur autorégressive
- **S** : L'épargne des ménages.
- **SCE** : Somme des Carrés Expliquée
- **SCR** : Somme des Carrés des Résidus
- **SCT** : Somme des Carrés Totale
- **TINF** : Le taux d'inflation.
- **TINT** : Le taux d'intérêt réel
- **VAR** : Vecteur Autorégressive
- **VECM** : Modèle de Correction d'Erreur Vectoriel
- **Yd** : Le revenu disponible brut des ménages.



Je dédie ce travail :

*À Mes chers parents, symboles de courage et
de volonté;*

À la mémoire de ma grande mère fatma ;

À ma grand mère Zohra que Dieu la protège ;

À Mes frères Omar et Toufik, et ma sœur Rosa ;

À Mes oncles et tantes, cousins et cousines;

À Mes chers amis: Djamila, Nabila et Sofiane, ...etc.

*À tous ceux dont l'absence n'exclus pas de la
mémoire.*

Table des matières

Introduction générale	01
Chapitre I : Approches théoriques et empiriques de l'épargne	
Introduction	03
Section I : généralités sur l'épargne	04
I.1 Définition de l'épargne	04
I.2 Les sources de l'épargne	04
I.2.1 L'épargne des ménages	04
I.2.2 L'épargne des entreprises	05
I.2.3 L'épargne publique	05
I.3 Les motivations de l'épargne	05
I.3.1 Motif de placement	05
I.3.2 Motif de précaution	05
I.3.3 Motif de l'investissement	05
I.4 Les différentes formes de l'épargne	06
I.4.1 L'épargne en nature (non financière)	06
I.4.2 L'épargne financière	06
I.5 Les théories relative a l'épargne	06
I.5.1 La tradition néoclassique	06
I.5.2 La tradition de Keynes en 1936	07
Section II : Les déterminants théoriques de l'épargne	08
II.1 Les variables lié au revenu	08
II.1.1 Le revenu courant de Keynes	08
II.1.2 Le revenu permanent de Friedman	08
II.1.3 Le revenu relatif de Duesembergy	09
II.1.4 Le cycle de vie de Modigliani	09

II.2 Les variables monétaires.....	09
II.2.1 Le taux d'intérêt.....	10
II.2.2 L'inflation.....	10
II. 3 Les variables budgétaires :	11
II.3.1 La fiscalité	11
II.3.2 Les crédits octroyés	11
II.4 Les variables psychologiques	15
II.4.1 La confiance	15
II.4.2 La diversification de l'offre en produits d'épargne	16
Section III: Les déterminants empiriques de l'épargne	17
III.1 Les déterminants de l'épargne des ménages au pays en voie de développement	17
III.1.1 Les déterminants de l'épargne des ménages en Camerone	17
III.1.2 Les déterminants de l'épargne des ménages en cote d'ivoire	18
III.1.3 Les déterminants de l'épargne des ménages en Sénégal.....	19
III.1.4 Les déterminants de l'épargne des ménages en Maroc	19
III.2 Les déterminants de l'épargne des ménages au pays développés	20
III.2.1 Les déterminants de l'épargne des ménages en Québec	20
III.2.2 Les déterminants de l'épargne des ménages en France.....	21
Conclusion.....	23

Chapitre II : Présentation des méthodes d'analyses des séries temporelles

Introduction	24
Section I : Modèle de régression et méthode d'estimation	25
I.1 Présentation et forme matricielle du modèle	25
I.1.1 Présentation du modèle	25
I.1.2 Forme matricielle du modèle	25
I.2 Estimation et propriétés des estimateurs	26
I.2.1 Estimation des coefficients de régression	26

I.2.2 Hypothèses et propriétés de l'estimateur	27
I.3 Mesure de la qualité d'ajustement du modèle.....	28
I.4 Les tests de significativité des paramètres	29
I.4.1 Test de validité globale	29
I.4.2 Test individuel de Student	29
Section II : Le modèle VAR	31
II.1 La représentation de modèle VAR	31
II.2 L'estimation de modèle VAR.....	31
II.2.1 Méthode d'estimation d'un modèle VAR	31
II.2.2 Détermination de l'ordre de retard	32
II.2.3 Analyse de la stationnarité.....	32
II.3 Les applications des modèles VAR	34
II.3.1 Le concept d'innovation	34
II.3.2 La causalité	34
II.3.3 Validation d'un modèle VAR.....	36
Section III: La Co-intégration et le modèle à correction d'erreur	37
III.1 Les concepts fondamentaux de la théorie de la Co-intégration.....	37
III.1.1 Définition de la Co-intégration	37
III.1.2 Les conditions de Co-intégration	37
III.2 Co-intégration entre deux variables : l'approche d'Engle et Granger.....	38
III.2.1 Test de Co-intégration	38
III.2.2 Estimation du MCE avec une seule variable explicative	38
III.3 Co-intégration entre plusieurs variables : l'approche VECM (Vector Error Correction Model) de Johansen (1998).....	38
III.3.1 Représentation d'un VECM	38
III.3.2 Test de Co-intégration	39
III.3.3 Constante et tendance dans les relations de Co-intégration	40

III.3.4 Synthèse de la procédure d'estimation.....	40
III.4 Validation d'un modèle ECM ou VECM.....	41
Conclusion.....	42

Chapitre III : étude empirique

Introduction	43
Section I : L'analyse descriptive des séries	44
I.1Présentation de variables.....	44
I.2 Aperçu sur l'évolution de l'économie algérienne.....	45
I.3 Analyse statistique et graphique	46
I.4 Présentation dynamique	50
I.5 Application des testes de racines unitaire	55
I.5.1 Etude de la stationnarité des différentes variables	55
I.5.1 Teste de Dickey-Fuller Augmenté (ADF)	56
I.5.2 Teste de Philips perron (PP)	58
Section II : La modélisation de l'épargne par l'approche classique.....	60
II.1 Analyse de la matrice de corrélation	60
II.2 Estimation du modèle VAR.....	60
II.2.1 Détermination du nombre de retard « p ».....	60
II.2.2 Estimation du modèle VAR(1).....	61
II.2.3 Analyse du modèle VAR(1) estimé.....	61
II.3 Estimation du VECM(p)	63
II.3.1 Détermination du nombre de retard « p ».....	63
II.3.2 Test de Co-intégration de JOHANSEN.....	63
II.3.3 Estimation du VECM(1) de l'épargne à une relation de Co-intégration.....	64
II.3.4 Analyse du modèle VECM(1)	64
II.4 Validation du modèle VECM(1)	65
II.4.1 Critères statistiques.....	65

II.4.1 Critères économétriques.....	65
II.4.1 Critères économiques.....	66
II.5 Décomposition de la variance....	67
Conclusion.....	67
Conclusion générale	69
Bibliographies	
Annexes	
Liste des tableaux	
Liste des figures	
Résumé	

*Introduction
générale*

Sur le plan macroéconomique, l'épargne constitue l'un des éléments déterminants dans le financement de l'économie. Sur le plan microéconomique, les différents acteurs économiques opèrent des choix en la matière sur la base de facteurs qui reposent largement sur la confiance en l'avenir, c'est-à-dire en fonction d'un environnement économique, social et politique stable.

Autrement dit, l'épargne est appelé à jouer dans chaque pays le rôle primordial, puisqu'elle est la source des investissements qui produisent la croissance et la richesse et par la même, les services nécessaires pour la satisfaction des besoins humains. Au niveau des individus et des familles, l'épargne constitue également une condition de stabilité et de progrès qu'il faut préserver à tout prix.

Dans une politique de mobilisation de l'épargne, l'accent doit être mis sur les incitations à l'épargne et les opportunités de placement. De même, ces politiques d'encouragement à l'épargne doivent s'accompagner de politiques d'orientation de l'épargne vers la formation du capital productif. Celles-ci passent par une meilleure connaissance des motivations, des pratiques, attitudes et comportements d'épargne et par une bonne compréhension des mécanismes de formation de l'épargne financière ainsi que de sa composition entre les différents emplois possibles.

Du point de vue comptable, le taux national d'épargne est égal à la moyenne pondérée des taux d'épargne des trois principaux secteurs de l'économie : les ménages, les entreprises et les administrations publiques ; de l'ensemble de ses composent l'épargne des ménages est la plus impotente.

L'objet essentiel de notre travail consiste à élaboré un modèle économétrique de la fonction d'épargne pour l'économie Algérienne pour la période allant de 1970-2010 sur une base de donnée de l'office national des statistiques (ONS), par l'utilisation de l'approche vectorielle notamment, la Co-intégration et modèles à correction d'erreur, ses techniques utiliser sont purement scientifiques des prévisions.

Plus précisément, notre problématique est la suivante: qu'elles sont les différents facteurs qui influencent la décision d'épargne des ménages algériens?

Pour bien mener notre travail, et comme une première réponse à notre problématique, on avance les hypothèses suivantes :

- Les principaux déterminants de l'épargne des ménages algériens sont le revenu disponible, la consommation, le taux l'inflation, le taux d'intérêt et le produit intérieur brut par habitants ;
- Le taux d'inflation expliquerait une large part des fluctuations subies par le volume des ressources d'épargne.
- Les taux d'intérêts réels bas voire négatifs dont la conséquence serait une détérioration du volume global d'épargne;
- Un fort taux d'intérêt, correspondant à une forte rémunération de l'épargne, incite les ménages à diminuer leur consommation au profit de l'épargne.
- Un PIB par habitants moins important explique la faible épargne des ménages.

Pour mener à bien notre recherche, nous envisageons d'organiser notre travail en trois chapitres dans lesquels nous allons essayer d'apporter des éléments de réponse à notre problématique.

Dans le premier chapitre, nous présenterons une synthèse sur les différentes conceptions de l'épargne et ses déterminants dans la pensée économique sans pour autant entrer dans les détails théoriques qui risqueraient de détourner notre objectif initial et résumer les résultats de quelques travaux empiriques réalisés dans des pays à travers le monde. Nous nous concentrons à présenter uniquement les facteurs qui influencent la formation de l'épargne des ménages.

Le second chapitre fera l'objet d'une présentation des méthodes d'analyse des séries temporelles que nous allons utiliser dans la construction de notre modèle économétrique.

Le dernier chapitre portera sur l'évolution de l'épargne des ménages ainsi que celle de ses déterminants en Algérie et cela durant différentes périodes à travers lesquelles l'économie algérienne est passée. En suite consacré une section à une étude empirique pour la recherche d'un modèle économétrique liant le taux d'épargne des ménages algériens à différentes variables économiques susceptibles de l'influencer ; l'analyse sera selon une approche descriptive, et selon une approche économétrique, après la sélection des variables on effectuons le test de la racine unitaire ; teste de Dickey-Fuller Augmenté (ADF), et de Philips Piron (PP), en suite nous estimerons le modèle vecteur autorégressive (VAR) et le modèle de correction d'erreur vectoriel (VECM).

Ainsi le travail se termine par une conclusion générale qui va permettre d'affirmer ou d'infirmer les hypothèses de départ.

chapitre I:
Approches théoriques
et
empiriques de l'épargne

Chapitre I : Approches théoriques et empiriques de l'épargne

Introduction

Le sujet de l'épargne et ses déterminants été abordé par la pensée économique dans plusieurs approches, et pour mieux comprendre ce concept nous allons présenter dans ce premier chapitre quelque notion de l'épargne on suite en passe a l'examen de certain des travaux théoriques et empiriques, au niveau macroéconomique.

Section I : généralités sur l'épargne

Les ménages ne dépensent pas tous leurs revenus en achetant des biens de consommation. Ils mettent aussi des sommes d'argent de côté pour réaliser certains objectifs. Mais les ménages ne sont pas les seuls agents qui épargnent. C'est aussi le cas des entreprises. En permettant des investissements, l'épargne joue un rôle fondamental.

I.1 Définitions de l'épargne

Le dictionnaire Larousse¹ : fraction du revenu individuel ou national qui n'est pas affectée à la consommation mais mise en réserve.

Le dictionnaire d'Economie² : au sens courant « épargner » consiste à mettre de l'argent de côté, à faire des économies. La notion économique de l'épargne rejoint en partie le sens courant car l'épargne représente la partie de revenue qui n'est pas destinée à une consommation. L'épargne est donc une renonciation à une satisfaction immédiate au profit d'une satisfaction future.

I.2 Sources de l'épargne³

Du point de vue comptable, le taux national d'épargne est égal à la moyenne pondérée des taux d'épargne des trois principaux secteurs de l'économie : les ménages, les entreprises et les administrations publiques. La pondération se fait en fonction des parts respectives des trois secteurs dans le revenu national disponible.

I.2.1 L'épargne des ménages

Dans la comptabilité nationale, l'épargne des ménages correspond à la part de leurs revenus qui n'est pas destinée à la consommation.

Globalement, l'épargne totale des ménages est supérieure à leurs besoins d'investissements, si bien qu'ils disposent d'une capacité de financement, cette dernière est susceptible de plusieurs utilisations : une partie de cette épargne financière peut être thésaurisée (en or, en biens précieux), c'est-à-dire conservée par l'épargnant et non réintroduite dans le circuit économique, l'autre partie peut être placée, c'est-à-dire confiée au système financier, moyennant une rémunération appelée « intérêt ».

I.2.2 L'épargne des entreprises

L'épargne brute des entreprises correspond à leur capacité d'autofinancement, c'est-à-dire la part de leur bénéfice net (après impôt) qui n'est pas distribuée aux actionnaires sous forme de dividendes auxquelles s'ajoute l'amortissement (somme mise de côté pour reconstituer le capital technique).

¹ Larousse de poche, 2012, p 293.

² Jean-Yves Capul, Olivier Garnier « dictionnaire d'économie et de sciences sociales », édition HATIER paris 1999.

³ Idem

épargne brute des entreprises = autofinancement = amortissement + bénéfices non distribués.

A la différence de l'ensemble des ménages, les entreprises ont un « besoin de financement » puisque l'épargne qu'elles dégagent est insuffisante pour couvrir leurs dépenses d'investissement, c'est pour cela qu'elles empruntent la capacité de financement placée par les ménages dans le système financier.

I.2.3 L'épargne publique

L'épargne publique est égale à la différence entre les recettes et les dépenses courantes de l'Etat lorsque ses recettes sont supérieures à ses dépenses, c'est-à-dire en cas d'excédent budgétaire. Dans les cas contraire où il y a un déficit budgétaire, l'Etat désépargne ou encore il emprunte l'épargne privée. Celle-ci est égale à la somme de l'épargne des ménages et de l'épargne des entreprises.

La somme de ces trois composantes constitue l'épargne nationale qui peut être subdivisée en épargne privée et épargne publique, comme on peut ajouter l'épargne extérieure lorsque l'épargne domestique est insuffisante pour assurer les investissements nécessaires.

I.3 Les motivations de l'épargne :

La formation de l'épargne procède généralement de trois types de motivation selon ses affectations possibles. Il s'agit de raisons de précaution, d'investissement et de placement.

1.3.1 Motif de placement

Il s'agit d'une opération par laquelle les ménages affectent leurs capitaux soit à des emplois non financiers (billet, or, métal...), autrement dit, la thésaurisation, soit à des emplois financiers liés généralement à la recherche d'un rendement, et donne souvent lieu à une rémunération dont le taux d'intérêt en est la forme courante.

I. 3.2 Motif de précaution

Dans se cas la détention de la monnaie permet de faire face à des événements imprévus, qui exprime un besoin de liquidité au cours de la période considérer. Cette liquidité dépend de revenu et de la période entre la perception des deux revenus ; plus l'intervalle de temps est important plus les encaisses sont importantes.

I.3.3 Motif de l'investissement

C'est l'épargne qui est constitué en vue de réaliser un projet, pour pouvoir effectuer, à terme et sans trop s'endetter, un achat impossible à réaliser avec son revenu courant.

I.4 Les différentes formes de l'épargne

Les sommes épargnées sont employées de différentes façons qui combinent dans des proportions variables les avantages de la liquidité, de la sécurité et de la rentabilité, la part du revenu épargné est alors placée dans différents actifs qui constituent le patrimoine de l'épargnant. On distingue deux formes d'épargne :

I.4.1 L'épargne en nature (non financière)

C'est l'ensemble des autres actifs constituant le patrimoine des ménages. Elle est constituée des actifs non financiers des ménages, principalement le patrimoine immobilier. Son détenteur, est obligatoirement investisseur. Ainsi, l'épargnant va arbitrer entre ces formes d'épargne en fonction de trois paramètres : la liquidité – la sécurité – la rentabilité.

I.4.2 L'épargne financière

C'est une épargne liquide. Elle comprend les moyens de paiement (billets, pièces, comptes chèque,..) et l'ensemble des placements financiers des ménages (assurance vie, actions, obligations, livrets épargne, dépôts à terme,...), les contrats d'assurance vie, les plans d'épargne logement et les plans d'épargne retraite. L'épargne conservée sous forme de billets et pièces ne faisant pas l'objet de placements productifs est appelée « la thésaurisation ».

I.5 Les théories relative a l'épargne

On trouve plusieurs théories de la croissance économique qui ont intégré le comportement d'épargne à la création des richesses.

La littérature économique présenté, selon Chicot Eboue en 1998⁴, qui explique la relation entre l'épargne et la croissance économique on trois traditions théoriques.

I.5.1 La tradition néoclassique

Cette tradition a deux modèles ; le modèle néoclassique de base et le modèle de croissance néoclassique de base.

A. Le modèle néoclassique de base:

On trouve en particulier Irving Fisher en 1926 et Robertson en 1966⁵ qui ont montré que l'épargne et l'investissement correspondent à une offre et une demande de fonds prêtables en relation avec le taux d'intérêt, et que dans une économie fermée le volume d'épargne constitue la source de financement primordiale de l'investissement, qui est à l'origine du développement des capacités de production, donc l'épargne cause l'investissement, qui cause à son tour la croissance économique, cette thèse a été renouvelée par Solow-Swan⁶ en 1956 dans le modèle de croissance néoclassique de base présenté comme suite.

B. Le modèle de croissance néoclassique de base :

Solow-Swan, a renouvelé considérablement cette thèse en montrant comment la hausse du taux d'épargne peut induire à la croissance du revenu par tête mettant en raison de l'hypothèse de rendements d'échelles décroissants, davantage déterminé par le rythme d'augmentation du progrès technique, appliquée aux pays en développement, Par ailleurs, pour les pays émergents, le modèle de Solow suppose que tous les pays, qui ont un taux d'épargne égale à sa croissance démographique, connaissent un taux de croissance égalé a ses derniers, indépendamment des conditions initiales de l'économie.

⁴ Chicot Ebouet: « Consommation, Epargne et Investissement dans les Pays en Développement »,1998 Université de Nancy II, Deakin Fellowship, St Antony's College, University of Oxford.

⁵ Solow: « A contribution to the Theory of Economy Growth »1956, Quarterly Journal of Economics, pp, 65, 94.

⁶ Idem.

Chapitre I : Approches théoriques et empiriques de l'épargne

En suit le modèle théorique de Keynes, qui renverse le sens de la causalité par rapport au modèle néoclassique.

I.5.2 La tradition de Keynes en 1936

Donc pour Keynes, une croissance du revenu induit tout d'abord a une augmentation de la consommation, puis résulte un supplément d'épargne, donc c'est la croissance économique qui cause l'épargne.

Nous avons vu dans cette section l'essentiel sur l'épargne, on la défini on suite on a cité ses différents ressource, ses motivations, ses formes on la conclu avec les théories relatif a l'épargne qui expliquent le rôle de l'épargne dans la croissance économique et le développement.

Section II : les déterminants théoriques de l'épargne

Dans cette partie on va citer les différents déterminants de l'épargne on montrera le point de vue de chacune des approches théoriques à savoir les classiques, les néoclassiques et les keynésiens pour chaque type de variable.

Les Keynésiens et les classiques ont des approches méthodologiques et conceptuelles différentes dans leur démarche de formulation de la fonction de consommation et d'épargne.

- Chez les Keynésiens, la variable explicative de l'épargne est le revenu courant, qu'il soit absolu ou relatif alors que les néoclassiques préfèrent le patrimoine entendu au sens de la richesse.

- Les Keynésiens déduisent le comportement d'épargne à partir des données macroéconomiques, les néoclassiques partent de l'analyse microéconomique des fonctions individuelles de la consommation des ménages à l'agrégation macroéconomique.

II.1 Les déterminants liés au revenu

Afin de déterminer le partage du revenu entre consommation et épargne, différentes théories sont élaborées par certains auteurs à savoir : Keynes, Friedman, Duesenberry et enfin Modigliani.

II.1.1 Le revenu courant de Keynes⁷

Le premier débat sur les déterminants de l'arbitrage consommation/épargne a été lancé par Keynes, en affirmant que le niveau de chacun est déterminé par le revenu courant, pour lui, la consommation est directement et immédiatement reliée au revenu des ménages dont elle suit les fluctuations à court terme. La fonction généralement retenue comprend une consommation incompressible C_0 et une propension marginale à consommer c positive et inférieure à 1 qui diminue quand le revenu augmente. En d'autres termes, la consommation s'accroît quand le revenu progresse, mais dans une moindre mesure, car l'individu consacre une partie de sa richesse nouvelle à l'épargne. Cette affectation du revenu à l'épargne est d'autant plus forte que le revenu est lui-même important et que les besoins immédiats de la consommation ont été satisfaits.

Mais cette théorie a été remise en cause par Friedman avec son hypothèse de revenu permanent.

II.1.2 Le revenu permanent de Friedman

C'est une théorie de Milton Friedman⁸, élaborée en 1957, la période où la doctrine keynésienne est dominante, dans sa forme la plus simple, la théorie stipule que les choix effectués par les consommateurs sont dictés non par leur revenu effectif actuel, mais par leur estimation de revenu futur, pour la même occasion, Friedman introduit en économie la notion de revenu et consommation permanente (La différence entre le revenu permanent et le revenu courant est appelé revenu transitoire).

⁷ Bodin Louis : « Précis d'histoire des doctrines » ; édition : Doma Manchestérien ; Paris 1947.

⁸ Tacheix, Thierry : « L'essentiel de la macro-économie », 4^{ème} « Gualion », France 2008 pp47, 48 éditions

Chapitre I : Approches théoriques et empiriques de l'épargne

En effet, ceux-ci conduisent à considérer le revenu permanent (disponible) au cours de la vie comme un déterminant de la consommation et de l'épargne, Friedman, dans son hypothèse du revenu permanent postule que l'objectif du ménage est de maintenir un sentier de consommation parfaitement stable en répartissant les ressources acquises au cours de sa vie de façon égale entre chaque période de sa vie, pour Milton Friedman, l'épargne ne dépend pas du revenu courant mais du revenu permanent, entendu comme le revenu dont l'agent peut disposer à chaque période de sa vie, ainsi la part consommée par le ménage dans chaque période est égale à son revenu permanent, de ce fait, le ménage n'épargne que son revenu aléatoire ou transitoire (les primes par exemple).

Duesenberry de son côté a renouvelé ses deux points de vue, celui de Keynes et de Friedman, et montré que la fonction de l'épargne des ménages est expliquée par leur revenu relatif.

II.1.3 Le revenu relatif de Duesenberry⁹

La notion de revenu relatif, élaborée par Duesenberry, apporte une autre explication, sans remettre en cause la fonction de consommation Keynésienne. Cette approche postule que la propension à consommer d'un ménage dépend non seulement de son revenu, mais également d'un effet de démonstration exercée par les ménages des catégories supérieures, qui pousse vers le haut la consommation de ceux des catégories inférieures. Ces derniers auront une propension à consommer plus forte que celle des ménages des catégories supérieures parce qu'ils chercheront à imiter la consommation de ceux ayant un niveau de vie supérieur (effet d'imitation).

Et on trouve en fin Modigliani, qui pense que le cycle par le quel passent les agents économiques pondent la période de leurs vie explique mieux la fonction de l'épargne.

II.1.4 Le cycle de vie de Modigliani¹⁰

Selon Ando et Modigliani, les ménages épargnent en fonction de leur cycle de vie Cette théorie tend à démontrer qu'un ménage, emprunte lorsqu'il est jeune, épargne durant sa vie active et désépargne à la retraite.

Selon cette approche, les individus lissent leur consommation dans le temps en prenant en compte les variations anticipées de leurs ressources, induites par le niveau d'instruction et l'âge, dans une population donnée on trouve trois phases :

➤ la jeunesse :

Les jeunes épargneront relativement peu, car ils anticipent des augmentations de leurs revenus futurs.

⁹ Jean-Pierre Testenoir, «le revenu des ménages et son utilisation : consommation et épargne», Cerpeg, février 2006

¹⁰ Tacheix, Thierry : « l'essentiel de la macro-économie », 4^{ème} éditions « Gualion », France 2008 pp47, 48

Chapitre I : Approches théoriques et empiriques de l'épargne

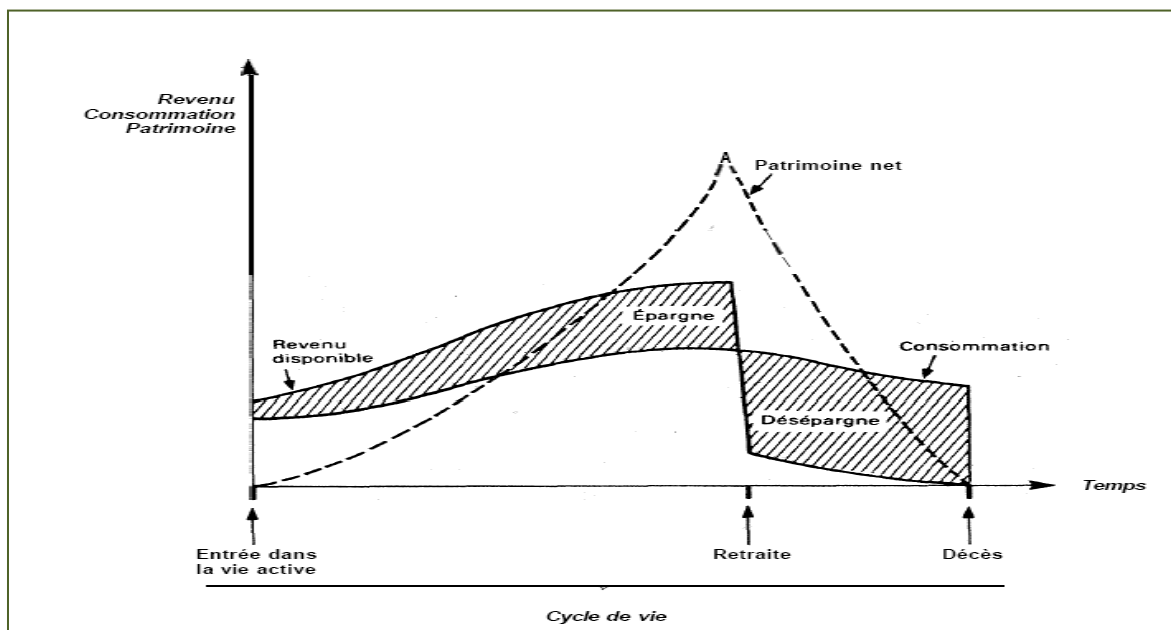
➤ la vie active :

Les individus d'âge intermédiaire, qui approchent le niveau maximum de leurs revenus, sont ceux qui ont tendance à épargner le plus par anticipation des revenus relativement faibles qu'ils auront après leur retraite.

➤ Les retraités :

Portent les agents économiques âgé(les vieux), consomment grasse a leurs patrimoine, leur consommation peut dépendre du taux d'intérêt.

Figure 1 : Cycle de vie de Modigliani



Source : YOUMBI Pierre Alain, « Les déterminants de l'épargne des ménages au Cameroun », DESS en Gestion Financière et Bancaire, Université de Douala, 2003, p25.

Le premier agirait par l'arbitrage entre consommation courante et future à la suite d'une variation des taux d'intérêt, et le second par la modification du revenu en rapport avec celle du taux d'intérêt (modèle du cycle de vie).

Les économistes ont pas considéré le revenu comme seule variable explicative de la fonction de l'épargne car il existe plusieurs types de variable incitative ou répulsive de l'épargne par exemples les variables monétaires.

II.2 Les variables monétaires

Les économistes ont longtemps considéré que la consommation et l'épargne dépendaient du taux d'intérêt et du niveau général des prix, l'action des taux d'intérêt est à l'origine de deux effets : l'effet de substitution et effet de revenu, l'inflation quand à elle est à l'origine d'abord, de l'effet de fuite devant la monnaie, en suite du phénomène de reconstitution des encaisses réelles et enfin de l'illusion monétaire

II.2.1 le taux d'intérêt

L'action des taux d'intérêts est à l'origine d'une controverse entre les partisans des taux élevés (classiques et néoclassiques) et des taux faibles (Keynésiens), entre ceux qui lui accordent une importance capitale et ceux qui ne reconnaissent aucun rôle à une politique de

Chapitre I : Approches théoriques et empiriques de l'épargne

l'épargne. La réaction de l'épargne au taux d'intérêt est difficile à déterminer. L'effet de substitution montre qu'une hausse du taux peut stimuler l'épargne pendant que l'effet de revenu montre qu'une hausse des taux peut au contraire déprimer l'épargne.

Pour Keynes¹¹, le taux d'intérêt n'a pas d'importance et il n'est pas pris en compte dans les décisions de ceux qui veulent se constituer un ordre au moyen de l'épargne.

L'intérêt est une grandeur purement financière, il conteste l'idée selon laquelle le taux d'intérêt soit une variable qui ajuste l'offre d'épargne et la demande des capitaux par les investisseurs, il relie la notion de taux d'intérêt à celle de préférence pour la liquidité, le taux d'intérêt est le prix qui équilibre le désir de détenir la richesse sous forme de monnaie et la quantité de monnaie disponible, de ce fait, si le taux d'intérêt est moins élevé, le montant global de la monnaie que le public désire conserver est supérieure à la quantité offerte, si au contraire, le taux est majoré, il y a un excédent que personne ne voudra conserver, Keynes pense alors que le taux d'épargne n'est pas déterminé par le taux d'intérêt mais par le revenu courant.

➤ Le Schéma Keynésien

offre de monnaie \Rightarrow Taux d'intérêt \Leftrightarrow Demande de monnaie préférence pour la liquidité

Selon les auteurs classiques, la propension à épargner (épargne/revenu) est une fonction croissante du taux d'intérêt: un fort taux d'intérêt, correspondant à une forte rémunération de l'épargne, incite à diminuer sa consommation présente au profit de l'épargne, selon un effet de substitution.

➤ Le Schéma classique

Demande de monnaie \Leftrightarrow offre de monnaie \Rightarrow Taux d'intérêt

II.2.2 L'inflation

L'inflation par les prix est définie comme une augmentation continue et soutenue du niveau d'ensemble des prix. Pour le ménage, l'inflation agit sur ses placements (remboursement de l'épargne en monnaie dépréciée, taux de rentabilité inférieur au taux d'inflation) et sur son pouvoir d'achat. Son effet est variable selon les pays. Un taux d'inflation acceptable dans un pays, peut constituer dans un autre un traumatisme économique.

En ce qui concerne l'inflation, la théorie fournit des indications contradictoires, Une hausse des prix peut en effet donner lieu aussi bien à une baisse du taux d'épargne (effet de fuite devant la monnaie) qu'à une hausse de ce taux sous l'effet Keynes (de reconstitution des encaisses réelles). L'inflation, réduisant la valeur réelle des encaisses monétaires détenues par les ménages, incite celles-ci à accroître leur valeur nominale pour maintenir leur valeur réelle.

¹¹YOUNBI Pierre Alain, « Les déterminants de l'épargne des ménages au Cameroun », DESS en Gestion Financière et Bancaire, Université de Douala, 2003, p

Chapitre I : Approches théoriques et empiriques de l'épargne

On plus aux variables monétaires on trouve également les variables budgétaires qu'elle aussi agit sur le comportement d'épargne des ménages ; sont oublier de souligner que ces deux types de variables sont des instruments de la politique économique.

II.3 Les variables budgétaires

Nous allons tour à tour aborder l'influence de la fiscalité et du crédit sur la construction de l'épargne des ménages.

II.3.1 La fiscalité

On peut classer les impôts en trois catégories ; impôts sur le revenu du travail, impôts sur le revenu du capital et impôts sur la consommation.

Dans la théorie, les effets d'un impôt sur le revenu du travail et ceux d'un impôt sur la consommation sont équivalents du point de vue des ménages : tout les deux réduisent la valeur des ressources disponibles, et par conséquent la consommation et l'épargne.

Dans la pensée classique ; pour Ricardo, l'impôt sur les revenus de ménages doit être doux, juste et suffisant pour stimuler l'offre. Plusieurs autres développements théoriques agissent en faveur d'une fiscalité neutre, stable et équitable afin qu'elle constitue le support efficace à l'épargne des ménages.

En ce qui concerne Keynes, il pense qu'un alourdissement de la fiscalité sur les revenus du capital, compensé par un allègement de la fiscalité sur les revenus du travail aura pour effet de décourager l'épargne privée disponible pour l'investissement et d'augmenter la propension à consommer. Il construit son analyse au regard de la politique fiscale britannique d'après-guerre dont l'objectif était de modifier la répartition du revenu national en faveur des salaires et aux pertes des revenus du capital. Les titulaires des revenus du travail ont une propension marginale à consommer plus forte que les titulaires des revenus du capital.

II.3.2 Les crédits octroyés

Selon D.B Argyle¹² en 1985, « considérer l'acte d'épargne sans prendre en considération l'acte de prêt, c'est comme regarder une roue de bicyclette ». Le crédit est souvent la cause et la conséquence de l'acte d'épargne. Ainsi, le ménage épargne dans l'optique d'obtenir un crédit. Après la mise en place du crédit, il doit épargner pour se désendetter. L'existence des facilités d'obtention du crédit va ainsi déterminer le comportement d'épargne de certains ménages.

Selon la littérature sur les motivations de l'épargne, le ménage fait recours au crédit pour multiples raisons, Préparer un évènement (funérailles, mariage, voyage, ...), Acquérir un terrain /construire un logement, Réaliser un investissement productif (entrepreneur individuel) ...etc. mais, comme son revenu courant ne leur permettre pas de réaliser de tels investissements, il a donc le choix entre épargner plus et réaliser son projet plus tard et emprunter immédiatement et rembourser plus tard.

Dans cette stratégie de démocratisation du crédit, deux approches ont été développées. Il y a d'une part l'approche « Epargne d'abord » et d'autre part, l'approche « Crédit d'abord ».

- L'approche « épargne d'abord », le crédit est vu sous l'angle de la mobilisation et de transfert de l'épargne ou encore de la renonciation à une consommation immédiate.

¹²Lenoir a. rapport de synthèse du colloque de Yamoussoukro sur l'épargne et sa collecte en Afrique, paris, la bonne banque éditeur, 1988. p. 196.

Chapitre I : Approches théoriques et empiriques de l'épargne

On parlera alors d'épargne sacrifice qui est l'étape à franchir pour prétendre à un crédit.

- L'approche « crédit d'abord », il est supposé que les ménages défavorisés n'ont pas suffisamment de ressources qui leur permettant de dégager une épargne. Ainsi, la mise à leur disposition des crédits leur donnera la possibilité de mener des activités économiques et de dégager des surplus qui leur permettent de rembourser le crédit et d'épargner ultérieurement. Ceci a été la démarche proposée par certains programmes de crédit ou institutions de développement. Du fait de l'octroi des crédits, on anticipe que les fonds ainsi créés conduiront à engager un processus productif dont les résultats permettront ultérieurement de dégager une épargne qui assurera le remboursement du crédit. Il y a ici épargne anticipée.

On remarque on principe, que les deux approches ont un point commun qu'elles réveillent (constitution de l'épargne) ou nécessitent (remboursement d'emprunt) une épargne. Les facilités d'accès au crédit ont une influence certaine sur la propension à épargner des ménages. Plus il sera facile d'obtenir un crédit, plus un supplément d'épargne sera nécessaire et vice versa.

Dans le tableau présenter si de sus, on trouve une présentation simplifier de se qu'il a été présenté présidaient.

Chapitre I : Approches théoriques et empiriques de l'épargne

Tableau 1 : récapitulatif des déterminants de l'épargne.

Variable	Indicateurs	Propriétés
Le revenu	Courant (Keynes)	- $C = c_0 + cY$ - $0 < PMC < 1$ Stabilité de la fonction de consommation à court terme ($C=Y$).
	Relatif (Duesenberry)	- effet de démonstration exercé par les ménages des catégories supérieures ; - effet d'imitation exercé par les ménages des catégories inférieures.
	Permanent (Friedman)	-le revenu courant a deux composantes: transitoire et permanent. -A CT, une augmentation Y est assimilée à une augmentation du revenu transitoire ; -A LT, une augmentation de Y est assimilée à une augmentation du revenu permanent. $PMC_{court\ terme} < PMC_{long\ terme}$
	Patrimonial accumulé pendant le cycle de vie (Modigliani)	-les ménages consomment et épargnent en fonction de leur cycle de vie -l'individu connaît avec certitude la date de sa retraite (désépargne) et ne se préoccupe pas de ses héritiers ($Y=C$) -stabilité de la fonction de consommation
Le taux d'intérêt	Les classiques Les keynésiens	-Effet de substitution : une hausse du taux d'intérêt stimule l'épargne. -effet de revenu : une hausse du taux d'intérêt déprime l'épargne. -effet de richesse accroît l'épargne.
L'inflation	-niveau général des prix à la consommation -rendement des actifs	-effet de fuite devant la monnaie : une hausse des prix entraîne une baisse du taux d'épargne -effet de reconstitution des encaisses réelles (effet de Pigou) : une hausse des prix entraîne une hausse de l'épargne -l'illusion monétaire sur les prix relatifs tend à accroître l'épargne -l'illusion monétaire sur les revenus tend à abaisser l'épargne.
La fiscalité	Revenu du travail Revenu du capital Consommation	-La fiscalité sur le revenu du capital a deux effets sur l'épargne : -Effet de substitution qui déprime l'épargne ; -Effet revenu qui stimule l'épargne.
Le crédit	-à la consommation -à l'investissement	-épargne crédit -crédit épargne

Source : Idiri.Y, Harizi.N, Kehoul.K, « les déterminants de l'épargne des ménages en Algérie », promotion 2007/2008, page 54-55.

II.4 Les variables psychologiques

Ses variables portent essentiellement sur des variables d'ordre qualitatif. D'une part, on distingue les attitudes des ménages envers les institutions. Ces dernières, pour susciter la confiance, doivent répondre aux exigences telles que la sécurité, la liquidité, la proximité, les procédures d'exploitation souples, simples et flexibles, la discrétion et la confidentialité dans les transactions. Ces variables réfèrent à la qualité de service, aux sentiments suscités, à la perception, aux préjugés favorables et défavorables et aux jugements à priori ou à posteriori.

II.4.1 La confiance

Parmi les indicateurs de la confiance, nous avons retenu la notoriété et la réputation de l'institution, la simplicité et la souplesse des procédures d'exploitation, la proximité, la sécurité, la liquidité et la discrétion dans les transactions.

La confiance s'impose comme une condition importante entre les ménages et les institutions financières de collecte de l'épargne. Ces dernières travaillent à évacuer l'attitude de méfiance ou de malveillance que la plupart des ménages ont à leur égard.

Les éléments constitutifs de la confiance sont¹³ :

- La croyance en l'autre et le respect des obligations réciproques ;
- La légitimité des règles du jeu et l'existence des éléments de preuve de contrat implicite ou explicite passé (documents écrits, témoins, titres, gages.....) ;
- Un savoir minimum commun sur les relations entre ceux qui sont impliqués.

On distingue deux facteurs qui font partie de la confiance

- ❖ **La proximité** : fait partie des facteurs de confiance, proximité est une notion large qui rapproche le prêteur et l'emprunteur, l'épargnant et le collecteur,

Eddy Bloy et Célestin Mayoukou¹⁴ (1994) distinguent trois composantes de la proximité.

- *La proximité culturelle* : c'est le partage des habitudes identiques, la connaissance de la culture de son partenaire. Elle permet de mesurer l'importance qu'accorde le prêteur ou l'emprunteur aux traditions, aux coutumes et aux habitudes dans les transactions financières;

- *La proximité spatiale* : elle renvoie non seulement à un rapprochement spatial entre prêteur et emprunteur mais aussi au droit de regard que devrait exercer l'épargnant sur la banque. Cette proximité spatiale permet de connaître les besoins de l'épargnant et finalement d'internaliser l'information;

- *La proximité relationnelle* : évoque une sorte de partenariat entre les parties prenantes. Elle implique l'existence des relations personnalisées, la circulation de l'information et la construction d'un capital de confiance réciproque. La proximité relationnelle tend à compenser l'éloignement physique

¹³ Servet Jean Michel : « la confiance, un facteur décisif de la mobilisation de l'épargne », Ed paris Aupelef-Uref, 1994 ; page 28

¹⁴ Pierre Alain YOUMBI, « Les déterminants de l'épargne des ménages au Cameroun », DESS en Gestion Financière et Bancaire, Université de Douala, 2003.

❖ **La sécurité** : est incontournable dans l'échelle de construction de la confiance, de se fait les ménages chercheront à tout prix à minimiser les risques de :

- liquidité qui est le risque de ne pouvoir faire face aux demandes de retrait des clients à la suite d'une crise de confiance généralisée ou des défaillances graves de gestion. Il peut se traduire par une impossibilité de vendre, faute de contrepartie, un titre financier;
- solvabilité qui est le risque pour l'épargnant de perdre définitivement son épargne dans la mesure où le débiteur ne peut pas rembourser la totalité de ses engagements, même en liquidant l'ensemble de ses avoirs.
- moins value en capital suite aux variations importantes des cours à la baisse des titres financiers

II.4.2 La diversification de l'offre en produits d'épargne

La diversification de l'offre des produits de mobilisation de l'épargne est au cœur même des motifs Keynésiens de demande de la monnaie et des motivations à l'épargne. Une offre de produits financiers plus large et plus sophistiquée permet aux ménages de mieux gérer leur portefeuille d'investissement, de mieux diversifier le risque qu'ils courent et de rechercher le meilleur rendement pour le risque associé à leur placement.

une diversification intégrant les motifs de demande de monnaie (motifs de précaution, de spéculation et de transaction), les motivations à l'épargne (précaution, projet à réaliser, rendement) et une innovation financière débouchant sur l'offre d'actifs financiers adéquats en quantité pour faire face à l'insuffisance des outils de mobilisation et en qualité pour satisfaire les besoins exprimés et latents, encouragent l'épargne des ménages.

On a illustre quelques variables explicatives de l'épargne citer et expliquer théoriquement, et pour bien mener se travaille nous allons résumer dans la section qui suit, quelques travaux empiriques des études effectuées dans des différents pays du monde.

Section III: les déterminants empiriques de l'épargne

Dans cette section on analysera quelques études antérieures effectuées sur l'épargne et ses différents déterminants dans les pays en voie de développement et les pays développés.

III.1 Les déterminants de l'épargne des ménages au pays en voie de développement

Nous présenterions des synthèses de quelques travaux faites dans des pays en voie de développement à savoir le Cameroun, le Maroc, le Sénégal et le Côte d' Ivoire.

III.1.1 Les déterminants de l'épargne des ménages au Cameroun¹⁵

L'auteur dans son étude sur les déterminants de l'épargne a retenu quatre variables indépendantes à savoir le revenu disponible brut des ménages, le taux d'intérêt, le taux d'inflation et l'impôt sur le revenu.

Le terme fonctionnelle de l'équation retenue s'écrit: $S = F(Y, TIR, INF, IR)$

Avec : S = L'épargne des ménages, Y = Le revenu disponible brut des ménages,

TIR = Le taux d'intérêt réel, INF = L'inflation, IR = L'impôt sur le revenu des ménage

Et pour tester la significativité des variables agissant sur le comportement d'épargne des ménages, des tests et des estimations économétriques ont été effectués commençant tout d'abord par la technique de Co-intégration pour identifier clairement la relation véritable entre les variables, en cherchant l'existence d'un vecteur de Co-intégration et en éliminant son effet le cas échéant. En d'autres termes, l'estimation d'abord des relations d'équilibre à long terme entre l'épargne des ménages et ses variables explicatives, pour ensuite procéder à l'estimation du modèle à correction d'erreur du comportement à court terme des variables.

Cette étude a abouti aux résultats suivants :

À long terme :

- Les variables indépendantes expliquent à 88 et à 86% le comportement de l'épargne des ménages au Cameroun c'est-à-dire $R^2=88$ et $R^2=86$ ajusté.
- Les erreurs ne sont pas corrélées résultat de test de DW.
- Le revenu disponible brut et le taux d'intérêt réel¹⁶ influencent significativement l'épargne des ménages (statistique de t-Student).
- Le modèle estimé est globalement significatif et les variables indépendantes véritables ont globalement une influence sur l'épargne des ménages (le teste de significativité globale de Fisher si $F_{calculé} > F_{tabulé}$, on conclut que : Le modèle ainsi estimé est globalement significatif, et que les variables explicatives véritables ont globalement une influence sur la variable endogène).
- Il y a absence d'hétéroscédasticité (test d'ARCH).
- Les coefficients sont stables pendant la période de l'étude (test de CUSUM¹⁷). La courbe ne sort pas du corridor.

¹⁵ Idem

¹⁶ Taux d'intérêt réel = taux d'intérêt nominal- taux d'inflation

À court terme :

- Les variables exogènes n'expliquent plus qu'à 57 et 48% l'évolution de l'épargne des ménages c'est-à-dire $R^2=57$ et $R^2= 48$ ajusté.
- Les erreurs ne sont pas corrélées (test de DW).
- Le modèle estimé est globalement significatif et les variables exogènes ont globalement une influence sur l'épargne des ménages (le teste de significativité globale de Fisher par la statistique F).
- Seul le revenu disponible brut influence significativement l'épargne.

Le test de causalité au sens de Granger révèle qu'il existe deux relations de causalité entre l'épargne et le taux d'intérêt réel et entre le revenu disponible et le taux d'intérêt réel.

Cette étude devrait être complétée par l'analyse des variables qualitatives à travers une enquête à grande échelle et en coupe instantanée sur les déterminants de l'épargne des ménages camerounais.

III.1.2 Les déterminants de l'épargne des ménages au Côte d'Ivoire¹⁸

Il s'agira en effet dans cette étude de mettre en exergue pour le cas de la Côte d'Ivoire, les facteurs explicatifs de l'épargne intérieure et cela par une brève analyse descriptive de l'épargne intérieure ainsi que celle des variables susceptibles de l'influencer à savoir: le taux d'intérêt, le revenu, l'épargne étrangère, le stade de développement (PIB par habitant, ratio de dépendance), les taux de croissance des termes de l'échange et des prix des matières premières, le taux de liquidité de l'économie, l'épargne financière, le taux des crédits à l'économie, le taux d'inflation et enfin les instabilités macroéconomiques. Pour procéder ensuite à des tests économétriques : Tests statistiques de stationnarité de Pierre Perron qu'on a choisi dans le souci de prendre en compte dans le test de racine unitaire, les ruptures de tendance et de niveau caractéristique des séries macroéconomiques, qui pourraient échapper aux tests standards ADF et le test de Lumsdaine et Papell, qui est une version approfondie de celle de Perron, tests de causalité de Granger et enfin le test de Co-intégration d'Engel et Granger.

A la suite des investigations empiriques, il apparaît qu'à long terme, le comportement de l'épargne intérieure est influencé positivement par le solde courant des relations économiques avec l'extérieur, le revenu permanent ou tendanciel, le revenu per capita, les fluctuations des cours internationaux du cacao, les recettes publiques et l'inflation. Par contre, le taux d'intérêt et les dépenses publiques semblent pénaliser le taux d'épargne intérieur. A court terme, celui-ci est influencé positivement par le solde courant, les fluctuations du cours du cacao, les variations des termes de l'échange, l'approfondissement financier où l'épargne financière, le taux d'inflation et le PIB transitoire. En revanche, le taux d'intérêt nominal, le solde budgétaire et le taux d'endettement à l'extérieur influent négativement sur le comportement d'épargne.

¹⁷ Il permet d'étudier la stabilité des équations de régression au cours du temps. Si les coefficients sont stables, alors les résidus récurrents doivent rester dans l'intervalle défini pour des seuils de confiance de 5%. Dans le cas contraire, le modèle est réputé instable.

¹⁸ Koko Morou Timite, « les déterminants de l'épargne intérieure en Côte d'Ivoire », revue économique et monétaire n°2, décembre 2007.

III.1.3 Les déterminants de l'épargne des ménages au Sénégal¹⁹

Cette étude est destinée à éclairer les réflexions portant sur l'épargne, en essayant de saisir les principaux déterminants de cette dernière au Sénégal.

A cet effet, il a fallu tout d'abord définir les variables qui devraient intervenir dans le modèle considérée, avant de passer à la spécification proprement dite du modèle retenu. Le modèle testé s'appuie sur un certain nombre d'éléments qui sont essentiellement la variable de mesure de l'effort d'épargne et ses facteurs explicatifs. Cette étude est reposée sur des séries temporelles qui sont analysées selon une approche statistique et selon une approche économétrique.

L'analyse statistique a consisté globalement à examiner l'évolution des différentes variables retenues dans le modèle théorique. Ensuite, l'analyse économétrique est venue apportée une meilleure compréhension des interrelations qui devraient éventuellement exister entre la variable d'épargne et les variables du cycle de vie, les variables financières du point de vue qualitatif et quantitatif et divers autres déterminants potentiels de l'effort d'épargne, les variables retenues sont le revenu par habitant, le taux de croissance du PIB réel, les termes de l'échange, le ratio de dépendance, le taux d'intérêt réel, le degré d'approfondissement financier, l'épargne étrangère, l'instabilité macroéconomique et le taux d'inflation.

L'analyse économétrique est effectuée en passant par la stationnarisation des variables du modèle, la multi-colinéarité des variables exogènes, l'estimation du modèle, la Co-intégration et la relation de long terme, l'élaboration du modèle à correction d'erreurs et enfin la validation du modèle.

L'auteur a abouti au résultat qu'à long terme, le taux de croissance de l'épargne au Sénégal est plus sensible à l'influence de la croissance du revenu réel qu'à celle du degré de monétisation de l'économie.

Alors que dans le court terme, l'épargne domestique n'est sensible qu'aux variations du taux de croissance du PIB réel.

III.1.4 Les déterminants de l'épargne des ménages au Maroc²⁰

Pour identifier les variables susceptibles d'influencer l'épargne des ménages au Maroc, N. El Mekkaoui de Freitas a effectué une série d'estimations économétriques des déterminants de l'épargne réalisées à partir des données macro-économiques de la base « World Development Indicators (WDI) » de la Banque Mondiale et a retenu comme variables explicatives : taux de croissance du PIB par tête, l'inflation, le taux d'intérêt, le taux de croissance de la population urbaine et de la population rurale, les termes de l'échange et du crédit domestique bancaire. Comme elle a mobilisé les données obtenues à partir de l'enquête CBMS pour appréhender le comportement d'épargne des ménages au niveau microéconomique et pour tenter d'en identifier à partir de régressions micro-économétriques les principaux déterminants.

La démarche a consisté, dans un premier temps, à estimer un premier modèle (modèle I) qui prend en compte le taux de croissance du PIB par tête, le taux d'inflation, le taux de croissance de la population urbaine, le taux de croissance de la population rurale, le taux d'intérêt, le crédit domestique du secteur bancaire et les termes de l'échange. Dans le modèle II ces mêmes variables sont considérées excepté celles relatives aux termes de l'échange, la

¹⁹ M.S.DIAGNE, « les déterminants de l'épargne au Sénégal », Sénégal, 2001.

²⁰ Najat EL Mekkaoui DE Freitas, « l'épargne des ménages au Maroc : une analyse macroéconomique et microéconomique », Université Paris-Dauphine, Juin 2008.

variable qui apparaît non significative et qui semble perturber les résultats d'estimation dans un second temps, elle a testé la stationnarité des variables (endogènes et exogènes). Les tests de Dickey-Fuller (DF test) et de Dickey-Fuller Augmenté (DFA test) ont été mis en œuvre.

Ces tests permettent de détecter l'existence d'une non-stationnarité (tests de racine unitaire) de la variable à expliquer, à savoir le taux d'épargne domestique mais aussi des variables explicatives suivantes : taux d'inflation, taux de croissance de la population urbaine, taux de croissance de la population rurale et le crédit bancaire.

Ces tests permettent également de déterminer la méthode de stationnarisation appropriée. Deux types de processus sont testés : le processus TS (pour une non-stationnarité de type déterministe et le processus DS pour un processus non stationnaire aléatoire.

Cette dernière méthode de stationnarisation est celle préconisée par ces tests pour toutes les variables. Le modèle est alors testé de nouveau en différence première (décalage d'une période), les résultats obtenus montre qu'en niveau trois variables sont significatives : l'inflation, le taux de croissance de la population urbaine et le taux d'intérêt avec $R^2 = 86\%$, et en différence première seul l'inflation et le crédit domestique au secteur bancaire sont significatifs.

L'évaluation empirique des déterminants microéconomiques de l'épargne des ménages menée a permis de dégager une évaluation de l'épargne et un certain nombre de comportements en fonction de caractéristiques sociodémographiques des ménages enquêtés.

Ainsi les résultats montrent que la taille affecte négativement l'épargne du ménage et que cette dernière ne dépend pas du nombre d'inactifs ou d'actifs occupés au sein du ménage, et ce particulièrement dans la ville urbaine considérée (Essaouira), et qu'en milieu urbain, la prise en compte du genre influence fortement et significativement le comportement d'épargne. Un homme, chef de ménage, épargnerait davantage qu'une femme chef de ménage.

Les comportements d'épargne dans le cadre de la commune rurale étudiée (Bouaboud) apparaissent moins significatifs que ceux obtenus dans le cadre de la commune urbaine.

Excepté le revenu qui influence significativement l'épargne des ménages, les autres déterminants considérés tels que la taille, le genre ou encore le statut d'occupation n'apparaissent pas significatifs. D'autres déterminants restent donc à explorer pour tenter d'observer les spécificités des ménages vivant en milieu rural en matière d'épargne. En particulier la variation des possessions de terres et de bétail, par exemple, ou encore la considération des transferts financiers. Seule une enquête détaillée au niveau d'une population plus importante permettrait d'approfondir ces premiers résultats.

III.2 Les déterminants de l'épargne des ménages au pays développés

On trouve les résultats des travaux faite sur les déterminants de l'épargne des ménages au Québec et en France.

III.2.1 Les déterminants de l'épargne des ménages au Québec²¹

L'auteur quant il a effectué ce travail, il avait deux objectifs. D'abord, il visait à dresser un portrait de l'épargne des ménages au Québec en considérant le taux d'épargne de différents groupes dans la population. Le second objectif était d'évaluer empiriquement l'importance de différentes caractéristiques des ménages québécois sur leur niveau d'épargne en utilisant les données les plus récentes au moment récentes, où la recherche a été menée, et

²¹ V. Fournier, F. Vaillancourt, « les déterminants de l'épargne des ménages au Québec en 2007 : une analyse comparatives avec le canada et l'Ontario », Montréal, 2011.

de comparer ces résultats avec ceux obtenus pour l'ensemble du Canada ainsi que pour l'Ontario. Ceci sera fait par une description statistique puis une estimation par la régression linéaire du modèle de détermination de l'épargne. L'examen des taux moyens d'épargne révèle que les québécois épargnent de façon aux Ontariens ou aux Canadiens et que les taux d'épargne varient de façon importante selon le revenu et l'âge.

L'analyse multi-variée, révèle que les principaux déterminants du niveau d'épargne des ménages québécois en 2007 sont le revenu des ménages après impôts, le fait d'être locataire ou propriétaire d'un logement, le fait que le revenu du ménage ne provienne que d'un seul travailleur, le fait de compter au moins un travailleur à temps partiel, le nombre d'enfants entre 0 et 17ans, et les assurances détenues par les ménages. On constate avec les résultats obtenus pour le Canada, le milieu de résidence (rural ou urbain), le statut marital, l'âge moyen du ménages, le niveau de scolarité moyen du ménage ne sont pas des déterminants significatifs de l'épargne des québécois. Les données indiquent que le taux d'épargne varie d'un groupe d'âge à l'autre, suivant une évolution compatible avec la théorie du cycle de vie. Lorsque le taux d'épargne québécois est comparé avec celui des provinces, le Québec fait bonne figure.

En effet, pour toutes les définitions de l'épargne à l'exception de celle incluant les paiements hypothécaires, le Québec se situe au second rang au titre de la province ayant le taux d'épargne le plus élevé.

I.2.2 Les déterminants du taux d'épargne de la France ²²

Cette étude a été réalisée sur des données trimestrielles issues des comptes nationaux de l'INSEE ou de la base de données de l'OCDE .Celles-ci recouvrent la période commençant au deuxième trimestre de 1978 jusqu'au troisième trimestre de 2007. Le nombre d'observations est alors de 118 au total. Ces données concernent des variables d'ordre démographique comme la structure détaillée de la population par âge et d'ordre économique comme le revenu disponible brut, Les taux d'intérêts (le taux d'intérêt du livret, le taux d'intérêt du livret d'épargne populaire, le taux d'épargne logement et le taux de rendement des obligations) et la fiscalité,

D'autres variables ont été aussi utilisées: le chômage, la formation brute de capital fixe (FBCF) des ménages, l'inflation, le taux de productivité et enfin le taux de croissance.

Après avoir effectué les différents tests dont le test de racine unitaire, de normalité, d'auto-corrélation et d'hétéroscédasticité des erreurs...., l'auteur a trouvé qu'en France, le taux d'épargne semble affecté par la structure de la population, notamment par les parts des trois classes d'âges supposées avoir chacune un comportement spécifique d'épargne selon le positionnement dans le cycle de vie des individus qui les composent. Ainsi, les jeunes français empruntent plus qu'ils ne consomment, puis deviennent créditeurs nets du reste de la population jusqu'à l'âge de leur retraite donc la théorie du cycle de vie était vérifiée par les faits. Mais cette théorie indique que la désépargne des ménages doit commencer à l'âge de la retraite, c'est-à-dire l'âge où ils ne perçoivent plus de revenus. En France, l'âge de la retraite se situe entre 60 et 65 ans. Pourtant, cette étude économétrique montre que l'âge de la

²² Sissoko Oumar Fakaba, « Les déterminants du taux d'épargne de la France », Université Paris X Nanterre, 2008-2009.

Chapitre I : Approches théoriques et empiriques de l'épargne

désépargne se situe bien au-delà de la retraite, certainement autour de 70 ans. En effet, les personnes âgées de plus de 65 ans n'ont pas un effet significativement dépressif sur le taux d'épargne, ce qui s'explique facilement par un système fiable.

Le taux d'épargne dépend également de multiples autres critères, comme la fiscalité. Les deux variables en rapport avec la fiscalité ont des coefficients significatifs.

Cette partie nous a offert l'opportunité de saisir que l'épargne peut être déterminée par divers facteurs et cela diffère d'un pays à un autre.

Conclusion

En revisitant la littérature économique théorique et empirique, on a pu relever certaines variables qui demeuraient toujours pertinentes dans l'étude du comportement d'épargne quel que soit la période choisie, les échantillons et la méthode d'analyse et d'estimation.

On a pu constater que l'épargne est gouvernée par un tas de variables, quelques unes théoriques et certains d'autres confirmés dans des travaux faits dans des différents pays, elles diffèrent d'un pays à un autre car elles peuvent dépendre du gouvernement, ou de la politique économique que mène le pays, et de la situation patrimoniale des ménages.

Dans le prochain chapitre nous allons présenter les méthodes d'analyse des séries temporelles, celle que nous allons utiliser dans notre analyse pour le cas d'Algérie.

*chapitre II:
présentation
des méthodes
d'analyse des séries
temporelles*

Chapitre II : Présentation des méthodes d'analyse des séries temporelle

Introduction

A la différence de la statistique, qui est une branche des mathématiques, l'économetrie est une branche de l'économie, destinée à regrouper des outils d'analyse des données permettant de nourrir la réflexion théorique.

L'analyse des séries temporelle vise à étudier l'évolution dynamique d'un phénomène économique au cours du temps à partir d'une suite des données recueillies à des instants équidistants²² ; cette analyse consiste donc à étudier les principales propriétés de processus générateur des données à partir d'une suite d'observation de ce processus.

Cette analyse a connue un développement considérable grâce à l'introduction de la notion de variable aléatoire qui a conduit à la théorie des probabilités, En effet la formulation probabiliste d'un problème statistique a permis de passer de l'analyse descriptive à l'étude théorique et pratique plus avancée.

Dans ce chapitre nous allons présenter les techniques d'analyse des séries chronologiques que nous utiliserons dans l'étude des déterminants de l'épargne des ménages en Algérie, comme notre modèle comporte plus de deux variables, nous nous intéressons directement au cas multiple et pour cela nous présenterons dans un premier lieu le modèle de régression multiple ainsi les méthodes d'estimation, dans un second lieu le modèle VAR (Vector autorégressive) et le modèle ECM (modèle à correction d'erreur) et les étapes à suivre pour la construction d'un meilleur modèle.

²² L'égalité de distance entre les observations.

Chapitre II : Présentation des méthodes d'analyse des séries temporelle

Section I : modèle de régression multiple et méthode d'estimation

Le modèle de régression multiple est une extension de la régression linéaire simple, sauf qu'on a une variable explicative ($k=1$) dans le modèle de régression simple.

Dans cette section nous allons présenter le modèle de régression multiple, les différentes méthodes d'estimation et la mesure de la qualité d'ajustement du modèle.

I.1 La présentation et la forme matricielle du modèle multiple

I.1.1 Présentation

Soit le modèle de régression multiple suivant qui comporte k variables explicatives

$$Y_t = a_0 + a_1 X_{1t} + a_2 X_{2t} + \dots + a_{k-1} X_{(k-1)t} + \varepsilon_t \quad (\text{II.1})$$

Avec

Y_t =variable à expliquer à la date t

X_{1t} =variable explicative 1 à la date t

X_{2t} =variable explicative 2 à la date t

X_{kt} =variable explicative k à la date t

$a_0 a_1 a_2 \dots a_k$ =paramètre du modèle

ε_t =erreur de spécification

n =nombre d'observations ;

I.1.2 Forme matricielle

L'écriture précédente du modèle est d'une manipulation peut pratique. A fin de simplifier l'écriture et de faciliter l'expression de certains résultats, on a fait recours aux notations matricielles.

Qui est présentée comme suite:

$$Y_1 = a_0 + a_1 X_{11} + a_2 X_{21} + \dots + a_k X_{k1} + \varepsilon_1$$

$$Y_2 = a_0 + a_1 X_{12} + a_2 X_{22} + \dots + a_k X_{k2} + \varepsilon_2$$

⋮

$$Y_t = a_0 + a_1 X_{1t} + a_2 X_{2t} + \dots + a_k X_{kt} + \varepsilon_t$$

⋮

$$Y_n = a_0 + a_1 X_{1n} + a_2 X_{2n} + \dots + a_k X_{kn} + \varepsilon_n$$

Chapitre II : Présentation des méthodes d'analyse des séries temporelle

$$\text{Soit sous forme matricielle : } Y_{(n,1)} = X_{(N,K+1)} \alpha_{(K+1,1)} + \varepsilon_{(n,1)} \quad (\text{II.2})$$

Avec

$$Y = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix}; X = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & x_{21} & \dots & x_{k1} \\ 1 & x_{12} & x_{22} & \dots & x_{k2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 1 & x_{1n} & x_{2n} & \dots & x_{kn} \end{pmatrix}; a = \begin{pmatrix} a_0 \\ a_1 \\ a_2 \\ \vdots \\ a_k \end{pmatrix} \text{ et } \varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{pmatrix} \quad (\text{II.3})$$

Les coefficients a_j d'un modèle linéaire à k variables explicatives, sont les dérivées partielles de y_i par rapport à la variable explicative associée aux coefficients²³ :

$$\frac{\partial y_i}{\partial x_{ji}} = a_j \text{ Pour } j = 1, 2, \dots, k$$

Autrement dit, a_j représente l'impact d'une hausse unitaire de x_{ij} sur y_i .

I.2 L'estimation et propriétés des estimateurs

Nous appliquons la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), pour estimer le vecteur α composé des coefficients $\alpha_0, \alpha_1 \dots \alpha_K$,

I.2.1 L'estimation des coefficients de régression

La méthode des MCO consiste à minimiser la distance au carré entre chaque point observé (la somme des carrés des erreurs).

$$\text{Min } \sum_{t=1}^n \varepsilon_t^2 = \text{Min } \varepsilon' \varepsilon = \text{Min } (Y - X \alpha)' (Y - X \alpha) = \text{Min } S \quad (\text{II.4})$$

Avec : ε' transposé du vecteur ε

Pour minimiser cette fonction par rapport à α , nous différencions S par rapport à α :

$$\frac{\partial S}{\partial \alpha} = -2Y + X' X \hat{\alpha} = 0 \rightarrow \hat{\alpha} = (X' X)^{-1} X' Y \quad (\text{II.5})$$

Si la matrice carrée $X' X$ de dimension $(k+1, k+1)$ est inversible donc cette solution est réalisable.

La matrice $X' X$ est la matrice des produits croisés des variables explicatives; au cas de colinéarité parfaite entre deux variables explicatives, la matrice $X' X$ est singulière et la matrice des MCO défaille.

Le modèle estimé s'écrit ainsi :

$$Y_i = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 x_{1i} + \hat{\alpha}_2 x_{2i} + \dots + \hat{\alpha}_k x_{ki} + e_i \quad (\text{II.6})$$

Avec : $e_i = Y_i - \hat{Y}_i$ où e_i est le résidu, c'est-à-dire l'écart entre la valeur observée de la variable à expliquer et sa valeur estimée (ajustée).

²³ Bazen Stephen et Nareva Sabatier, « économétrie des fondements à la modélisation », Paris, Librairie Vuibert, 2007, pp 33-35.

Chapitre II : Présentation des méthodes d'analyse des séries temporelle

I.2.2 Hypothèses et propriétés de l'estimateur

Nous distinguons les hypothèses stochastiques (liées à l'erreur \mathcal{E}) et les hypothèses structurelles.

➤ **Les Hypothèses stochastiques :**

H1 : Les valeurs $x_{i,t}$, sont observées sans erreur.

H2 : $E(\mathcal{E}_t) = 0$ l'espérance mathématique de l'erreur est nulle.

H3 : $V(\mathcal{E}_t) = \delta_\varepsilon^2$, La variance de l'erreur est constante.

H4: $E(\mathcal{E}_t, \mathcal{E}_{t'}) = 0$ si $t \neq t'$ les erreurs sont indépendantes (ou non corrélées) : une erreur à l'instant t n'a pas d'influence sur les erreurs suivantes t' .

H5 : $\text{cov}(\mathcal{E}_t, \mathcal{E}_{t'}) = 0$ car on a $E(\mathcal{E}_t) = 0$, si $t \neq t'$ Les erreurs sont non corrélées : l'erreur est indépendante de les variables explicatives.

➤ **Les hypothèses structurelles :**

H6 : absence de colinéarité entre les variables explicatives \leftrightarrow la matrice $(X'X)$ est régulière et que la matrice inverse $(X'X)^{-1}$ existe.

H7 : $(X'X)/n$ tend vers une matrice finie.

H8 : $n > k+1$, le nombre d'observations est supérieur au nombre des séries explicatives.

➤ **propriétés des estimateurs**

• **Estimateur sans biais de a :**

$\hat{a} = (X'X)^{-1}X'Y$ Est un estimateur sans biais, c'est-à-dire en moyenne, il est sans erreur.

Ceci implique que $E(\hat{a}) = a$.

On a:

$$Y = Xa + \varepsilon \text{ et } \hat{a} = (X'X)^{-1}X'Y$$

$$\hat{a} = (X'X)^{-1}X'(Xa + \varepsilon)$$

$$\Rightarrow \hat{a} = (X'X)^{-1}X'Xa + (X'X)^{-1}X'\varepsilon$$

$$\Rightarrow \hat{a} = a + (X'X)^{-1}X'\varepsilon \quad (\text{II.7})$$

Passant à l'espérance de a :

$$E(\hat{a}) = E(a) + (X'X)^{-1}X'E(\varepsilon) \quad (\text{II.8})$$

$$\Rightarrow E(\hat{a}) = a$$

• **\hat{a} est estimateur convergent :**

D'après les hypothèses H(3) ; H(4), H(7).

Chapitre II : Présentation des méthodes d'analyse des séries temporelle

I.3 Mesure de la qualité d'ajustement du modèle

L'équation fondamentale d'analyse de la variance est donnée par :

$$\sum_{i=1}^n (y_i + \bar{y})^2 = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_t + \bar{y})^2 + \sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2 \quad (\text{II.9})$$

SCT SCE SCR

Avec : **SCT** : Variabilité Totale ;

SCE : Variabilité Expliquée ;

SCR : Variabilité Résiduelle.

Cette équation permet de juger la qualité d'ajustement d'un modèle. En effet, plus la variance expliquée SCE est proche de la variance totale, meilleur est l'ajustement global du modèle.

Tableau 2 : Tableau d'analyse de la variance

Source de variation	Somme des carrés	Degré de liberté	Carrés moyens
X_1, X_2, \dots, X_k	$SCE = \sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y})^2$	1	$SCE/1$
Résidu	$SCR = \sum_{t=1}^T e_t^2$	n-2	$SCR/n-2$
Total	$SCT = \sum_{t=1}^T (\hat{Y}_t - \bar{Y})^2$	n-1	$f^* = SCE/1 / SCR/n-2$

Source : Bourbonnais R « manuel et exercices corrigés économétrie » DUNOD 2002 p(66)

Nous utilisons pour cela, le coefficient de détermination noté R^2 , appelé aussi coefficient de corrélation multiple. Sa formule est la suivante :

$$R^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (\hat{y}_t + \bar{y})^2}{\sum_{t=1}^n (y_t + \bar{y})^2} = 1 - \frac{\sum_{t=1}^n \varepsilon_t^2}{\sum_{t=1}^n (y_t + \bar{y})^2} \quad (\text{II.10})$$

Le coefficient R^2 permet de mesurer la part de la variance de la variable exogène expliquée par le modèle. Il est sans dimension, compris entre 0 et 1. Plus R^2 est proche de 1, plus la qualité d'ajustement est meilleure, dans ce cas, le modèle a un fort pouvoir explicatif.

Cependant, ce coefficient augmente mécaniquement quand on ajoute une variable explicative dans le modèle. A cet effet, l'économètre a introduit un coefficient corrigé noté \widehat{R}^2 qui permet de corriger les degrés de libertés :

$$\widehat{R}^2 = 1 - \left(\frac{n-1}{n-k-1} \right) (1 - R^2) \quad (\text{II.11})$$

I.4 Les tests de significativité des paramètres

Afin d'expliquer le modèle construit, on procède aux tests de signification de la régression : le test global de Fisher et test individuel de Student.

Chapitre II : Présentation des méthodes d'analyse des séries temporelle

I.4.1 Test global de Fisher

La formulation du test de Fisher permet d'évaluer globalement le modèle ; il est formulé comme suit :

$$H_0 = a_1 = a_2 = \dots = a_k = 0;$$

Contre H_1 : au moins un paramètre est différent de 0

$$\text{On calcule l'indicateur } F^* = \frac{SCE/k}{SCR/n-k-1} = \frac{R^2/k}{1-R^2/n-k-1} \quad (\text{II.12})$$

Avec :

k : le nombre de degré de liberté de SCE ;

$n - k - 1$: le nombre de degré de liberté de SCR.

On compare F^* (calculé) à F_α (lu sur la table de Fisher), à k et $n - k - 1$ degrés de liberté, au niveau de signification α , nous avons la décision suivante :

- Si $F^* > F_\alpha$ alors on rejette H_0 , le modèle est globalement significative;
- Si $F^* \leq F_\alpha$ alors on accepte H_0 , le modèle est globalement non significatif.

I.4.2 Test individuel de Student

Ce test nous permettra de savoir si chaque coefficient du modèle est significativement différent de zéro 0 ou non. Il est formulé comme suit :

On teste l'hypothèse :

$$\text{Contre : } \begin{cases} H_0: a_i = 0 & (i = 1, 2 \dots k) \\ H_1 = a_i \neq 0 \end{cases}$$

On calcule, sous l'hypothèse H_0 , l'indicateur $t_{\hat{a}_i}^* = \left| \frac{\hat{a}_i}{\hat{\sigma}_{\hat{a}_i}} \right|$ ratio de Student.

Avec :

$\hat{\sigma}_{\hat{a}_i}$: est l'écart type estimé, obtenu à partir de la matrice des variances et covariances.

$$\Omega_{\hat{a}} = \sigma_\varepsilon^2 (X'X)^{-1} \quad \text{Avec} \quad \sigma_\varepsilon^2 = \frac{1}{n-k-1} \sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i^2 \quad \text{et} \quad \hat{\varepsilon} = Y - \hat{Y}$$

On compare $t_{\hat{a}_i}^*$ à $t_{\frac{\alpha}{2}}(n - k - 1)$, lu sur la table de Student au seuil de signification α , en fonction du nombre du degré de liberté $(n - k - 1)$:

- Si $t_{\hat{a}_i}^* > t_{\frac{\alpha}{2}}(n - k - 1)$: on rejette H_0 , la variable x_i est significativement contributive à l'explication de la variable endogène ;
- Si $t_{\hat{a}_i}^* \leq t_{\frac{\alpha}{2}}(n - k - 1)$: on accepte H_0 , la variable x_i n'est pas contributive à l'explication de la variable endogène.

Chapitre II : Présentation des méthodes d'analyse des séries temporelle

La modélisation économétrique classique à plusieurs équations structurelles a connu beaucoup de critiques et de défaillances face à un environnement économique très perturbé, survenu au cours des années 70 (chocs pétroliers, récession mondiale ... etc.), pour ces raisons, Sims 1980 propose une modélisation multiple sans autre résections.

Section II : le modèle VAR

La représentation VAR est une généralisation des modèles autorégressifs AR au cas multi-varié, au plan statistique, un modèle VAR fait intervenir des variables, traitées de façon symétrique sans condition d'exclusion ou d'érogénéité et avec la même longueur de retard pour chacune.

II.1 La représentation de modèle VAR

Un modèle VAR est un outil particulièrement adapté pour mesurer et utiliser en simulation l'ensemble des dynamiques à l'intérieure d'un groupe de variables données, toute 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 ainsi expliquée par le passer de l'ensemble des variables. La forme standard de se modèle est caractériser par les points suivantes :

- Les variables sont stationnaires
- Les variables sont potentiellement endogènes
- Le nombre de décalage (retard) associé à chaque variable dans chaque équation est identique

La généralisation de la représentation VAR à « k » variables et « P » décalage notée (VAR(P)) s'écrit sous forme matricielle :

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_P Y_{t-P} + v_t \quad (\text{II.13})$$

Avec : $Y_t = \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ \vdots \\ y_{k,t} \end{bmatrix}$; $A_P = \begin{bmatrix} a_{1P}^1 & a_{1P}^2 & \dots & a_{1P}^k \\ a_{2P}^1 & a_{2P}^2 & \dots & a_{2P}^k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{kP}^1 & a_{kP}^2 & \dots & a_{kP}^k \end{bmatrix}$; $A_0 = \begin{bmatrix} a_1^0 \\ a_2^0 \\ \vdots \\ a_k^0 \end{bmatrix}$; $v_t = \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \\ \vdots \\ v_{kt} \end{bmatrix}$.

II.2 L'estimation de modèle VAR

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

II.2.1 Méthode d'estimation d'un modèle VAR

Les paramètres du processus VAR peuvent être obtenus facilement à l'aide des moindres carrés ordinaires(MCO) appliquée a chaque équation²⁴ , le nombre d'équations à identifier égale au nombre de variables a utilisés (**k**).

II.2.2 Détermination de l'ordre de retard

Le choix de l'ordre de retard détermine la période maximum d'influence de la série explicative sur la série à expliquer. Lorsque la valeur "P" du nombre de retard du modèle VAR(P) est inconnue, il existe des critères statistiques pour la définir, il s'agit du critère d'Akaike (AIC) et du critère de Schwarz(SC).

²⁴ Régie bourbonnais, op.cit.p.257.

Chapitre II : Présentation des méthodes d'analyse des séries temporelle

La procédure consiste à définir un ordre jugé suffisamment bas P_{min} (généralement égal à 1) et ensuite tester successivement si on peut admettre l'ordre immédiatement supérieur.

On s'arrête au retard P^* pour lequel la valeur de l'une des deux statistiques (AIC) et (SC) est minimale.

Ces statistiques sont données respectivement comme suit :

- $AIC(P) = \log [\det |\sum \varepsilon|] + 2k^2 P/n$ (II.14)

- $SC(P) = \log [\det |\sum \varepsilon|] + k^2 P \log(n)/n$ (II.15)

Avec :

K : le nombre de variables ;

n : le nombre d'observation ;

P : le nombre de retard ;

$\sum \varepsilon$: La matrice des variances covariances des résidus du modèle

II.3.3 Analyse de la stationnarité

Avant tout traitement économétrique, il convient de s'assurer de la stationnarité des variables retenues car la stationnarité constitue une condition nécessaire pour éviter les régressions fallacieuses, de telles régressions se réalisent lorsque les variables ne sont pas stationnaires, l'estimation des coefficients par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) ne converge pas vers les vrais coefficients et les tests employés des t de Student²⁵ et f de Fisher²⁶ ne sont plus valides. De manière formalisée, le processus stochastique Y_t est stationnaire si²⁷ :

- $E(Y_t) = E(Y_{t+m}) = \mu \quad \forall t \text{ et } \forall m$, la moyenne est constante et indépendante du temps ;
- $\text{Var}(Y_t) < \infty \quad \forall t$, la variance est finie et indépendante du temps ;
- $\text{Cov}(Y_t, Y_{t+k}) = E(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu) = \gamma_k$, la covariance est indépendante du temps.

a) Le teste d'ADF

Le test de Dickey Fuller (1979) permet de mettre en évidence le caractère stationnaire d'une série par la détermination d'une tendance déterminante ou aléatoire.

Les modèles de bases de la construction du test de Dickey Fuller sont en nombre de trois :

$Y_t = c + B_t + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \dots \dots \dots [3]$, présence d'une constante et d'une tendance ;

$Y_t = c + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \dots \dots \dots [2]$, présence d'une constante ;

²⁵ Test individuel de significativité des paramètres d'estimation.

²⁶ Test global de significativité des paramètres d'estimation.

²⁷ Régie Bourbonnais, op cité page 226.

Chapitre II : Présentation des méthodes d'analyse des séries temporelle

$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$ [1], absence d'une constante.

Le principe s'agit de tester l'hypothèse nulle de non stationnarité H_0 , si cette dernière est acceptée, Y_t admet une racine unitaire quel que soit le modèle retenu.

L'estimation des coefficients et les écarts types des modèles par la méthode des moindres carrés ordinaires(MCO) fournissent $t_{\hat{\phi}_1}$ calculée comme suit²⁸ :

$$t_{\hat{\phi}_1} = \left| \frac{\hat{\phi}_1}{\delta \hat{\phi}_1} \right| \sim \text{statistique ADF}$$

La règle de décision :

Si $t_{\hat{\phi}_1} \geq t_{\text{tabulé}}$: on accepte H_0 : $|\hat{\phi}_1| = 1 \rightarrow Y_t$ est non stationnaire ;

Si $t_{\hat{\phi}_1} < t_{\text{tabulé}}$: on accepte H_1 : $|\hat{\phi}_1| < 1 \rightarrow Y_t$ est stationnaire.

Tel que $t_{\text{tabulé}}$: est la valeur tabulée par DF.

Deux types de processus peuvent être distingués à partir de ce test :

- **Processus TS (Trend stationary)**

Il représente une non-stationnarité de nature déterministe.

Le processus s'écrit : $Y_t = \alpha + f(t) + \varepsilon_t$ (II.16)

Où : f est une fonction polynomiale du temps et ε_t est un processus stationnaire.

- **Processus DS (differency stationary)**

Il représente une non-stationnarité aléatoire

Le processus DS est un processus qu'on peut rendre stationnaire par différenciation.

Il s'écrit : $Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$ (sans dérive) (II.17)

$Y_t = \beta + Y_{t-1} + \varepsilon_t$ (Avec dérive) (II.18)

b) Le teste de Philips-perron (pp)

Philips et perron en 1988²⁹ proposent une correction au test d'ADF à fin de régler le problème de l'auto-corrélation et l'hétéro-scédasticité des erreurs. Aussi il propose une correction des statistiques utiliser par ADF, ce teste se déroule en deux étapes :

- Estimation par les MCO des trois modèles de base de teste d'ADF et calcule des statistiques associer :

²⁸ Cours « méthodes statistiques » de M^f Abdrahmani, master 1 EAIF, 2011.

²⁹ Sandrine Lardic, Valérie Mignon : « Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières », édition ECONOICA, paris 1988, pp148

Chapitre II : Présentation des méthodes d'analyse des séries temporelle

- Estimation d'un facteur correctif établi à partir de la structure des covariances erreurs des modèles précédemment estimés de telle sorte que les transformations réalisées à des distributions identique à celle du ADF

II.2.3 Les applications des modèles VAR

On va présenter dans un premier titre le concept d'innovation ainsi l'analyse des chocs, et dans un deuxième titre les tests de causalité.

II.3.1 Le concept d'innovation

Les innovations sont associées aux processus VAR non contraints ; elles représentent des chocs ou impulsions dont les propagations se traduisent par les fluctuations du système dynamique étudié. Cependant, l'analyse statistique n'est facile à mettre en œuvre que dans le seul cas où les impulsions sont non corrélées instantanément.

Cette analyse consiste à mesurer l'impact de la variation d'une innovation sur les variables, par exemple :

$$Y_{1t} = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + v_{1t} \quad (\text{II.19})$$

$$Y_{2t} = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + v_{2t} \quad (\text{II.20})$$

Une variation à un instant donné de v_{1t} a une conséquence immédiate sur Y_{1t} puis sur Y_{1t+1} et Y_{1t+2} : s'il se produit en t un choc sur v_{1t} égale à $\mathbf{1}$, nous avons l'impact suivant :

$$\text{En } t : \begin{pmatrix} \Delta Y_{1t} \\ \Delta Y_{1t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix}$$

$$\text{A la période } t+1 : \begin{pmatrix} \Delta Y_{1t+1} \\ \Delta Y_{1t+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A_1 & A_2 \\ \beta_1 & \beta_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \end{pmatrix}$$

$$\text{A la période } t+2 : \begin{pmatrix} \Delta Y_{1t+2} \\ \Delta Y_{1t+2} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A_1 & A_2 \\ \beta_1 & \beta_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \dot{x}_1 \\ \dot{x}_2 \end{pmatrix}$$

Etc.

Les différentes valeurs ainsi calculées constituent la « fonction de réponse impulsionnelle »

II.3.2 La causalité

Le résultat d'un tel modèle est de repérer les interactions existant entre les différentes composantes d'un phénomène économique.

L'analyse des coefficients de régression nous indique le sens de la causalité entre deux variables lorsqu'elle existe, et l'ampleur de la dynamique temporelle.

De manière pratique, une formulation correcte de la politique économique est nécessaire. En effet, connaître le sens de la causalité est aussi important que mettre en évidence une liaison entre des variables économiques.

Chapitre II : Présentation des méthodes d'analyse des séries temporelle

a) Test de causalité de Granger³⁰

La causalité consiste à étudier l'évolution de l'ensemble des variables et d'examiner si le passé des unes apporte une information supplémentaire sur la valeur présente et future des autres. Cette approche est formalisée par Granger (1987) est définie comme suit :

Considérons un processus VAR d'ordre 1 pour deux variables Y_{1t}, Y_{2t} :

$$\begin{cases} Y_{1t} = \beta_0 + \beta_1 Y_{1t-1} + \beta_2 Y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \\ Y_{2t} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{1t-1} + \alpha_2 Y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} \end{cases}$$

Tester l'absence de causalité de Y_2 vers Y_1 revient à effectuer un test de restriction sur les coefficients de la variable Y_2 de la représentation VAR ;

$$\begin{cases} H_0: Y_{2t} \text{ ne cause pas au sens de Granger } Y_{1t} \\ H_1: Y_{2t} \text{ cause au sens de granger } Y_{1t} \end{cases}$$

La statistique du test noté F^* est égale :

$$F^* = \frac{(SCR_c - SCR_{nc})/C}{SCR_{nc}/n-k-1} \quad (\text{II.21})$$

Avec :

C : nombre de restriction (le nombre de coefficients dont on test la nullité) ;

SCR_c : est la somme des carrés de résidus du modèle contraint ;

SCR_{nc} : est la somme des carrés des résidus du modèle non contraint.

La règle de décision

Si $F^* > F_{(V_1, V_2)}^\alpha \rightarrow$ on accepte H_1 et on rejette H_0

$\rightarrow Y_{2t}$ explique significativement Y_{1t}

Il y a donc une causalité au sens de Granger de Y_{2t} vers Y_{1t}

Où $F_{(V_1, V_2)}^\alpha$ est la statistique tabulée par Fisher.

b) la causalité au sens de Sims³¹

En 1980 Sims présente une spécification de test légèrement différent, il a considéré que si les valeurs futures de \hat{Y}_{1t} , permettent l'explication des valeurs présentes de \hat{Y}_{2t} , donc \hat{Y}_{2t} est la cause de \hat{Y}_{1t} .

Qui se traduit par la représentation suivante :

$$\hat{Y}_{1t} = a_1^0 + \sum_{i=1}^p a_{1i}^1 \hat{Y}_{1t-i} + \sum_{i=1}^p a_{1i}^2 \hat{Y}_{2t-i} + \sum_{i=1}^p b_{1i}^2 \hat{Y}_{2t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (\text{II.22})$$

$$\hat{Y}_{2t} = a_2^0 + \sum_{i=1}^p a_{2i}^1 \hat{Y}_{1t-i} + \sum_{i=1}^p a_{2i}^2 \hat{Y}_{2t-i} + \sum_{i=1}^p b_{1i}^1 \hat{Y}_{1t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (\text{II.23})$$

³⁰ Idem.

³¹ Bourbonnais R « manuel et exercices corrigés économétrie » DUNOD 2002p275

Chapitre II : Présentation des méthodes d'analyse des séries temporelle

- \hat{Y}_{1t} ne cause pas \hat{Y}_{2t} si l'hypothèse suivante est acceptée H_0 :
 $b_1^2 = b_2^2 = \dots = b_p^2 = 0$
- \hat{Y}_{2t} ne cause pas \hat{Y}_{1t} si l'hypothèse suivante est acceptée H_0 :
 $b_1^1 = b_2^1 = \dots = b_p^1 = 0$

Remarque : Il s'agit ici aussi d'un test de Fisher classique de nullité de coefficients.

II.3.3 Validation d'un modèle VAR

Pour valider un modèle VAR il est important de suivre les cinq étapes de vérification :

Étape 1 : Tester la stationnarité du modèle VAR final (avec les tests de racine unitaire ADF et PP).

Étape 2 : Tester la significativité des coefficients (en utilisant le test de Student).

Étape 3 : Tester l'auto-corrélation des erreurs (en utilisant le test VAR Residual Serial Correlation LM Tests).

Étape 4 : Tester l'hétéroscédasticité des erreurs (en utilisant le test de White).

Étape 5 : Tester la stabilité des paramètres (en utilisant le test de Chow).

Si l'on retrouve une étape non vérifiée, nous rejetons le modèle et par conséquent le modèle n'est pas validé.

Après avoir analysé la modélisation VAR, nous allons maintenant porter notre attention sur le phénomène de la Co-intégration qui va nous permettre d'intégrer les problèmes de non stationnarité des séries dans le cadre d'une analyse multi-variée.

Section III: La Co-intégration et le modèle à correction d'erreur

Le point de départ de la théorie de la Co-intégration réside dans le fait que de nombreuses séries macro-économique et financières sont non stationnaires.

III.1 les concepts fondamentaux de la théorie de la Co-intégration

La théorie de la Co-intégration à été introduit par Granger ³²en 1981. Elle à connu depuis de très nombreux développements. Le lien entre Co-intégration et modèle de correction d'erreur a été expliquée par Granger 1981, Granger et Weiss 1983, Engle et Granger 1983.

III.1.1 Définition de la Co-intégration

Une série intègres d'ordre d (notée $X_t \rightarrow I(d)$), si on doit la différencier d fois afin de la stationnariser.

On suppose x_{1t} stationnaire ; $x_{1t} \rightarrow I(0)$(1)

Et x_{2t} non stationnaire ; $\rightarrow x_{2t}I(1)$ (2)

(1)+(2) $\Rightarrow y_t = x_{1t} + x_{2t} \rightarrow I(1)$ donc non stationnaire

Et si $x_{1t} \rightarrow I(d)$ et $x_{2t} \rightarrow I(d)$

L'ordre d'intégration de $y_t = \alpha x_{1t} + Bx_{2t}$ dépend des coefficients α, B ainsi que l'existence d'une dynamique non connue.

Et si $x_{1t} \rightarrow I(d)$ et $x_{2t} \rightarrow I(d')$

Avec $d \neq d'$ il est impossible de conclure l'ordre d'intégration de la somme de ces deux séries x_{1t}, x_{2t} car leurs ordre sont différents.

III.1.2 Les conditions de Co-intégration

Pour dire que les deux séries x_{1t}, x_{2t} sont Co-intégrées si les deux conditions sont vérifiées :

- Une tendance stochastique de même ordre d'intégration d
- La combinaison linéaire de x_{1t}, x_{2t} permet de se ramener à une série d'ordre d'intégration inférieur.

On a $x_{1t}, x_{2t} \rightarrow I(d)$

Tel que $\alpha_1 x_{1t} + \alpha_2 x_{2t} \rightarrow I(d - b)$, avec $d \geq b \geq 0$.

Afin de vérifier si la régression effectuée sur des variables non stationnaire ne sera pas fallacieuse, il faut d'abord réaliser un test de Co-intégration.

³² Sandrine Lardic, Valérie Mignon : « Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières », édition ECONOICA, paris 1988, pp212

Chapitre II : Présentation des méthodes d'analyse des séries temporelle

III.2 Co-intégration entre deux variables : l'approche d'Engle et Granger

Le traitement des séries chronologiques longues impose de tester une éventuelle Co-intégration entre les variables, l'existence de risque d'estimation fallacieuse, et d'une interprétation erronée

III.2.1 Test de Co-intégration

On passe par deux étapes :

La première étape : tester l'ordre d'intégration des variables

- Les séries doivent être intégrées de même ordre, si non elles ne peuvent pas être Co-intégrées.

La deuxième étape : estimation de la relation de long terme

- On estime par les MCO la relation de long terme entre les variables :
- Le résidu de cette régression doit être stationnaire :
- La stationnarité est testée à l'aide des tests DF ou DFA³³.

III.2.2 Estimation du MCE avec une seule variable explicative

Engle et granger 1987³⁴, démontrent que toutes les séries Co-intégrées peuvent être représentées par un (ECM).

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

$$y_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}x_t + e_t \quad (\text{ECM}) \quad (\text{II.24})$$

Etape 2 : Estimation par les MCO de la relation du modèle dynamique CT :

$$\Delta y_t = \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 e_{t-1} + \mu_t \quad \alpha_2 < 0 \quad (\text{II.25})$$

α_2 Doit être significativement négatif ;

III.3 Co-intégration entre plusieurs variables : l'approche VECM (Vector Error Correction Model) de Johansen (1998)

La généralisation de deux à k variables s'avère assez complexe du fait du nombre de possibilités de vecteurs de Co-intégration possibles

III.3.1 Représentation d'un VECM

Soit un modèle économétrique a k variables :

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt} + \varepsilon_t \quad (\text{II.26})$$

C'est la même chose que dans cas de deux variables,

L'estimation par les MCO permet de calculer le résidu :

³³ Régis bourbonnais : « manuel et exercices corrigés, économétrie », 7eme éditions DUNOD, paris 2009.p231

³⁴ Idem p285

Chapitre II : Présentation des méthodes d'analyse des séries temporelle

$$e_t = y_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{1t} - \dots - \hat{\beta}_k x_{kt} \quad (\text{II.27})$$

Si le résidu est stationnaire donc on accepte l'hypothèse d'une Co-intégration entre les variables.

Le cas multi-variée et plus complexe que le cas de deux variables, donc dans un modèle à une variable à expliquée et k variable explicative (on totale k+1), il peut exister k vecteurs de Co-intégration, linéairement indépendant.

Dans la pratique, pour effectuer un teste de Co-intégration entre plusieurs variables, il convient de la tester sur l'ensemble des k+1 variables, puis, si y a Co-intégration, on la teste par combinaient³⁵.

III.3.2 Test de Co-intégration

Le test de Co-intégration est fondé sur le rang de la matrice " π ", ce rang determine le nombre de relations de cointegration ou de long terme et cela à partir du test de la trace.

a) Procédure du test de la trace :

Johannsen propose un test fondé sur les vecteurs propres associés aux valeurs propres maximales de la matrice " π ".

A partir des valeurs propres de la matrice " π ", on calcule une statistique notée λ_{trace} :

$$\lambda_{trace} = -n \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i) \quad (\text{II.28})$$

Avec :

λ_i : La i^{eme} valeur propre de " π ";

k : Nombre de variables ;

r : Le rang de " π ";

n : Nombre d'observation.

Cette statistique suit une loi de probabilité (similaire à un χ^2) tabulée à l'aide de simulations par Johannsen et Juselius (1990). Ce test fonctionne par l'exclusion de l'hypothèse alternative.

✓ Le rang de " π " = 0 $\Rightarrow r = 0$:

On test les deux hypothèses suivantes : $\begin{cases} H_0: r = 0 \\ H_1: r > 0 \end{cases}$

b) La règle de décision :

Si $\lambda_{trace} >$ la valeur lue dans la table de Johannson \Rightarrow on rejette H_0 et on passe au test suivant ;

³⁵ Régis bourbonnais : « manuel et exercices corrigés, économétrie », 4eme éditions DUNOD, paris 2002p

Chapitre II : Présentation des méthodes d'analyse des séries temporelle

Si H_0 est acceptée, on ne peut pas estimer un modèle VECM.

✓ Le rang de " π " = 1 $\Rightarrow r = 1$:

On teste les deux hypothèses suivantes $\begin{cases} H_0: r = 1 \\ H_1: r > 1 \end{cases}$

Si H_0 est refusée, on passe au test suivant.

Après avoir refusé les différentes hypothèses H_0 , à la fin de la procédure, on s'arrête à

$$r = k - 1.$$

Les logiciels d'économétrie fournissent directement l'ensemble de ces informations (λ_{trace} calculée en 1 et k ainsi que les valeurs critiques associées).

Pour effectuer ce test, Johansen propose cinq spécifications concernant les vecteurs de Co-intégration :

- L'absence de la tendance dans les données (la série ne possède pas de tendance) ;
- L'absence d'une tendance linéaire dans les séries et l'absence d'une constante dans la relation de Co-intégration ;
- L'absence d'une tendance linéaire dans les données et la présence de la constante dans la relation de long terme ;
- La présence d'une tendance linéaire dans les séries et dans la relation de Co-intégration ;
- La présence d'une tendance quadratique.

III.3.3 Constante et tendance dans les relations de Co-intégration

On a supposé jusqu'à présent que le modèle VECM ne comporte pas de constante et que les relations de Co-intégration n'avaient ni tendance déterministe ni constante. Or il se peut que le modèle VECM possède une constante et/ou les relations de Co-intégration admettent une constante et/ou une tendance déterministe. Les valeurs critiques du test de la trace changent, pour ces cas, et par conséquent, il est logique de déterminer le cas dans lequel on se situe avant de procéder au test de la trace. Les cas à distinguer sont :

- Absence ou présence de constante dans le modèle VECM.
- Absence ou présence de constante et de tendance dans les relations de Co-intégration

III.3.4 Synthèse de la procédure d'estimation³⁶

Les grandes étapes relatives à l'estimation d'un modèle VECM sont :

Etape 1 : Test de stationnarité sur les séries pour déterminer s'il y a possibilité de Co-intégration ou non.

Etape 2 : Si le test de stationnarité montre que les séries sont intégrées d'un même ordre, il y a alors risque de Co-intégration. On peut alors envisager l'estimation d'un modèle VECM.

³⁶ Héléne Hamisultane, « modèle à correction d'erreur et applications », pp9

Chapitre II : Présentation des méthodes d'analyse des séries temporelle

Pour cela, on commence par déterminer le nombre de retard « p » du modèle VECM(p) à l'aide des critères d'information AIC et SC (Akaike et Schwarz respectivement).

Etape 3 : Mise en place du test de Johansen permettant de connaître le nombre de relations de Co-intégration.

Etape 4 : Identification des relations de Co-intégration, c'est-à-dire des relations de long terme entre les variables.

Etape 5 : Estimation par la méthode du maximum de vraisemblance du modèle VECM et validation des tests usuels : significativité des coefficients et vérification que les résidus sont des bruits blancs.

III.4 Validation d'un modèle ECM ou VECM

Pour valider un modèle ECM ou VECM, il est important de suivre quelque étape de vérification :

Etape 1 : Tester la significativité des coefficients (en utilisant le test de Student).

Etape 2 : Tester l'auto-corrélation des erreurs (en utilisant le test de VAR Residual Serial Corrélation LM Tests).

Etape 3 : Tester l'hétéroscédasticité des erreurs (en utilisant le test de White).

Si l'on retrouve une étape non vérifiée, nous rejetons le modèle et par conséquent le modèle n'est pas validé.

Chapitre II : Présentation des méthodes d'analyse des séries temporelle

Conclusion

Dans ce chapitre, nous avons traité des différentes notions liées à la modélisation multi variée dans le but de clarifier l'importance de cette démarche pour notre travail empirique porter sur des données concernant l'Algérie recueillies auprès d'office national des statistiques (ONS), présenter dans le prochain chapitre.

chapitre III:
L'analyse empirique
des séries

Introduction

Après la présentation des aspects théoriques de l'analyse des déterminants de l'épargne des ménages, il reste qu'à tester empiriquement, dans le contexte Algériens, un modèle qui permet d'identifier les variables explicatives ; les facteurs incitatifs ou limitatifs de l'épargne des ménages en Algérie sur la période allant de 1970 à 2010; cette étude reposera sur des séries temporelles qui seront analysées selon une approche descriptive et une approche économétrique.

L'analyse statistique consistera globalement à examiner l'évolution des différentes variables retenues dans le modèle théorique exposé plus haut, ensuite, l'analyse économétrique viendra pour apporter une meilleure compréhension des interrelations qui devraient éventuellement exister entre la variable à expliquée (l'épargne) et les autres variables (les variables explicatives).

L'estimation du modèle explicatif de l'épargne des ménages en Algérie sur la période 1970-2010 nécessite une étude de la stationnarité des variables afin d'appliquer la méthode d'estimation la mieux appropriée, ensuite nous procéderons à l'analyse de la Co-intégration de ces variables.

Section I : L'analyse univariée des séries

Cette section porte sur la présentation des variables ainsi que leurs évolutions justifier par l'évolution de la politique de l'économie algérienne pour chaque période, ensuite l'analyse de la stationnarité de chaque variable.

I.1 présentation des variables

Notre analyse de la fonction d'épargne prend la forme générale suivante :

$$S_t = C + \hat{\alpha}_1 Yd_t + \hat{\alpha}_2 TINT_t + \hat{\alpha}_3 TINF_t + \hat{\alpha}_4 PIBh_t + \hat{\alpha}_5 CT_t + \varepsilon_t \quad (III.1)$$

Avec:

$\hat{\alpha}_i$ ($i = 0, 1, 2, 3, 4, 5$) et $\hat{\alpha}_t$ représentent respectivement les coefficients respectifs des différentes variables et le terme de l'erreur, t est le temps.

S = L'épargne des ménages en milliards de dinar.

Yd = Le revenu disponible brut des ménages en milliards de dinar.

$TINT$ = Le taux d'intérêt en pourcentage.

$TINF$ = Le taux d'inflation en pourcentage.

$PIBh$ = le produit intérieur brut par habitant, milles dinar.

CT = la consommation finale des ménages en milliards de dinar.

Le choix de ces variables est fait à partir des approches théoriques et empiriques présenté plus haut.

Malgré l'existence de plusieurs variables pouvant déterminer le niveau de l'épargne des ménages algériens (variables quantitatives et qualitatives), nous avons limité notre étude sur les cinq variables exogènes ci-dessus, et ce pour deux raisons :

- Soit parce que les données n'étaient pas disponibles ;
- Soit parce que les observations ne présentaient que peu de variation pour avoir un effet significatif.

Nous allons d'abord distinguer les deux types de variables retenues :

- La variable dépendante ou expliquée.

- Les variables indépendantes ou explicatives.

Notre fonction d'épargne est construite de la manière suivante :

$$S = F(Yd, TINT, TINF, PIBh, CT) \quad (III.2)$$

Le signe (+) ou (-) pour chaque variable explicative indique à priori l'impact attendu de la variable considérée sur l'épargne des ménages

$Yd = (+)$, $TINT = (+)$, $TINF = (-)$, $PIBh = (+)$, $CT = (-)$.

Nous allons ensuite procéder à la présentation formelle ou théorique des tests et estimations qui seront utilisés pour vérifier les résultats escomptés.

I.2 Aperçu sur l'évolution de l'économie algérienne

L'évolution des variables relatives à l'épargne et ses déterminants est fortement influencée par les événements économiques et sociaux tant au niveau national qu'au niveau international au cours de la période d'étude comprise entre 1970 et 2010. On peut par exemple citer :

- Les chocs pétroliers de 1973 et 1979 ;
- Les réformes de 1990 ;
- Le plan d'ajustements structurels de 1994 ;
- La hausse des salaires de la fonction publique

On a réparti l'évolution de ces variables en trois périodes par lesquelles, a passé l'économie algérienne, et ces périodes sont :

- **Avant 1990 (période où l'économie algérienne est peu quantifiée);**

Avant 1990, caractérisée par une économie peu quantifiée, un niveau de développement faible, à cause de la sortie de la guerre, le choc et contre choc pétrolier et une économie administrée.

- **De 1990 à 2000 (période des grandes réformes) ;**

L'année 1986 marque le début de remise en cause du système de gestion centralisée de l'économie algérienne. Désormais, il fallait préparer les mécanismes nécessaires pour le passage à un système économique adéquat à l'ère de la mondialisation. C'est ainsi qu'un processus de réformes économiques était engagé. Ce processus de libéralisation s'est accéléré à partir de 1990 pour rétrécir la période de transition à l'économie de marché engagée avec la promulgation de la loi sur l'autonomie des entreprises (1988) et de la loi sur la monnaie et le crédit (1990) qui vont favoriser l'épargne.

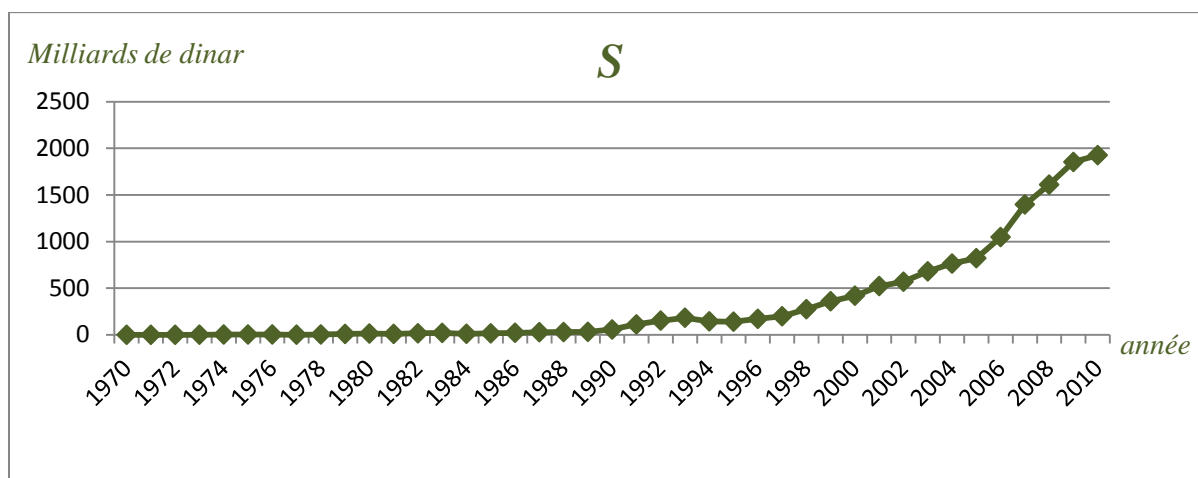
- **De 2000 jusqu'à nos jours (périodes d'aisance financière).**

Pendant cette période, plusieurs événements sont enregistrés en Algérie tel que : La hausse persistante du volume et des prix de ses exportations d'hydrocarbures qui ont permis au pays d'améliorer considérablement sa position externe. L'augmentation des termes de l'échange.

L'aisance (libéralisation) financière qui a incité les pouvoirs publics à poursuivre une politique budgétaire expansionniste en lançant le Programme complémentaire de soutien à la croissance (PCSC), Qui vise à améliorer les conditions sociales de vie des populations et la diminution du taux de chômage.

I.3 Analyse graphique

Figure N°1 : L'évolution de l'épargne des ménages en Algérie 1970-2010

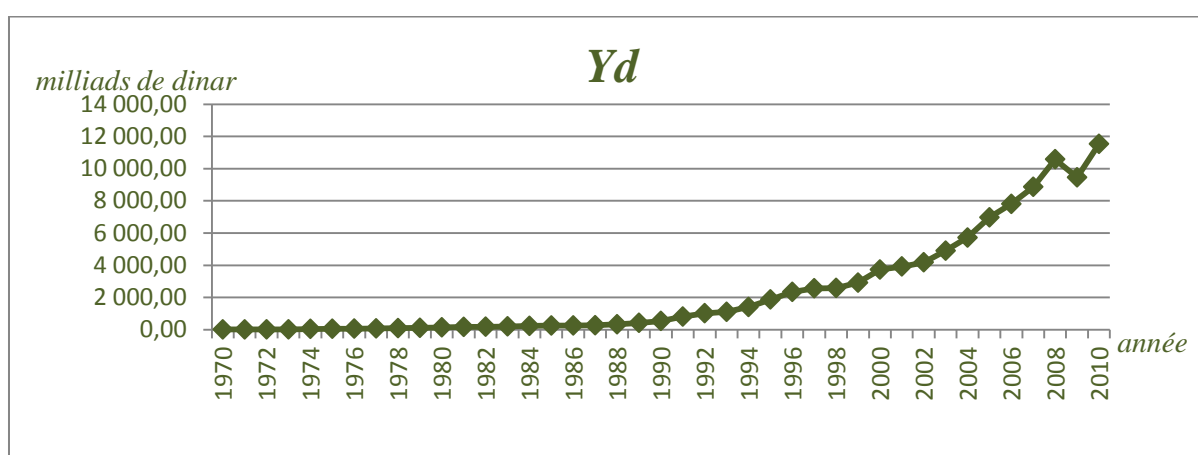


Source : établie par l'auteure a partir de donnée de l'ONS

Du graphique, nous remarquons que l'épargne des ménages algériens a globalement une tendance haussière sur toute la période allant de 1970 jusqu'à 2010, cette évolution peut être divisée en deux phases, la première de 1970 à 1988 durant laquelle l'épargne est en hausse continue mais avec un rythme lent; et la seconde de 1989 jusqu'à 2010 où l'épargne poursuivait son augmentation mais accélérée par rapport à la première phase.

L'épargne des ménages de 1990 à 1991 a été doublée et a passée de « 57,33 milliards de DA » à « 112 milliards de DA », elle a poursuivie son augmentation avec un rythme accéléré puis elle a connu une baisse à partir de 1993. A partir de 1997, le rythme a repris en augmentation, Pendant ces dix dernières années, l'épargne des ménages était en hausse continue,

Figure N°2 : L'évolution de revenu disponible des ménages en Algérie 1970-2010.



Source : établie par l'auteure a partir de donnée de l'ONS

Du graphique on peut clairement observer que l'évolution de revenu disponible brut des ménages a connu trois périodes :

Chapitre III : Analyse empirique des séries

Avant 1990, une augmentation poursuivie sur toute la période 1970 à 1990, ou on peut aussi distinguer deux phases principales de l'évolution :

La première commence en 1970 et s'achève en 1987, où le revenu croît de façon graduelle et relativement lente ;

La deuxième phase se prolonge de l'année 1987 jusqu'à 1990 où l'augmentation du revenu se poursuit toujours mais avec un rythme un peu plus rapide par rapport à la phase précédente.

La deuxième période 1990-2000, le revenu des ménages pendant ces années a connu une tendance plus rapide à la hausse, d'une année à une autre et il a atteint plus de 3000 milliards de dinar pour l'année 2000.

La troisième période après 2000, Le revenu des ménages, a enregistré une augmentation continue et accélérée, cela est dû à plusieurs politiques exercées pas l'Etat à savoir :

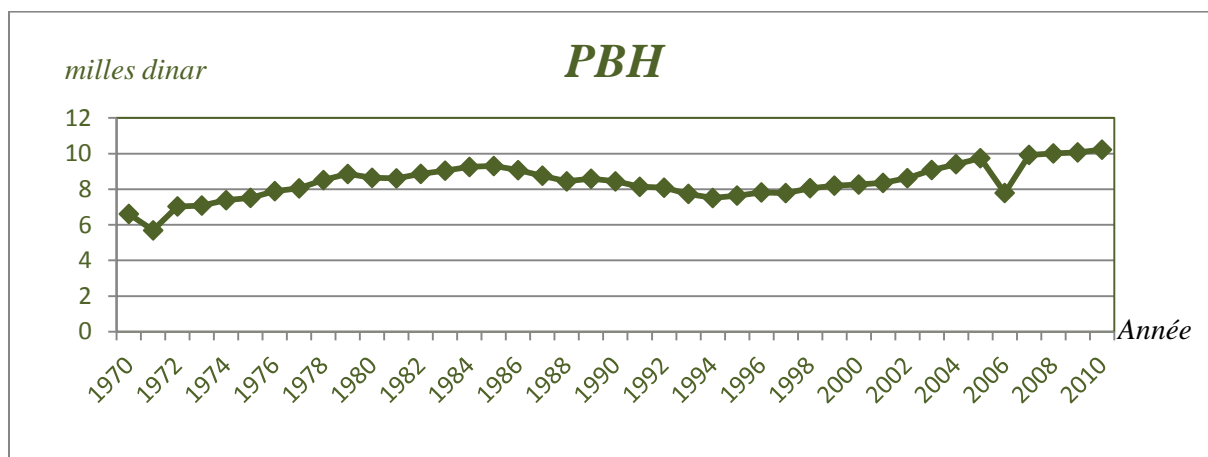
L'augmentation des salaires de la fonction publique en 2001 ;

L'augmentation du salaire minimum garanti de 25% en 2004 ;

Le programme de privatisation de 270 entreprises en 2005 qui a rapporté un bénéfice pour le trésor public, permis un investissement de 1 milliards de dollar et la création de 7000 nouveaux emplois ;

L'augmentation de la part des transferts dans le revenu brut des ménages.

Figure N°3 : L'évolution de produit intérieur brut par habitant en Algérie 1970-2010.



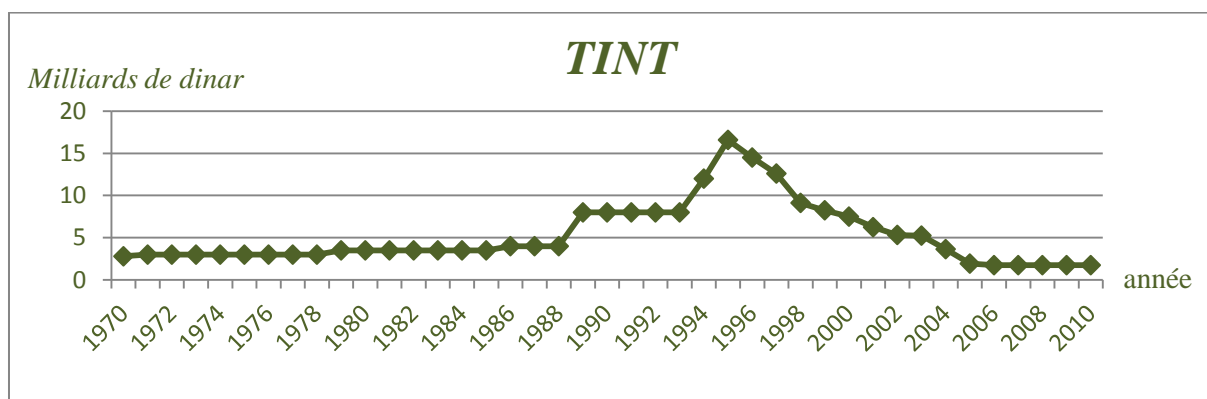
Source : établie par l'auteure a partir de donnée de l'ONS

D'après le graphe on remarque que, Avant 1990 : il a d'abord marqué une baisse en 1971, et juste après (à partir de 1972), le PIBH marque une tendance à la hausse.

Après 1990, on remarque une baisse plus au moins importante pour répondre, et marque une amélioration à partir de 1998.

Après 2000, le PIBH a connu une tendance à la hausse, à l'exclusion de la baisse marquée en 2006, il a passé de 9,739 milles dinar en 2005 à 7,789 milles de dinar en 2006, pour suivre sont augmentation après.

Figure N°4 : L'évolution de taux d'intérêt en Algérie 1970-2010



Source : établie par l'auteure a partir de donnée de l'ONS

Le taux d'intérêt retenu dans cette étude est le taux d'intérêt créditeur nominal (rémunérant les dépôts des épargnants).

Avant 1990, les taux d'intérêt étaient administrés du moment où les conditions des banques étaient déterminées par le Ministère des Finances, ce qui revient à dire qu'il n'y avait pas de concurrence entre les banques.

Du graphique, on remarque que les taux d'intérêt créditeurs en terme nominal a connu une stabilité à 3% durant la période allant de 1980 à 1985, de 4% pendant les trois années suivantes et 8% par la suite.

Après 1990 et avec la nouvelle réforme monétaire qui vise à mettre en place les mécanismes de marché, il s'est avéré incontournable que les taux d'intérêt soient déterminés par la confrontation de l'offre et de la demande sur le marché des capitaux.

Les taux d'intérêt devenus, comme le précise la loi sur la monnaie et le crédit, une variable monétaire clé, qui, prenant en compte les restructurations de la dette et le recours au crédit exceptionnel appuyé par les programmes du fond monétaire international, ont contribué aux rééquilibres macroéconomiques.

Pour y parvenir les autorités monétaires ont procédé à des ajustements réguliers

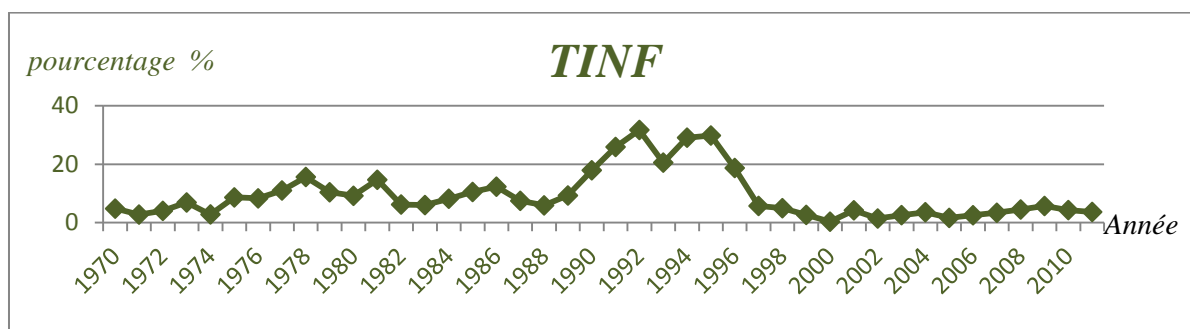
Effectivement, la régulation des taux d'intérêt a fait qu'ils ont d'abord suivi une tendance haussière durant les premières années 1990 et cela, afin de maîtriser les tentions inflationnistes connues en l'Algérie suite aux différentes libéralisations : des prix, du commerce extérieur, etc.

Les taux créditeurs ont été libéralisés dans le but d'attirer les encaisses thésaurisées du public.

La troisième période : après 2000, durant cette période, les taux d'intérêt nominaux ont subi une baisse progressive jusqu'à 2005 suite aux surliquidités bancaires qui ont caractérisé la sphère monétaire. Cette situation est due essentiellement à l'accroissement des dépôts des entreprises d'hydrocarbures traduisant la conjoncture pétrolière favorable. Ces taux se sont stabilisés par la suite à la valeur de « 1,75% ».

A partir de 2006, les taux nominaux se sont stabilisés au même temps où l'inflation avait une tendance haussière.

Figure N°5 : L'évolution de taux d'inflation en Algérie 1970-2010



Source : établie par l'auteure a partir de donnée de l'ONS

D'après le graphe on peut distinguer Cinque périodes d'évolution de l'inflation en Algérie :

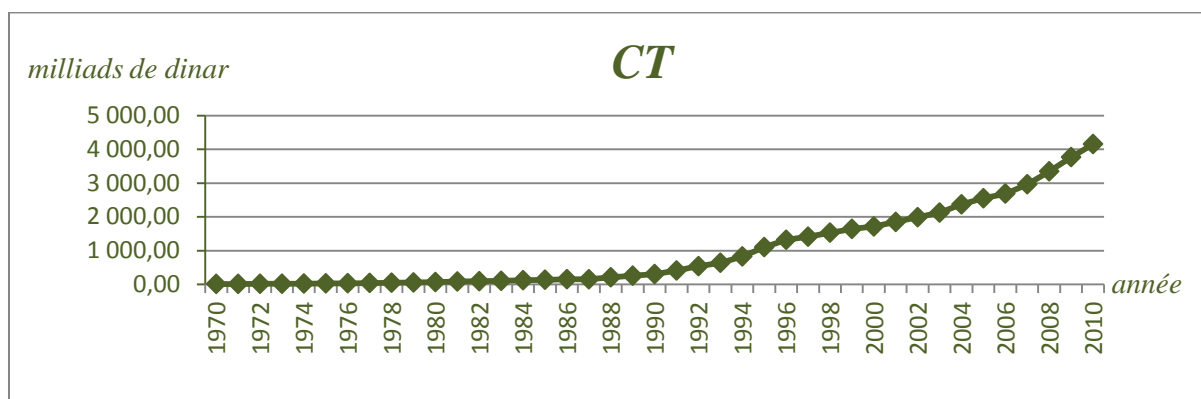
De 1970 à 1990, au lancement de la libéralisation des prix, l'inflation annuelle se situait en moyenne autour de 9%, exception faite de la forte hausse induite par le premier choc pétrolier et reflétant l'augmentation des prix à l'importation. Cependant cette stabilité des prix n'était qu'illusoire au regard de l'excédent de masse monétaire causé par les importants déficits budgétaires.

Après 1990, les dévaluations successives ont eu non seulement pour conséquence une hausse de l'inflation, mais également une augmentation du service de la dette, face aux déséquilibres de l'économie, les autorités ont fait le choix de soutenir l'activité économique par la création monétaire, et à la fin de l'année 1992, le pays affichait un taux d'inflation de 26% en variation annuelle.

- Suite au plan d'ajustements structurels de 1994, l'inflation a atteint en fin d'année 39%, Néanmoins, les politiques monétaire et budgétaire restrictives menées entre 1994 et 1996 ont permis de ramener le taux d'inflation à 18,69% en 1996 et 5,73% en 1997 en variation annuelle.

Après 2000, cette période été caractérisée par une réduction continue de l'inflation (excepté en 2001), attribuable principalement à la baisse sur les marchés internationaux des prix des produits alimentaires de base, en 2001, la hausse des salaires de la fonction publique associée au relâchement des politiques fiscale et monétaire ont entraîné une augmentation de l'inflation qui a atteint 4,2% en moyenne annuelle, pour l'année 2003, en glissement annuel, l'augmentation de l'inflation a été de 3,96% contre -1,55% en 2002, en 2006 l'inflation a légèrement progressé par rapport à 2005 et poursuit sa tendance haussière avec un rythme accéléré pour atteindre 5,74% en 2009 où l'inflation endogène a pris le relais de l'inflation importée dont l'incidence sur les prix de détail s'est amenuisée, puis baisser et atteindre 3,91% en 2010 et 4,52% en 2011.

Figure N°6: L'évolution de la consommation finale des ménages en Algérie 1970-2010.



Source : établie par l'auteure a partir de donnée de l'ONS

Du graphique, nous remarquons que la consommation des ménages algériens a globalement une tendance haussière sur toute la période allant de 1970 jusqu'à 2010, cette évolution peut être divisée en deux phases, la première de 1970 à 1988 durant laquelle l'épargne est en hausse continue mais avec un rythme lent; et la seconde de 1989 jusqu'à 2010 où la consommation a poursuivit son augmentation mais accélérée par rapport à la première phase et cela a partir de 1990.

Pendant ces dix dernières années, la consommation des ménages était en hausse continue, mais cette augmentation été très importante en valeur à cause de l'inflation.

I.3 Présentation dynamique

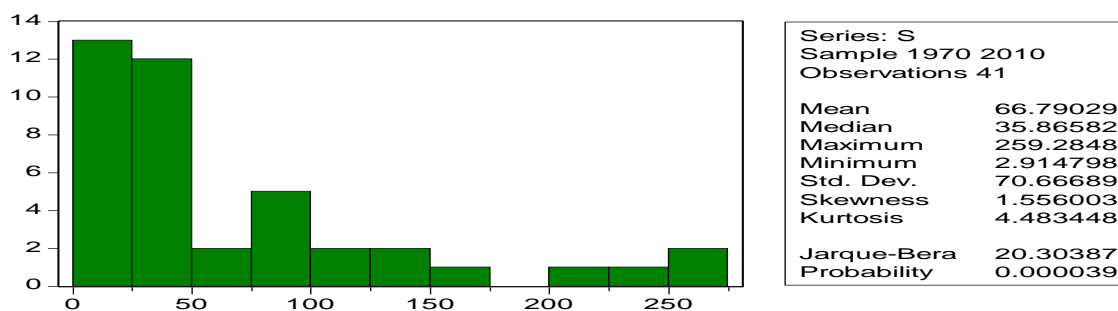
I.3.1 Analyse dynamique de l'épargne

Une première intuition concernant la stationnarité peut être fournie par l'étude du graphique de la série épargne ainsi par son corrélogramme.

Le corrélogramme nous permet de tester l'hypothèse nulle d'absence d'auto-corrélation autrement dit l'hypothèse d'un bruit blanc à travers les valeurs de la statistique de Lyung-Box (Q-stat) et les probabilités associées. On peut effectuer le teste à partir de l'intervalle de confiance que sont représentés par les trait verticaux qui définissent ses bornes ; les termes des auto-corrélations et auto-corrélations partielle qui sortent de cet intervalle sont significativement différente de zéro.

Pour la première analyse du corrélogramme de cette variable, nous retrouvons, une significativité pour les premiers termes (AC= 0.866, 0.711);(ils sorts des bornes de l'intervalle de confiance).

Figure N°7 : l'histogramme de la distribution et les valeurs empiriques de la série épargne



Source : Calculs effectués à partir des données de L'ONS avec le logiciel EViews 4.1

On constate que la valeur de la variance $\sigma^2 = (70.66)^2$ est supérieure à la valeur de moyenne (66.79), ce qui explique que la série a une forte volatilité et pour éliminer cette forte variation, il faut transformer la série épargne en logarithme.

Après la transformation de la série, on constate que la variation de cette série a diminué ($\sigma^2 = (1.17)^2$) est inférieure à la valeur de la moyenne qui est de 3.63

Après la transformation en logarithme de la variable, nous analyserons le corrélogramme de cette nouvelle variable (Tableau N°3), celle-ci nous montre, une décroissance remarquable des termes de la fonction d'auto-corrélation, avec seulement le premier terme de la fonction d'auto-corrélation partielle qu'est significatifs, ce qui nous laisse à supposer que cette variable est un processus TS (trend stationnary).

Tableau N°3 : Corrélogramme de l'épargne en logarithme

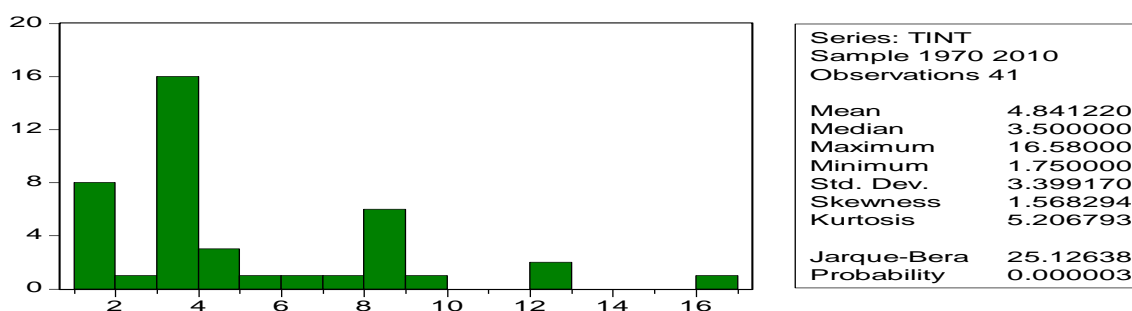
	1	2	3	4
AC	0.866	0.711	0.585	0.506
Q-Stat	33.044	55.868	71.737	83.924

Source : Calculs effectués à partir des données de L'ONS avec le logiciel EViews 4.1

I.3.2 Analyse dynamique de taux d'intérêt

Une première intuition concernant la stationnarité peut être fournie par l'étude du graphique de la série taux d'intérêt ainsi par son corrélogramme. Pour la première analyse du corrélogramme de cette variable, nous retrouvons, une significativité pour les premiers termes (AC= 0.88, 0.72).

Figure N°8 : l'histogramme de la distribution et les valeurs empiriques de la série TINT



Source : Calculs effectués à partir des données de L'ONS avec le logiciel EViews 4.1

Chapitre III : Analyse empirique des séries

On constate que la valeur de la variance $\sigma^2 = (3.39)^2$ est supérieur à la valeur de moyenne (4.84), ce qui explique que la série à une forte volatilité et pour éliminer cette forte variation, il faut transformer la série épargne en logarithme.

Après la transformation de la série, on constate que la variation de cette série a diminuée ($\sigma^2 = (0.61)^2$) est inférieure à la valeur de la moyenne qui est de 1.37.

Après la transformation en logarithme de la variable, nous analysons le corrélogramme de cette nouvelle variable (Tableau N°4), celle-ci nous montre, une décroissance remarquable des termes de la fonction d'auto-corrélation, avec seulement le premier terme de la fonction d'auto-corrélation partielle qu'est significatifs.

Tableau N°4: Corrélogramme de TINT en logarithme

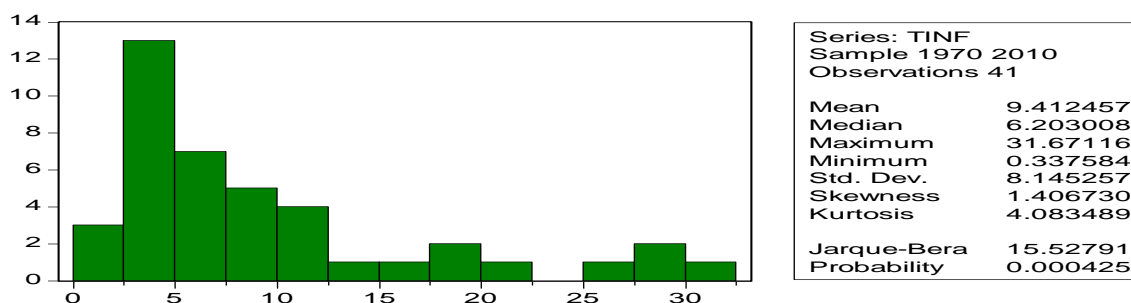
	1	2	3	4
AC	0.91	0.79	0.67	0.54
Q-Stat	37.06	65.93	87.17	101.12

Source : Calculs effectués à partir des données de L'ONS avec le logiciel EVIEWS 4.1

I.3.3 Analyse dynamique taux d'inflation

Une première intuition concernant la stationnarité peut être fournie par l'étude du graphique de la série taux d'inflation ainsi par son corrélogramme. Pour la première analyse du corrélogramme de cette variable, nous retrouvons, une significativité pour les premiers termes (AC=0.80, 0.60).

Figure N°9 : l'histogramme de la distribution et les valeurs empiriques de la série TINF



Source : Calculs effectués à partir des données de L'ONS avec le logiciel EVIEWS 4.1

On constate que la valeur de la variance $\sigma^2 = (8.14)^2$ est supérieur à la valeur de moyenne (9.41), ce qui explique que la série à une forte volatilité et pour éliminer cette forte variation, il faut transformer la série épargne en logarithme.

Après la transformation de la série, on constate que la variation de cette série a diminuée ($\sigma^2 = (0.91)^2$) est inférieure à la valeur de la moyenne qui est de 1.88

Après la transformation en logarithme de la variable, nous analysons le corrélogramme de cette nouvelle variable (Tableau N°5), celle-ci nous montre, une décroissance remarquable des termes de la fonction d'auto-corrélation, avec seulement le premier terme de la fonction d'auto-corrélation partielle qu'est significatifs.

Tableau N°5 : Corrélogramme de TINF en logarithme

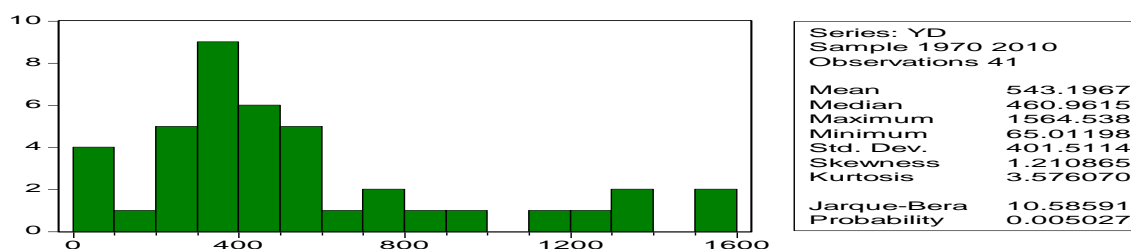
	1	2	3	4
AC	0.68	0.61	0.48	0.23
Q-Stat	20.73	37.71	48.74	51.463

Source : Calculs effectués à partir des données de L'ONS avec le logiciel EViews 4.1

I.3.4 Analyse dynamique revenu disponible

Une première intuition concernant la stationnarité peut être fournie par l'étude du graphique de la série revenu disponible ainsi par son corrélogramme. Pour la première analyse du corrélogramme de cette variable, nous retrouvons, une significativité pour les premiers termes (AC=0.88, 0.79, 0.65).

Figure N°10 : l'histogramme de la distribution et les valeurs empiriques de la série YD



Source : Calculs effectués à partir des données de L'ONS avec le logiciel EViews 4.1

On constate que la valeur de la variance $\sigma^2 = (401.51)^2$ est supérieure à la valeur de moyenne (542.19), ce qui explique que la série a une forte volatilité et pour éliminer cette forte variation, il faut transformer la série en logarithme.

Après la transformation de la série, on constate que la variation de cette série a diminué ($\sigma^2 = (0.80)^2$) est inférieure à la valeur de la moyenne qui est de 6.01

Après la transformation en logarithme de la variable, nous analysons le corrélogramme de cette nouvelle variable (Tableau N°6), celle-ci nous montre, une décroissance remarquable des termes de la fonction d'auto-corrélation, avec seulement le premier terme de la fonction d'auto-corrélation partielle qui est significatifs, ce qui nous laisse à supposer que cette variable est un processus TS (trend stationnary).

Tableau N°6 : Corrélogramme d'YD en logarithme

	1	2	3	4
AC	0.87	0.75	0.62	0.49
Q-Stat	33.96	59.59	77.63	89.11

Source : Calculs effectués à partir des données de L'ONS avec le logiciel EViews 4.1

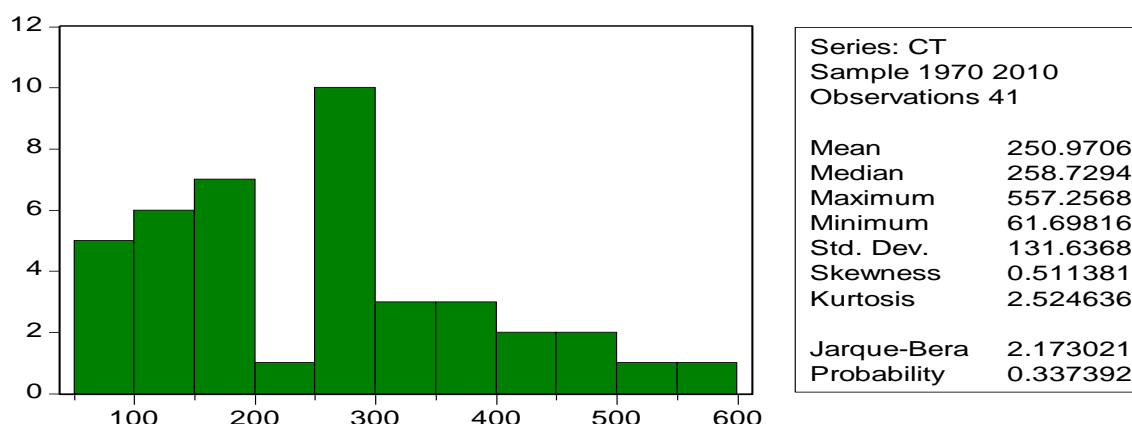
I.3.5 Analyse dynamique de la consommation

Une première intuition concernant la stationnarité peut être fournie par l'étude du graphique de la série consommation ainsi par son corrélogramme. Pour la première analyse de

Chapitre III : Analyse empirique des séries

corrélogramme de cette variable, nous retrouvons, une significativité des premiers termes (AC= 0.87, 0.79, 0.70).

Figure N°11 : l'histogramme de la distribution et les valeurs empiriques de la série CT



Source : Calculs effectués à partir des données de L'ONS avec le logiciel EVIEWS 4.1

On constate que la valeur de la variance $\sigma^2 = (131.63)^2$ est supérieure à la valeur de moyenne (250.97), ce qui explique que la série a une forte volatilité et pour éliminer cette forte variation, il faut transformer la série en logarithme.

Après la transformation de la série, on constate que la variation de cette série a diminué ($\sigma^2 = (0.59)^2$) est inférieure à la valeur de la moyenne qui est de 5.37

Après la transformation en logarithme de la variable, nous analysons le corrélogramme de cette nouvelle variable (Tableau N°7), celle-ci nous montre, une décroissance remarquable des termes de la fonction d'auto-corrélation, avec seulement le premier terme de la fonction d'auto-corrélation partielle qui est significatif, ce qui nous laisse à supposer que cette variable est un processus TS (trend stationnary).

Tableau N°7: Corrélogramme de la consommation en logarithme

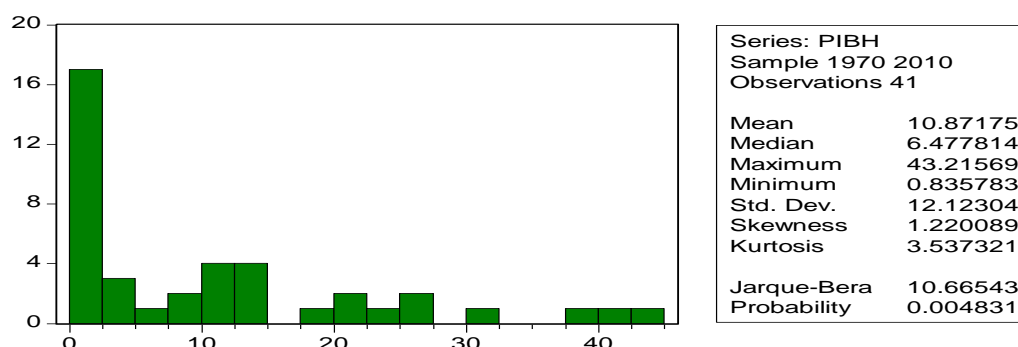
	1	2	3	4
AC	0.90	0.80	0.71	0.61
Q-Stat	35.911	65.038	88.503	106.56

Source : Calculs effectués à partir des données de L'ONS avec le logiciel EVIEWS 4.1

I.3.6 Analyse dynamique PIB par habitants

Une première intuition concernant la stationnarité peut être fournie par l'étude du graphique de la série PIB par habitants ainsi que par son corrélogramme. Pour la première analyse du corrélogramme de cette variable, nous retrouvons, une significativité jusqu'à des premiers termes (AC= 0.868, 0.808, 0.701)

Figure N°12 : l'histogramme de la distribution et les valeurs empiriques de la série PIB par habitants



Source : Calculs effectués à partir des données de L'ONS avec le logiciel EViews 4.1

On constate que la valeur de la variance $\sigma^2 = (12.12)^2$ est supérieure à la valeur de moyenne (10.87), ce qui explique que la série à une forte volatilité et pour éliminer cette forte variation, il faut transformer la série épargne en logarithme.

Après la transformation de la série, on constate que la variation de cette série a diminuée ($\sigma^2 = (1.37)^2$) est toujours supérieure à la valeur de la moyenne qui est de 1.60

Tableau N°8 : Corrélogramme de l'épargne en logarithme

	1	2	3	4
AC	0.945	0.894	0.830	0.761
Q-Stat	39.399	75.527	107.50	135.07

Source : Calculs effectués à partir des données de L'ONS avec le logiciel EViews 4.1

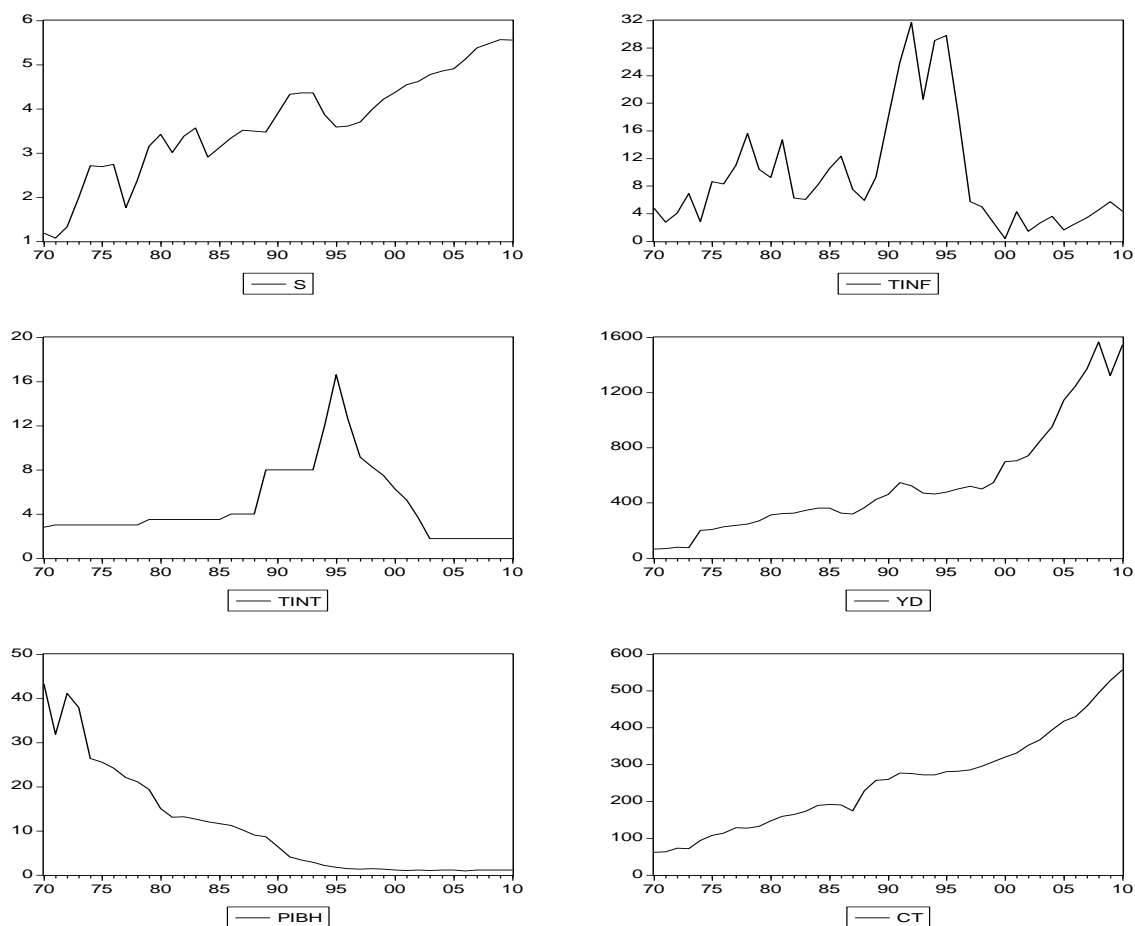
Ces éléments nous permettent de dire que les séries sont non stationnaires, nous avons vérifié cette hypothèse de non stationnarité par l'application des testes de racine unitaire.

I.4 Application des testes de racines unitaire

I.4.1 Etude de la stationnarité des différentes variables

Les évolutions des variables S, CT, YD, TINT, TINF et PIBH sont présentées dans les graphiques suivants :

Figure N°13 : les évolutions des différentes séries



Source : effectués à partir des données de L'ONS avec le logiciel EViews 4.1

D'après l'examen des évolutions des variables, il est clair que les séries ne sont pas stationnaires. Un test de racine unitaire apportera plus de précision sur l'étude de la stationnarité de chacune des variables. En fait nous allons vérifier la stationnarité des variables à l'aide du test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF), et le teste de Philips perron (PP) en prenant les variables en niveau puis en différence première. Les résultats du test ADF sont consignés le tableau suivant:

I.4.2 Teste de Dickey-Fuller Augmenté (ADF)

L'examen de la stationnarité des différentes variables du modèle par le biais du test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF), et le teste de Phillips-perron dont les résultats sont consignés ci-dessous, nous permet d'avoir une vue plus claire sur le comportement des variables.

a) détermination de nombre de retard

Le tableau suivant représente le choix de nombre de retard selon les critères d'Akaike et Schwarz pour chaque modèle.

Tableau N° 9 : choix de nombre de retard

Nombre de retard		0	1	2	3
S	AIC	7.947	7.855	7.926	7.997
	SC	8.074	8.026	8.141	8.258
CT	AIC	7.951	8.020	8.085	8.156
	SC	8.078	8.190	8.301	8.417
Yd	AIC	11.599	11.619	11.681	11.726
	SC	11.726	11.789	11.897	11.988
TINT	AIC	3.754	3.727	3.736	3.790
	SC	3.881	3.897	3.952	4.051
TINF	AIC	6.075	6.119	6.201	6.235
	SC	6.202	6.290	6.416	6.496
PIBh	AIC	4.916	4.674	2.926	2.847
	SC	5.043	4.844	3.141	3.108

Source : Calculs effectués à partir des données de L'ONS avec le logiciel EViews 4.1

Les valeurs qui sont en gras sont les valeurs qui minimisent les deux critères d'Akaike et de Schwarz.

b) Application de teste d'ADF

Tableau N°10: résultats du test ADF (La stationnarisation)

Variables	Statistiques ADF en niveau					Statistiques ADF en différence 1 ^{ère}			Ordre d'intégration
	Calculée	Tabulée	NRds	Trend	Cte	Calculée	Tabulée	Cte	
S	1,41	-1,94	1	NS	NS	-2,80	-1,94	S	I(1)
YD	3,38	-1,94	0	NS	NS	-5,40	-1,95	S	I(1)
TINF	-1,26	-1,94	0	NS	NS	-5,99	-1,94	S	I(1)
TINT	-0,84	-1,94	0	NS	NS	-4,64	-1,94	S	I(1)
CT	7,07	-1,94	0	NS	NS	-2,76	-1,94	S	I(1)
PIBH	-3,64	-1,94	3	NS	S	/	/	/	I(0)

Source : Calculs effectués à partir des données de L'ONS avec le logiciel EViews 4.1

NRds: nombre de retards;

Trend: la tendance;

Cte: la constant;

NS: non significative;

S: significative

Chapitre III : Analyse empirique des séries

Après avoir testé les trois modèles (3, 2 et 1), les résultats nous indiquent que la variable PIBH est stationnaire au niveau et les autres variables (S, TINF, CT, YD et TINT) est non stationnaire.

Le test ADF appliqué sur les séries en niveau nous révèle que PIBH est stationnaire en niveau car la statistique ADF calculée est inférieure à la valeur critique au seuil de 5% ; S, TINF, CT, YD et TINT ne sont pas stationnaires en niveau, les statistiques ADF retenues sont supérieures aux valeurs critiques, mais après différenciation les variables sont stationnaires car les statistiques ADF calculées sont inférieures aux valeurs critiques.

En définitive, la variable PIBH est intégré d'ordre « 0 », S, TINF, CT, YD et TINT sont intégrées d'ordre « 1 ».

I.4.3 teste de Philips Perron (PP)

Tableau N°11: résultats du test (PP) (La stationnarisation)

Variables	Statistiques PP en niveau				Statistiques PP en différence 1 ^{ère}				Ordre d'intégration
	Calculée	Tabulée	Trend	Cte	Calculée	Tabulée	Trend	Cte	
S	3,55	-1,95	NS	NS	-3,13	-1,95	NS	S	I(1)
YD	3,38	-1,95	NS	NS	-5,40	-1,95	NS	S	I(1)
TINF	-1,31	-1,94	NS	NS	-5,99	-1,94	NS	S	I(1)
TINT	-0,84	-1,94	NS	NS	-4,68	-1,94	NS	S	I(1)
CT	7,02	-1,94	NS	NS	-2,76	-1,94	NS	S	I(1)
PIBH	-3,64	-1,94	NS	S	/	/	/	/	I(0)

Source : Calculs effectués à partir des données de L'ONS avec le logiciel EViews 4.1

Trend: la tendance;

Cte: la constant;

NS: non significative;

S: significative

Après avoir testé les trois modèles (3, 2 et 1), les résultats nous indiquent que la variable PIBH est stationnaire au niveau et les autres variables (S, TINF, CT, YD et TINT) est non stationnaire.

Le test ADF appliqué sur les séries en niveau nous révèle que PIBH est stationnaire en niveau car la statistique PP calculée est inférieure à la valeur critique au seuil de 5% ; S, TINF, CT, YD et TINT ne sont pas stationnaires en niveau, les statistiques PP retenues sont supérieures aux valeurs critiques, mais après différenciation les variables sont stationnaires car les statistiques PP calculées sont inférieures aux valeurs critiques.

En définitive, la variable PIBH est intégré d'ordre « 0 », S, TINF, CT, YD et TINT sont intégrées d'ordre « 1 ».

On peut conclure que les résultats concernent l'ordre d'intégration, pour les deux testes ADF et PP.

La combinaison de ces séries est stationnaire bien qu'elles soient Co-intégrées d'ordre différent. Cette caractéristique essentielle nous donne la possibilité d'analyser la dynamique de long terme d'épargne des ménages avec des modèles faisant appel aux tests de Co-intégration des variables.

Section II : la modélisation de l'épargne par l'approche classique

Dans cette section nous tenterons de construire un modèle vectoriel par une démarche classique, en premier lieu nous essayerons de valider un modèle VAR, puis en deuxième un modèle VECM classique si possible,

II.1 Analyse de la matrice de corrélation

Tableau N°12 : Matrice de corrélation

	LS	LYD	LCT	LTINT	LTINF	LPIBH
LS	1.00	0.96	0.95	-0.09	-0.19	-0.88
LYD	0.96	1.00	0.97	-0.09	-0.17	-0.89
LCT	0.95	0.97	1.00	0.023	-0.14	-0.93
LTINT	-0.09	-0.09	0.02	1.00	0.48	-0.09
LTINF	-0.19	-0.17	-0.14	0.48	1.00	0.27
LPIBH	-0.88	-0.89	-0.93	-0.09	0.27	1.00

Source : Calculs effectués à partir des données de L'ONS avec le logiciel EViews 4.1

Nous remarquons que pour les variables LYD, LCT et LPIBH, sont bien corrélées avec l'épargne avec des taux allant de 96% jusqu'à 88%, de même nous remarquons que les différents signe pour ces variables, pour (LPIBH) qui est négatif mais reste bien corrélée avec un taux de (88%), donc pour ces variables corrélées nous présentons notre modèle : mais correspond pas aux attentes théoriques.

II.2 Estimation du modèle VAR

II.2.1 Détermination du nombre de retard « p »

Tableau N°13 : Détermination du nombre de retard « p »

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: DLOG(S) DLOG(YD) DLOG(CT) LOG(PIBH)
 Exogenous variables: C
 Date: 09/07/12 Time: 13:49
 Sample: 1970 2010
 Included observations: 37

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	4.299249	NA	1.16E-05	-0.016176	0.157978	0.045222
1	100.2317	165.9371	1.55E-07*	-4.336846*	-3.466080*	-4.029860*
2	111.1725	16.55911	2.10E-07	-4.063379	-2.495999	-3.510804
3	131.5731	26.46567*	1.80E-07	-4.301250	-2.037257	-3.503086

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Source : Calculs effectués à partir des données de L'ONS avec le logiciel EViews 4.1

Chapitre III : Analyse empirique des séries

Les valeurs qui sont en gras sont les valeurs qui minimisent les deux « critères d'Akaike et de Schwarz, de se fait le nombre de retard égale à 1 donc $p=1$. Nous allons maintenant représenter le modèle VAR retenu.

II.2.2 Estimation du modèle VAR(1)

L'estimation d'un modèle VAR d'ordre 1 pour les séries stationnaire de l'épargne, la consommation, le revenu disponible et le PIB par habitants.

$$DLOG(S_t) = 0.09 * DLOG(S_{t-1}) - 0.13 * DLOG(YD_{t-1}) + 0.02 * DLOG(CT_{t-1}) + 0.03 * LOG(PIBH_{t-1}) + 0.06$$

$$DLOG(YD_t) = 0.17 * DLOG(S_{t-1}) - 0.22 * DLOG(YD_{t-1}) + 0.08 * DLOG(CT_{t-1}) + 0.02 * LOG(PIBH_{t-1}) + 0.04$$

$$DLOG(CT_t) = 0.04 * DLOG(S_{t-1}) + 0.07 * DLOG(YD_{t-1}) - 0.19 * DLOG(CT_{t-1}) + 0.01 * LOG(PIBH_{t-1}) + 0.03$$

$$LOG(PIBH_t) = -0.07 * DLOG(S_{t-1}) + 0.04 * DLOG(YD_{t-1}) + 0.31 * DLOG(CT_{t-1}) + 0.98 * LOG(PIBH_{t-1}) - 0.06$$

II.2.3 Analyse du modèle VAR(1) estimé

a) La significativité des coefficients d'estimations

Nous obtenons donc un VAR d'ordre 1, nous remarquons cependant les coefficients erreurs d'Eviews 4.1 (VAR Residual Serial Correlation LM Tests) que les erreurs de ce VAR sont associés aux termes retardés ne sont pas significativement différents de 0 puisque la valeur du t de Student de ces coefficients est inférieure, en valeur absolue, à la valeur critique lue dans la table de Student pour un seuil $\alpha = 5\%$ soit 1,96 (voire annexe 4).

b) L'auto-corrélation des erreurs.

Nous remarquons par l'analyse du tableau de résultats (Tableau N°14), du test d'auto-corrélation des pas auto-corrélés puisque les probabilités associées sont supérieures au risque de 5%.

Tableau N°14: Test VAR Residual Serial Correlation LM

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
H0: no serial correlation at lag order h		
Date: 09/08/12 Time: 09:43		
Sample: 1970 2010		
Included observations: 39		
Lags	LM-Stat	Prob
1	23.41934	0.1030
2	25.86746	0.0559
3	16.99372	0.3860
4	15.32780	0.5008
5	12.58580	0.7028
6	9.039163	0.9118
7	7.446281	0.9637
8	10.09672	0.8615
9	8.072210	0.9467
10	18.75035	0.2818
11	5.659438	0.9914
12	10.43063	0.8432

Probs from chi-square with 16 df.

Source : Calculs effectués à partir des données de L'ONS avec le logiciel EViews 4.1

c) L'hétéroscédasticité des erreurs

Nous remarquons par l'analyse du tableau de résultats (Tableau N°15), du test d'hétéroscédasticité des erreurs d'Eviews 4.1 (Test de White) que les erreurs de ce VAR sont hétéroscédastiques, puisque la probabilité de khi-deux associée est inférieure au risque de 5%.

Tableau N°15: Test de White

VAR Residual Heteroskedasticity Tests:
Includes Cross Terms
Date: 09/07/12 Time: 19:51
Sample: 1970 2010
Included observations: 39

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
176.5221	140	0.0199

Source : Calculs effectués à partir des données de L'ONS avec le logiciel EViews 4.1

d) Test de causalité de Granger

Pour notre étude, ce que nous intéresse c'est d'étudier les variables qui causent l'épargne des ménages, on constate que l'hypothèse nulle selon laquelle (YD, CT, PIBH) ne cause pas S est acceptée au seuil de 5%.

Tableau N°16 : Test de Granger

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 08/01/12 Time: 17:17
Sample: 1970 2010
Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLOG(CT) does not Granger Cause DLOG(S)	38	0.94935	0.39731
DLOG(S) does not Granger Cause DLOG(CT)		3.94885	0.02900
DLOG(YD) does not Granger Cause DLOG(S)	38	1.08576	0.34940
DLOG(S) does not Granger Cause DLOG(YD)		2.47872	0.09933
LOG(PIBH) does not Granger Cause DLOG(S)	38	0.79015	0.46218
DLOG(S) does not Granger Cause LOG(PIBH)		0.43734	0.64944
DLOG(YD) does not Granger Cause DLOG(CT)	38	1.10621	0.34276
DLOG(CT) does not Granger Cause DLOG(YD)		0.66762	0.51972
LOG(PIBH) does not Granger Cause DLOG(CT)	38	1.12078	0.33812
DLOG(CT) does not Granger Cause LOG(PIBH)		2.05392	0.14431
LOG(PIBH) does not Granger Cause DLOG(YD)	38	0.62588	0.54102
DLOG(YD) does not Granger Cause LOG(PIBH)		1.50616	0.23661

Source : Calculs effectués à partir des données de L'ONS avec le logiciel EViews 4.1

Par le test de causalité de Granger, nous pouvons déduire qu'aucune des variables choisies ne cause l'épargne des ménages, sauf que l'épargne cause le revenu disponible, car la probabilité associée 0,02 est inférieure à 5%.

Chapitre III : Analyse empirique des séries

La non significativité des coefficients de détermination du modèle, l'hétéroscédasticité des erreurs nous pousse à ne pas valider ce VAR(1) et d'envisager la possibilité d'estimation d'un modèle VECM.

II.3 Estimation d'un VECM(p)

II.3.1 Détermination du nombre de retard « p »

Tableau N°17 : Détermination du nombre de retard « p »

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: LOG(S) LOG(CT) LOG(PIBH) LOG(YD)
Exogenous variables: C
Date: 09/06/12 Time: 12:27
Sample: 1970 2010
Included observations: 38

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-43.14383	NA	0.000141	2.481254	2.653631	2.542585
1	116.3200	276.9635*	7.43E-08*	-5.069474*	-4.207587*	-4.762821*
2	130.7268	21.98931	8.33E-08	-4.985621	-3.434224	-4.433646
3	148.2469	23.05282	8.32E-08	-5.065628	-2.824721	-4.268331

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Source : Calculs effectués à partir des données de L'ONS avec le logiciel EViews 4.1

Les valeurs qui sont en gras sont les valeurs qui minimisent les deux critères d'Akaike et de Schwarz, de ce fait le nombre de retard égale à 1 donc $p=1$. Nous allons maintenant représenter le modèle VAR(1) retenu.

II.3.2 Test de Co-intégration de Johansen

Nous avons retenu le test de Trace de JOHANSEN pour déterminer le nombre de Co-intégration possible pour ce modèle (Tableau N°18).

Tableau N°18: Test de la trace pour l'épargne des ménages

Date: 09/06/12 Time: 12:51
 Sample(adjusted): 1972 2010
 Included observations: 39 after adjusting endpoints
 Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)
 Series: LOG(S) LOG(CT) LOG(PIBH) LOG(YD)
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.646623	87.11646	62.99	70.05
At most 1 *	0.473053	46.54789	42.44	48.45
At most 2	0.330534	21.56233	25.32	30.45
At most 3	0.140672	5.912593	12.25	16.26

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
 Trace test indicates 2 cointegrating equation(s) at the 5% level
 Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 1% level

Source : Calculs effectués à partir des données de L'ONS avec le logiciel EViews 4.1

Il existe deux relations de Co-intégration car l'hypothèse nulle a été rejetée pour les deux premiers tests (zéro et une relation de Co-intégration) de trace au seuil de 5%, mais pour la suite de notre étude, nous retenons seulement l'hypothèse d'une seule relation de Co-intégration et ceci pour simplifier notre travail, et aussi puisque nous avons une taille d'échantillon faible, or la modélisation vectorielle nécessite un nombre d'observations important.

II.3.3 Estimation du VECM(1) de l'épargne à une relation de Co-intégration

Nous estimons le VECM d'ordre 1 de l'épargne avec une seule relation de Co-intégration et en choisissant la quatrième spécification selon l'approche de Johannsen (La présence d'une tendance linéaire dans les séries et dans la relation de Co-intégration), cette estimation nous présente le modèle suivant :

$$DLOG(S_t) = -17.19 - 0.21 * LOG(S_{t-1}) + 6.19 * LOG(CT_{t-1}) - 0.48 * LOG(PIBH_{t-1}) - 2.05 * LOG(YD_{t-1}) - 0.31 * t$$

$$DLOG(CT_t) = -17.19 - 0.04635580223 * LOG(S_{t-1}) + 6.19 * LOG(CT_{t-1}) - 0.48 * LOG(PIBH_{t-1}) - 2.05 * LOG(YD_{t-1}) - 0.31 * t$$

$$DLOG(PIBH_t) = -17.19 - 0.14 * LOG(S_{t-1}) + 6.19 * LOG(CT_{t-1}) - 0.48 * LOG(PIBH_{t-1}) - 2.05 * LOG(YD_{t-1}) - 0.31 * t$$

$$DLOG(YD_t) = -17.19 - 0.10 * LOG(S_{t-1}) + 6.19 * LOG(CT_{t-1}) - 0.48 * LOG(PIBH_{t-1}) - 2.05 * LOG(YD_{t-1}) - 0.31 * t$$

II.3.4 Analyse du modèle VECM(1)

a) La significativité des coefficients d'estimations

Après le test de la trace de Johannsen qui a permis de détecter la présence d'une relation de Co-intégration entre les variables, nous allons maintenant déterminer la relation de court et de long terme (*voir annexe n°05*).

- **Relation de long terme**

La relation de long terme s'écrit de la manière suivante :

Chapitre III : Analyse empirique des séries

$$\text{LOG}(S_t) = 17.19 - 6.19 \cdot \text{LOG}(CT_t) + 0.48 \cdot \text{LOG}(PIBH_t) + 2.05 \cdot \text{LOG}(YD_t) + 0.31 \cdot t$$

Les coefficients de détermination de notre modèle VECM d'ordre 1 de l'épargne se divisent en deux :

- **Les coefficients de la relation de long terme**

Pour les coefficients de la relation de long terme, on retrouve une significativité dans la relation de Co-intégration marquée pour LYD et LCT puisque la valeur du t de Student de ce coefficient est supérieure, en valeur absolue, à la valeur critique lue dans la table de Student pour un seuil $\alpha = 5\%$ soit 1,96, et une significativité de PIBH au seuil de 1%.

- **Les coefficients de la relation de court terme**

Pour les coefficients de la relation de court terme, on retrouve une forte significativité des coefficients, et le terme à correction d'erreur négatif et significativement différent de zéro dans la relation relative à LS, LPIBH, LYD et LCT.

b) L'autocorrélation des erreurs

En appliquant le test d'auto-corrélation (auto-corrélation LM test) sur les résidus avec l'hypothèse nulle d'absence d'auto-corrélation, nous arrivons au résultat suivant, on remarque que la probabilité d'accepter H_0 est largement supérieure à 5%, ce qui nous permet d'accepter cette hypothèse et conclure que les résidus sont non auto-corrélés au seuil de 5%.

Tableau N°19: Test VECM Residual Serial Correlation LM

VEC Residual Serial Correlation LM
Tests
H0: no serial correlation at lag order h
Date: 09/06/12 Time: 12:45
Sample: 1970 2010
Included observations: 39

Lags	LM-Stat	Prob
1	11.87175	0.7528
2	16.22477	0.4374
3	18.14308	0.3156
4	11.60987	0.7704
5	9.636050	0.8849
6	21.24925	0.1691
7	9.950399	0.8692
8	23.02136	0.1132
9	6.243829	0.9852
10	14.83525	0.5367
11	6.575585	0.9806
12	10.47760	0.8405

Probs from chi-square with 16 df.

Source : Calculs effectués à partir des données de L'ONS avec le logiciel EViews 4.1

c) L'hétéroscédasticité des erreurs

Tableau N°20: Test de White

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
Date: 09/10/12 Time: 20:56
Sample: 1970 2010
Included observations: 39

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
101.0108	100	0.4529

Source : Calculs effectués à partir des données de L'ONS avec le logiciel EViews 4.1

Nous remarquons par l'analyse du tableau de résultats, du test d'hétéroscédasticité des erreurs d'Eviews4.1 (Test de White) que les erreurs de ce Modèle de Correction d'Erreur Vectoriel (VECM) sont pas hétéroscédastique (haumoscidastique), puisque la probabilité de khi-deux associée est supérieure au risque de 5%.

Le test de Co-intégration nous a permis de détecter une relation de long terme, En vue de pouvoir utiliser ce modèle pour mieux comprendre certains phénomènes économiques, nous devons procéder à sa validation.

II.4 Validation du modèle

Afin de nous assurer de la qualité du modèle, nous l'examinerons sous trois angles statistique, économique et économétrique.

II.4.1 Critères statistiques

Cet aspect nous renvoie à l'analyse de la qualité de la spécification qui peut être appréhendée par les statistiques de Fisher et des coefficients de détermination du nombre d'observations et de paramètres des modèles de long terme et de court terme, ainsi que par les statistiques de Student pour ce qui est de la qualité individuelle du modèle.

A court terme les coefficients des variables déterminantes compris le revenu disponible, la consommation et le produit intérieur brut par habitant sont significatives au seuil de 5%. à long terme les résultats indiquent que le coefficient de revenu disponible et de la consommation sont d'un point de vue statistique significatifs, telle que l'indique les statistiques de Student, qui sont toutes les deux supérieure à la valeur tabulée au seuil de 5% (1,96), à exclusion de produit intérieure brute par habitant qui est significative au seul de 1%.

Donc du point de vue statistique, ce modèle est parfaitement valide. A ce titre, nous allons nous atteler à la tâche à savoir l'analyse de la validité économétrique de ce modèle.

II.4.2 Critères économétriques

La validité d'un Modèle de Correction d'Erreur Vectoriel VECM est intimement liée aux propriétés des résidus du modèle de long terme ainsi qu'à la stabilité des coefficients.

A cet égard, nous serons amenés à effectuer les tests d'auto-corrélation, d'hétéroscédasticité. Cependant, il convient de rappeler que les tests sur les résidus ont déjà été effectués dans le cadre de la détermination de la relation de long terme. Ces tests avaient conclu que les résidus sont non autocorrélés, et une présence d'une homoscedasticité (absence d'hétéroscédasticité) de ces résidus.

Etant donné que les critères économiques priment sur les critères statistiques et économétriques, cela rend nécessaire l'analyse de la validité du modèle du point de vue économique.

II.4.3 Critères économiques

Nous allons exposer l'impact des différentes variables explicatives significatives sur le niveau d'épargne des ménages dans l'économie Algérienne.

Rappelons que théoriquement, les effets de variables explicatives de l'épargne des ménages est comme suite :

- Effet positive, attribué au produit intérieur brut par habitant, et au revenu disponible,
- Effet négative, attribué à la consommation,

a) L'impact de produit intérieur brut par habitant

Le produit intérieur brut par habitant Influence positivement la croissance de l'épargne de ménages en Algérie, se qui est en conformité aux arguments théoriques, on remarque la même influence à court et à long terme, une augmentation de 1% de produit intérieure brute par habitant induit a une augmentation de l'épargne des ménages de 0,48%; Cette hausse induite de l'épargne pourrait aussi être due à des anticipations pessimistes, quant à l'avenir, de la part des Algériens qui pencheraient beaucoup plus vers une réduction future de leurs produit intérieure brute, ce qui les inciterait à épargner plus maintenant afin de faire face à leur consommation future.

b) L'impact de revenu disponible

Le revenu disponible Influence positivement la croissance de l'épargne de ménages en Algérie, on remarque la même influence à court et à long terme, une augmentation de 1% de revenu disponible induit a une augmentation de l'épargne des ménages de 2,05% (a long terme) ;

Une hausse du revenu disponible pourrait induire une augmentation de l'épargne présente dès l'instant que les habitudes de consommation des individus changent très lentement de sorte que tout ou partie du revenu additionnel serait épargné. Cette hausse induite de l'épargne pourrait aussi être due à des anticipations pessimistes, quant à l'avenir, de la part des ménages qui pencheraient beaucoup plus vers une réduction future des revenus, ce qui les inciterait à épargner plus maintenant afin de faire face à leur consommation future.

c) L'impact de la consommation

La consommation Influence négativement la croissance de l'épargne de ménages en Algérie, à long terme, une augmentation de 1% de la consommation induit a une diminution de l'épargne de 6,19%; une appréciation du taux de consommation peut être à l'origine d'une réduction du niveau d'épargne dans la mesure où le ménage Algérien est irrationnelle il cherche toujours a satisfaire ses besoins de consommation, et on trouve également l'influence des deux effets ; a savoir l'effet d'imitation pour la catégorie inférieure, et l'effet de démonstration pour les riches qui pousse vers le haut la consommation, ces derniers auront une propension à consommer plus forte que la première catégorie.

II.5 Décomposition de la variance

Le tableau suivant est une représentation de la décomposition de la variance de l'erreur des prévisions de l'épargne, par rapport à ses propres variations et aux celles des autres variables.

Tableau N°21: Décomposition de la variance de l'épargne

Variance Decomposition of LOG(s):

Period	S.E.	LOG(S)	LOG(CT)	LOG(PIBH)	LOG(YD)
1	0.296136	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.391966	93.88594	5.076311	0.748439	0.289309
3	0.419439	84.64918	13.84067	0.750732	0.759412
4	0.432114	79.76067	18.06646	0.927003	1.245860
5	0.437292	78.12049	19.26020	1.261858	1.357451
6	0.442983	77.69024	19.64061	1.343876	1.325277
7	0.448988	77.19570	20.17917	1.319154	1.305976
8	0.453538	76.33916	21.04484	1.294493	1.321505
9	0.456970	75.46670	21.88110	1.277590	1.374607
10	0.459890	74.73050	22.53063	1.262366	1.476506

Source : Calculs effectués à partir des données de L'ONS avec le logiciel EViews 4.1

Les résultats du tableau montrent qu'en 2011 la variance de l'erreur de prévision de l'épargne des ménages est due, à 100% à ses propres variations.

Et en 2012 la variance de l'erreur de prévision de l'épargne des ménages est due, à 93,88% à ses propres variations, à 5,07% à celles de la consommation, à 0,74% aux variations de produit intérieur brut par habitant et à 0,28% aux variations du revenu disponible.

Cependant au bout de dix ans (en 2020), cette variation est expliquée à 74,73% par ses propres variations, à 23,53% à celles de la consommation, à 1,26% aux variations de produit intérieur brut par habitant, et à 1,47% aux variations du revenu disponible.

Donc, les variables sélectionnés à savoir la consommation, le revenu disponible des ménages et le produit intérieur brut expliquent la variation de taux d'épargne des ménages en Algérie.

Conclusion

L'estimation de modèle Vecteur Autorégressive (VAR) sur les variables pour la période de 1970-2010 a montré que le modèle dans son ensemble n'est pas significatif, ce qui nous a poussé à estimer un Modèle de Correction d'Erreur Vectoriel (VECM), nous a montré que l'épargne des ménages en Algérie : est influencée par les variables exogènes (le revenu des ménages, la consommation et le produit intérieur brut par habitant).

*Conclusion
générale*

Conclusion générale

Dans l'étude théorique de l'épargne des ménages, nous avons survolé les différentes approches théoriques et empiriques des déterminants de l'épargne, l'analyse théorique s'est articulée autour de certaines idées à savoir :

Le partage du revenu entre consommation et épargne selon les différentes approches ; le revenu absolu de Keynes, le revenu relatif de Duesenberry, le revenu permanent de Friedman et la théorie du cycle de vie de Modigliani.

La controverse entre les classiques et les keynésiens autour du rôle de l'épargne et du taux d'intérêt.

L'influence de l'inflation et de la fiscalité sur le pouvoir d'achat et la rémunération de l'épargne.

Et l'analyse empiriques des déterminants de l'épargne des ménages ; nous avons présenté quelques travaux qui ont été effectués dans certains pays ; ce qui nous a permis de conclure que l'épargne des ménages peut être déterminée par divers facteurs qui diffèrent d'un pays à un autre.

Dans l'analyse empirique de l'épargne des ménages en Algérie sur la période allant de 1970 jusqu'à 2010, nous avons commencé par présenter les variables et leurs évolutions pendant la période de l'étude, où nous avons suivi deux approches, une approche descriptive et une autre approche économétrique.

L'étude analytique de l'évolution de l'épargne des ménages en Algérie de 1970 à 2010, qui est marquée par plusieurs phénomènes économiques (crises, réformes, environnement économique national et international,...), nous a montré qu'elle est passée par trois grandes périodes où l'épargne et ses déterminants ont connu des évolutions et explications différentes, pour ensuite tester, pour le cas de l'Algérie, un modèle économétrique qui nous a permis de tirer les conclusions suivantes: Les tests de la stationnarité Dickey-Fuller Augmenté (ADF), Philips Perron (PP) nous a montré que les variables sectionnés (l'épargne, la consommation, le revenu disponible, taux intérêt et le taux d'inflation) sont non stationnaire donc intégré d'ordre 1, et seule la variable produit intérieur brut par habitant qui est stationnaire en niveau ;

L'estimation de la relation liant l'épargne des ménages à ses déterminants, on s'appuie sur l'approche classique dans la période 1970-2010 ; ou on a commencé par la sélection des variables les plus corrélées et cela à travers l'analyse de la matrice de corrélation, ensuite l'estimation d'un modèle Vecteur Autorégressif (VAR) ; les résultats nous indiquent que les sont non significative. En suite on a estimé un modèle à correction d'erreur (VECM), les résultats d'estimations indiquent que l'épargne des ménages en Algérie est influencé par les trois variables sélectionnés à savoir le produit intérieur brut par habitant, le revenu disponible des ménages et la consommation à court et à long terme, puisque elles sont d'un point de vue statistique et économique significatives.

Notre étude est toute fois limitée malgré la conformité des résultats, car en Algérie, les ressources d'épargne du secteur informel couvrent une importance particulière et présentent une certaine diversité dans leur mode de conservation (sous forme de bijoux, de

troupeaux ou de stocks de produits agricoles dans les régions spécialisées dans les activités du secteur primaire).

Cette étude devrait être complétée par une analyse des variables qualitatives (telles que la possibilité d'obtenir des crédits immobiliers, les croyances religieuses, les aspects psychosociologiques, le niveau intellectuelle des ménages, la zone géographique (rurale ou urbaine), le sexe...etc.) et ça à travers une enquête à grande échelle et en coupe instantanée sur les déterminants de l'épargne des ménages en Algérie.

Pour finir, nous proposons quelques recommandations :

- Le maintien d'un taux d'inflation stable suivi par des autorités monétaires crédibles ;
- Un approfondissement du développement financier, par une meilleure rémunération de l'épargne, une amélioration des prestations bancaires et la diversification des produits bancaires, cet approfondissement passe aussi par l'accélération du développement de la bourse des valeurs mobilières.

Liste bibliographique

Ouvrages généraux :

- 1) BAZEN Stephen et NAREVA Sabatier, «économétrie des fondements à La modélisation », Paris 2007.
- 2) DEMOURGUES. M : « Macro-économie monétaire » édition : Economica, paris 2000.
- 3) ERIC Dor : « Econométrie », édition Pearson, paris 2005.
- 4) FONTAGNE. L : « Macro-économie » édition : Vuiert, paris 1991 ; Gilbert. A. F : « Keynes et la macroéconomie contemporaine » 3^{eme} édition : Economica, paris 2001.
- 5) Henri-louis Védie : « Macro-économie en 24 fiches », édition Dunod, paris 2006
- 6) J. M. Keynes : « Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie » (livres I à III) 1936,
- 7) KHALED Khaldi : « méthodes statistiques et probabilités », édition Casbah, Algérie 2006.
- 8) PATRICK Vilieu : « Macro-économie consommation et épargne », édition La découverte, paris 1997.
- 9) Régis bourbonnais : « Manuel et exercices corrigés, économétrie », 1995.
- 10) REGIS Bourbonnais-Michel Terraza : « économétrie des séries temporelles », 1999.
- 11) REGIS Bourbonnais : « Manuel et exercices corrigés, économétrie » ,4^{eme} éditions Dunod, paris 2002.
- 12) REGIS Bourbonnais : « Manuel et exercices corrigés, économétrie » ,7^{eme} éditions Dunod, paris 2009.
- 13) SANDRINE Lardic, Valérie Mignon : « Econométrie des séries temporelles macro-économiques et financières », édition Economica, paris 1988.
- 14) TACHEIX, Thierry : « l'essentiel de la macro-économie », 4^{eme} éditions Gualion, France 2008

Mémoires :

- 1) ABDERAHMANI Farés, « Essai d'application de la théorie de la Co-intégration et modèle à correction d'erreur (ECM) à la détermination de la demande de la monnaie : cas de l'Algérie », thèse de magistère en technique d'aide à la décision, université de Bejaïa, promotion 2003-2004
- 2) AOUDIA Baya, AOURLANE Dalila, BENKERROU Saida « Analyse statistique des mouvements de l'épargne », université de Bejaïa, promotion : 2008.
- 3) AROUDJ Khirdine, ALITOCHE Meriem «analyse prévisionnelle d'une série temporelle par les testes de racine unitaire avec rupture : Application à la série des prix de pétrole et la série mensuelle de l'indice des prix à la consommation en Algérie 1999-2011», université de Bejaïa, promotion : 2011
- 4) ASLOUNE Khadra « estimation des effets de changement des prix de pétrole sur la croissance économique en Algérie », université de Bejaïa, promotion : 2011
- 5) BERRICHE Widad, OULD-ALI Schhrazed «le rôle de la monnaie et tentative d'élaboration d'un modèle économétrique de la demande de monnaie : cas de l'Algérie 1969-1998»Institut national de la planification et de la statistique, promotion 2000.

- 6) DIAGNE M.S., « les déterminants de l'épargne au Sénégal », Sénégal, 2001.
- 7) FOURNIER. V, VAILLANCOURT.F, « les déterminants de l'épargne des ménages au Québec en 2007 : une analyse comparatives avec le canada et l'Ontario », Montréal, 2011
- 8) KHOUALDI Hafssa « Essai d'analyse des stratégies des banques face aux déterminants de l'épargne et au comportement des épargnants : cas de CNEP-Banque », université de Bejaïa, promotion 2010 ;
- 9) SISSOKO Oumar Fakaba, « Les déterminants du taux d'épargne de la France », Université Paris X Nanterre, 2008-2009.
- 10) TIMITE Koko Morou, « les déterminants de l'épargne intérieure en Côte d'Ivoire », revue économique et monétaire n°2, décembre 2007.
- 11) YOUMBI Pierre Alain, « Les déterminants de l'épargne des ménages au Cameroun », DESS en Gestion Financière et Bancaire, Université de Douala, 2003.

Dictionnaires :

- 1) ANNE-MARIE Gronier, ARNAUD Parienty, FRANK Bazureau, JEAN-CLAUDE Benvenuti, JEAN-PAUL Robin, MARC pallud, MICHEL Bernard, NICOLE Pinet « dictionnaire d'économie et de sciences sociales », édition Nathan Amsterdam 1999.
- 2) JEAN-YVES Capul, OLIVIER Garnier « dictionnaire d'économie et de sciences sociales », édition Hatier paris 1999.
- 3) JOSCHE, Peyrard. M : « dictionnaire de finance » 2eme édition : Vuibert, paris 2001.

Site web :

- 1) www.bank-of-algeria.dz
- 2) www.banquemondiale.org
- 3) <http://www.bceao.int>
- 4) www.cread.dz
- 5) www.finance-algeria.org
- 6) www.gouvernement.dz
- 7) www.mesrs.dz
- 8) www.ONS.dz
- 9) www.vis.unesco.org
- 10) www.wto.org

Liste des tableaux

Tableau (1) : récapitulatif des déterminants de l'épargne	14
Tableau (2) : Tableau d'analyse de la variance	27
Tableau (3) : Corrélogramme de l'épargne en logarithme	50
Tableau (4): Corrélogramme de TINT en logarithme	51
Tableau (5) : Corrélogramme de TINF en logarithme	52
Tableau (6) : Corrélogramme d'YD en logarithme	53
Tableau (7) : Corrélogramme de CT en logarithme	53
Tableau (8) : Corrélogramme de PIBH en logarithme	54
Tableau (9) : choix de nombre de retard	56
Tableau (10) : résultats du test ADF (La stationnarisation)	56
Tableau (11): résultats du test PP (La stationnarisation)	57
Tableau (12) : Matrice de corrélation	59
Tableau (13) : Détermination du nombre de retard « p »	69
Tableau (14): Test VAR Residual Serial Correlation LM	60
Tableau (15) : Test de White	60
Tableau (16) : Test de Granger	61
Tableau (17) : Détermination du nombre de retard « p »	61
Tableau (18) : Test de la trace pour la consommation de pétrole	62
Tableau (19): Test VECM Residual Serial Correlation LM	63
Tableau (20) : Test de White	63
Tableau (21) : Décomposition de la variance de l'épargne	67

Liste des figures

Figure(1) : L'évolution de l'épargne des ménages en Algérie 1970-2010	45
Figure(2) : L'évolution de revenu disponible des ménages en Algérie 1970-2010	45
Figure(3) : L'évolution de PIB par habitants en Algérie 1970-2010	46
Figure(4) : L'évolution de taux d'inflation en Algérie 1970-2010	47
Figure(5) : L'évolution de taux d'intérêt créditeur en Algérie 1970-2010	48
Figure(6) : L'évolution de la consommation des ménages en Algérie 1970-2010	49
Figure(7) : l'histogramme de la distribution et les valeurs empiriques de la série épargne.....	50
Figure(8) : l'histogramme de la distribution et les valeurs empiriques de la série TINT	51
Figure(9) : l'histogramme de la distribution et les valeurs empiriques de la série TINF	51
Figure(10) : l'histogramme de la distribution et les valeurs empiriques de la série YD.....	52
Figure(11) : l'histogramme de la distribution et les valeurs empiriques de la série CT	53
Figure(12) : l'histogramme de la distribution et les valeurs empiriques de la série PIBH	54
Figure(13) : les évolutions des différentes séries	55

Annexes

Annexe N°01 : corrélogramme

1) Corrélogramme de S

Date: 08/11/12 Time: 10:44
 Sample: 1970 2010
 Included observations: 41

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.866	0.866	33.044	0.000
		2	0.711	-0.157	55.868	0.000
		3	0.585	0.036	71.737	0.000
		4	0.506	0.092	83.924	0.000
		5	0.463	0.075	94.417	0.000
		6	0.426	-0.003	103.55	0.000
		7	0.384	-0.007	111.19	0.000
		8	0.285	-0.230	115.51	0.000
		9	0.212	0.106	118.00	0.000
		10	0.174	0.035	119.72	0.000
		11	0.154	-0.009	121.11	0.000
		12	0.113	-0.124	121.89	0.000
		13	0.089	0.101	122.39	0.000
		14	0.074	0.012	122.75	0.000
		15	0.040	-0.061	122.86	0.000
		16	0.023	0.018	122.89	0.000
		17	0.005	-0.042	122.90	0.000
		18	-0.041	-0.148	123.02	0.000
		19	-0.104	-0.036	123.89	0.000
		20	-0.175	-0.146	126.46	0.000

2) corrélogramme de TINT

Date: 08/11/12 Time: 10:49
 Sample: 1970 2010
 Included observations: 41

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.917	0.917	37.064	0.000
		2	0.799	-0.262	65.936	0.000
		3	0.677	-0.053	87.176	0.000
		4	0.541	-0.160	101.12	0.000
		5	0.396	-0.122	108.79	0.000
		6	0.223	-0.287	111.30	0.000
		7	0.022	-0.306	111.32	0.000
		8	-0.169	-0.121	112.85	0.000
		9	-0.285	0.338	117.31	0.000
		10	-0.355	0.118	124.49	0.000
		11	-0.417	-0.071	134.73	0.000
		12	-0.458	0.000	147.49	0.000
		13	-0.485	-0.105	162.31	0.000
		14	-0.489	-0.198	177.92	0.000
		15	-0.441	-0.020	191.08	0.000
		16	-0.380	-0.141	201.29	0.000
		17	-0.335	-0.014	209.53	0.000
		18	-0.302	-0.045	216.51	0.000
		19	-0.269	-0.043	222.30	0.000
		20	-0.219	0.105	226.31	0.000

3) corrélogramme de TINF

Date: 08/11/12 Time: 10:50
 Sample: 1970 2010
 Included observations: 41

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.686	0.686	20.734	0.000
		2	0.613	0.269	37.712	0.000
		3	0.488	-0.008	48.746	0.000
		4	0.239	-0.343	51.463	0.000
		5	0.170	0.014	52.881	0.000
		6	0.011	-0.081	52.887	0.000
		7	-0.123	-0.114	53.677	0.000
		8	-0.178	-0.058	55.374	0.000
		9	-0.218	0.079	58.002	0.000
		10	-0.216	0.040	60.667	0.000
		11	-0.198	-0.027	62.976	0.000
		12	-0.164	-0.006	64.610	0.000
		13	-0.143	-0.037	65.890	0.000
		14	-0.136	-0.096	67.095	0.000
		15	-0.111	-0.041	67.928	0.000
		16	-0.089	0.031	68.485	0.000
		17	-0.043	0.083	68.622	0.000
		18	-0.089	-0.174	69.232	0.000
		19	-0.184	-0.303	71.935	0.000
		20	-0.194	-0.021	75.091	0.000

4) **corrélogramme de YD**

Date: 08/11/12 Time: 10:45
 Sample: 1970 2010
 Included observations: 41

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.876	0.876	33.795	0.000
		2	0.755	-0.049	59.591	0.000
		3	0.624	-0.118	77.639	0.000
		4	0.491	-0.089	89.110	0.000
		5	0.426	0.213	97.999	0.000
		6	0.361	-0.044	104.58	0.000
		7	0.304	-0.052	109.38	0.000
		8	0.254	-0.033	112.82	0.000
		9	0.207	0.048	115.18	0.000
		10	0.165	-0.029	116.72	0.000
		11	0.130	-0.013	117.71	0.000
		12	0.105	0.015	118.38	0.000
		13	0.087	0.021	118.85	0.000
		14	0.071	-0.022	119.18	0.000
		15	0.053	-0.024	119.37	0.000
		16	0.030	-0.029	119.44	0.000
		17	-0.006	-0.068	119.44	0.000
		18	-0.053	-0.086	119.65	0.000
		19	-0.095	-0.009	120.38	0.000
		20	-0.128	0.006	121.74	0.000

5) **corrélogramme de CT**

Date: 08/11/12 Time: 10:45
 Sample: 1970 2010
 Included observations: 41

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.903	0.903	35.911	0.000
		2	0.803	-0.065	65.038	0.000
		3	0.711	-0.010	88.503	0.000
		4	0.616	-0.076	106.56	0.000
		5	0.543	0.065	120.98	0.000
		6	0.476	-0.021	132.37	0.000
		7	0.412	-0.018	141.19	0.000
		8	0.358	-0.003	148.04	0.000
		9	0.299	-0.057	152.96	0.000
		10	0.242	-0.028	156.29	0.000
		11	0.192	-0.007	158.45	0.000
		12	0.147	-0.005	159.77	0.000
		13	0.104	-0.034	160.45	0.000
		14	0.065	-0.022	160.73	0.000
		15	0.026	-0.036	160.78	0.000
		16	-0.016	-0.048	160.79	0.000
		17	-0.062	-0.066	161.07	0.000
		18	-0.120	-0.112	162.17	0.000
		19	-0.157	0.056	164.15	0.000
		20	-0.188	-0.025	167.12	0.000

6) **corrélogramme de PIBH**

Date: 08/11/12 Time: 10:50
 Sample: 1970 2010
 Included observations: 41

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.945	0.945	39.399	0.000
		2	0.894	0.001	75.527	0.000
		3	0.830	-0.143	107.50	0.000
		4	0.761	-0.095	135.07	0.000
		5	0.691	-0.032	158.47	0.000
		6	0.622	-0.022	177.99	0.000
		7	0.549	-0.085	193.62	0.000
		8	0.475	-0.064	205.65	0.000
		9	0.400	-0.045	214.47	0.000
		10	0.323	-0.069	220.41	0.000
		11	0.250	-0.030	224.07	0.000
		12	0.181	-0.005	226.05	0.000
		13	0.110	-0.073	226.82	0.000
		14	0.037	-0.105	226.91	0.000
		15	-0.036	-0.082	227.00	0.000
		16	-0.108	-0.048	227.83	0.000
		17	-0.177	-0.045	230.13	0.000
		18	-0.241	-0.036	234.57	0.000
		19	-0.299	-0.032	241.72	0.000
		20	-0.353	-0.050	252.16	0.000

Annexe N°02: les tests de stationnarité des variables d'ADF

1) Test ADF appliqué sur la série S en niveaux

A. La tendance :

ADF Test Statistic	-1.019786	1% Critical Value*	-4.2092
		5% Critical Value	-3.5279
		10% Critical Value	-3.1949

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(S)

Method: Least Squares

Date: 09/27/12 Time: 17:50

Sample(adjusted): 1972 2010

Included observations: 39 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
S(-1)	-0.064586	0.063333	-1.019786	0.3148
D(S(-1))	0.480775	0.187952	2.557970	0.0150
C	-3.856850	4.420085	-0.872574	0.3888
@TREND(1970)	0.540642	0.308651	1.751627	0.0886
R-squared	0.311950	Mean dependent var		6.551089
Adjusted R-squared	0.252974	S.D. dependent var		13.54794
S.E. of regression	11.70957	Akaike info criterion		7.855605
Sum squared resid	4798.992	Schwarz criterion		8.026226
Log likelihood	-149.1843	F-statistic		5.289461
Durbin-Watson stat	1.894131	Prob(F-statistic)		0.004097

B. La constante :

ADF Test Statistic	0.579555	1% Critical Value*	-3.6067
		5% Critical Value	-2.9378
		10% Critical Value	-2.6069

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(S)

Method: Least Squares

Date: 09/27/12 Time: 17:58

Sample(adjusted): 1972 2010

Included observations: 39 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
S(-1)	0.023114	0.039883	0.579555	0.5658
D(S(-1))	0.422981	0.190274	2.223011	0.0326
C	2.306567	2.750843	0.838495	0.4073
R-squared	0.251633	Mean dependent var		6.551089
Adjusted R-squared	0.210058	S.D. dependent var		13.54794
S.E. of regression	12.04123	Akaike info criterion		7.888354
Sum squared resid	5219.684	Schwarz criterion		8.016320
Log likelihood	-150.8229	F-statistic		6.052384
Durbin-Watson stat	1.815076	Prob(F-statistic)		0.005421

C. La racine unitaire :

ADF Test Statistic	-2.803712	1% Critical Value*	-2.6243
		5% Critical Value	-1.9498
		10% Critical Value	-1.6204

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(S,2)

Method: Least Squares

Date: 07/31/12 Time: 17:26

Sample(adjusted): 1973 2010

Included observations: 38 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(S(-1))	-0.424799	0.151513	-2.803712	0.0081
D(S(-1),2)	0.043177	0.173934	0.248239	0.8054
R-squared	0.205002	Mean dependent var		-0.045073
Adjusted R-squared	0.182919	S.D. dependent var		13.79828
S.E. of regression	12.47262	Akaike info criterion		7.936144
Sum squared resid	5600.382	Schwarz criterion		8.022333
Log likelihood	-148.7867	Durbin-Watson stat		1.968115

2) Test ADF appliqué sur la série S en différence première

ADF Test Statistic	1.418593	1% Critical Value*	-2.6227
		5% Critical Value	-1.9495
		10% Critical Value	-1.6202

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(S)

Method: Least Squares

Date: 07/31/12 Time: 17:30

Sample(adjusted): 1972 2010

Included observations: 39 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
S(-1)	0.044004	0.031019	1.418593	0.1644
D(S(-1))	0.399635	0.187469	2.131740	0.0397
R-squared	0.237018	Mean dependent var		6.551089
Adjusted R-squared	0.216397	S.D. dependent var		13.54794
S.E. of regression	11.99282	Akaike info criterion		7.856413
Sum squared resid	5321.624	Schwarz criterion		7.941724
Log likelihood	-151.2001	Durbin-Watson stat		1.786267

3) Test ADF appliqué sur la série YD en niveaux

A. La tendance :

ADF Test Statistic	-0.389918	1% Critical Value*	-4.2023
		5% Critical Value	-3.5247
		10% Critical Value	-3.1931

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(YD)

Method: Least Squares

Date: 09/27/12 Time: 18:08

Sample(adjusted): 1971 2010

Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YD(-1)	-0.029390	0.075376	-0.389918	0.6988
C	-6.400913	25.37902	-0.252213	0.8023
@TREND(1970)	2.861949	2.402823	1.191078	0.2412
R-squared	0.093428	Mean dependent var		37.04156
Adjusted R-squared	0.044424	S.D. dependent var		78.85998
S.E. of regression	77.08844	Akaike info criterion		11.59982
Sum squared resid	219877.2	Schwarz criterion		11.72649
Log likelihood	-228.9964	F-statistic		1.906540
Durbin-Watson stat	2.321112	Prob(F-statistic)		0.162908

B. La constante :

ADF Test Statistic	1.538935	1% Critical Value*	-3.6019
		5% Critical Value	-2.9358
		10% Critical Value	-2.6059

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(YD)

Method: Least Squares

Date: 09/27/12 Time: 18:09

Sample(adjusted): 1971 2010

Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YD(-1)	0.051255	0.033306	1.538935	0.1321
C	10.48580	21.16530	0.495424	0.6232
R-squared	0.058668	Mean dependent var		37.04156
Adjusted R-squared	0.033896	S.D. dependent var		78.85998
S.E. of regression	77.51194	Akaike info criterion		11.58745
Sum squared resid	228307.8	Schwarz criterion		11.67189
Log likelihood	-229.7490	F-statistic		2.368321
Durbin-Watson stat	2.410214	Prob(F-statistic)		0.132107

C. La racine unitaire :

ADF Test Statistic	3.388190	1% Critical Value*	-2.6211
		5% Critical Value	-1.9492
		10% Critical Value	-1.6201

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(YD)
 Method: Least Squares
 Date: 07/31/12 Time: 17:12
 Sample(adjusted): 1971 2010
 Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YD(-1)	0.064708	0.019098	3.388190	0.0016
R-squared	0.052588	Mean dependent var		37.04156
Adjusted R-squared	0.052588	S.D. dependent var		78.85998
S.E. of regression	76.75844	Akaike info criterion		11.54389
Sum squared resid	229782.5	Schwarz criterion		11.58611
Log likelihood	-229.8777	Durbin-Watson stat		2.424240

4) Test ADF appliqué sur la série YD en différence première

ADF Test Statistic	-5.403568	1% Critical Value*	-2.6227
		5% Critical Value	-1.9495
		10% Critical Value	-1.6202

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D (YD,2)
 Method: Least Squares
 Date: 07/31/12 Time: 17:18
 Sample(adjusted): 1972 2010
 Included observations: 39 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D (YD(-1))	-0.960793	0.177807	-5.403568	0.0000
R-squared	0.433153	Mean dependent var		5.681879
Adjusted R-squared	0.433153	S.D. dependent var		117.4298
S.E. of regression	88.41204	Akaike info criterion		11.82720
Sum squared resid	297034.2	Schwarz criterion		11.86986
Log likelihood	-229.6304	Durbin-Watson stat		1.842010

5) Test ADF appliqué sur la série TINF en niveaux

A. La tendance :

ADF Test Statistic	-2.004571	1% Critical Value*	-4.2023
		5% Critical Value	-3.5247
		10% Critical Value	-3.1931

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TINF)

Method: Least Squares

Date: 09/28/12 Time: 12:00

Sample(adjusted): 1971 2010

Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TINF(-1)	-0.191048	0.095306	-2.004571	0.0524
C	2.796603	1.870878	1.494808	0.1434
@TREND(1970)	-0.048120	0.066910	-0.719172	0.4766
R-squared	0.104827	Mean dependent var		-0.012500
Adjusted R-squared	0.056440	S.D. dependent var		5.012768
S.E. of regression	4.869254	Akaike info criterion		6.075797
Sum squared resid	877.2565	Schwarz criterion		6.202463
Log likelihood	-118.5159	F-statistic		2.166404
Durbin-Watson stat	1.791253	Prob(F-statistic)		0.128907

B. La constante :

ADF Test Statistic	-1.965884	1% Critical Value*	-3.6019
		5% Critical Value	-2.9358
		10% Critical Value	-2.6059

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TINF)

Method: Least Squares

Date: 09/28/12 Time: 12:02

Sample(adjusted): 1971 2010

Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TINF(-1)	-0.185572	0.094396	-1.965884	0.0566
C	1.757906	1.181620	1.487708	0.1451
R-squared	0.092314	Mean dependent var		-0.012500
Adjusted R-squared	0.068428	S.D. dependent var		5.012768
S.E. of regression	4.838223	Akaike info criterion		6.039679
Sum squared resid	889.5193	Schwarz criterion		6.124123
Log likelihood	-118.7936	F-statistic		3.864702
Durbin-Watson stat	1.775805	Prob(F-statistic)		0.056650

C. La racine unitaire :

ADF Test Statistic	-1.265646	1% Critical Value*	-2.6211
		5% Critical Value	-1.9492
		10% Critical Value	-1.6201

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TINF)

Method: Least Squares

Date: 07/31/12 Time: 17:34

Sample(adjusted): 1971 2010

Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TINF(-1)	-0.078541	0.062056	-1.265646	0.2131
R-squared	0.039447	Mean dependent var		-0.012500
Adjusted R-squared	0.039447	S.D. dependent var		5.012768
S.E. of regression	4.912904	Akaike info criterion		6.046290
Sum squared resid	941.3285	Schwarz criterion		6.088512
Log likelihood	-119.9258	Durbin-Watson stat		1.864828

6) Test ADF appliqué sur la série TINF en différence première

ADF Test Statistic	-5.999527	1% Critical Value*	-2.6227
		5% Critical Value	-1.9495
		10% Critical Value	-1.6202

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TINF,2)

Method: Least Squares

Date: 07/31/12 Time: 17:42

Sample(adjusted): 1972 2010

Included observations: 39 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TINF(-1))	-0.971778	0.161976	-5.999527	0.0000
R-squared	0.486444	Mean dependent var		0.016283
Adjusted R-squared	0.486444	S.D. dependent var		7.068589
S.E. of regression	5.065549	Akaike info criterion		6.108109
Sum squared resid	975.0717	Schwarz criterion		6.150764
Log likelihood	-118.1081	Durbin-Watson stat		1.983869

7) Test ADF appliqué sur la série TINT en niveaux

A. La tendance :

ADF Test Statistic	-1.191963	1% Critical Value*	-4.2023
		5% Critical Value	-3.5247
		10% Critical Value	-3.1931

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TINT)

Method: Least Squares

Date: 09/28/12 Time: 12:11

Sample(adjusted): 1971 2010

Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TINT(-1)	-0.086549	0.072611	-1.191963	0.2409
C	0.723512	0.570506	1.268192	0.2127
@TREND(1970)	-0.015808	0.021154	-0.747299	0.4596
R-squared	0.058842	Mean dependent var		-0.026250
Adjusted R-squared	0.007969	S.D. dependent var		1.531597
S.E. of regression	1.525482	Akaike info criterion		3.754536
Sum squared resid	86.10250	Schwarz criterion		3.881202
Log likelihood	-72.09072	F-statistic		1.156644
Durbin-Watson stat	1.430170	Prob(F-statistic)		0.325652

B. La constante :

ADF Test Statistic	-1.332464	1% Critical Value*	-3.6019
		5% Critical Value	-2.9358
		10% Critical Value	-2.6059

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TINT)

Method: Least Squares

Date: 09/28/12 Time: 12:12

Sample(adjusted): 1971 2010

Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TINT(-1)	-0.095011	0.071305	-1.332464	0.1906
C	0.441061	0.424853	1.038149	0.3058
R-squared	0.044637	Mean dependent var		-0.026250
Adjusted R-squared	0.019496	S.D. dependent var		1.531597
S.E. of regression	1.516593	Akaike info criterion		3.719517
Sum squared resid	87.40208	Schwarz criterion		3.803961
Log likelihood	-72.39033	F-statistic		1.775461
Durbin-Watson stat	1.397525	Prob(F-statistic)		0.190643

C. La racine unitaire :

ADF Test Statistic	-0.841593	1% Critical Value*	-2.6211
		5% Critical Value	-1.9492
		10% Critical Value	-1.6201

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TINT)

Method: Least Squares

Date: 07/31/12 Time: 17:50

Sample(adjusted): 1971 2010

Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TINT(-1)	-0.033904	0.040286	-0.841593	0.4051
R-squared	0.017541	Mean dependent var		-0.026250
Adjusted R-squared	0.017541	S.D. dependent var		1.531597
S.E. of regression	1.518104	Akaike info criterion		3.697484
Sum squared resid	89.88097	Schwarz criterion		3.739706
Log likelihood	-72.94968	Durbin-Watson stat		1.442132

8) Test ADF appliqué sur la série TINT en différence première

ADF Test Statistic	-4.688267	1% Critical Value*	-2.6227
		5% Critical Value	-1.9495
		10% Critical Value	-1.6202

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TINT,2)

Method: Least Squares

Date: 07/31/12 Time: 17:51

Sample(adjusted): 1972 2010

Included observations: 39 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TINT(-1))	-0.732689	0.156281	-4.688267	0.0000
R-squared	0.366449	Mean dependent var		-0.005128
Adjusted R-squared	0.366449	S.D. dependent var		1.878273
S.E. of regression	1.495029	Akaike info criterion		3.667474
Sum squared resid	84.93421	Schwarz criterion		3.710130
Log likelihood	-70.51575	Durbin-Watson stat		1.832375

9) Test ADF appliqué sur la série CT en niveaux

A. La tendance :

ADF Test Statistic	0.726809	1% Critical Value*	-4.2023
		5% Critical Value	-3.5247
		10% Critical Value	-3.1931

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CT)

Method: Least Squares

Date: 09/28/12 Time: 12:19

Sample(adjusted): 1971 2010

Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CT(-1)	0.058017	0.079824	0.726809	0.4719
C	1.374826	4.703919	0.292272	0.7717
@TREND(1970)	-0.151327	0.844791	-0.179129	0.8588
R-squared	0.168589	Mean dependent var		12.38897
Adjusted R-squared	0.123648	S.D. dependent var		13.29029
S.E. of regression	12.44153	Akaike info criterion		7.951995
Sum squared resid	5727.290	Schwarz criterion		8.078661
Log likelihood	-156.0399	F-statistic		3.751323
Durbin-Watson stat	1.813993	Prob(F-statistic)		0.032854

B. La constante :

ADF Test Statistic	2.768721	1% Critical Value*	-3.6019
		5% Critical Value	-2.9358
		10% Critical Value	-2.6059

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CT)

Method: Least Squares

Date: 09/28/12 Time: 12:22

Sample(adjusted): 1971 2010

Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CT(-1)	0.044012	0.015896	2.768721	0.0087
C	1.680212	4.327909	0.388227	0.7000
R-squared	0.167868	Mean dependent var		12.38897
Adjusted R-squared	0.145970	S.D. dependent var		13.29029
S.E. of regression	12.28205	Akaike info criterion		7.902862
Sum squared resid	5732.257	Schwarz criterion		7.987306
Log likelihood	-156.0572	F-statistic		7.665817
Durbin-Watson stat	1.787343	Prob(F-statistic)		0.008653

C. La racine unitaire :

ADF Test Statistic	7.020528	1% Critical Value*	-2.6211
		5% Critical Value	-1.9492
		10% Critical Value	-1.6201

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(CT)
 Method: Least Squares
 Date: 07/31/12 Time: 17:53
 Sample(adjusted): 1971 2010
 Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CT(-1)	0.049527	0.007055	7.020528	0.0000
R-squared	0.164567	Mean dependent var		12.38897
Adjusted R-squared	0.164567	S.D. dependent var		13.29029
S.E. of regression	12.14759	Akaike info criterion		7.856821
Sum squared resid	5754.993	Schwarz criterion		7.899043
Log likelihood	-156.1364	Durbin-Watson stat		1.789919

10) Test ADF appliqué sur la série CT en différence première

ADF Test Statistic	-2.760762	1% Critical Value*	-2.6227
		5% Critical Value	-1.9495
		10% Critical Value	-1.6202

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(CT,2)
 Method: Least Squares
 Date: 07/31/12 Time: 17:56
 Sample(adjusted): 1972 2010
 Included observations: 39 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CT(-1))	-0.368094	0.133331	-2.760762	0.0088
R-squared	0.165241	Mean dependent var		0.742020
Adjusted R-squared	0.165241	S.D. dependent var		16.06554
S.E. of regression	14.67831	Akaike info criterion		8.235925
Sum squared resid	8187.200	Schwarz criterion		8.278580
Log likelihood	-159.6005	Durbin-Watson stat		2.253060

11) Test ADF appliqué sur la série PIBH en niveaux

A. La tendance :

ADF Test Statistic	-2.617745	1% Critical Value*	-4.2023
		5% Critical Value	-3.5247
		10% Critical Value	-3.1931

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PIBH)

Method: Least Squares

Date: 09/28/12 Time: 14:22

Sample(adjusted): 1971 2010

Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIBH(-1)	-0.214906	0.082096	-2.617745	0.0127
C	3.684754	2.639680	1.395909	0.1711
@TREND(1970)	-0.114604	0.085493	-1.340506	0.1883
R-squared	0.248519	Mean dependent var		-1.053705
Adjusted R-squared	0.207898	S.D. dependent var		3.064888
S.E. of regression	2.727753	Akaike info criterion		4.916872
Sum squared resid	275.3035	Schwarz criterion		5.043538
Log likelihood	-95.33743	F-statistic		6.118055
Durbin-Watson stat	2.251544	Prob(F-statistic)		0.005064

B. La constante :

ADF Test Statistic	-3.197611	1% Critical Value*	-3.6019
		5% Critical Value	-2.9358
		10% Critical Value	-2.6059

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PIBH)

Method: Least Squares

Date: 09/28/12 Time: 14:23

Sample(adjusted): 1971 2010

Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIBH(-1)	-0.115922	0.036253	-3.197611	0.0028
C	0.234985	0.593582	0.395877	0.6944
R-squared	0.212022	Mean dependent var		-1.053705
Adjusted R-squared	0.191286	S.D. dependent var		3.064888
S.E. of regression	2.756208	Akaike info criterion		4.914296
Sum squared resid	288.6740	Schwarz criterion		4.998740
Log likelihood	-96.28591	F-statistic		10.22472
Durbin-Watson stat	2.416075	Prob(F-statistic)		0.002792

C. La racine unitaire :

ADF Test Statistic	-3.645793	1% Critical Value*	-2.6261
		5% Critical Value	-1.9501
		10% Critical Value	-1.6205

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PIBH)

Method: Least Squares

Date: 07/31/12 Time: 18:01

Sample(adjusted): 1974 2010

Included observations: 37 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIBH(-1)	-0.106562	0.029229	-3.645793	0.0009
D(PIBH(-1))	0.136939	0.135473	1.010819	0.3195
D(PIBH(-2))	-0.341006	0.061541	-5.541108	0.0000
D(PIBH(-3))	0.192192	0.082779	2.321737	0.0266
R-squared	0.810241	Mean dependent var		-0.994852
Adjusted R-squared	0.792990	S.D. dependent var		2.009249
S.E. of regression	0.914176	Akaike info criterion		2.760218
Sum squared resid	27.57868	Schwarz criterion		2.934372
Log likelihood	-47.06404	Durbin-Watson stat		1.659464

Annexe N°03 : les tests de stationnarité des variables de PP

1) Test de PP appliqué sur la série S en niveaux

A. La tendance :

PP Test Statistic	0.025205	1% Critical Value*	-4.2023
		5% Critical Value	-3.5247
		10% Critical Value	-3.1931

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 3	(Newey-West suggests: 3)	
Residual variance with no correction		142.5347
Residual variance with correction		192.9195

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(S)

Method: Least Squares

Date: 09/28/12 Time: 12:27

Sample(adjusted): 1971 2010

Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
S(-1)	0.023141	0.056222	0.411607	0.6830
C	-2.968574	4.398825	-0.674856	0.5040
@TREND(1970)	0.385961	0.310068	1.244764	0.2210
R-squared	0.187987	Mean dependent var		6.378384
Adjusted R-squared	0.144094	S.D. dependent var		13.41765
S.E. of regression	12.41336	Akaike info criterion		7.947462
Sum squared resid	5701.388	Schwarz criterion		8.074128
Log likelihood	-155.9492	F-statistic		4.282882
Durbin-Watson stat	1.267143	Prob(F-statistic)		0.021228

B. La constante :

PP Test Statistic	2.207379	1% Critical Value*	-3.6019
		5% Critical Value	-2.9358
		10% Critical Value	-2.6059

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 3	(Newey-West suggests: 3)	
Residual variance with no correction		148.5036
Residual variance with correction		186.6222

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(S)

Method: Least Squares

Date: 09/28/12 Time: 12:28

Sample(adjusted): 1971 2010

Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
S(-1)	0.081664	0.031052	2.629891	0.0123
C	1.315240	2.759438	0.476633	0.6364
R-squared	0.153982	Mean dependent var		6.378384
Adjusted R-squared	0.131719	S.D. dependent var		13.41765
S.E. of regression	12.50278	Akaike info criterion		7.938486
Sum squared resid	5940.143	Schwarz criterion		8.022930
Log likelihood	-156.7697	F-statistic		6.916324
Durbin-Watson stat	1.292738	Prob(F-statistic)		0.012264

C. La racine unitaire :

PP Test Statistic	3.550764	1% Critical Value*	-2.6211
		5% Critical Value	-1.9492
		10% Critical Value	-1.6201

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 1	(Newey-West suggests: 3)
Residual variance with no correction	149.3914
Residual variance with correction	194.0419

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(S)

Method: Least Squares

Date: 07/31/12 Time: 18:15

Sample(adjusted): 1971 2010

Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
S(-1)	0.091990	0.022024	4.176752	0.0002
R-squared	0.148925	Mean dependent var		6.378384
Adjusted R-squared	0.148925	S.D. dependent var		13.41765
S.E. of regression	12.37828	Akaike info criterion		7.894447
Sum squared resid	5975.656	Schwarz criterion		7.936669
Log likelihood	-156.8889	Durbin-Watson stat		1.299825

2) Test de PP appliqué sur la série S en différence première

PP Test Statistic	-3.139795	1% Critical Value*	-2.6227
		5% Critical Value	-1.9495
		10% Critical Value	-1.6202

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 1	(Newey-West suggests: 3)
Residual variance with no correction	143.8734
Residual variance with correction	147.2536

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(S,2)

Method: Least Squares

Date: 07/31/12 Time: 18:20

Sample(adjusted): 1972 2010

Included observations: 39 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(S(-1))	-0.407347	0.130670	-3.117372	0.0035
R-squared	0.203654	Mean dependent var		-0.013346
Adjusted R-squared	0.203654	S.D. dependent var		13.61695
S.E. of regression	12.15153	Akaike info criterion		7.858093
Sum squared resid	5611.064	Schwarz criterion		7.900749
Log likelihood	-152.2328	Durbin-Watson stat		1.920834

3) Test de PP appliqué sur la série YD en niveaux

A. La tendance :

PP Test Statistic	-0.167379	1% Critical Value*	-4.2023
		5% Critical Value	-3.5247
		10% Critical Value	-3.1931

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 3	(Newey-West suggests: 3)
Residual variance with no correction	5496.931
Residual variance with correction	4599.091

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(YD)
 Method: Least Squares
 Date: 09/28/12 Time: 12:37
 Sample(adjusted): 1971 2010
 Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YD(-1)	-0.029390	0.075376	-0.389918	0.6988
C	-6.400913	25.37902	-0.252213	0.8023
@TREND(1970)	2.861949	2.402823	1.191078	0.2412
R-squared	0.093428	Mean dependent var		37.04156
Adjusted R-squared	0.044424	S.D. dependent var		78.85998
S.E. of regression	77.08844	Akaike info criterion		11.59982
Sum squared resid	219877.2	Schwarz criterion		11.72649
Log likelihood	-228.9964	F-statistic		1.906540
Durbin-Watson stat	2.321112	Prob(F-statistic)		0.162908

B. La constante :

PP Test Statistic	2.065572	1% Critical Value*	-3.6019
		5% Critical Value	-2.9358
		10% Critical Value	-2.6059

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 3	(Newey-West suggests: 3)
Residual variance with no correction	5707.696
Residual variance with correction	4012.146

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(YD)
 Method: Least Squares
 Date: 09/28/12 Time: 12:39
 Sample(adjusted): 1971 2010
 Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YD(-1)	0.051255	0.033306	1.538935	0.1321
C	10.48580	21.16530	0.495424	0.6232
R-squared	0.058668	Mean dependent var		37.04156
Adjusted R-squared	0.033896	S.D. dependent var		78.85998
S.E. of regression	77.51194	Akaike info criterion		11.58745
Sum squared resid	228307.8	Schwarz criterion		11.67189
Log likelihood	-229.7490	F-statistic		2.368321
Durbin-Watson stat	2.410214	Prob(F-statistic)		0.132107

C. La racine unitaire

PP Test Statistic	3.388190	1% Critical Value*	-2.6211
		5% Critical Value	-1.9492
		10% Critical Value	-1.6201

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 0	(Newey-West suggests: 3)	
Residual variance with no correction		5744.562
Residual variance with correction		5744.562

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(YD)
 Method: Least Squares
 Date: 07/31/12 Time: 18:22
 Sample(adjusted): 1971 2010
 Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YD(-1)	0.064708	0.019098	3.388190	0.0016
R-squared	0.052588	Mean dependent var		37.04156
Adjusted R-squared	0.052588	S.D. dependent var		78.85998
S.E. of regression	76.75844	Akaike info criterion		11.54389
Sum squared resid	229782.5	Schwarz criterion		11.58611
Log likelihood	-229.8777	Durbin-Watson stat		2.424240

4) Test de PP appliqué sur la série YD en différence première

PP Test Statistic	-5.403568	1% Critical Value*	-2.6227
		5% Critical Value	-1.9495
		10% Critical Value	-1.6202

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 0	(Newey-West suggests: 3)	
Residual variance with no correction		7616.261
Residual variance with correction		7616.261

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(YD,2)
 Method: Least Squares
 Date: 07/31/12 Time: 18:25
 Sample(adjusted): 1972 2010
 Included observations: 39 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(YD(-1))	-0.960793	0.177807	-5.403568	0.0000
R-squared	0.433153	Mean dependent var		5.681879
Adjusted R-squared	0.433153	S.D. dependent var		117.4298
S.E. of regression	88.41204	Akaike info criterion		11.82720
Sum squared resid	297034.2	Schwarz criterion		11.86986
Log likelihood	-229.6304	Durbin-Watson stat		1.842010

5) Test de PP appliqué sur la série TINT en niveaux

A. La tendance :

PP Test Statistic	-1.354468	1% Critical Value*	-4.2023
		5% Critical Value	-3.5247
		10% Critical Value	-3.1931

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 3	(Newey-West suggests: 3)
Residual variance with no correction	2.152562
Residual variance with correction	2.617391

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(TINT)
 Method: Least Squares
 Date: 09/28/12 Time: 13:57
 Sample(adjusted): 1971 2010
 Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TINT(-1)	-0.086549	0.072611	-1.191963	0.2409
C	0.723512	0.570506	1.268192	0.2127
@TREND(1970)	-0.015808	0.021154	-0.747299	0.4596
R-squared	0.058842	Mean dependent var		-0.026250
Adjusted R-squared	0.007969	S.D. dependent var		1.531597
S.E. of regression	1.525482	Akaike info criterion		3.754536
Sum squared resid	86.10250	Schwarz criterion		3.881202
Log likelihood	-72.09072	F-statistic		1.156644
Durbin-Watson stat	1.430170	Prob(F-statistic)		0.325652

B. La constante :

PP Test Statistic	-1.521061	1% Critical Value*	-3.6019
		5% Critical Value	-2.9358
		10% Critical Value	-2.6059

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 3	(Newey-West suggests: 3)
Residual variance with no correction	2.185052
Residual variance with correction	2.794504

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(TINT)
 Method: Least Squares
 Date: 09/28/12 Time: 13:58
 Sample(adjusted): 1971 2010
 Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TINT(-1)	-0.095011	0.071305	-1.332464	0.1906
C	0.441061	0.424853	1.038149	0.3058
R-squared	0.044637	Mean dependent var		-0.026250
Adjusted R-squared	0.019496	S.D. dependent var		1.531597
S.E. of regression	1.516593	Akaike info criterion		3.719517
Sum squared resid	87.40208	Schwarz criterion		3.803961
Log likelihood	-72.39033	F-statistic		1.775461
Durbin-Watson stat	1.397525	Prob(F-statistic)		0.190643

C. La racine unitaire :

PP Test Statistic	-0.841593	1% Critical Value*	-2.6211
		5% Critical Value	-1.9492
		10% Critical Value	-1.6201

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 0	(Newey-West suggests: 3)	
Residual variance with no correction		2.247024
Residual variance with correction		2.247024

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(TINT)
 Method: Least Squares
 Date: 07/31/12 Time: 18:27
 Sample(adjusted): 1971 2010
 Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TINT(-1)	-0.033904	0.040286	-0.841593	0.4051
R-squared	0.017541	Mean dependent var		-0.026250
Adjusted R-squared	0.017541	S.D. dependent var		1.531597
S.E. of regression	1.518104	Akaike info criterion		3.697484
Sum squared resid	89.88097	Schwarz criterion		3.739706
Log likelihood	-72.94968	Durbin-Watson stat		1.442132

6) Test de PP appliqué sur la série TINT en différence première

PP Test Statistic	-4.688267	1% Critical Value*	-2.6227
		5% Critical Value	-1.9495
		10% Critical Value	-1.6202

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 0	(Newey-West suggests: 3)	
Residual variance with no correction		2.177800
Residual variance with correction		2.177800

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(TINT,2)
 Method: Least Squares
 Date: 07/31/12 Time: 18:30
 Sample(adjusted): 1972 2010
 Included observations: 39 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TINT(-1))	-0.732689	0.156281	-4.688267	0.0000
R-squared	0.366449	Mean dependent var		-0.005128
Adjusted R-squared	0.366449	S.D. dependent var		1.878273
S.E. of regression	1.495029	Akaike info criterion		3.667474
Sum squared resid	84.93421	Schwarz criterion		3.710130
Log likelihood	-70.51575	Durbin-Watson stat		1.832375

7) Test de PP appliqué sur la série TINF en niveaux

A. La tendance :

PP Test Statistic	-2.125486	1% Critical Value*	-4.2023
		5% Critical Value	-3.5247
		10% Critical Value	-3.1931

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 3	(Newey-West suggests: 3)
Residual variance with no correction	21.93141
Residual variance with correction	25.21516

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(TINF)
 Method: Least Squares
 Date: 09/28/12 Time: 14:01
 Sample(adjusted): 1971 2010
 Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TINF(-1)	-0.191048	0.095306	-2.004571	0.0524
C	2.796603	1.870878	1.494808	0.1434
@TREND(1970)	-0.048120	0.066910	-0.719172	0.4766
R-squared	0.104827	Mean dependent var		-0.012500
Adjusted R-squared	0.056440	S.D. dependent var		5.012768
S.E. of regression	4.869254	Akaike info criterion		6.075797
Sum squared resid	877.2565	Schwarz criterion		6.202463
Log likelihood	-118.5159	F-statistic		2.166404
Durbin-Watson stat	1.791253	Prob(F-statistic)		0.128907

B. La constante :

PP Test Statistic	-2.118047	1% Critical Value*	-3.6019
		5% Critical Value	-2.9358
		10% Critical Value	-2.6059

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 3	(Newey-West suggests: 3)
Residual variance with no correction	22.23798
Residual variance with correction	26.33535

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(TINF)
 Method: Least Squares
 Date: 09/28/12 Time: 14:02
 Sample(adjusted): 1971 2010
 Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TINF(-1)	-0.185572	0.094396	-1.965884	0.0566
C	1.757906	1.181620	1.487708	0.1451
R-squared	0.092314	Mean dependent var		-0.012500
Adjusted R-squared	0.068428	S.D. dependent var		5.012768
S.E. of regression	4.838223	Akaike info criterion		6.039679
Sum squared resid	889.5193	Schwarz criterion		6.124123
Log likelihood	-118.7936	F-statistic		3.864702
Durbin-Watson stat	1.775805	Prob(F-statistic)		0.056650

C. La racine unitaire :

PP Test Statistic	-1.315493	1% Critical Value*	-2.6211
		5% Critical Value	-1.9492
		10% Critical Value	-1.6201

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 3	(Newey-West suggests: 3)	
Residual variance with no correction		23.53321
Residual variance with correction		25.55125

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(TINF)

Method: Least Squares

Date: 07/31/12 Time: 18:35

Sample(adjusted): 1971 2010

Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TINF(-1)	-0.078541	0.062056	-1.265646	0.2131
R-squared	0.039447	Mean dependent var		-0.012500
Adjusted R-squared	0.039447	S.D. dependent var		5.012768
S.E. of regression	4.912904	Akaike info criterion		6.046290
Sum squared resid	941.3285	Schwarz criterion		6.088512
Log likelihood	-119.9258	Durbin-Watson stat		1.864828

8) Test de PP appliqué sur la série TINF en différence première

PP Test Statistic	-5.995221	1% Critical Value*	-2.6227
		5% Critical Value	-1.9495
		10% Critical Value	-1.6202

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 3	(Newey-West suggests: 3)	
Residual variance with no correction		25.00184
Residual variance with correction		23.60517

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(TINF,2)

Method: Least Squares

Date: 07/31/12 Time: 18:36

Sample(adjusted): 1972 2010

Included observations: 39 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TINF(-1))	-0.971778	0.161976	-5.999527	0.0000
R-squared	0.486444	Mean dependent var		0.016283
Adjusted R-squared	0.486444	S.D. dependent var		7.068589
S.E. of regression	5.065549	Akaike info criterion		6.108109
Sum squared resid	975.0717	Schwarz criterion		6.150764
Log likelihood	-118.1081	Durbin-Watson stat		1.983869

9) Test de PP appliqué sur la série CT en niveaux

A. La tendance :

PP Test Statistic	0.631850	1% Critical Value*	-4.2023
		5% Critical Value	-3.5247
		10% Critical Value	-3.1931

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 3	(Newey-West suggests: 3)
Residual variance with no correction	143.1822
Residual variance with correction	150.5420

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(CT)
 Method: Least Squares
 Date: 09/28/12 Time: 14:05
 Sample(adjusted): 1971 2010
 Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CT(-1)	0.058017	0.079824	0.726809	0.4719
C	1.374826	4.703919	0.292272	0.7717
@TREND(1970)	-0.151327	0.844791	-0.179129	0.8588
R-squared	0.168589	Mean dependent var		12.38897
Adjusted R-squared	0.123648	S.D. dependent var		13.29029
S.E. of regression	12.44153	Akaike info criterion		7.951995
Sum squared resid	5727.290	Schwarz criterion		8.078661
Log likelihood	-156.0399	F-statistic		3.751323
Durbin-Watson stat	1.813993	Prob(F-statistic)		0.032854

B. La constante :

PP Test Statistic	2.626869	1% Critical Value*	-3.6019
		5% Critical Value	-2.9358
		10% Critical Value	-2.6059

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 3	(Newey-West suggests: 3)
Residual variance with no correction	143.3064
Residual variance with correction	156.0488

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(CT)
 Method: Least Squares
 Date: 09/28/12 Time: 14:06
 Sample(adjusted): 1971 2010
 Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CT(-1)	0.044012	0.015896	2.768721	0.0087
C	1.680212	4.327909	0.388227	0.7000
R-squared	0.167868	Mean dependent var		12.38897
Adjusted R-squared	0.145970	S.D. dependent var		13.29029
S.E. of regression	12.28205	Akaike info criterion		7.902862
Sum squared resid	5732.257	Schwarz criterion		7.987306
Log likelihood	-156.0572	F-statistic		7.665817
Durbin-Watson stat	1.787343	Prob(F-statistic)		0.008653

C. La racine unitaire :

PP Test Statistic	7.020528	1% Critical Value*	-2.6211
		5% Critical Value	-1.9492
		10% Critical Value	-1.6201

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 0	(Newey-West suggests: 3)	
Residual variance with no correction		143.8748
Residual variance with correction		143.8748

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(CT)
 Method: Least Squares
 Date: 07/31/12 Time: 18:38
 Sample(adjusted): 1971 2010
 Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CT(-1)	0.049527	0.007055	7.020528	0.0000
R-squared	0.164567	Mean dependent var		12.38897
Adjusted R-squared	0.164567	S.D. dependent var		13.29029
S.E. of regression	12.14759	Akaike info criterion		7.856821
Sum squared resid	5754.993	Schwarz criterion		7.899043
Log likelihood	-156.1364	Durbin-Watson stat		1.789919

10) Test de PP appliqué sur la série CT en différence première

PP Test Statistic	-2.760762	1% Critical Value*	-2.6227
		5% Critical Value	-1.9495
		10% Critical Value	-1.6202

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 0	(Newey-West suggests: 3)	
Residual variance with no correction		209.9282
Residual variance with correction		209.9282

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(CT,2)
 Method: Least Squares
 Date: 07/31/12 Time: 18:39
 Sample(adjusted): 1972 2010
 Included observations: 39 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CT(-1))	-0.368094	0.133331	-2.760762	0.0088
R-squared	0.165241	Mean dependent var		0.742020
Adjusted R-squared	0.165241	S.D. dependent var		16.06554
S.E. of regression	14.67831	Akaike info criterion		8.235925
Sum squared resid	8187.200	Schwarz criterion		8.278580
Log likelihood	-159.6005	Durbin-Watson stat		2.253060

11) Test de PP appliqué sur la série PIBH en niveaux

A. La tendance :

PP Test Statistic	-2.582195	1% Critical Value*	-4.2023
		5% Critical Value	-3.5247
		10% Critical Value	-3.1931

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 3	(Newey-West suggests: 3)	
Residual variance with no correction		6.882587
Residual variance with correction		3.507316

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(PIBH)
 Method: Least Squares
 Date: 09/28/12 Time: 14:10
 Sample(adjusted): 1971 2010
 Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIBH(-1)	-0.214906	0.082096	-2.617745	0.0127
C	3.684754	2.639680	1.395909	0.1711
@TREND(1970)	-0.114604	0.085493	-1.340506	0.1883
R-squared	0.248519	Mean dependent var		-1.053705
Adjusted R-squared	0.207898	S.D. dependent var		3.064888
S.E. of regression	2.727753	Akaike info criterion		4.916872
Sum squared resid	275.3035	Schwarz criterion		5.043538
Log likelihood	-95.33743	F-statistic		6.118055
Durbin-Watson stat	2.251544	Prob(F-statistic)		0.005064

B. La constante :

PP Test Statistic	-4.789075	1% Critical Value*	-3.6019
		5% Critical Value	-2.9358
		10% Critical Value	-2.6059

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Lag truncation for Bartlett kernel: 3	(Newey-West suggests: 3)	
Residual variance with no correction		7.216849
Residual variance with correction		2.325692

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(PIBH)
 Method: Least Squares
 Date: 09/28/12 Time: 14:11
 Sample(adjusted): 1971 2010
 Included observations: 40 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIBH(-1)	-0.115922	0.036253	-3.197611	0.0028
C	0.234985	0.593582	0.395877	0.6944
R-squared	0.212022	Mean dependent var		-1.053705
Adjusted R-squared	0.191286	S.D. dependent var		3.064888
S.E. of regression	2.756208	Akaike info criterion		4.914296
Sum squared resid	288.6740	Schwarz criterion		4.998740
Log likelihood	-96.28591	F-statistic		10.22472
Durbin-Watson stat	2.416075	Prob(F-statistic)		0.002792

C. La racine unitaire :

ADF Test Statistic	-3.645793	1% Critical Value*	-2.6261
		5% Critical Value	-1.9501
		10% Critical Value	-1.6205

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PIBH)

Method: Least Squares

Date: 07/31/12 Time: 18:42

Sample(adjusted): 1974 2010

Included observations: 37 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIBH(-1)	-0.106562	0.029229	-3.645793	0.0009
D(PIBH(-1))	0.136939	0.135473	1.010819	0.3195
D(PIBH(-2))	-0.341006	0.061541	-5.541108	0.0000
D(PIBH(-3))	0.192192	0.082779	2.321737	0.0266
R-squared	0.810241	Mean dependent var		-0.994852
Adjusted R-squared	0.792990	S.D. dependent var		2.009249
S.E. of regression	0.914176	Akaike info criterion		2.760218
Sum squared resid	27.57868	Schwarz criterion		2.934372
Log likelihood	-47.06404	Durbin-Watson stat		1.659464

Annexe N°04 : estimation VAR

1) VAR (1) :

Vector Autoregression Estimates
 Date: 08/04/12 Time: 16:16
 Sample(adjusted): 1972 2010
 Included observations: 39 after adjusting endpoints
 Standard errors in () & t-statistics in []

	DLOG(S)	DLOG(YD)	DLOG(CT)	LOG(PIBH)
DLOG(S(-1))	0.090209 (0.19122) [0.47176]	0.172967 (0.08766) [1.97319]	0.049399 (0.03460) [1.42774]	-0.077548 (0.07611) [-1.01884]
DLOG(YD(-1))	-0.134483 (0.50625) [-0.26564]	-0.220045 (0.23208) [-0.94815]	0.073564 (0.09160) [0.80307]	0.040533 (0.20152) [0.20114]
DLOG(CT(-1))	0.022067 (1.22035) [0.01808]	0.083352 (0.55944) [0.14899]	-0.191351 (0.22081) [-0.86658]	0.314916 (0.48576) [0.64829]
LOG(PIBH(-1))	0.032042 (0.04512) [0.71012]	0.020818 (0.02069) [1.00640]	0.013129 (0.00816) [1.60805]	0.980916 (0.01796) [54.6134]
C	0.063047 (0.09735) [0.64766]	0.040214 (0.04463) [0.90114]	0.034340 (0.01761) [1.94956]	-0.068394 (0.03875) [-1.76507]
R-squared	0.024072	0.147339	0.189497	0.989599
Adj. R-squared	-0.090743	0.047026	0.094144	0.988376
Sum sq. resids	4.372414	0.918868	0.143153	0.692786
S.E. equation	0.358609	0.164394	0.064888	0.142745
F-statistic	0.209658	1.468795	1.987319	808.7396
Log likelihood	-12.66780	17.75080	54.00569	23.25802
Akaike AIC	0.906041	-0.653887	-2.513113	-0.936308
Schwarz SC	1.119318	-0.440610	-2.299835	-0.723031
Mean dependent	0.114993	0.080331	0.055936	1.504867
S.D. dependent	0.343368	0.168402	0.068176	1.323954
Determinant Residual Covariance		1.12E-07		
Log Likelihood (d.f. adjusted)		90.73158		
Akaike Information Criteria		-3.627260		
Schwarz Criteria		-2.774152		

2) VAR(2) :

Vector Autoregression Estimates

Date: 09/23/12 Time: 16:51

Sample(adjusted): 1973 2010

Included observations: 38 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

	DLOG(S)	DLOG(YD)	DLOG(CT)	LOG(PIBH)
DLOG(S(-2))	-0.353552 (0.18518) [-1.90919]	0.087776 (0.09434) [0.93047]	0.062252 (0.03634) [1.71295]	-0.161293 (0.11590) [-1.39161]
DLOG(YD(-2))	0.399980 (0.52086) [0.76792]	-0.245408 (0.26533) [-0.92490]	-0.098672 (0.10222) [-0.96531]	0.486287 (0.32600) [1.49168]
DLOG(CT(-2))	0.175828 (1.22492) [0.14354]	0.803799 (0.62399) [1.28816]	0.127231 (0.24039) [0.52928]	-0.623515 (0.76666) [-0.81329]
LOG(PIBH(-2))	0.023563 (0.04414) [0.53389]	0.011057 (0.02248) [0.49178]	0.009730 (0.00866) [1.12342]	0.960855 (0.02762) [34.7838]
C	0.069710 (0.09385) [0.74276]	0.027871 (0.04781) [0.58294]	0.032207 (0.01842) [1.74866]	-0.109897 (0.05874) [-1.87087]
R-squared	0.142070	0.077077	0.133010	0.975656
Adj. R-squared	0.038079	-0.034793	0.027921	0.972706
Sum sq. resids	3.827233	0.993176	0.147398	1.499251
S.E. equation	0.340554	0.173483	0.066833	0.213147
F-statistic	1.366172	0.688986	1.265684	330.6471
Log likelihood	-10.30623	15.32457	51.57223	7.500131
Akaike AIC	0.805591	-0.543398	-2.451170	-0.131586
Schwarz SC	1.021063	-0.327927	-2.235698	0.083886
Mean dependent	0.111389	0.079316	0.053824	1.446657
S.D. dependent	0.347229	0.170541	0.067786	1.290159
Determinant Residual Covariance		3.15E-07		
Log Likelihood (d.f. adjusted)		68.73781		
Akaike Information Criteria		-2.565148		
Schwarz Criteria		-1.703261		

3) VAR(3) :

Vector Autoregression Estimates

Date: 09/23/12 Time: 16:54

Sample(adjusted): 1974 2010

Included observations: 37 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

	DLOG(S)	DLOG(YD)	DLOG(CT)	LOG(PIBH)
DLOG(S(-3))	-0.082892 (0.16999) [-0.48765]	-0.101681 (0.09659) [-1.05266]	0.001779 (0.03795) [0.04689]	-0.103261 (0.14470) [-0.71364]
DLOG(YD(-3))	-1.132298 (0.47800) [-2.36882]	0.104203 (0.27162) [0.38363]	0.058694 (0.10672) [0.54999]	0.520344 (0.40689) [1.27884]
DLOG(CT(-3))	0.898264 (1.12807) [0.79628]	-0.402070 (0.64102) [-0.62723]	-0.095519 (0.25185) [-0.37926]	-0.760462 (0.96024) [-0.79195]
LOG(PIBH(-3))	0.009489 (0.04151) [0.22861]	0.023538 (0.02359) [0.99800]	0.011872 (0.00927) [1.28121]	0.932962 (0.03533) [26.4063]
C	0.134662 (0.08802) [1.52990]	0.066938 (0.05002) [1.33829]	0.035734 (0.01965) [1.81842]	-0.165068 (0.07493) [-2.20310]
R-squared	0.247224	0.055530	0.062443	0.960043
Adj. R-squared	0.153127	-0.062528	-0.054751	0.955048
Sum sq. resids	3.125149	1.009127	0.155772	2.264445
S.E. equation	0.312507	0.177582	0.069770	0.266015
F-statistic	2.627331	0.470363	0.532816	192.2135
Log likelihood	-6.779159	14.13318	48.69948	-0.819339
Akaike AIC	0.636711	-0.493685	-2.362134	0.314559
Schwarz SC	0.854403	-0.275994	-2.144442	0.532250
Mean dependent	0.096552	0.081650	0.055482	1.387530
S.D. dependent	0.339587	0.172277	0.067935	1.254675
Determinant Residual Covariance		4.02E-07		
Log Likelihood (d.f. adjusted)		62.43034		
Akaike Information Criteria		-2.293532		
Schwarz Criteria		-1.422765		

Annexe N°05 : estimation de VECM(1)

Vector Error Correction Estimates
 Date: 09/06/12 Time: 13:06
 Sample(adjusted): 1972 2010
 Included observations: 39 after adjusting endpoints
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1			
LOG(S(-1))	1.000000			
LOG(CT(-1))	6.195137 (1.02668) [6.03412]			
LOG(PIBH(-1))	-0.489813 (0.28412) [-1.72399]			
LOG(YD(-1))	-2.051178 (0.48922) [-4.19275]			
@TREND(70)	-0.315361 (0.05242) [-6.01624]			
C	-17.19148			
Error Correction:	D(LOG(S))	D(LOG(CT))	D(LOG(PIBH))	D(LOG(YD))
CointEq1	-0.215076 (0.10359) [-2.07613]	-0.046356 (0.01928) [-2.40385]	-0.143275 (0.03657) [-3.91774]	-0.103381 (0.04860) [-2.12709]
D(LOG(S(-1)))	0.150679 (0.18979) [0.79391]	0.078263 (0.03533) [2.21523]	-0.045181 (0.06700) [-0.67435]	0.229579 (0.08904) [2.57830]
D(LOG(CT(-1)))	0.659925 (1.27271) [0.51852]	0.099071 (0.23691) [0.41818]	0.624531 (0.44929) [1.39004]	0.650444 (0.59710) [1.08934]
D(LOG(PIBH(-1)))	-0.078789 (0.50893) [-0.15481]	-0.138418 (0.09474) [-1.46108]	-0.189178 (0.17966) [-1.05297]	-0.277802 (0.28223) [-1.16348]
D(LOG(YD(-1)))	-0.442794 (0.60156) [-0.73608]	-0.066944 (0.11198) [-0.59782]	-0.212066 (0.21236) [-0.99861]	-0.509319 (0.28223) [-1.80465]
C	0.088528 (0.09572) [0.92488]	0.033743 (0.01782) [1.89375]	-0.117878 (0.03379) [-3.48853]	0.031787 (0.04491) [0.70784]
R-squared	0.156168	0.258293	0.382830	0.227816
Adj. R-squared	0.028314	0.145914	0.289319	0.110818
Sum sq. resids	3.780590	0.131002	0.471143	0.832143
S.E. equation	0.338472	0.063006	0.119487	0.158797
F-statistic	1.221459	2.298397	4.093970	1.947183
Log likelihood	-9.831813	55.73536	30.77643	19.68400
Akaike AIC	0.811888	-2.550531	-1.270586	-0.701744
Schwarz SC	1.067820	-2.294599	-1.014653	-0.445811
Mean dependent	0.114993	0.055936	-0.087015	0.080331
S.D. dependent	0.343368	0.068176	0.141737	0.168402
Determinant Residual Covariance	4.94E-08			
Log Likelihood	119.7256			
Log Likelihood (d.f. adjusted)	106.6954			
Akaike Information Criteria	-3.984380			
Schwarz Criteria	-2.747373			

Université de Bejaia

Faculté des sciences économiques, des sciences de gestion et des sciences commerciales

Département des sciences économiques

Thème :

Modélisation économétrique de la fonction de l'épargne en Algérie 1970-2011

Résumé

L'analyse des séries chronologiques a connue un développement considérable, cette analyse sert à valider ce qui est annoncé dans les théories économiques en générale, ainsi, que étudier les phénomènes socio-économiques dont le but est comprendre et prévoir leurs situation future des modèles juger bien explicatifs.

L'objectif essentiel de notre travail consiste à l'élaboration d'un modèle économétrique prévisionnel de la fonction d'épargne pour l'économie Algérienne pour la période allant de 1970 à 2010, par l'utilisation de l'Approche vectorielle notamment, la Co-intégration et Modèles à correction d'erreur.

L'étude des déterminants de l'épargne des ménages, a fait l'objet de nombreuses études dans les pays développés ainsi que dans les pays en voie de développement. Le choix de ce sujet se justifie par des raisons économiques et économétriques, consiste à estimer un modèle économétrique qui nous permettent de repérer les variables qui déterminent l'épargne des ménages en Algérie.

Il apparaît de notre étude empirique qu'à long terme, le revenu disponible des ménages, le PIBH et la consommation déterminants l'épargne en algie.

Mots clés : *Co-intégration, épargne, déterminant, vecteur autorégressive.*

Année universitaire : 2011 :2012

Résumé

L'analyse des séries chronologiques a connue un développement considérable, cette analyse sert à valider ce qui est annoncé dans les théories économiques en générale, ainsi, que étudier les phénomènes socio-économiques dont le but est comprendre et prévoir leurs situation future des modèles juger bien explicatifs.

L'objectif essentiel de notre travail consiste à l'élaboration d'un modèle économétrique prévisionnel de la fonction d'épargne pour l'économie Algérienne pour la période allant de 1970 à 2010, par l'utilisation de l'Approche vectorielle notamment, la Co-intégration et Modèles à correction d'erreur.

L'étude des déterminants de l'épargne des ménages, a fait l'objet de nombreuses études dans les pays développés ainsi que dans les pays en voies de développement. Le choix de se sujet se justifie par des raisons économiques et économétriques, consiste a estimé un modèle économétrique qui nous permettent de repérer les variables qui déterminent l'épargne des ménages en Algérie.

Il apparaît de notre étude empirique qu'à long terme, le revenu disponible des ménages et le PIBH et la consommation déterminants l'épargne des ménager en Algérie.

Mots clés : Co-intégration, épargne, déterminant, vecteur autorégressive.

Abstract

The analysis of time series has known to a considerable expansion this analysis is invalid to what is announced in economic theory in general, and that studying the social and economic phenomena whose goal is to understand and predict their future state models judge good explanatory.

The main objective of our work is to develop an econometric model estimated the saving function for the Algerian economy for the period 1970 to 2010, using the vector approach in particular, the Co-integration and error correction models.

The study of the determinants of household savings has been the subject of numerous studies in developed countries as well as countries sees development. The selection of subject is justified on economic and econometric is estimated an econometric model that allow us to identify the variables that determine of household savings in Algeria.

It is apparent from our empirical in the long run disposable income of household, per capita GNP Algerian households to save, and consumer.

Key words: Co-intégration, savings, determining, Vector autorégressive