

UNIVERSITE ABDERRAHMANE MIRA DE BEJAIA



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

MEMOIRE

En vue de l'obtention du diplôme de
MASTER EN SCIENCES ECONOMIQUES
Option : économie quantitative

L'INTITULE DU MEMOIRE

**Construction d'un modèle économétrique de la fondation de
consommation des ménages en Algérie entre 1970-2019 en
utilisant l'approche des modèles non linéaires**

Préparé par :

- Sahi Felicia

Dirigé par :

- M. Abderrahmani Fares

Jury :

Président :

Examineur :

Rapporteur : M. Abderrahmani Fares

Année universitaire : 2021/2022

Dédicaces

À mes très chers parents, dont le mérite et les sacrifices m'ont permis de vivre
ce jour

À mes cousines, mes chères tantes " Samia & Ghania" et mon oncle Hamid

À la mémoire de tata Hamida

À mon petit frère : Abderezak

À mes amies : Farès et Amel

Remerciements

Je tiens à adresser mes sincères remerciements à mon encadrant **M. Abderrahmani Fares** pour son soutien tout au long de la réalisation de ce mémoire. L'aboutissement de ce projet n'aurait pas été possible sans sa présence et son aide.

Je remercie également Madame *Atmani Anissa* et Monsieur *kaci Said* pour leurs conseils et encouragements durant mon parcours et lors de la réalisation de mon mémoire.

Enfin, je remercie toutes les personnes ayant contribué de près ou de loin à l'élaboration de ce travail.

Liste des abréviations

ADF	Augmented Dickey-Fuller
AIC et SC	Akaike info criterion et Schwarz criterion
AR	Modèle Autorégressive
ARDL	Autoregressive Distributed Lag
ARFIMA	Modèle de moyenne mobile à intégration fractionnelle autorégressive
C	La consommation
DA	Dinar Algérien
DS	Differency Stationary
FMI	Fonds monétaire international
I	Modèle intégré
IPC	Indice des prix à la consommation
L'INSEE	Institut national de la statistique et des études économiques
LC	Log consommation
LEP	Log épargne
LIMP	Log importations
LINF	Log taux d'inflation
LOG	Logarithme
LREV	Log revenu
MA	Modèle moyen mobile
MAX	Maximum
MCE	Modèle à correction d'erreur
MCO	Moindre carré ordinaire

MIN	Minimum
NARDL	Nonlinear Autoregressive Distributed Lag
OBS	Observations
ONS	Office national des statistiques
PMC	Propension Moyenne à consommer
Pmc	Propension marginale à consommer
RNB	Revenu national brute
TS	Trend Stationary
TVA	Taxe sur la valeur ajoutée
VAR	Vecteur autorégressif
VECM	Modèle à correction d'erreur vectorielle
Y	Le revenu sous la spécification keynésienne

Sommaire

Introduction générale	1
Chapitre 1 : Revue de la littérature théorique et empirique sur les déterminants de la consommation des ménages	4
Section N°1 : Cadre conceptuel de la consommation des ménages	4
Section N°2 : Aperçu théorique de la fonction de consommation des ménages	7
Section N°3 : Analyse empiriques de la fonction de consommation des ménages.....	11
Chapitre 2 : L'évolution des déterminants de la consommation des ménages en Algérie entre 1970-2019	22
Section N°1 : Evolution macroéconomique de l'économie algérienne.....	22
Section N°2 : Evolution des dépenses de consommation des ménages.....	24
Section N°3 : Etude de l'évolution des déterminants de la consommation entre 1970-2019.....	32
Chapitre 3 : Justifications du choix des variables et méthodologie d'analyse	50
Section N°1 : Présentations du choix des variables.....	50
Section N°2 : Méthodologie d'analyse des séries temporelles.....	54
Chapitre 4 : Estimation empirique de la fonction de consommation des ménages en Algérie entre 1970-2019	62
Section N°1 : Analyse préliminaire des variables réelles.....	62
Section N°2 : Analyse préliminaire des variables nominales.....	84
Conclusion générale	95

Introduction générale

L'activité économique a connu un changement énorme suite à l'explosion démographique et à l'apparition de différents modes de vie, ce qui l'obligera à modifier les quantités produites dans divers secteurs afin de satisfaire le besoin des ménages en matière de consommation. De point de vue théorique, la production est un moyen de création de valeur contrairement à la consommation qui en est destructrice.

La consommation est un outil de subsistance indispensable dans la vie quotidienne des ménages, elle est définie par le fait que ces derniers dépensent une partie de leurs revenus afin de satisfaire leurs besoins en termes de biens et services, mais tout en restant rationnels car la richesse est limitée.

C'est dans la moitié du 20^e siècle que les théories économiques s'intéressent rigoureusement à la consommation des ménages dans un mouvement scientifique plus général marqué par le développement de l'analyse macroéconomique.

Sur le plan macroéconomique, la consommation est considérée comme l'un des éléments déterminants dans le financement de l'économie, elle se situe au centre de débats économique contemporain. De nombreux économistes sont intéressés à l'étude des comportements de consommation des ménages, afin de mettre la relation entre différentes fonctions à savoir le dipôle « revenu-consommation ».

Keynes est le premier théoricien, captivé à la détermination par les ménages du niveau de leur consommation, il postulait une loi psychologique fondamentale ; les ménages consomment en fonction de leurs revenus et selon une propension moyenne à consommer qui décroît avec le revenu. Keynes suppose qu'en moyenne, et la plupart du temps, les hommes tendent à accroître leur consommation à mesure que leur revenu croît, mais non d'une quantité aussi grande que l'accroissement du revenu, Keynes ne donne aucune justification théorique ou empirique de cette formulation, qui tient plus de la sociologie au sens de Durkheim, que de la psychologie à proprement parler, de plus la forme précise de la fonction de consommation demeure incertaine.

Divers auteurs ont tenté d'accommoder les thèses keynésiennes, la première contradiction sérieuse est venue de l'économiste Simon Kuznets ; il observe que les propensions marginales et moyennes à consommer sont stables d'une décennie à l'autre ce qui infirme l'hypothèse d'une propension moyenne à consommer décroissante avec le revenu.

Une autre explication traditionnelle des paradoxes soulevés a été apportée par James Duesenberry (1948) et Franco Modigliani (1949), avec le rôle des habitudes de consommation. Selon eux, il existe une certaine irréversibilité des habitudes de consommation : il est plus facile d'augmenter que de réduire sa consommation, le niveau de revenu le plus élevé atteint dans le passé exerce un effet crémaillère sur la fonction de consommation de court terme. La théorie de revenu relatif élaborée par Duesenberry apporte une autre explication, postule que la propension à consommer d'un ménage dépend non seulement du revenu, mais également d'un effet de démonstration exercé par les ménages des catégories sociales supérieures.

Pour Friedman, le revenu effectif est la somme du revenu permanent et du revenu transitoire, il assimile en pratique la consommation effective à la consommation permanente et considère que la consommation et le revenu permanent sont en relation stable. Cette

théorie remet en cause la stabilité de la fonction de consommation keynésienne et le mécanisme multiplicateur.

La fonction de consommation des ménages n'est pas limitée qu'aux décisions théoriques mais aussi à différentes études empiriques qui font l'objet d'une analyse macroéconomique et microéconomique, afin de tester la validité des théories précédentes.

Au niveau macroéconomique, les recherches ont pour principal objectif d'examiner les déterminants macroéconomiques et l'effet d'une variable précise (revenu, habitudes de consommation... etc.) sur la fonction de consommation des ménages, comme le montrent les travaux de : [Wilfrid et Batto, 2006], [Mudit K et Shamika, 2009] et [Patrick, 2013] ... etc.

Malgré l'immense importance apportée à la consommation des ménages dans le monde, en Algérie reste un sujet peu discuté dans l'ensemble des politiques caractérisant leur développement économique.

En Algérie, la consommation des ménages connaît une tendance haussière et un accroissement positif depuis l'indépendance jusqu'à ce jour, en raison de modification des structures de consommation et l'évolution de la population. Plusieurs facteurs ont contribué à la progression de celle-ci et d'autres l'ont affecté. Il est donc important d'investiguer cette principale activité économique à travers un examen des facteurs macroéconomiques qui déterminent la consommation des ménages en Algérie.

Dès lors, la question à laquelle nous allons nous intéresser à l'égard de la situation de consommation des ménages consiste à s'interroger sur **l'importance des variables déterminantes la consommation des ménages en Algérie sur la période allant de 1970 à 2019.**

Ce problème nous pousse à approfondir notre recherche sur d'autres questions incertaines qui se résume comme suit :

- **Quelle est la cause des fluctuations de la consommation des ménages sur le long terme ?**
- **Le revenu est-il l'unique origine de l'accroissement de la consommation des ménages ?**

Ces questions représentent le noyau essentiel de ce travail, pour cela nous tenonnerons à vérifier ces hypothèses :

Hypothèse 1 : le revenu n'est pas l'unique déterminant de la consommation, d'autres facteurs contribuant à sa constitution.

Hypothèse 2 : il est possible d'estimer la fonction de consommation des ménages par une approche non linéaire.

L'objet de la recherche consiste à la collecte des données sur le site de l'office national des statistiques (l'ONS) et de la banque mondiale caractérisant le contexte de la problématique, ensuite nous devons accoster nos questionnement à la réalité en procédant à

une étude macro-économétrique de la fondation de la consommation des ménages en appliquant l'approche des modèles non linéaires (ARDL NON LINEAIRE).

Nous allons essayer par le biais de ce travail de répondre aux questions suscitées et d'examiner les hypothèses proposées, en se basant sur une structure de quatre chapitres.

Commençant par une revue de la littérature théorique et empirique de la consommation des ménages qui nous permettra de faire le lien entre la théorie et l'analyse réelle de la fonction de consommation dans les pays caractérisant de la même situation que l'Algérie.

Ensuite, nous allons amener à l'étude de l'évolution de la consommation des ménages en Algérie entre 1970 et 2019 et préciser les déterminants de cette dernière.

Troisièmement, nous procédons à la justification des choix des variables estimés et la méthode d'analyse de ces derniers.

En dernier lieu, nous allons nous intéresser à l'estimation empirique de la fonction de consommation des ménages en Algérie de la période allant de 1970 à 2019.

Nous terminerons, notre travail par une conclusion générale qui résumera l'ensemble des résultats de notre étude en contrariant les hypothèses de départ ou, en les soutenant.

Chapitre 1

Revue de la littérature théorique et empirique sur les
déterminants de la consommation des ménages

Introduction

La demande des ménages joue un rôle essentiel dans la détermination de l'équilibre macro-économique. Elle constitue en effet la composante la plus importante de la demande finale et se situe au cœur du bouclage keynésien entre demande, offre et revenus¹.

Par définition², et au sens large, la consommation désigne l'ensemble des dépenses réalisées dans des biens et des services en vue de satisfaire des besoins. Elle se réalise au cours d'une année et peut être considérée comme une dépense temporaire de richesse, donc comme une forme particulière que prend le revenu annuel. Celle-ci est une référence à un objet indispensable au quotidien de chaque ménage et repose sur le principe d'échange entre une quantité versée et une autre à recevoir, ce qui fait une relation d'échange direct entre la consommation et le revenu des individus.

La consommation des ménages représente l'un des grands agrégats économiques les plus importants. Elle est indispensable à la mise en place des bonnes politiques économiques et à la stabilité macroéconomique d'un pays. L'étude des comportements de consommation est donc un enjeu majeur de l'analyse économique. Dès lors, il apparaît judicieux de l'étudier sous ses différentes démarches³.

Dans cette section, en premier lieu, nous allons exposer les grandes lignes de la consommation et les diverses théories qui ont abordé ce sujet tout en révélant ses déterminants économiques et/ou non économiques.

En second lieu, nous allons résumer les différents travaux empiriques effectués au sujet de la fonction de consommation, en concluant de diverses hypothèses, afin d'exclure et d'inclure l'efficacité des théories précédentes sous leurs formes réelles.

Section N°1 : Cadre conceptuel de la consommation des ménages

« Le but de l'économie n'est pas le travail mais la consommation »

[Alfred Sauvy]

1) La consommation et ces différentes formes :

La consommation est un concept qui désigne l'utilisation des objets produits pour satisfaire des besoins. La consommation, au sens économique du terme, est l'action d'utiliser ou de détruire, immédiatement ou progressivement, des biens ou des services.

Le ménage est défini comme étant un ensemble de personnes apparentées ou non, vivant ensemble sous un même toit, partageant des repas et reconnaissant l'autorité d'un

¹ Economie et prévision. (1998), " la demande des ménages", pp. 41-56.

² Patrick C. (2013), " consommation et épargne", *revue idées économiques et sociales*, Vol.4, N°174, pp. 41-50.

³ https://www.memoireonline.com/01/10/3118/m_Analyse-des-determinants-de-la-consommation-des-menages-au-Benin-Approche-par-le-modele--corr0.html, consulté le 1 février 2021.

chef de ménage. Un ménage⁴ peut donc être composé d'une seule personne qui pourvoit à ses propres besoins alimentaires et autres besoins vitaux sans s'associer à d'autres personnes; le ménage peut également comprendre plusieurs personnes qui peuvent être identifiées en fonction de l'un des critères suivants :

- Elles partagent le logement (soit en contribuant aux frais de logement soit en bénéficiant du fait que les frais sont supportés par les autres) ;
- Elles partagent au moins un repas par semaine ;
- Elles sont financièrement dépendantes en ce qui concerne au moins deux des trois types de postes suivants : nourriture, logement ou autres dépenses. Dans ce cas, le ménage est d'unité de consommation⁵.

L'INSEE⁶ définit la consommation des ménages de la manière suivante : la consommation des ménages représente la valeur des biens et services utilisés pour la satisfaction directe des besoins humains que ceux-ci soient individuels (consommation finale des ménages) ou collectifs (consommation finale des services non marchands par les administrations publiques et privées). Nous distinguons généralement deux formes de consommation : la consommation intermédiaire et la consommation finale.

1-1) Les différentes formes de la consommation :

- **La consommation intermédiaire** : qui est le fait des entreprises, concerne les matières premières ou les produits semi-finis qui sont détruits, transformés ou incorporés, au cours du processus de production, pour réaliser le produit final (l'énergie et la farine utilisées pour fabriquer une baguette de pain).
- **La consommation finale** : qui est majoritairement le fait des ménages, est composée des biens et des services destinés à la satisfaction directe des besoins, ainsi que de **l'autoconsommation**, c'est-à-dire de la consommation que les individus font de leur propre production (produits des jardins, utilisation des logements dont ils sont propriétaires...). Au sens terminologique la consommation des ménages aussi dite consommation finale est définie comme étant le processus économique qui consiste l'acquisition des biens ou des services destinés à la destruction de manière immédiate ou progressive à travers leur utilisation⁷.
- **La consommation individuelle** : porte sur des produits dont la consommation d'un individu altère de manière significative celle d'un autre individu⁸.
- **La consommation collective** : c'est lorsque plusieurs individus peuvent consommer en même temps le même bien ou le même service (utilisation d'une autoroute, par

⁴ https://www.memoireonline.com/04/17/9748/m_Les-depenses-de-consommation-et-revenus-des-menages-cas-des-menages-de-la-ville-de-Mbanza-Ngungu5.html, consulté le 5 février 2021.

⁵ Idem, consulté le 5 février 2021.

⁶ <https://www.agence-syscom.com/qpyqzsl/la-consommation-des-m%C3%A9nages-cours>, consulté le 8 février 2021.

⁷ https://www.lyceedadultes.fr/sitepedagogique/documents/eco/eco2ES/livret/e_2A_01_la_consommation.pdf / consulté le 20 mars 2021.

⁸ <https://www.droit-compta-gestion.fr/economie/consommation-et-epargne/definition-de-la-consommation-et-breve-definition-de-lepargne>, consulté le 18 mars 2021.

exemple). Les consommations collectives sont en général des services non marchands produits par des administrations publiques⁹.

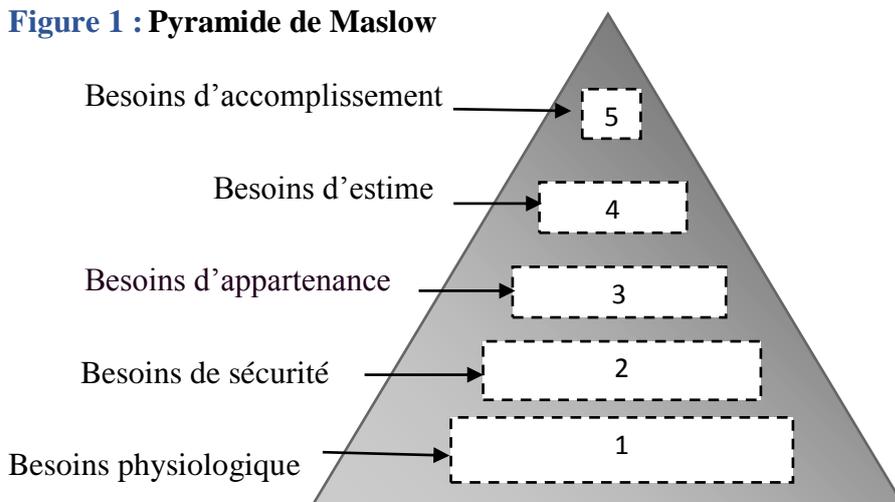
1-2) Les différentes formes des biens

- **Les biens matériels** : qui sont des produits physiques. Ils peuvent être :
 - **Durables** : ils servent plusieurs fois et ont une durée de vie assez longue.
 - **Semi-durables** : ils servent plusieurs fois et ont une durée de vie moyenne
 - **Non durables** : ils sont détruits à la première utilisation.
- **Les services** : sont des produits ne se concrétisent pas par un bien matériel. Certaines activités comme celle d'un médecin, d'un coiffeur, d'un formateur n'ont rien de matériel : ce sont des prestations que l'on nomme services. Elles sont immatérielles et répondent à d'autres besoins que les biens, ils peuvent être :
 - **Marchand** : l'achat d'un bien ou d'un service présent sur un marché afin de satisfaire un besoin et générant un profit pour son vendeur.
 - **Non-marchand** : est la fourniture de produits gratuits ou quasi-gratuits son objectif est de servir l'intérêt général et donc de ne pas instaurer une barrière quant au prix.

1-3) Pyramide de Maslow :

La consommation est motivée par la réalisation des quatre grands désirs humains qui sont la cause de l'ensemble des besoins des consommateurs : le désir de santé (besoin physiologique et de sécurité) ; le désir d'appartenance (besoin social) ; le désir de réussite et prospérité (besoin d'estime) ; le désir de croissance personnelle infinie (besoin d'accomplissement physique, intellectuel et spirituel). Ces quatre grands désirs se résument par la pyramide de Maslow.

Figure 1 : Pyramide de Maslow



Source : réalisé par nos soins

⁹ <https://49.fesec.be/glossary/consommation-collective>, consulté le 18 mars 2021.

Section N° 2 : Aperçue théorique de la fonction de consommation des ménages

Cette section repose sur l'étude théorique de la fonction de consommation des ménages selon les auteurs classiques et néoclassiques. Leur analyse est basée sur deux approches : une approche microéconomique et une macroéconomique.

Selon ces auteurs, la consommation est l'utilisation d'un bien ou d'un service qui entraîne sa destruction, celle-ci peut avoir deux buts : la production de satisfactions et la production de biens. Lorsqu'elle est productrice de satisfactions, la consommation est dite finale. La consommation finale des ménages concerne principalement des biens et services marchands ainsi que des services non marchands. Lorsqu'elle est productrice de biens, la consommation est dite intermédiaire ou de capital fixe¹⁰.

L'approche microéconomique de la consommation repose sur trois hypothèses importantes : le choix individuel du consommateur, l'information parfaite sur l'offre de biens ainsi que sur le niveau de ses besoins, l'hypothèse de rationalité¹¹ qui insiste sur le fait que le consommateur cherche à maximiser la satisfaction retirée d'un bien sous la contrainte de son budget.

Premièrement, la théorie néoclassique du consommateur décrit que le consommateur dispose d'un budget limité pour acquérir tous les biens souhaités. Il ne peut donc acheter tout ce qu'il désire et doit opérer des choix entre les biens désirés¹². Pour effectuer ces choix, le consommateur établit une hiérarchie dans ses préférences. Les courbes d'indifférence construites par l'économiste **Vilfredo P** sont un procédé de représentation graphique des préférences des consommateurs. Pour simplifier, le choix du consommateur est limité à deux produits X et Y. Le choix du consommateur va s'effectuer selon le critère de l'utilité U (X, Y).

Deuxièmement, la loi de la demande dans le cas général. La demande d'un bien dépend du revenu disponible, du prix du bien considéré et du prix des autres biens (effet de substitution). Ce qu'il est convenu d'appeler la fonction de demande, met en relation la quantité totale demandée du bien X avec le prix unitaire de ce bien, les autres paramètres étant censés rester constants. Cette relation est traditionnellement exprimée à l'aide d'une courbe. Cette courbe ne fournit aucune indication sur le prix mais constitue seulement une courbe des intentions des acheteurs en présence de différents prix. La courbe de demande du consommateur pour un bien donné, indique que la quantité achetée du bien est fonction décroissante du prix de ce bien¹³.

Troisièmement, la contrainte temporelle de **[Becker G, 1960]** : Dans un ouvrage intitulé « *The Economic Approach to Human Behavior* » et un article paru sous le titre « *A theory of allocation of time* » [1965], **Gary Becker** a montré que le consommateur avait

¹⁰ Blancheton B. (2009), *Sciences économiques*, Dunod, 4eme édition, paris.

¹¹ <https://www.etudier.com/dissertations/La-Fonction-d'Utilit%C3%A9/363933.html>, consulté le 5 février 2021.

¹² <https://www.memoireonline.com/10/17/10051/m-Determinants-de-la-consommation-des-energies-renouvelables--Gomas-cas-l-energie-solaire7.html>, consulté le 8 février 2021.

¹³ <https://www.memoireonline.com/03/17/9729/m-Determinants-de-la-consommation-des-energies-renouvelables--Goma-cas-de-l-energie-solaire12.html>; consulté le 6 février 2021.

tendance à arbitrer entre les produits non seulement en fonction de leur prix mais également des gains de temps permis par l'usage de ces produits. Le temps est ainsi introduit sous l'angle d'une contrainte. Considéré comme une ressource rare qui s'impose au même titre que le revenu, le temps devient indissociable de la décision d'achat. En effet, la décision de consommer un montant déterminé de marchandises, requiert qu'un certain temps soit alloué aux individus, toutefois, ceux-ci peuvent dépenser plus de temps dans une activité s'ils le désirent. Les consommateurs doivent ainsi maximiser leur utilité sous la double contrainte du revenu et du temps. Il s'agit selon Becker de répondre à la question suivante: "Sachant que l'individu a une journée de 24 h, quel est le montant de biens et de temps qui maximise sa fonction d'utilité ?". C'est donc la rareté du temps (la ressource temps est en effet disponible dans un montant limité) qui engendre un coût d'opportunité positif¹⁴.

De là, nous concluons que pour les néoclassiques la consommation des ménages dépend du prix des biens qu'ils souhaitent obtenir. D'un point de vue macroéconomique, la fonction de consommation est née avec la théorie générale de Keynes [1936], sous une forme strictement macroéconomique. Keynes, en effet, ne s'est pas intéressé aux décisions individuelles de consommation et d'épargne de chacun des ménages, mais aux résultats de l'agrégation des microdécisions et donc à la fonction de consommation globale de l'ensemble des ménages de l'économie, en tant qu'élément fondamental de la demande globale. Concernant la détermination par les ménages du niveau de leur consommation, Keynes postulait une loi psychologique fondamentale, selon laquelle les hommes tendent à accroître leur consommation à mesure que le revenu croît, mais non d'une façon équitable.

Pour Keynes, le revenu est le seul est unique déterminant fiable de la consommation des ménages, et à partir de celui-là que les ménages décident d'augmenter ou de réduire leurs dépenses de consommation. Ce qui montre une propension moyenne¹⁵ ($PMC = c/y$) à consommer qui décroît avec le revenu.

Formellement, la fonction de consommation keynésienne s'écrit : $C_t = C_0 + C_Y$

Avec C_0 : la consommation autonome (la consommation lorsque le revenu est nul ou n'existe pas).

C : propension marginale à consommer¹⁶ (les variations de la consommation par rapport à la variation du revenu, $Pmc = \Delta c / \Delta Y$).

La stabilité de la fonction de consommation à court terme est la pierre angulaire du système keynésien. Pour que le principe multiplicateur fonctionne, il faut que la propension marginale à consommer soit constante et inférieure à l'unité. Pour cela quelques extensions et remises en cause de la fonction de consommation ont vu le jour¹⁷.

La première, repose sur les études en séries chronologiques qui font apparaître deux types de problèmes. D'une part, les études sur séries courtes, bien que conduisant à des estimations assez conformes à la fonction de consommation keynésienne, présentent de

¹⁴ Diemer M. " La consommation des ménages", *économie générale*.

¹⁵ La propension moyenne à consommer, désigne la part du revenu qui est consacrée à la consommation.

¹⁶ La propension marginale à consommer, Part du revenu supplémentaire affectée à la consommation.

¹⁷ Villieu P. (2002), *Macroéconomie : consommation et épargne*. Edition la découverte, paris.

mauvaise qualités prévisionnelles. D'autre part, un problème plus épineux survient dans les études sur séries de longs termes (50 ans), [Kuznets, 1946], a obtenu pour les Etats-Unis une fonction de consommation linéaire, avec une propension marginale à consommer sensiblement plus élevé qu'à court terme. Cette caractéristique infirme l'hypothèse d'une PMC décroissante avec le revenu¹⁸.

La deuxième, consiste en des études en coupe instantanée, qui consistent à associer, à un instant donné, la consommation et le revenu des ménages, classés par tranches de revenu. Cette dernière semble confirmer l'hypothèse keynésienne : la consommation croît moins que proportionnellement au revenu. Néanmoins, ces études montrent que la fonction de consommation se déplace vers le haut à mesure que le niveau de revenu augmente [Friedman, 1947]¹⁹.

Les doutes jetés sur la fonction de consommation de Keynes par ces résultats ont suscité de nombreuses reformulations, par exemple, en introduisant des retards d'ajustement dus aux habitudes de consommation.

Les habitudes de consommation ont d'abord été modélisées par [Duisenberg, 1948] et [Modigliani, 1949], sous la forme brutale d'une irréversibilité dans le comportement de consommation. S'il est plus facile d'augmenter que de réduire la consommation, le niveau de revenu le plus élevé atteint dans le passé exerce un « effet de crémaillère ou effet cliquet » sur la fonction de consommation de court terme. L'effet cliquet permet d'expliquer pourquoi la propension à consommer se comporte généralement de manière contra cyclique à court terme, tandis qu'elle est stable à long terme. Dans les phases de dépression la consommation baisse moins que le revenu courant, en raison de la force de rappel introduite par le revenu le plus élevé atteint antérieurement. Tandis que dans la phase d'expansion, la consommation augmente moins que le revenu, car le revenu le plus élevé atteint par le passé exerce un effet de freinage sur la consommation (la propension à consommer diminue)²⁰.

Cependant, la notion du revenu relatif apporte une autre explication, sans remettre en cause la fonction de consommation keynésienne. La théorie du revenu relatif postule que la propension à consommer d'un ménage dépend non seulement de son revenu, mais également d'un effet de démonstration exercé par les ménages des catégories sociales supérieures, qui pousse vers le haut la consommation des catégories inférieures.

Contrairement à Keynes, les auteurs classiques ont refusé l'idée de la loi psychologique fondamentale, du rôle de la propension marginale à consommer et du caractère stable de cette propension. Pour eux, la répartition du revenu courant entre consommation et épargne est un choix entre le présent et le futur.

En réponse à la fonction de consommation keynésienne (1936), [Friedman, 1957], développe la théorie du revenu permanent disant que la consommation d'un individu n'est pas uniquement fonction de son revenu à la période courante, mais plutôt de sa richesse humaine et financière.

¹⁸ Idem.

¹⁹ Idem.

²⁰ Idem, pp.22-23.

Dans son ouvrage, « *A theory of the consumption function* » il propose d'établir les fondements microéconomiques des comportements de consommation sur la base des choix intertemporels du consommateur.

On définit le revenu permanent comme l'annuité constante de la richesse. Pour Friedman, le revenu effectif est la somme du revenu permanent et du revenu transitoire, il assimile en pratique ces deux dernières, et considère que la consommation et le revenu permanent sont en relation stable. Cette théorie remet aussi en cause la stabilité de la fonction de consommation keynésienne et le mécanisme de multiplicateur²¹.

Il y a deux manières de présenter la théorie du revenu permanent. La première consiste à raisonner à partir de l'ensemble des revenus anticipés, la seconde à distinguer dans le revenu courant une composante transitoire et une composante permanente.

La première, la consommation dépend de la totalité des revenus anticipés : considérer que la consommation ne dépend pas du revenu courant mais de la totalité des revenus anticipés consiste à faire reposer la consommation sur les revenus actualisés du travail et d'actifs financiers détenus.

La seconde, la consommation dépend de la composante non transitoire du revenu : l'hypothèse de base est que les revenus courants subissent, d'année en année, des chocs temporaires aléatoires. Le revenu courant est donc formé par deux composantes : une composante permanente et une composante transitoire. Dans ce cas, le revenu permanent est la composante du revenu que les ménages s'attendent à conserver à l'avenir. Il représente donc la partie stable du revenu. Le revenu transitoire est la composante du revenu dont les agents ne prévoient pas le maintien à l'avenir. Il représente la différence à court terme entre le revenu courant et le revenu permanent²².

L'idée de base de la théorie du revenu permanent est que les ménages orientent leur consommation permanente en fonction de la partie permanente de leur revenu et adoptent un autre comportement face à leur revenu transitoire. Quand les revenus courants augmentent ou baissent temporairement, les ménages ne bouleversent pas complètement leurs habitudes de consommation. S'il s'agit d'une baisse temporaire, ils puisent dans leur épargne accumulée pour financer leurs dépenses normales de consommation ; s'il s'agit d'une augmentation temporaire, ils consacrent à l'épargne une proportion plus élevée de leur revenu que d'habitude. L'idée maîtresse derrière la théorie du revenu permanent est que la consommation courante est une proportion du revenu disponible courant, mais cette proportion est plus importante pour la partie du revenu qui est permanente et plus faible pour celle qui est transitoire. Les ménages épargnent une plus grande proportion de leur revenu transitoire que celle relative à leur revenu permanent. Si leurs revenus transitoires deviennent négatifs, ils puisent dans leurs épargnes pour maintenir leurs niveaux de vie. L'une des conséquences de la distinction entre le revenu permanent et le revenu transitoire est la variation de la PMC et de la PmC à court terme par rapport à leurs valeurs de long terme au cours du cycle économique. En effet, en période d'expansion économique, les ménages réalisent des revenus transitoires positifs et importants, ce qui les incite à l'épargne ; leur

²¹ Schubert K. (2000), *Macroéconomie : comportements et croissance*, économie, p.53.

²² Manuel Dunod, " fonction de consommation keynésienne", fiche 34.

richesse va donc augmenter. Ils ont un comportement inverse en cas de récession et de revenus transitoires négatifs²³.

Dans une continuité des idées de Friedman, [Modigliani et Ando, 1964], ont développé le modèle de cycle de vie. Selon eux, les individus établissent rationnellement leur choix d'épargne et de consommation sous contrainte de budget inter temporel, constituée de revenus futurs anticipés. Dans sa formulation la plus simple, la théorie du cycle de vie, ne prend pas en compte l'incertitude ni l'imperfection des marchés financiers.

L'hypothèse que va poser Modigliani est que le revenu est cyclique, qu'il est variable le long de la vie et que les ménages vont transférer une partie de leurs revenus des années " grasses " vers la consommation des années " maigres ". L'objectif de ces transferts de revenus est d'avoir une structure de consommation relativement stable durant toute la vie. La principale raison à l'origine des fluctuations des revenus est l'existence d'une période d'activité où les revenus sont relativement élevés et d'une période d'inactivité (la retraite) où les revenus sont relativement faibles, voire nuls. Le rôle de l'épargne, dans ce cas, est de répondre au désir des ménages de ne pas voir leur consommation baisser substantiellement durant la période de retraite. Cette incitation à épargner va avoir des implications sur la fonction de consommation. Ainsi, la contribution de Modigliani a établi que la consommation des ménages dépend en partie du revenu courant, mais elle dépend aussi de la richesse²⁴.

Sur l'ensemble de ces approches, nous constatons que chaque auteur propose une théorie contradictoire à celle de Keynes, qui est selon lui, l'hypothèse unique qui détermine la consommation. Pour cela, nous allons procéder à une analyse empirique qui nous permettra de clarifier ces divergences.

Section N°3 : Analyses empiriques de la fonction de consommation des ménages

La fonction de consommation est l'objet de diverses études. Pour cela, plusieurs théoriciens sont intéressés à la consommation et son impact par rapport à d'autres variables affectant son environnement. L'ensemble de ces analyses repose sur la vérification des théories économiques qui s'articule autour de notre problématique, en les projetant sur des modèles économétriques (approche VAR, ARDL, MCE, Co intégration ... etc.).

Dans cette section, nous avons résumé vingt-quatre études empiriques, qui sont classifiés selon un ordre chronologique, concernant certains pays développés ou en phase de développement. Leurs résultats, nous aiderons à développer de nouvelles hypothèses afin de conclure une réalité économétrique fiable.

[Aprahamian F et Alain P, 1968]²⁵, " *Consommation privée, dette publique et structure à terme des taux d'intérêt* " (L'exemple de la France et de l'Italie). Leur étude repose

²³ Idem, fiche 35.

²⁴ <https://www.tifawt.com/cours-macroeconomie/1%e2%80%99hypothese-du-cycle-de-vie-de-modigliani/> consulté le 19 mars 202.

²⁵ Aprahamian F et Alain P. (1968), " *Consommation privée, dette publique et structure à terme des taux d'intérêt : l'exemple de la France et de l'Italie* ", *revue économique*, pp.691-697.

sur les modèles à correction d'erreur, et montre que pour le cas de la France, la variation de consommation répond positivement aux variations de revenu et négativement à celle de taux d'intérêt à court terme. Et dans le cas de l'Italie le revenu a un impact positif et significatif sur la consommation et une baisse contemporaine des impôts provoque une variation négative de la consommation. Concernant les deux pays, à court terme, le taux d'intérêt possède un impact négatif sur la consommation contrairement à la période de long terme dont l'effet est positif.

Les résultats de l'analyse de [FLAVIN, 1981] impliquent qu'un changement non anticipé du revenu entraînerait un changement plus important des dépenses à la consommation qu'une modification anticipée du revenu. Flavin confirme empiriquement l'existence d'une relation entre la variation des dépenses de consommation et le revenu passé, puisque son modèle montre une sensibilité excessive de la consommation à ce même revenu passé.

[Bloch et Maurel, 1991]²⁶, "*consommation- revenu permanent : un regard d'économètre*". Il s'agit d'un test empirique du modèle de revenu permanent sous anticipation rationnelle ([Hall, 1978] et [Flavin, 1981]). En analysant les données de la France, ils ont conclu que la consommation et le revenu sont stationnaires en différence première. Et d'après les tests de Co intégration, il existe de diverses relations de long terme entre la consommation et le revenu et certaines variables démographiques ; entre la consommation, revenu et taux d'inflation, entre revenu et taux d'intérêt. Il n'existe pas de relation de long terme entre la consommation, revenu et patrimoine. D'après ces résultats, la théorie du revenu permanent-cycle de vie selon laquelle la consommation est influencée positivement par le patrimoine est rejetée par les données, à moins d'introduire une substituabilité entre consommation et investissement-logement. La justification de l'influence négative de l'inflation sur la consommation, par un effet d'encaisses réelles, est alors moins fondée. La forte influence positive du taux d'intérêt réel sur la consommation reste peu compréhensible. Enfin, les variables démographiques souvent mises en avant pour expliquer l'évolution des taux d'épargne à long terme ont bien un rôle à long terme, mais parfois avec des signes contraires à la théorie, ou seulement en différence première et non en niveau ; la variable temps paraît finalement mieux résumer les effets de l'agrégation des individus sur l'évolution du taux d'épargne. Après ces tests de Co intégration, ils ont estimé les équations de consommation sur données françaises sous la forme d'un modèle VAR en niveau comprenant la consommation (en logarithme), le revenu du travail (en logarithme), le taux d'inflation et éventuellement d'autres variables (taux d'intérêt réel, temps...), ces variables étant liées par des relations de Co intégration, ou bien, ce qui est équivalent, sous la forme d'un modèle multi varié à correction d'erreur. L'hypothèse du revenu permanent avec anticipations rationnelles dans son implication faible n'est pas totalement rejetée par les données françaises. Lorsqu'on utilise une notion de taux d'épargne corrigé du taux d'intérêt réel, le taux d'épargne cause au sens de Granger le taux de croissance du revenu du travail et serait ainsi un bon indicateur de l'évolution des revenus futurs. Par contre, l'hypothèse du revenu permanent avec anticipations rationnelles est bien rejetée, en France comme dans les autres pays, dans ses implications fortes, selon lesquelles d'une part la variation de la consommation corrigée serait imprévisible à partir de l'information du consommateur, et d'autre part la variation de la consommation corrigée serait égale à la révision du revenu permanent, et donc exactement liée à l'innovation sur le revenu du travail en logarithme. En

²⁶ Bloch L, Maurel F. (1991-1993), "*Consommation-revenu permanent : un regard d'économètre*", *économie & prévision*, n°99, pp. 113-144.

effet, le revenu du travail en logarithme est un processus stationnaire en différence, et même si l'on ne restreint pas l'information du consommateur à l'historique des revenus du travail, un choc sur le revenu du travail reste amplifié dans le revenu permanent. La consommation des ménages, même corrigée du taux d'intérêt, sur données françaises, s'avère beaucoup trop lisse.

[Christopher D et Carroll, 1992]²⁷, " *Comment les revenus futurs affectent-ils la consommation actuelle ?*, par les données de panel". Dans son étude réalisée aux États-Unis États, a étudié l'effet du revenu attendu de la vie entière sur la consommation et a constaté que la consommation était étroitement liée au revenu actuel projeté, mais n'était pas liée aux changements prévisibles du revenu.

[Tiff Macklem R, 1994]²⁸, " *la santé, le revenu disponible et la consommation au Canada* ", en utilisant l'approche VAR. Les résultats de l'estimation montrent que la richesse à un pouvoir explicatif sur la consommation, et le revenu disponible est un déterminant important de la consommation à court et long terme. De côté des fluctuations des prix n'ont pas un impact significatif sur la consommation agrégée, et le taux d'intérêt à un impact négatif sur la consommation qui est expliqué en raison d'un effet de substitution inter temporelle non significatif.

[Thomas J, 1995]²⁹, " *Tendances et cycles communs à la consommation et au revenu : implications pour le modèle de revenu permanent*". Il a proposé de tester un modèle alternatif au modèle canonique qui autorise un excès de sensibilité au revenu. Pour les deux modèles, il a analysé les implications pour la dynamique de la consommation et du revenu disponible. En revanche, le modèle canonique est incompatible avec l'existence d'une relation de coévolution entre la consommation et le revenu disponible. Cela est dû à la propriété de martingale de la consommation découlant ce modèle. Le modèle avec excès de sensibilité permet la présence d'une relation de coévolution entre la consommation et le revenu disponible. Il a montré qu'il pouvait estimer et tester cette relation de coévolution, soit par la technique des variables instrumentales, soit par l'estimation d'un VECM et des tests de restrictions inter-équations. Aux États-Unis, et dans une moindre mesure en France, il semble bien qu'il y ait un excès de sensibilité de la consommation au revenu. Il existerait donc une proportion significative de ménages contraints par les liquidités, ce qui expliquerait le rejet du modèle canonique. Cependant, les tests de validité d'un vecteur d'instrument et ceux directement issus d'un VECM contraint rejettent le modèle en excès de sensibilité en rejetant la relation de coévolution issue de la forme structurelle du modèle. Le modèle en excès de sensibilité est, lui aussi, mal spécifié. Les contraintes de liquidité (ou encore la non rationalité d'une partie des agents) n'expliquent pas totalement le rejet du modèle canonique. Cette extension du modèle canonique de revenu permanent apporte des éléments d'informations appréciables sur les relations entre le revenu et la consommation, mais elle reste insatisfaisante car elle ne tient pas suffisamment compte d'une particularité : l'existence d'une incertitude sur les revenus futurs. En effet, l'hypothèse d'une fonction d'utilité quadratique et la propriété d'équivalent certain qui en découle implique que le consommateur

²⁷ Christopher D. Carroll (1994), " How does future Income affect current consumption ? ", *The Quarterly Journal of Economics*.

²⁸ Tiff macklem R. (1994), " wealth, disposable income and consumption", *Technical report*, p.47.

²⁹ Thomas J. (1995), " Tendances et cycles communs à la consommation et au revenu : implications pour le modèle de revenu permanent", In: *Économie & prévision*, n°121, 1995-5, pp.19-38.

détermine sa règle de consommation optimale uniquement en fonction de ses revenus anticipés, et indépendamment de leur risque de revenu.

[Lanfia, 2000]³⁰, " *Le lissage de la consommation des ménages au Sénégal*". L'ensemble des études empiriques montre que le revenu permanent après impôt est le déterminant fondamental de la consommation des ménages. Plus de 90% de la consommation est expliqué par le revenu permanent. En conséquence, toute politique d'accroissement du revenu permanent tend à améliorer le bien-être des ménages. La décomposition de la population en ménages pauvres, moyens et riches, a permis de spécifier l'impact bien que faible de certaines variables sur la consommation de ces différentes catégories de ménage à savoir: taille du ménage, taux de dépendance du ménage, loyers imputés au ménage, dépôt d'épargne et impôts directs, ont une influence marginale sur la consommation des ménages. Il a montré aussi que les facteurs sociaux (psychologique et culturel) jouent un rôle non négligeable sur le niveau de consommation. Les résultats d'estimation montre que : lorsque les prix croissent, certains ménages anticipent des hausses futures de prix et augmentent en conséquence leur niveau de consommation présente ce qui explique une relation positive entre la consommation et les prix, les dépôts d'épargne financière influencent positivement la consommation des ménages au Sénégal, la taille des ménages est liée positivement à leur consommation, un accroissement ou une baisse de la taille des ménages peut augmenter ou diminuer leur niveau de consommation, le taux de dépendance du ménage exerce une influence négative sur la consommation et les loyers imputés des ménages exercent une influence positive sur la consommation des ménages hormis les ménages riches pour lesquels la relation inverse est constatée.

[Eugène B, Jean fils PH et Robert B, 2003]³¹, " *la consommation privée en Belgique*". Les résultats d'estimation pour la Belgique indiquent qu'à long terme la richesse humaine joue un rôle bien plus important dans la détermination du niveau de consommation que la richesse financière, celle-ci étant néanmoins significative, le taux d'intérêt se voit pour sa part affecté d'un signe négatif, qui reflète un effet de substitution inter-temporel. A court terme, la consommation réagit aux modifications dans ses déterminants, mais la taille du coefficient de corrections d'erreurs indique que les ménages n'ajustent que graduellement leurs dépenses suite à des modifications dans leurs revenus ou leur patrimoine.

[Lardic S et Mignon V, 2005]³², leurs études procèdent à une analyse relativement détaillée du paradoxe de deaton et des habitudes de consommation, en se basant sur une approche en terme de mémoire longue. Dans leur première démarche ont montré que la modélisation du revenu par un simple processus autorégressif est insuffisante. Cette modélisation permet de conclure en terme d'excès de lissage de la consommation par rapport au revenu pour quatre des cinq pays considérés (Allemagne, France, Etats unis et Canada), conclues aussi que le paradoxe de deaton disparaît en Allemagne et au Canada et atténué pour la France et les Etats unis dans le cas où ils tiennent compte de comportement de long terme des variations du revenu. Dans un second temps, ils sont attachés à expliquer le phénomène d'excès de lissage de la consommation par rapport au revenu constaté en France, et aux Etats unis. On modélisant par ARFIMA, les résultats montrent que les séries de taux

³⁰ Lanfia D. (2000), " *Le lissage de la consommation des ménages au Sénégal* ", *conférence des institutions d'enseignement et de recherches économiques et de gestion en Afrique*, pp.69-80.

³¹ Eugène B, Jeanfils PH et Robert B. (2003), " *la consommation privé en Belgique*", *banque nationale de Belgique*, Vol.39, p.36.

³² Lardic S et Mignon V. (2005), " *paradoxe de deaton et habitudes de consommation*", *revue d'économie politique*, Vol. 115, pp.129-160.

de croissance de consommation française et américaine sont caractérisées, par la présence d'une structure de dépendance de long terme entre la consommation et le revenu.

[Wilfrid et Batto, 2006]³³, " *Analyse des déterminants de la consommation des ménages au Bénin : approche par le modèle à correction d'erreur*". Les résultats montrent que le revenu est le principal déterminant de la consommation et a un effet positif sur cette dernière, contrairement à la variable prix qui a une influence négative à la consommation. Et taux d'intérêt relève d'un effet positif sur la consommation des ménages à long terme.

[Mudit K et Shamika R, 2009]³⁴, " *L'effet du taux d'intérêt sur la consommation des ménages : évidence d'une expérience naturelle en Inde*". Leur étude repose sur une approche de discontinuité de la régression. Les résultats montrent que la hausse du taux d'intérêt sur les dépôts entraîne une baisse des dépenses de consommation des ménages, et que les consommateurs ne varient pas parfaitement leur consommation en fonction des changements de taux d'intérêt attendus. La consommation réagit de manière significative aux changements du taux d'intérêt. A long terme l'effet du taux d'intérêt sur les dépenses de consommation est considérablement réduit (quand le taux d'intérêt augmente la consommation diminue et l'épargne accroisse), contrairement à la période de court terme dont le taux d'intérêt a un impact fort et significatif sur la consommation et l'épargne.

[Patrick, 2013]³⁵, " *consommation et épargne : une relation tumultueuse*". il apparaît que la relation entre consommation et épargne est fortement complexe, dépendant à la fois du niveau d'observation – micro, méso ou macroéconomique – et de la manière de concevoir l'épargne comme dépense temporaire de richesse ou comme patrimoine et la consommation.

[Maude CH, 2013]³⁶, " *la consommation des ménages au Québec*". Les résultats pour les régressions de long terme pour la période de 1981 à 2011 montrent que le PIB réel est la variable ayant le coefficient qui influence le plus l'ensemble des dépenses allouées à la consommation. Les dépenses de consommation de biens durables sont le plus corrélées avec cette variable. Par ailleurs, les estimations du prix réel des maisons au Québec indiquent que cette variable fait varier davantage les dépenses de biens de consommation non durables. Ensuite il a estimé la dynamique de court terme avec un modèle à correction d'erreur comprenant les résidus estimés de la régression de long terme pour la période de 1981 à 2011. Tout comme pour les régressions de long terme, le PIB est le coefficient significatif ayant le plus d'effet sur l'ensemble des dépenses de consommation entre 1981 et 2011. Et toutes variations des prix des maisons engendrent une variation plus élevée de même signe que les dépenses de consommation. Concernant le prix relatif, celui-ci a un pouvoir explicatif plus important pour les régressions de court terme, et les résultats montrent que toutes variations des dépenses de consommation sont expliquées par une baisse des prix relatifs et une hausse de taux d'intérêt réel engendre une baisse dans les dépenses pour l'ensemble de la consommation.

³³ Wilfrid et Batto. (2006), " *Analyse des déterminants de la consommation des ménages au Bénin* ", *mémoire maîtrise économique*, pp.12-13.

³⁴ Mudit K et Shamika R. (2009), " *The effect of interest rate on household consumption: evidence from a Natural Experiment in India*", *Department of Economics, Indian School of Business*, pp.12-20.

³⁵ Patrick C. (2013), " *consommation et épargne*", *idées économiques et sociales*, Vol.174, pp.41-50.

³⁶ Maude CH. (2013), " *la consommation des ménages au Québec* ", *mémoire de Maîtrise en économique, université de Laval*, pp.41-51.

[Mohamed I, 2014]³⁷, cette étude estime empiriquement les paramètres critiques de la fonction de consommation privée en Arabie Saoudite pour la période 1986-2008 en utilisant les moindres carrés ordinaires de Stock et Watson (1993). Les résultats empiriques confirment qu'il existe une relation significative entre la consommation privée réelle en Arabie Saoudite et à la fois le revenu réel et le taux d'intérêt réel, mais une relation non significative avec la richesse financière. Toutes les variables ont le signe théorique attendu (positif pour le revenu réel et la richesse financière, mais négatif pour le taux d'intérêt réel).

[Santos R, 2015]³⁸, " *estimation de la fonction de consommation dans l'hypothèse d'un revenu permanent: une comparaison entre le Nigéria et l'Afrique du sud*, en utilisant le modèle d'espérance adaptative de Cagan". Les résultats montrent l'existence d'une relation à long terme entre la consommation et le revenu pour les deux pays. L'étude à montrer pour le Nigeria que lorsque les consommateurs ont eu le temps de s'ajuster à la variation de revenu, ils augmenteront finalement leur consommation. De plus, les données pour le Nigeria suggèrent que le comportement des consommateurs est tourné vers l'avenir. Dans le cas de l'Afrique du Sud, l'étude montre que la consommation passée a un effet sur la consommation actuelle. De plus, il est révélé que le comportement des consommateurs sud-africains est également tourné vers l'avenir, mais pas autant que celui des Nigériens.

[Centre de recherche, d'analyses des échanges et statistiques, 2015]³⁹, " *analyse des déterminants de la consommation au Sénégal*". A partir des résultats d'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires, ils ont conclu que la caractéristique fondamentale de la fonction de consommation développée dans la littérature économique tant par les keynésiens que par les néo – classiques selon laquelle le revenu est le principal déterminant de la consommation est vérifiée. La consommation est liée négativement à l'indice des prix mais de façon non significative. Les études économétriques nous ont révélé qu'en dehors du revenu (PIB), qui a un effet positif, et L'IPC qui a un effet négatif, d'autres variables tels que les exportations (EX), les importations (IMP) exercent une influence négative et positive sur la consommation. En plus de ces variables, l'épargne (Ep) est également apparue comme variable explicative. Elle intervient seulement à long terme et a un effet négatif sur la consommation avec qui elle compose « l'absorption » du revenu (quand l'épargne augmente la consommation diminue).

[Mylène A, 2015]⁴⁰, " *Les déterminants du crédit à la consommation au Canada*". Les différentes régressions réalisées font clairement ressortir le revenu disponible (donc la richesse monétaire) d'un individu comme le critère qui joue le plus fort impact sur la décision d'emprunt des ménages que ce soit dans le long terme ou le court terme. Le test d'asymétrie n'a pas permis de distinguer de différence d'amplitude entre l'impact de la hausse ou de la baisse des revenus sur l'endettement pour fin de consommation. Les autres variables (richesse financière et richesse immobilière) jouent aussi un rôle significatif pour expliquer

³⁷ Mohamed I. (2014), " The Private Consumption Function in Saudi Arabia ", *american journal of business and management*, Vol. 3, No. 2, p.114.

³⁸ R. Santos A. (2015), " estimating Consumption Function under Permanent Income Hypothesis: A Comparison between Nigeria and South Africa", *International journal of academic research in business and social sciences*, p.296.

³⁹ Centre de recherche, d'analyses des échanges et statistiques. (2015), " analyse des déterminants de la consommation au Sénégal", *ministre du commerce, du secteur informel, de la promotion des produits locaux et des pme*, pp.21-22.

⁴⁰ Mylène A. (2015), " les déterminants du crédit à la consommation au Canada", *mémoire*, pp.24-36.

l'endettement. Dans le cas de la richesse immobilière, une forte hausse du prix de l'immobilier affecte de façon significative la demande de crédit à la consommation. Donc, la hausse du crédit à la consommation est due à la hausse actuelle du prix de l'immobilier dans un grand nombre de provinces canadiennes. L'indice de confiance des entrepreneurs a une influence plus importante sur l'offre de crédit durant les années quatre-vingt-dix que par la suite.

[Al-Salamin H et Al-Hassan E, 2016]⁴¹, " *L'impact de la tarification sur le comportement d'achat des consommateurs en Arabie Saoudite : Étude de cas Al-Hassa, en utilisant une étude pilote et exploratoire*". Les chercheurs mesurent l'impact du niveau de prix d'une entreprise sur la psychologie et le comportement du consommateur. Selon leurs conclusions, il existe des relations positives entre les prix et le comportement du consommateur.

[Osei Bonsu CH et Muzindutsi P, 2017]⁴², " *Déterminants macroéconomiques des dépenses de consommation des ménages au Ghana*". Cette étude a utilisé une approche de Co intégration multi variée pour analyser les déterminants macroéconomiques des dépenses de consommation des ménages au Ghana. Les résultats de cette étude ont montré que le revenu et l'inflation ont un effet à long terme sur les dépenses des ménages au Ghana. À court terme ils ont montré que les dépenses des ménages sont principalement déterminées par les changements du niveau des prix et ont un effet d'entraînement sur le revenu réel et le taux de change réel (à court terme, la consommation des ménages n'est affectée que par les changements du niveau des prix, alors qu'elle a un effet significatif sur le taux de change réel et la croissance économique réelle). Ces résultats impliquent que les changements dans les habitudes de dépenses des ménages n'affectent pas seulement la croissance économique ou le revenu, mais aussi le marché monétaire ghanéen. Il est donc conclu que les changements dans les niveaux de prix et des anticipations d'inflation ont un effet à court et long terme sur la consommation des ménages.

[Eberechi B, Florence O & Kingsley O, 2017]⁴³, " *Déterminants des dépenses globales de consommation au Nigeria (1981-2015) par l'approche ARDL*". Les résultats de la régression ont révélé que le produit intérieur brut (une approximation du revenu) représentait des changements significatifs dans les dépenses de consommation globale à long terme et à court terme. Ainsi, il a été conclu que la théorie keynésienne de l'hypothèse du revenu absolu est vérifiée pour le Nigeria, même lorsque d'autres variables macroéconomiques telles que le taux d'inflation, le taux du gouvernement sont utilisées. En outre, le taux d'intérêt a joué un rôle significatif dans la modification du niveau des dépenses de consommation à long terme. D'autres conclusions du test de causalité de Granger ont révélé que le taux d'inflation était un prédicateur de la consommation et du revenu. Cela signifie que l'inflation pourrait affecter la consommation globale par le biais de l'effet multiplicateur de l'inflation, du revenu et du taux d'intérêt dans le processus économique.

⁴¹ Al-Salamin H et Al-Hassan E. (2016), " The impact of pricing on consumer buying behavior in Saudi Arabia : Al-Hassa Case Study", *European journal of business and management*, p.72.

⁴² Osei Bonsu CH et Muzindutsi P. (2017), " Macroeconomic Determinants of Household Consumption Expenditure in Ghana: A Multivariate Cointegration Approach ", *International journal of economics and financial issues*, p.43.

⁴³ Eberechi B, Florence O & Kingsley O. (2017), " Determinants of Aggregate Consumption Expenditure in Nigeria (1981-2015) ", *international journal of economics and financial management Vol. 2*, p. 61.

[Arbind Ch, 2017] ⁴⁴, " *Estimation de la fonction de consommation globale pour le Népal: approche de test lié à l'ARDL de l'analyse de Cointégration*". Les résultats étaient : l'existence d'une association à long terme entre les variables sélectionnées. Le revenu réel, le taux de change le revenu réel, le taux de change, le taux d'intérêt et le taux d'inflation sont des déterminants significatifs de la fonction de consommation globale réelle à court et à long terme au Népal. Le coefficient d'élasticité du revenu réel a été trouvé plus élevé, tandis que le coefficient des autres variables est faible mais significatif. Cela indique l'existence d'une relation robuste entre revenu et consommation. De la même manière, le taux d'intérêt réel et le taux d'inflation ont des coefficients significativement négatifs à court et à long terme contrairement à l'investissement qui possède un effet positif sur la consommation et le revenu.

[Keho Y, 2019] ⁴⁵, " *Une analyse économétrique des déterminants de la consommation privée en Côte d'Ivoire*". En utilisons l'approche du retard distribué autorégressif (ARDL). Les résultats empiriques indiquent que le revenu, la richesse, la consommation publique, l'inflation et le taux d'intérêt sont des déterminants clés de la consommation privée à long terme en Côte d'Ivoire. En outre, un revenu courant plus élevé est associé à une consommation privée plus élevée. Cette relation est valable à la fois à court et à long terme et soutient l'hypothèse keynésienne du revenu absolu en Côte d'Ivoire. Les résultats de la recherche révèlent également que la consommation publique a un effet positif sur la consommation des ménages tandis que l'inflation et le taux d'intérêt réel sur les dépôts présentent des effets négatifs. L'effet négatif du taux d'intérêt implique que l'effet de substitution domine l'effet revenu à long terme. Une autre implication de ces résultats est que l'augmentation des taux d'intérêt sur les dépôts peut être efficace pour stimuler l'épargne intérieure. A court terme la dépense de consommation finale des ménages est principalement déterminée par le revenu et la richesse. Les effets de l'inflation et du taux d'intérêt réel sur les dépôts se sont révélés insignifiants (une baisse de taux d'intérêt et de l'inflation est recommandée pour accroître la consommation des ménages). Il convient de noter que l'effet du revenu sur la consommation à court terme s'est avéré inférieur à ce qu'il était à long terme. De plus, la consommation privée s'est avérée plus sensible au revenu courant.

[Al Gahtani G, Bollino C et Bigerna S, 2019] ⁴⁶, " *Estimation de la fonction de consommation des ménages en Arabie saoudite: une approche de correction d'erreur*". Les résultats économétriques confirment l'existence d'effets statistiquement significatifs à la fois sur le revenu et la richesse, en plus des effets de prix et de taux d'intérêt réel. Ces auteurs ont conclu que toutes variations de revenu génèrent une variation de consommation positive à court et à long terme, et un choc positif de la richesse provoque une baisse de la consommation à court terme et une hausse à long terme.

[Zeynalova Z et Mammadli M, 2020] ⁴⁷, " *Analyse des facteurs économiques affectant les dépenses de consommation des ménages en Azerbaïdjan*", (en utilisant les MCO et la

⁴⁴ Arbind Ch. (2017), " estimation of agregate consumption function for Nepal : ARDL Bound Testing Approach", *NRB economic review*, p.62.

⁴⁵ Keho Y. (2019), " An econometric analysis of the determinants of private consumption in Cote d'Ivoire", *Theoretical economics letters*, Vol.9, p.955.

⁴⁶ Al Gahtani G, Bollino C et Simona B. (2019), " estimation de la fonction de consommation des ménages en arabie saoudite : une approche de correction d'erreur", *économie appliquée*, Vol.52.

⁴⁷ Zivar Z et Mammadli M. (2020), " Analysis of the economic factors affecting household cuncumption expenditures in azerbaijan", *Journal of critical reviews*, vol.7, p.247.

régression multiple). D'après les résultats de l'analyse de régression, les variables indépendantes qui ont une relation linéaire avec les dépenses de consommation des ménages sont l'impôt sur les sociétés, la TVA et le taux de change. D'autre part, les relations linéaires entre l'impôt sur le revenu et le revenu disponible sur les dépenses de consommation des ménages ne sont pas significatives. De plus, en analysant ces variables séparément, une relation linéaire entre le taux de change et les dépenses de consommation est observée et indique qu'une augmentation du taux de change entraîne une augmentation des dépenses de consommation des ménages. Une autre relation positive a été observée entre l'impôt sur les sociétés et les dépenses de consommation des ménages de même pour le revenu, tous accroissements de ces deux derniers contribuent à l'augmentation de la consommation des ménages.

Conclusion

Représentant une importante part de l'activité économique dans le monde, il est primordial d'essayer d'analyser comment les dépenses de consommation seront affectées selon l'environnement des consommateurs. Et en analysant les modèles macro-économétriques d'inspiration keynésienne qui font jouer au revenu un rôle central dans la détermination de la consommation des ménages, nous concluons à partir de cette dernière, plusieurs variables qui peuvent être significatives à la détermination de niveau de consommation des individus.

Après avoir étudié l'écart entre l'analyse keynésienne et empirique, nous constatons que le revenu est sans doute est l'un des déterminants de la consommation des ménages, mais non pas l'unique. Plusieurs autres facteurs contribuent à l'évolution ou à la désagrégation de niveau de consommation de l'ensemble de l'économie.

Certains critères, sont de nature sociologique et même psychologique, et jouent un rôle important dans la détermination de niveau de consommation. D'autres, sont de nature économique, et révèlent un lien positif ou négatif sur la fonction des ménages. On trouve :

L'épargne, à long terme affecte la consommation des ménages négativement, plus la consommation accroît moins l'épargne évolue dans le futur.

Le taux d'intérêt, joue un double rôle. À la fois, sur le court terme exerce un effet négatif, contrairement à long terme, dont il possède un impact positif.

L'inflation, selon quelques études, peut avoir un effet positif sur la consommation du fait que, si les prix augmentent dans le futur les ménages tendent à augmenter leur consommation actuelle. Mais selon d'autres, les prix affectent négativement les dépenses de consommation des ménages.

Sans se limiter à ces précédentes variables explicatives, on trouve : richesse, exportation, importation, taux de change, taux de dépendance des ménages, taille de la population et habitudes de consommation...etc. ces derniers impactent aussi réellement la fonction de consommation des ménages positivement ou négativement.

Chapitre 2

L'évolution des déterminants de la consommation des ménages en Algérie entre 1970-2019

Introduction

Au moment de l'indépendance, la rupture avec l'économie de marché, héritée de la période coloniale, au profit d'une politique économique égalitariste du type socialiste était la seule option recevable pour les dirigeants du front de libération nationale (FLN), surtout que le paysage économique algérien à ce temps était un chantier perpétuel⁴⁸.

L'Algérie a connu plusieurs phases de développement caractérisant sa transition économique sociale, soit dans le secteur industriel, agricole, environnemental et social. Plusieurs réformes ont été adoptées afin d'améliorer la situation de cette dernière.

Dans ce contexte de réformes, nous allons essayer de traduire brièvement dans un premier lieu, la position de l'économie algérienne après l'indépendance. En deuxième lieu, nous étudierons l'évolution de la consommation des ménages entre 1970 à 2019 en se référant aux différentes enquêtes effectuées par l'ONS. À la fin, nous analyserons l'évolution des déterminants de la consommation des ménages et leurs impacts (revenu, taux d'inflation, épargne, taux de croissance démographique, taux de réescompte, les importations).

Section N°1 : Evolution macroéconomique de l'économie algérienne

Depuis son indépendance en 1962, l'Algérie a lancé de grands projets économiques pour mettre en place une assise industrielle dense⁴⁹. L'économie algérienne est définie par 5 phases :

- De l'indépendance jusqu'au 1987-88 : économie socialiste, planification centralisée.
- 1987- 88 à 1991 : réformes (libération économique et politique).
- 1992 à 1993 : remise en cause des réformes.
- 1993 - 94 à 1999 : ajustement structurel.
- Depuis la fin des années 1990 : ouverture de l'économie.

L'Algérie sociale a exprimé sa perspective centrale de son développement économique, soit le développement de ces forces productives au double sens qualitatif et quantitatif, ainsi que l'élévation du niveau de vie de sa population, grâce à une politique active d'industrialisation. Sur ce, l'Algérie a donc, dans sa stratégie de développement, priorisé l'industrie, considérée comme seule à même de propulser rapidement le pays dans la modernité et d'exposer son autonomie économique.

La période 1962–1971 de l'économie algérienne est marquée principalement par la nationalisation des secteurs clés de l'économie et la création d'entreprises publiques ainsi que la mise en place d'un processus de planification centralisée, la création d'une structure industrielle ainsi que le parachèvement des institutions publiques. L'année 1966 a été marquée par la nationalisation des mines et des compagnies d'assurances étrangères et la

⁴⁸ Bouhou K. (2009), " l'Algérie des réformes économiques : un goût d'inachevé", *politique étrangère*, p. 323.

⁴⁹ https://fr.wikipedia.org/wiki/%C3%89conomie_de_l%27Alg%C3%A9rie, consulté le 15 avril 2021.

signature d'accords de coopération avec la France, tandis que l'année 1971 a été marquée par la nationalisation des hydrocarbures avec l'acquisition par l'État de 51 % des avoirs des sociétés pétrolières françaises présentes en Algérie⁵⁰.

- **Crise de 1985-1986 :**

Au début des années 1980, l'économie algérienne commence à être restructurée, et l'aggravation de la crise économique en Algérie à la suite du choc pétrolier dès 1986. La baisse régulière du prix du brut amorcée à la mi-1985 s'accélère brutalement en 1986. Le niveau des prix atteint son plancher et dévoile brutalement les dysfonctionnements structurels de l'économie algérienne. La chute des prix du pétrole de 40 % réduit à néant les illusions de puissance du potentiel industriel algérien et révèle la dépendance et la fragilité d'un système construit sur la seule performance du secteur des hydrocarbures⁵¹. Rapidement, toute l'économie est paralysée.

- **1988-91 lancements du processus de réformes économiques :**

Après ces dégradations des prix du pétrole, ainsi que les émeutes de 1988, l'Algérie engage un processus de réformes économiques, qui est de même, le point de départ d'une mise en œuvre d'un processus d'ouverture politique. L'élaboration de ce programme, qui vise explicitement à rétablir les lois du marché dans le fonctionnement de l'économie et en particulier à restaurer la contrainte financière sur les banques et les entreprises publiques, avait commencé en 1986, mais les conditions politiques de sa mise en œuvre n'apparaissent qu'en 1989⁵², à un moment où la situation économique et sociale était devenue très défavorable. En cette période, un processus de réforme doit s'étendre à l'ensemble de l'économie, visant à autonomiser l'économie du politique ; et mettre en place les instruments d'une véritable politique économique. Dans cet esprit, le rééchelonnement de la dette extérieure voulait être évité et l'ajustement interne mené indépendamment d'une négociation financière avec les institutions internationales. De plus, afin de pouvoir faire face à la contrainte extérieure, la même année, l'Algérie obtient du FMI un crédit conditionné à des critères de performance⁵³.

- **Interruption de la réforme et «Économie de guerre» 1992-1994**

L'Algérie signe un deuxième accord entre le FMI et la banque mondiale en juin 1991, afin de poursuivre la mise en œuvre des programmes d'amendement dans la plupart des secteurs, ce dernier est caractérisé par : la liberté de fixer les prix des biens, réduire le rôle de la trésorerie, l'indépendance des institutions dans la prise de décisions administratives et financières sur la base du marché et des indicateurs de rentabilité économique et l'autorisation de l'état au secteur privé d'y participer au commerce.

⁵⁰ <https://www.bladi.info/threads/algerie-explosion.463696/>, consulté le 15 avril 2021.

⁵¹ https://wikimonde.com/article/%C3%89conomie_de_l%27Alg%C3%A9rie, consulté le 15 avril 2021.

⁵² <https://www.algerie-eco.com/2017/04/01/leconomie-algerienne-parasitee-affairistes/>, consulté le 21 avril 2021.

⁵³ Idem, consulté le 21 avril 2021.

- **Le programme d'ajustement structurel (1994-98) et l'ouverture de l'économie :**

En 1994, en situation de cessation de paiements, le gouvernement demande le rééchelonnement de sa dette extérieure et doit négocier un PAS avec le FMI et la Banque Mondiale (1994-1998). Les discussions achoppent alors sur les questions du secteur public, sa restructuration et sa privatisation, sur le rôle de l'État en tant qu'acteur économique ainsi que sur la libéralisation du commerce extérieur. À partir de ce moment, la transition sera largement soumise aux exigences du PAS⁵⁴. En contrepartie, l'Algérie s'engage sur un plan d'ajustement structurel comprenant des mesures de stabilisation macro-financières qui repose sur la réduction de l'inflation, dévaluation de dinars algériens dans les transactions commerciales avec l'extérieur, libéralisation du commerce et restauration des équilibres internes et externes⁵⁵.

Section N°2 : Évolution des dépenses de consommation des ménages

La consommation des ménages est un indicateur déterminant de la santé économique du pays. L'économie, a révélé des phases de dépression et de croissance suite aux variations des facteurs qui les caractérisent.

L'Algérie, contient des formulations qui fluctuent son niveau de consommation, et dans cette section nous allons nous baser sur le cas de l'Algérie entre 1970 à 2019.

1) Aperçue sur les enquêtes de L'ONS sur les dépenses de consommation des ménages :

Les données des enquêtes sur la consommation des ménages permettent d'évaluer le niveau des dépenses des ménages et de dresser un profil du consommateur. Elles permettent également d'apprécier le niveau de la pauvreté et de saisir les disparités en matière de consommation entre les différentes catégories sociales⁵⁶.

L'enquête sur les dépenses de consommation revêt une importance particulière en matière de données statistiques nécessaires à une estimation des dépenses de consommation et des revenus des ménages, particulièrement dans le contexte socioéconomique actuel. C'est une enquête multidimensionnelle qui a été réalisée afin d'estimer les dépenses de consommation des ménages pour l'année d'enquête et d'établir des indicateurs couvrant les différents aspects des conditions de vie des ménages. Les enquêtes sur les dépenses de consommation des ménages sont menées toutes les 10 années et sont parmi les plus importantes que mène l'ONS au regard de leurs objectifs et de leur particularité (organisation, durée sur terrain...)⁵⁷.

⁵⁴ Talahite F. (2010) " Réformes et transformations économiques en Algérie". Économies et finances, Université Paris-Nord - Paris XIII, pp. 8-16.

⁵⁵ Idem, p. 13.

⁵⁷ Office national des statistiques. (2011), " Enquête sur les dépenses de consommation et le niveau de vie des ménages en Algérie". Collections statistiques N° 195, série S. Statistiques sociales. p : 3.

Chapitre 2 : L'évolution des déterminants de la consommation des ménages en Algérie entre 1970-2019

Cinq (5) grandes enquêtes de ce genre ont été menées depuis l'indépendance de l'Algérie (1966/1967, 1979/1980, 1988/1989, 2000/2001, 2011).

1-1) L'enquête de 2000 - 2011 :

L'enquête de 2000 et 2001 sur les dépenses de consommation et le niveau de vie des ménages 2011 est portée sur un échantillon représentatif de 12 150 ménages répartis à travers le territoire national. La collecte de l'information sur les 900 produits que compte la nomenclature des biens et services a duré une année entière sur le terrain afin de prendre en charge les effets de saisonnalité de la consommation, les principaux résultats de cette enquête sont présentés ci-dessous :

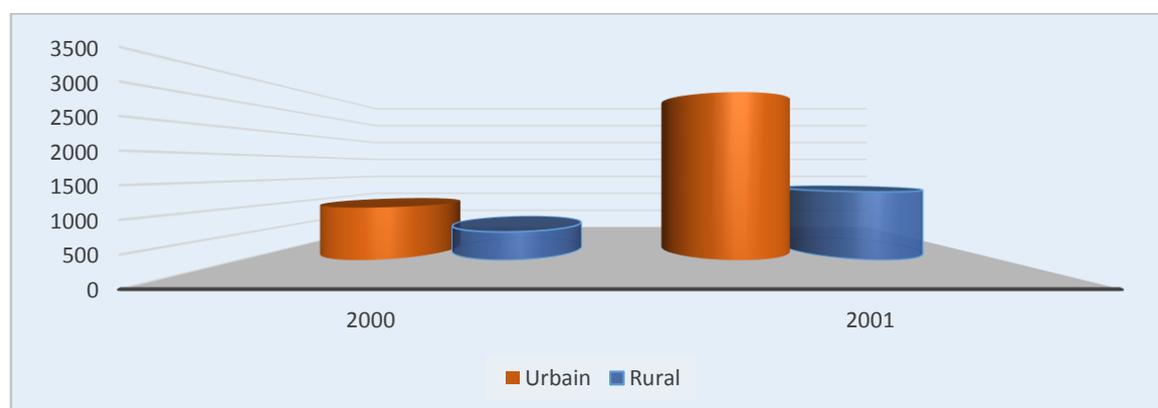
- Évolution de la structure de la consommation par zone :

Tableau 1 : Évolution des dépenses annuelles par dispersion entre 2000 et 2011 en milliards de DA

Dispersion	Années	2000		2011	
		valeur	%	valeur	%
Urbain		995,6	65%	3 194,1	71.1%
Rural		535,8	35%	1 295,4	28.9%
National		1 531,4	100%	4 489,5	100%

Source : l'office national des statistiques.

Figure 2 : Évolution des dépenses annuelles par dispersion entre 2000 et 2011 en milliards de DA.



Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

4 489,5 Milliards de DA sont dépensés en 2011 par les ménages algériens contre 1531,4 Milliards de DA en 2000. La dépense a presque triplé durant la décennie au niveau national. En effet, la part des dépenses dans le milieu urbain a augmenté par rapport à l'an

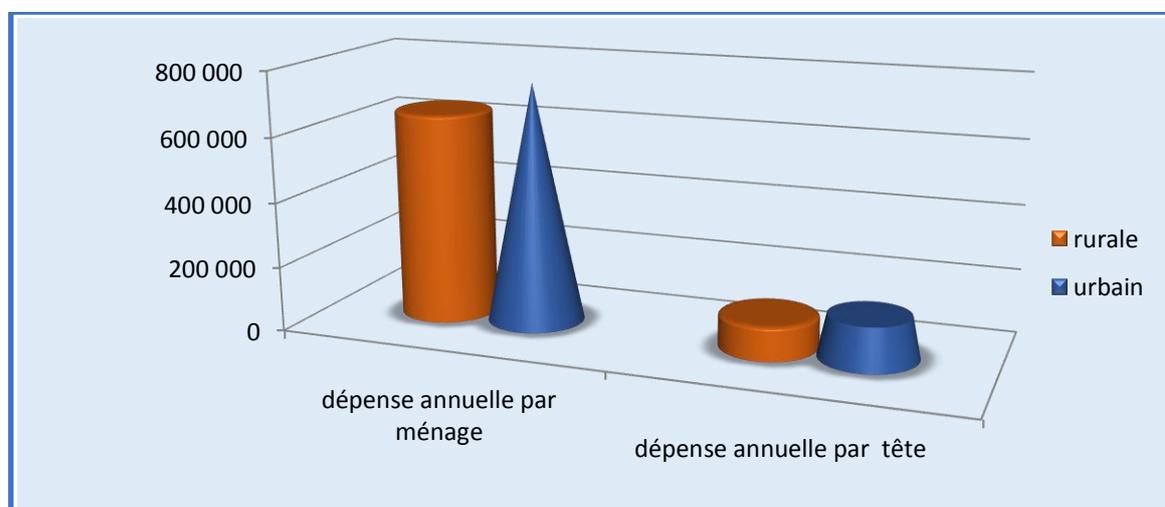
2000 passant de 65% à 71,1%. L'urbanisation croissante de la population dont le taux est passé de 58,3% en 2000 à 66,3% en 2011 explique cet état de fait⁵⁸.

Tableau 2 : Répartition des dépenses annuelles des ménages par âge et par tête en 2011 en milliards de DA.

dispersion	Dépenses annuelles par ménage	Dépenses annuelles par tête
	Annuelle	annuelle
rurale	652 003	104 660
Urbain	746 585	131 231

Source : office national des statistiques.

Figure 3 : Répartition des dépenses annuelles des ménages par âge et par tête en 2011 en milliards de DA.



Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

Un ménage algérien dépense en moyenne 59 700 DA par mois, avec une dépense relativement plus importante dans le milieu urbain soit 62 200 DA contre 54 330 DA en milieu rural. Per capita, cette dépense est de l'ordre de 10.190 DA par mois au niveau national. Elle est de 8.720 DA dans le rural et atteint 10.930 DA dans l'urbain⁵⁹.

⁵⁸ Office national des statistiques. (2011), " *Enquête sur les dépenses de consommation et le niveau de vie des ménages en Algérie*". Collections statistiques N° 183, série S : Statistiques sociales. p : 30.

⁵⁹ Office national des statistiques. (2011), " *Enquête sur les dépenses de consommation et le niveau de vie des ménages en Algérie*". Collections statistiques N° 183, série S : Statistiques sociales. P : 23.

Chapitre 2 : L'évolution des déterminants de la consommation des ménages en Algérie entre 1970-2019

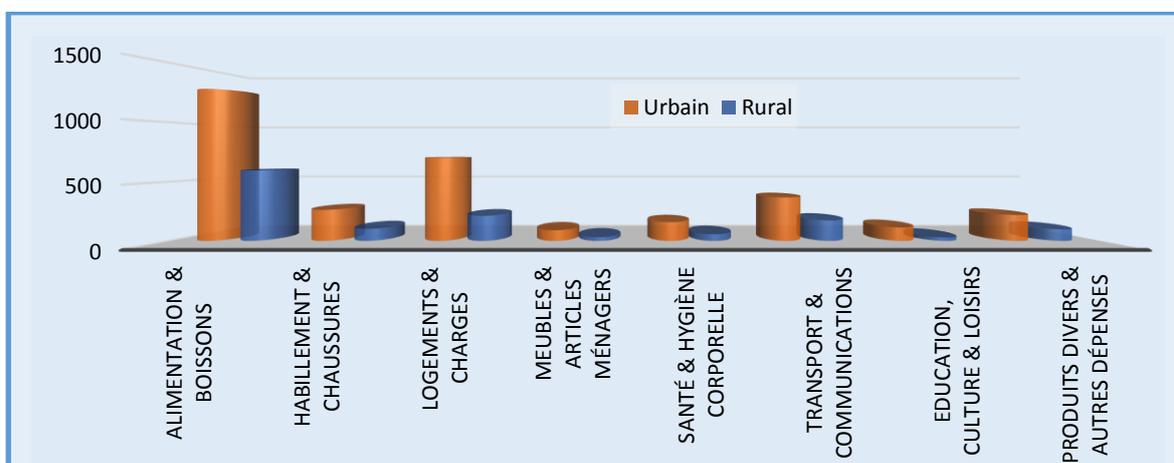
- Evolution de la structure de la consommation par secteur :

Tableau 3 : Répartition et structure des dépenses totales annuelles des ménages selon la dispersion et les groupes de produits en milliards de DA

Dispersion	Rural		Urbain		Ensemble	
	Valeur	%	Valeur	%	Valeur	%
Alimentation & boissons	1281,1	40,1	594,3	45,9	1875,3	41,8
Habillement & chaussures	261,9	8,2	101,6	7,8	363,5	8,1
Logements & charges	703,9	22	211,7	16,3	915,5	20,4
Meubles & articles ménagers	90,1	2,8	32,1	2,5	122,2	2,7
Santé & hygiène corporelle	158,2	5	55,9	4,3	214,2	4,8
Transport & communications	366,8	11,5	173,2	13,4	540	12
Education, culture & loisirs	113,3	3,6	29,1	2,2	142,7	3,2
Produits divers & autres dépenses	218,5	6,8	97,5	7,5	316,1	7
Ensemble	3194,1	100	1295,4	100	4489,5	100

Source : enquête 2011 de l'ONS

Figure 4 : Répartition et structure des dépenses totales annuelles des ménages selon la dispersion et les groupes de produits en milliards de DA



Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

Chapitre 2 : L'évolution des déterminants de la consommation des ménages en Algérie entre 1970-2019

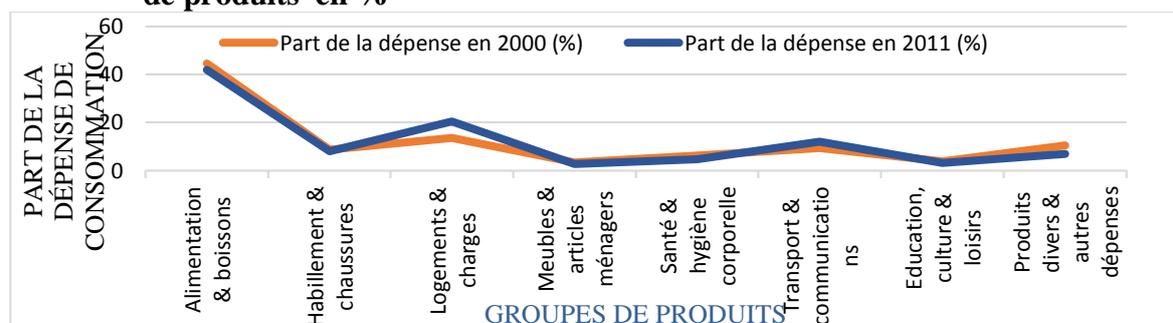
Près de 42% des dépenses annuelles des ménages algériens sont consacrées aux besoins alimentaires avec 46% dans le rural contre 40% dans l'urbain. Le groupe « logements & charges » occupe la seconde place avec un taux égal à 20,4% au niveau national : cette part est plus élevée dans l'urbain avec 22% contre 16,3% dans le rural. Les dépenses consacrées aux « transports & communications » viennent en troisième position avec une part égale à 12%. Elles sont directement suivies par le groupe « habillements & chaussures » avec un taux avoisinant les 8% aussi bien au niveau national qu'au niveau des deux dispersions⁶⁰.

Tableau 4 : Évolution des dépenses annuelles totales entre 2000 et 2011 selon les groupes de produits en %

Groupes de produits	Part de la dépense en 2000 (%)	Part de la dépense en 2011 (%)	Ecart
Alimentation & boissons	44,6	41,8	-2 ,8
Habillement & chaussures	8,6	8,1	-0,5
Logements & charges	13,5	20,4	6,9
Meubles & articles ménagers	3,4	2,7	-0,7
Santé & hygiène corporelle	6,2	4,8	-1,4
Transport & communications	9,4	12	2,6
Education, culture & loisirs	3,9	3,2	0,7
Produits divers & autres dépenses	10,4	7	3,4
Total	100	100	0

Source : enquête 2011 de l'ONS

Figure 5 : Évolution des dépenses annuelles totales entre 2000 et 2011 selon les groupes de produits en %



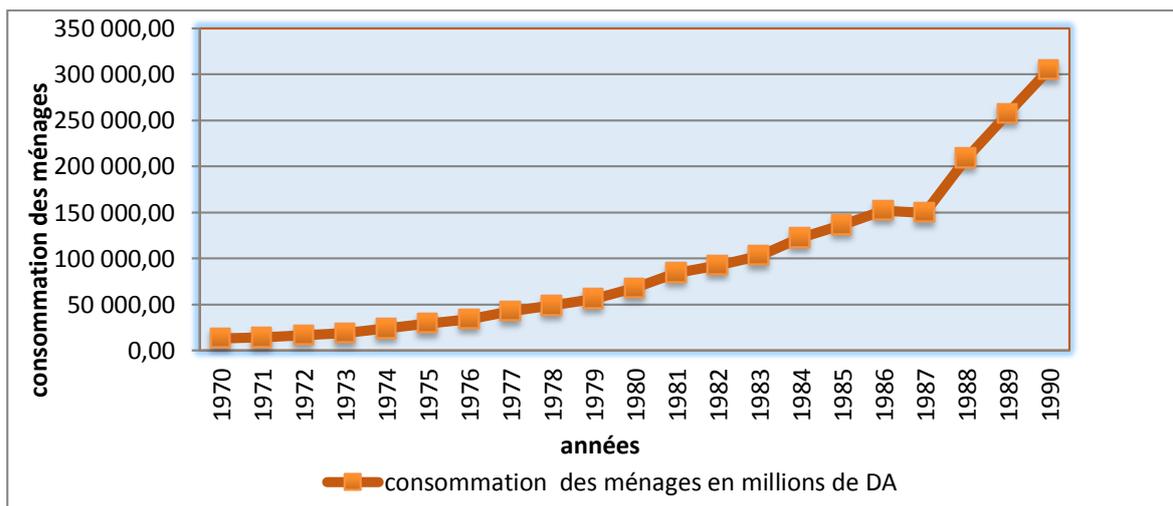
Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

⁶⁰ Office national des statistiques. (2011), " Enquête sur les dépenses de consommation et le niveau de vie des ménages en Algérie". Collections statistiques N° 183, série S : Statistiques sociales. P : 2.

La part de la dépense alimentaire dans le budget des ménages algériens a baissé de 2,8 points entre 2000 et 2011. À l'inverse, le groupe « logements & charges » enregistre une forte hausse et garde ainsi la seconde place avec un taux majoré de presque 7 points 6,9. Il en est de même pour le groupe « transports & communications » qui gagne une place grâce à une augmentation de sa part dans le budget des ménages de 2,6 points.

2) L'évolution de la consommation des ménages entre 1970-2019 :

Figure 6 : L'évolution de la consommation des ménages en millions de DA entre 1970-1990



Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

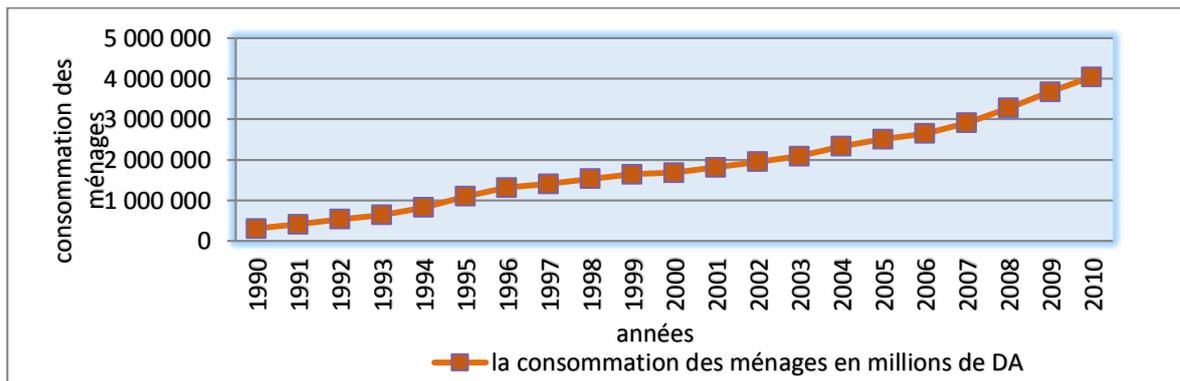
À partir des données de site de l'ONS nous remarquons que la consommation des ménages en Algérie n'a pas cessé d'augmenter depuis 1970, ce qui explique une tendance haussière importante.

Nous analysons la période entre 1970 à 1990, et on remarque que :

- La consommation des ménages évolue légèrement entre 1970 et 1978.
- Nous observons une hausse très importante durant l'année 1979 et cela peut s'expliquer par plusieurs facteurs (augmentation spectaculaire des prix du pétrole).
- De 1979 à 1990 l'économie algérienne est en évolution continue à l'exception de l'année 1987 (149 865,7 millions de DA). À cette période les ménages ont connu une légère baisse de consommation (en cause de la baisse des prix du pétrole ; le contre-choc pétrolier de 1986 qui a porté un coup dur à une économie quasiment rentière, c'est la période des plans anti-pénurie et de stabilisation).

À partir du graphique, nous pouvons résumer qu'à cette période, la consommation des ménages algériens n'est pas stable. Cette dernière a connu des fluctuations légères en fonction de plusieurs critères qui peuvent caractériser ces années de 1970 à 1990. Les événements qui affectent la consommation sont : la pauvreté en cause des années de guerre, faible revenu, chômage ...etc.

Figure 7: L'évolution de la consommation des ménages en millions DA entre 1990-2010

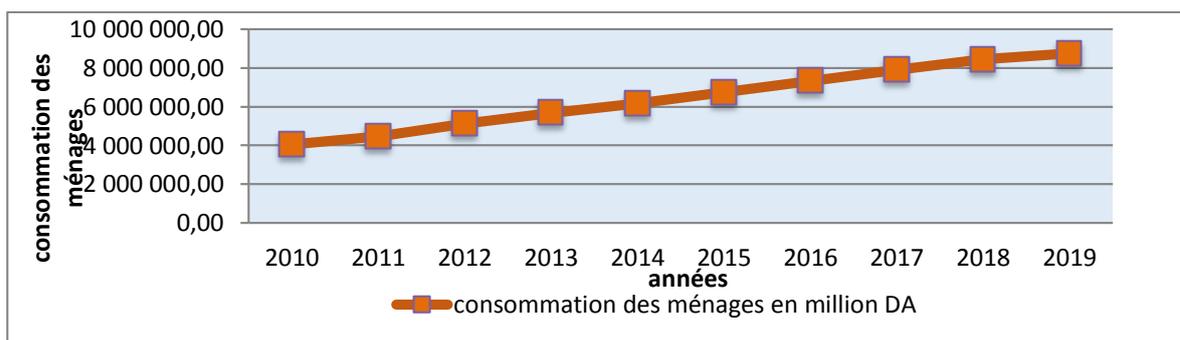


Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

La période 1990-2010 est caractérisée par des dépenses de consommation qui augmentent continuellement tout au long de ces 20 années. Cela revient aux conséquences du programme d'ajustement structurel et le passage à l'économie de marché, ce qui a permis à l'économie algérienne de se restructurer et se stabiliser grâce à l'assouplissement des politiques monétaires et au développement de l'industrialisation. Nous remarquons que :

- Entre 1990 à 1995 les dépenses de consommation connaissent une hausse légère considérée comme une première vague d'évolution.
- De 1996 à 2010 les dépenses des ménages en terme de consommation évoluent continuellement d'une façon rapide jusqu'à atteindre les 4 043 142,10 millions DA.

Figure 8: L'évolution de la consommation des ménages en millions DA entre 2010-2019

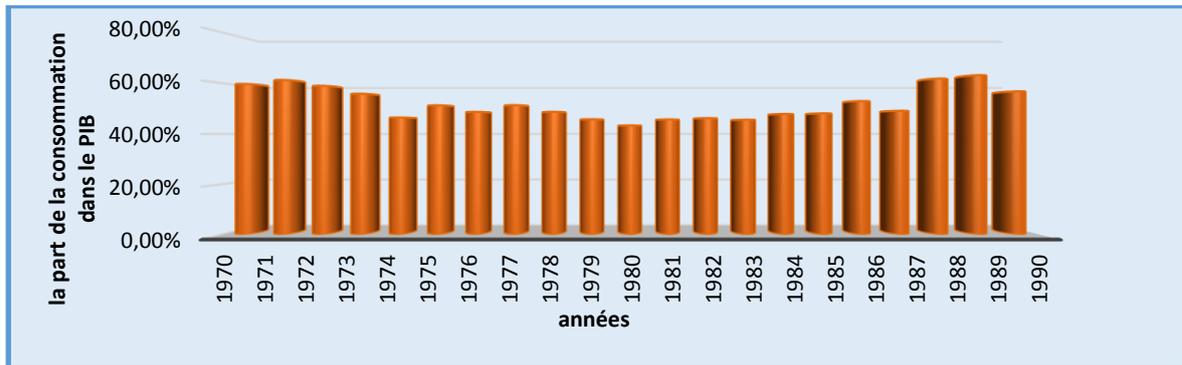


Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

Nous observons, que le rythme de croissance de la consommation des ménages est toujours aussi soutenu. Cette dernière passe de 4 043 142,10 millions DA en 2010 à 8 748 021,60 millions DA en 2019. Ce qui est expliqué par la hausse des revenus et l'augmentation du pouvoir d'achat des ménages grâce à la hausse des prix du pétrole.

Cette tendance croissante de la consommation des ménages peut être expliquée par d'autres facteurs que ceux déjà cités. Tel que : explosion démographique, les habitudes de consommation que les ménages ont adoptées après la guerre et le facteur climatique qui permet la disposition de certains aliments saisonniers entre autres.

Figure 9: L'évolution de la part de la consommation dans le PIB en % entre 1970-1990

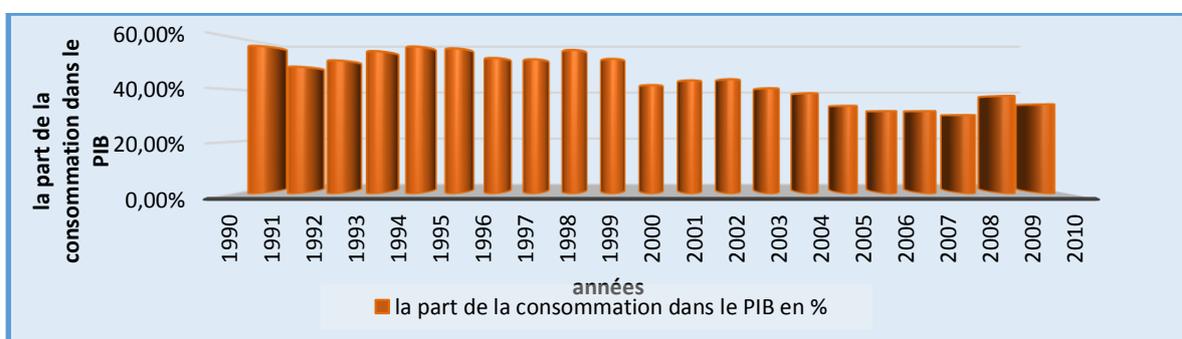


Source : réalisé par nos soins à partir des données du site Knoema

Nous apercevons, que la part de la consommation dans le PIB est suffisamment importante au long de cette période d'après indépendance. La consommation dans le PIB de 1970 à 1971 évolue de 1.56%, et à partir de 1972 diminue sensiblement jusqu'à 43.31 % en 1980 en différence de 17.91% au pourcentage de l'année 1971. Cette baisse ou évolution de la part de la consommation des ménages dans le PIB est déterminée par une période de crise ou de croissance selon l'état de l'économie algérienne en cette période.

Sur la période 1981 à 1990, une hausse concessive de la part de la consommation dans le PIB est observée, cette dernière marque la naissance de nouvelles habitudes de consommation. Comme nous le savons, l'économie algérienne s'est paralysée en 1986 à cause de la chute des prix des hydrocarbures et ce qui résulte de l'autoconsommation des ménages algériens. Malgré cette crise, la consommation ne cesse d'augmenter parce que les ménages préfèrent réduire leur épargne et soutenir leur consommation afin de satisfaire leurs besoins.

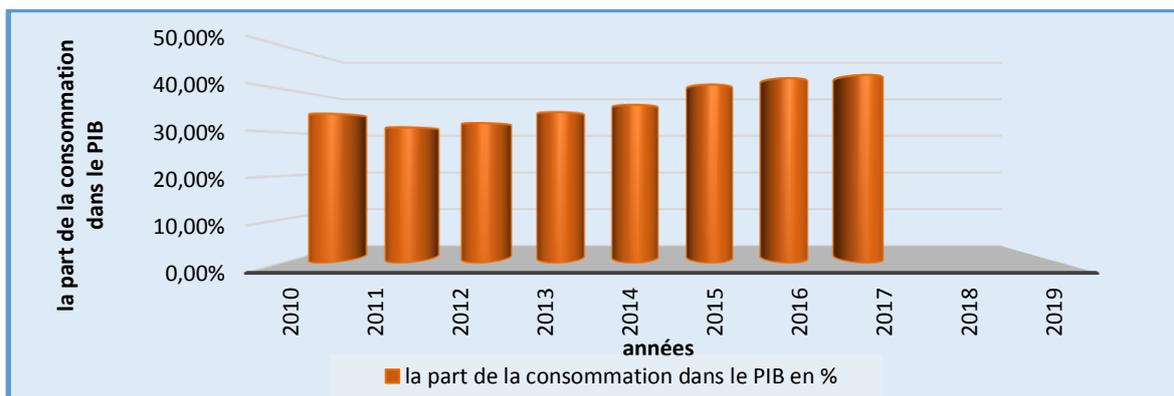
Figure 10: L'évolution de la part de consommation dans le PIB en % entre 1990-2010



Source : réalisé par nos soins à partir des données du site Knoema.

Nous remarquons, à partir du graphique, que la consommation dans le PIB baisse légèrement en 1991 à 48,75%, mais à partir de 1994 commence à reproduire son cycle habituel d'un pourcentage de 56.47. Malheureusement cette hausse n'a pas duré longtemps ; en 2000 son pourcentage est de 41.69, en 2001 43.49%, 2003 40.48% et continue à baisser jusqu'à atteindre 34.32% en 2010. On déduit une hausse en escalier de 1991 à 1994 et depuis la consommation dans le PIB ne cesse de baisser jusqu'à 2008 et reprend soudainement son rythme en 2009 (37.56%).

Figure 11: L'évolution de la part de consommation dans le PIB en % entre 2010-2019



Source : réalisé par nos soins à partir des données du site Knoema.

À partir du graphique, on remarque que la crise de 2008 a un impact observable sur la part de la consommation des ménages sur le PIB même sur le long terme, l'année 2011 est caractérisée par une baisse de la part de consommation (31.18%), 2012 (32,15%) et à partir de 2013 le pourcentage s'élève à 34.66%, en 2014 (36.36%), 2017 (43,22%).

Section N°3 : Etude de l'évolution des déterminants de la consommation entre 1970 à 2019

Dans cette section nous allons analyser l'évolution de certains déterminants qui ont un impact positif ou négatif sur la consommation des ménages. Sur ce, nous trouvons le revenu, le taux d'épargne, le taux d'inflation et les importations.

1) Analyse de l'évolution du revenu :

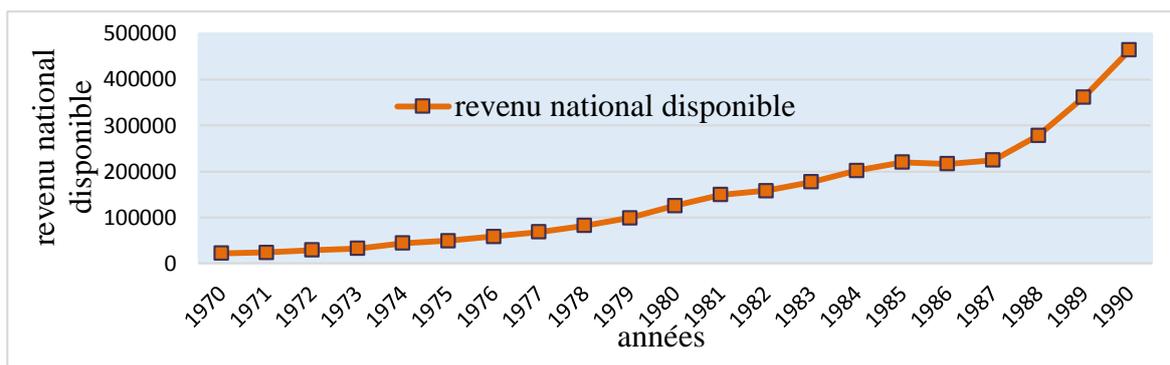
Tableau 5 : L'évolution du revenu des ménages en millions de DA entre 1970 à 1990

Années	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
Revenu en millions DA	22206.6	23628.6	28881.3	32434.4	44294.3	49042	58755.6	68692.3	82497.1
Années	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
Revenu en millions DA	99061.3	125911.8	149680.9	158212.7	177265.2	202185.2	220328.8	216605.8	224715.1
Années	1988	1989	1990						
Revenu en millions DA	278490.2	362208.6	464305						

Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

Chapitre 2 : L'évolution des déterminants de la consommation des ménages en Algérie entre 1970-2019

Figure 12 : l'évolution du revenu des ménages en millions de DA entre 1970 -1990



Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

À partir du graphique, nous remarquons que le revenu des ménages, n'arrête pas d'augmenter tout au long de cette période, le revenu possède donc une tendance à la hausse.

Aussi nous remarquons clairement, qu'au début de l'année 1970 le revenu évolue d'une façon lente et graduelle jusqu'à 1975, le revenu commence à sauter quelques échelles et d'attribuer une manière plus rapide jusqu'à 1984. Par la suite son mouvement devient proportionnellement stable entre 1985 et 1986 à cause de la crise de chute des prix du pétrole.

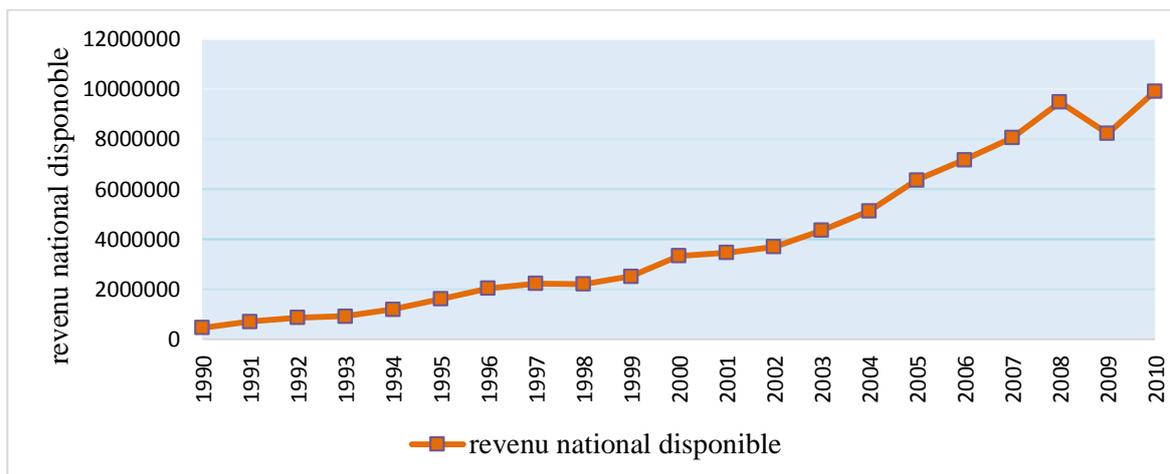
Parlons des statistiques, le revenu des ménages passe de 23628,6 millions DA à 28881,3 millions DA an un an, et de 49042 millions de DA en 1975 à 202185,2 millions de DA en 1984. En 1990 le revenu dépasse les 400000 millions de DA.

Tableau 6 : L'évolution du revenu en million de DA entre 1990-2010

Année	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
s									
RND en million de DA	46430 5,0	70584 6,8	87021 1,5	92585 7,5	12012 77,6	16201 66,5	20406 68,8	22328 77,8	22146 76,2
Année	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
s									
RND en million de DA	25151 48,7	33406 86,3	34634 10,5	36956 22,6	43650 96,6	51376 36,6	63668 97,5	71847 81	80662 47
Année	2008	2009	2010						
s									
RND en million de DA	94916 96,6	82290 80	99273 58,4						

Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

Figure 13 : L'évolution du revenu en millions de DA entre 1990-2010



Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

Après l'examen du graphique, nous remarquons que le revenu n'a pas gardé son rythme d'évolution lent, mais ce dernier a été caractérisé par une augmentation assez rapide par-rapport à la première période.

Cette augmentation peut être le résultat favorable des réformes du FMI sur l'économie algérienne et du programme de stabilisation de 1994, surtout que cette période est unifiée par la réduction des taux d'imposition (IRG), ce qui suit une application importante sur les prix du pétrole et donc une évolution importante des revenus des ménages algériens.

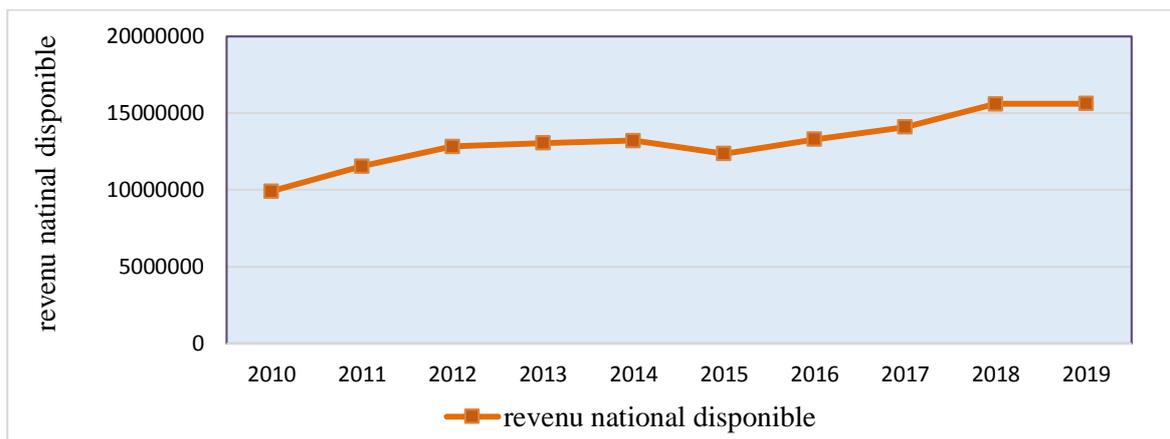
En cette période, nous observons réellement le passage du revenu d'un niveau moins élevé de 464305 millions de DA en 1990 à une évolution exceptionnelle de 12012777 million de DA en 1993 (les revenus sont doublés en 2 ans), pour atteindre 9491696,6 millions de DA en 2008 et 9927358,4 million de DA en 2010. Par contre l'année 2009 est caractérisée par une crise de dépression économique, qui a affecté négativement le revenu des ménages pour atteindre les 8229080 millions de DA.

Tableau 7 : L'évolution du revenu en millions de DA entre 2010-2019

Année	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
RND en million de DA	9927358,4	11542193,9	12828375	13049139,5	13218795,8	12370946,7	13306485,6	14101301,5
Année	2018	2019						
RND en million de DA	15597422,9	15624969,6						

Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

Figure 14 : L'évolution du revenu en millions de DA entre 2010 à 2019



Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

L'explosion du revenu continue sa démarche entre 2010 et 2019. En 2014 le revenu atteint 13 218 795,8 millions de DA, en 2015 le revenu des ménages a légèrement baissé 12 370 946,7 millions de DA, et en fin de période 2019 ; 15 624 969,6 millions de DA.

L'effet de cette évolution est retiré des résultats du plan d'ajustement, on trouve : l'augmentation des salaires minimum, la privatisation de plus de 270 entreprises en 2005 et la création de l'emploi, l'augmentation des salaires dans la fonction publique...etc.

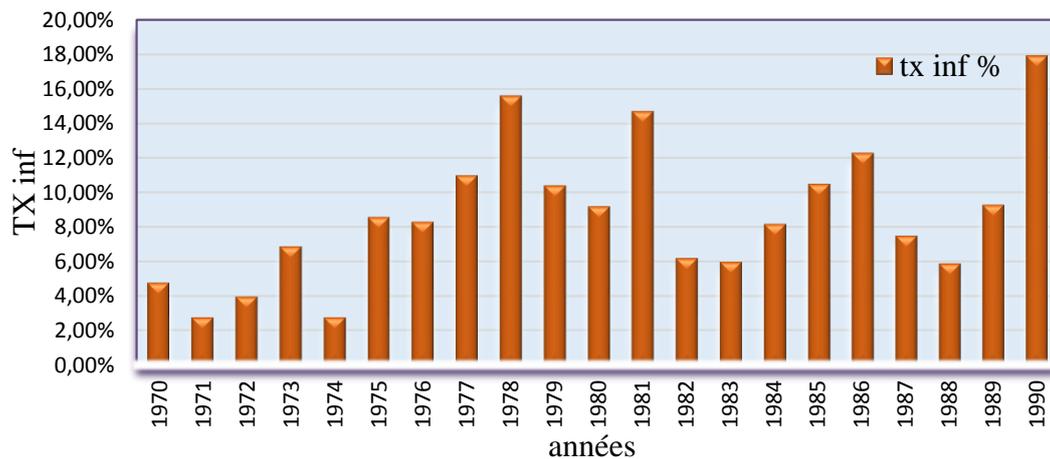
2) Analyse de l'évolution du taux d'inflation :

Tableau 8 : L'évolution du taux d'inflation en % entre 1970-1990

Années	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
Tx inf en %	4.8	2.8	4	6.9	2.8	8.6	8.3	11	15.6
Années	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
Tx inf %	10.4	9.2	14.7	6.2	6	8.2	10.5	12.3	7.5
Années	1988	1989	1990						
Tx inf %	5.9	9.3	17.9						

Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

Figure 15 : L'évolution du taux d'inflation en % entre 1970-1990



Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

Nous remarquons, que le taux d'inflation est instable d'une année à l'autre. Le taux d'inflation en Algérie enregistre des fluctuations, à savoir qu'en 1970 il a atteint les 4.80%, en 1978 : 15.6%, elle est expliquée par le résultat d'une économie planifiée défavorable au profit des prix des hydrocarbures, et surtout que le taux d'inflation possède une relation indirecte avec la consommation des ménages.

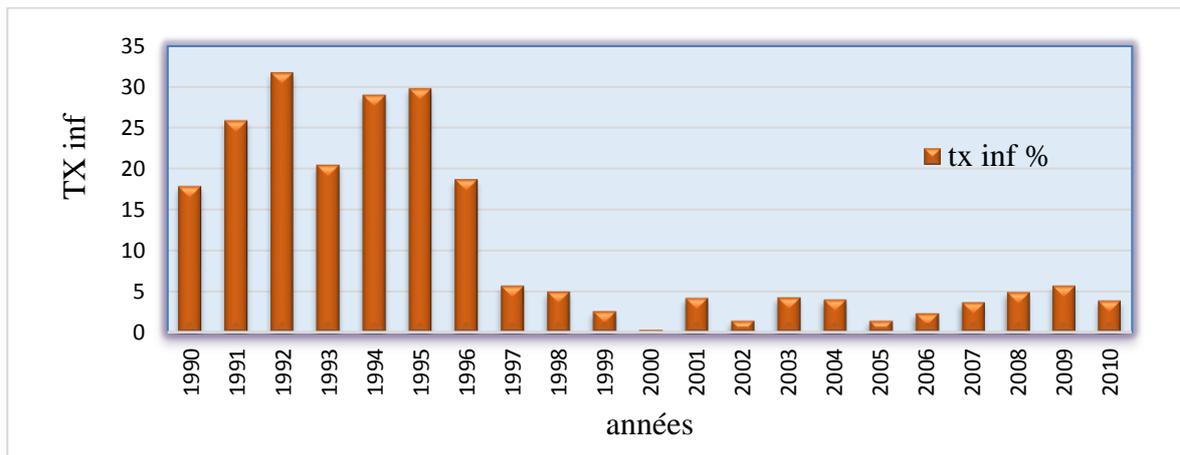
Sur cette période, l'année 1971 est caractérisée par le plus faible taux d'inflation qui est de 2.8%, contrairement à l'année 1981 : 14.65% et 1990 : 17.9% en cause de la chute des prix du pétrole en 1986, ce qui a engendré de multiples déséquilibres.

Tableau 9 :L'évolution du taux d'inflation en % entre 1990 à 2010

Années	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Tx Inf %	17.9	25.9	31.7	20.5	29	29.8	18.7	5.7	5
Années	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Tx Inf %	2.6	0.3	4.2	1.4	4.3	4	1.4	2.3	3.7
Années	2008	2009	2010						
Tx Inf %	4.9	5.7	3.9						

Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

Figure 16 : L'évolution du taux d'inflation en % entre 1990-2010



Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

À partir de 1990, le taux d'inflation accélère son rythme d'évolution pour atteindre le sommet de 31.7% en 1992 et diminue à presque 10 % en 1993 (20.54%) et continue d'augmenter follement en 1994 et 1995.

En 1996 le taux d'inflation diminue d'une façon rapide jusqu'à 18.68% et continue sa basse pour atteindre l'échelle de 2.65% en 1999. Par la suite, il augmente légèrement jusqu'à 4.23% en 2001.

Le taux d'inflation continue sa baisse avec des degrés volatils, ce qui fait un graphique montagneux. Sur cette période l'année 2002 est caractérisée par un faible taux d'inflation 1.42% mais qui reprend vite sa hausse en 2003/2004 et diminue en 2005 (1.4%).

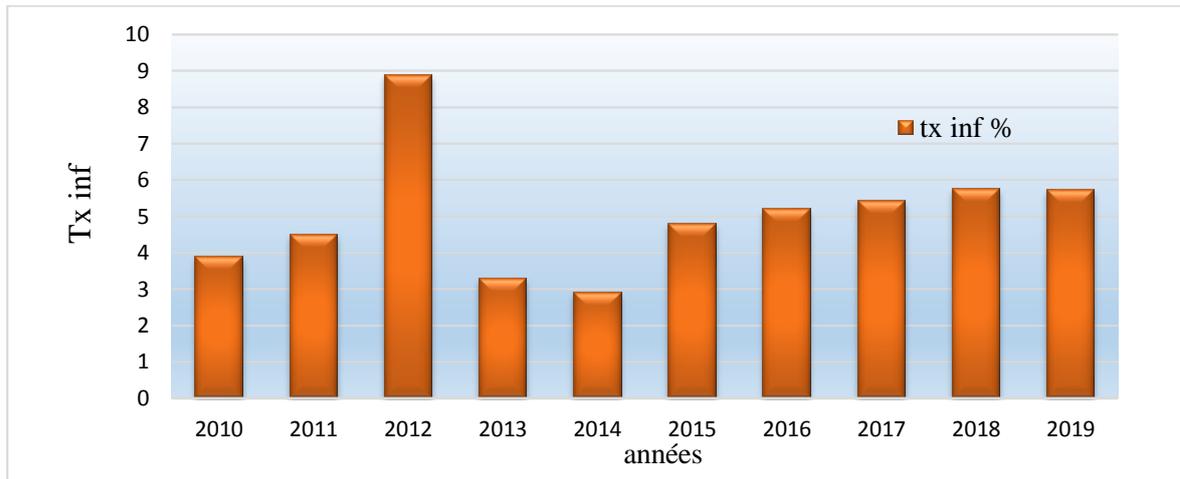
À partir de 2005 et au fil des 4 ans suivants le taux d'inflation évolue jusqu'à atteindre 5.74% en 2009.

Tableau 10 : L'évolution du taux d'inflation en % entre 2010-2019

Années	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Tx inf %	3.9	4.5	8.9	3.3	2.9	4.8	5.2	5.44	5.75
Années	2019								
Tx inf %	5.73								

Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

Figure 17 : L'évolution du taux d'inflation en % entre 2010-2019



Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

Le taux d'inflation augmente fortement en 2012 pour une échelle 8.9 % qui est caractérisée comme le pourcentage le plus élevé en cette période (de 2010 à 2019).

Entre 2014 - 2016, le taux d'inflation retrouve son rythme de hausse, et baisse rapidement en 2019. Le résultat de la hausse du taux d'inflation est dû à une forte chute des revenus pétroliers aggravant fortement le déficit de la balance commerciale.

Cette évolution accélérée du taux d'inflation en Algérie résulte du processus de libéralisation des prix en période des réformes, ce qui a poussé les autorités à faire face en optant sur la création monétaire, mais cette dernière a engendré une explosion du taux d'inflation et donc la diminution de pouvoir d'achat des ménages.

3) Analyse de l'évolution de l'épargne :

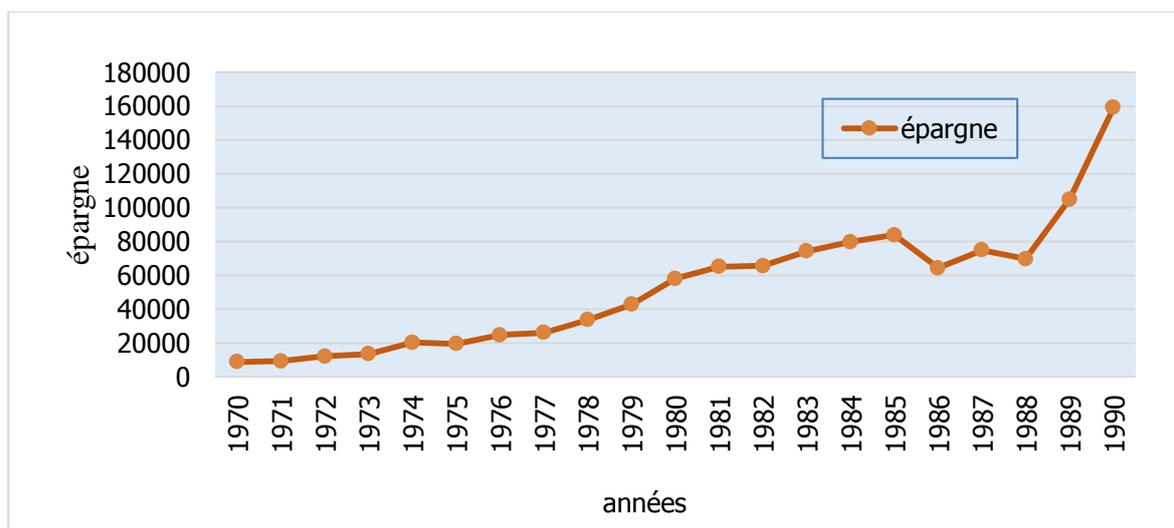
L'épargne au sens macroéconomique est définie comme la partie non consommée du revenu, delà on peut directement extraire cette variable à partir de l'équation suivante :
$$\text{revenu des ménages} = \text{consommation} + \text{épargne}$$

Tableau 11 : L'évolution de l'épargne en million de DA entre 1970-1990

Année	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
Epargne en million DA	8762,8	9345,1	12109,2	13572,6	20369,8	19519,6	24745,1	26046,3	33703,9
Année	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
Epargne en million DA	42844,7	58095,3	65110,6	65564,2	74217,2	79812,7	83905,7	64410,7	74849,4
Année	1988	1989	1990						
Epargne en million DA	69614,5	104938,8	159262,7						

Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

Figure 18 : L'évolution de l'épargne en million de DA entre 1970-1990



Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

D'après le graphique, nous remarquons que l'épargne a connu une tendance haussière de 1970 jusqu'au 1980, en cette période d'Algérie indépendante les ménages commencent à découvrir l'importance d'épargner pour en bénéficier à l'avenir, surtout que ces derniers sont habitués à l'autoconsommation.

L'épargne passe de 8 762,8 millions de DA en 1970 à 58 095,3 millions de DA en 1980 et continue à augmenter légèrement jusqu'en 1985. L'épargne baisse en 1986 (64 410,7 millions de DA) et reprend son rythme d'augmentation en 1987 (74 849,4 millions de DA) et baisse encore une fois en 1988 (69 614,5 millions de DA) à cause de la chute des prix du

Chapitre 2 : L'évolution des déterminants de la consommation des ménages en Algérie entre 1970-2019

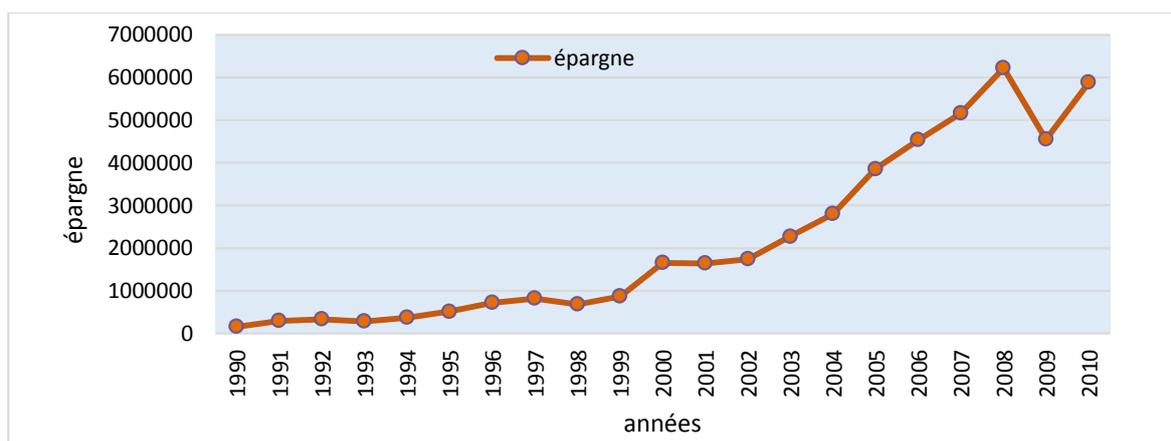
pétrole et de l'inflation. Dans u tel cas, les ménages ont tendance à épargner moins et stabiliser leur consommation.

Tableau 12 : L'évolution de l'épargne en million DA entre 1999 à 2010

Années	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	
Epargne en million DA	15926 2,7	29579 6.9	33136 7	28678 9.9	37452 3.1	51708 4.6	72127 5.6	82120 8.3	68317 3.3	
Années	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	
Epargne en million DA	87281 0,2	16558 23.5	16461 33.1		22744 58.6	28044 18.1	38564 18.1	45377 76.3	51573 40	
années	2008	2009	2010							
Epargne en million DA	62173 86.7	45515 19.4	58842 16,3							

Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

Figure 19 : L'évolution de l'épargne en million DA entre 1999-2010



Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

En analysant ce graphique, nous remarquons que l'épargne baisse à partir de 1991, et cela peut être expliqué par l'inconscience des ménages algériens sur l'importance de la culture d'épargne (consomme tout ce qu'ils gagnent de leurs revenus). Cette baisse est suivie par une tendance à la hausse jusqu'à 2001 (1 646 133.1 en millions de DA).

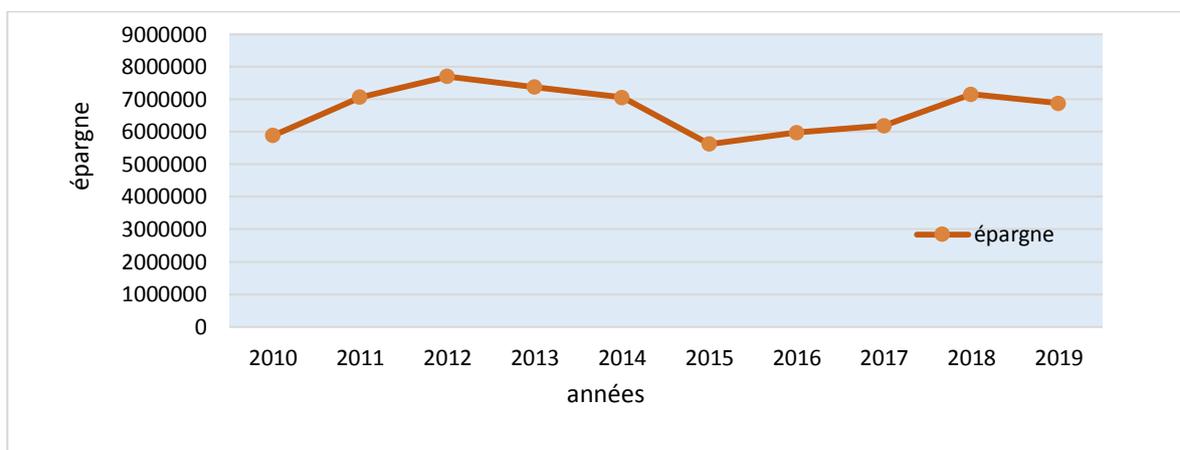
L'épargne évolue rapidement entre 2001 à 2008, du fait que sa valeur passe de 1646133.1 millions DA à 6 217 386.7 millions DA, à l'exception de l'année 2009 (une chute énorme de la valeur de l'épargne) en cause de crise mondiale et l'augmentation des prix d'achats, donc les ménages essaient de diminuer leur épargne et consommer plus.

Tableau 13 : L'évolution de l'épargne en million DA entre 2010-2019

Années	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	
Epargne en million DA	5884216.3	7066680.2	7704466.5	7374763	7056077.2	5625646.5	5976003.6	6188047.7	7159006.2	
Années	2019									
Epargne en million DA	6876948									

Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

Figure 20 : L'évolution de l'épargne en million DA entre 2010- 2019



Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

Par contre, à partir de 2010 la valeur d'épargne reprend son évolution (5 884 216.3 millions DA), et en 2013 on remarque la baisse de la valeur d'épargne jusqu'à atteindre la valeur minimale de cette période en 2015 (5 625 646.5 millions de DA). Cette baisse est survenue à cause de la crise de chute des prix du pétrole en 2014, et depuis l'épargne reprend un rythme lent jusqu'à 2019 (6 876 948 millions de DA).

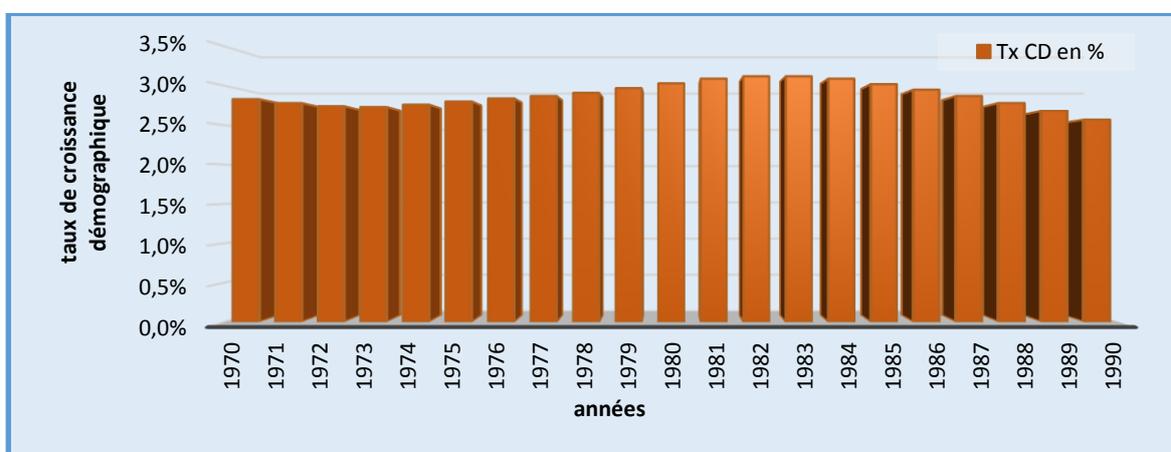
4) Analyse de l'évolution du taux de croissance démographique :

Tableau 14 : L'évolution du taux de croissance démographique en % entre 1970-1990

Années	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	
Tx CD en %	2.83	2.78	2.74	2.73	2.76	2.80	2.84	2.87	2.91	
Années	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	
Tx CD en %	2.97	3.03	3.09	3.12	3.12	3.09	3.02	2.95	2.87	
années	1988	1989	1990							
Tx CD en %	2.78	2.68	2.57							

Source : réalisé par nos soins à partir des données du site Knoema

Figure 21 : L'évolution du taux de croissance démographique en % entre 1970-1990



Source : réalisé par nos soins à partir des données du site Knoema

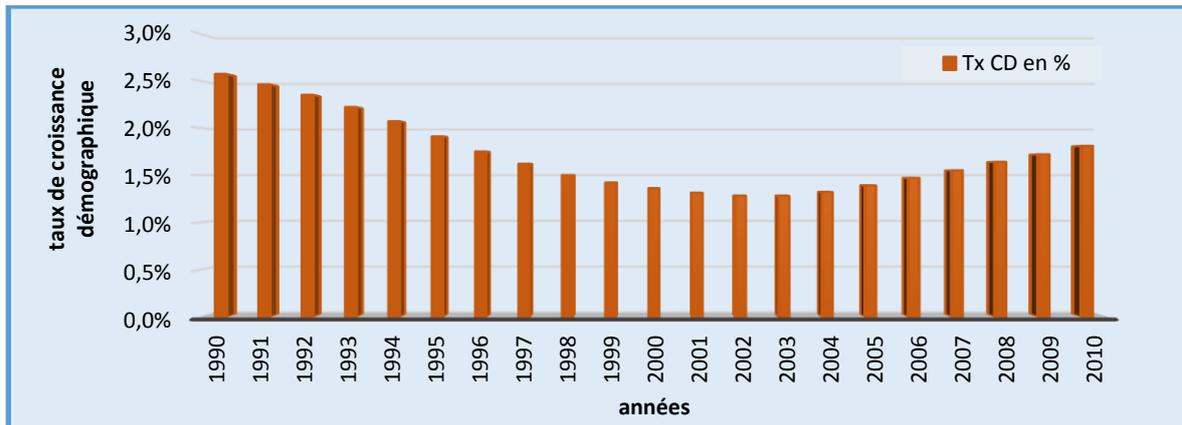
À partir des données de graphique, nous remarquons que le taux de croissance démographique est instable sur cette période. Le taux passe de 20.83% en 1970 à 3.12% en 1983. La diminution du taux de croissance démographique est expliquée par les manifestations du printemps berbère qui a engendré beaucoup de morts et de blessés.

Tableau 15 : L'évolution du taux de croissance démographique en % entre 1990-2010

Années	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	
Tx CD en %	2.57	2.46	2.35	2.22	2.07	1.91	1.75	1.62	1.50	
Années	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	
Tx CD en %	1.42	1.36	1.31	1.28	1.28	1.32	1.39	1.47	1.55	
Années	2008	2009	2010							
Tx CD en %	1.64	1.72	1.81							

Source : réalisé par nos soins à partir des données du site Knoema

Figure 22 : L'évolution du taux de croissance démographique en % entre 1990-2010



Source : réalisé par nos soins à partir des données du site Knoema

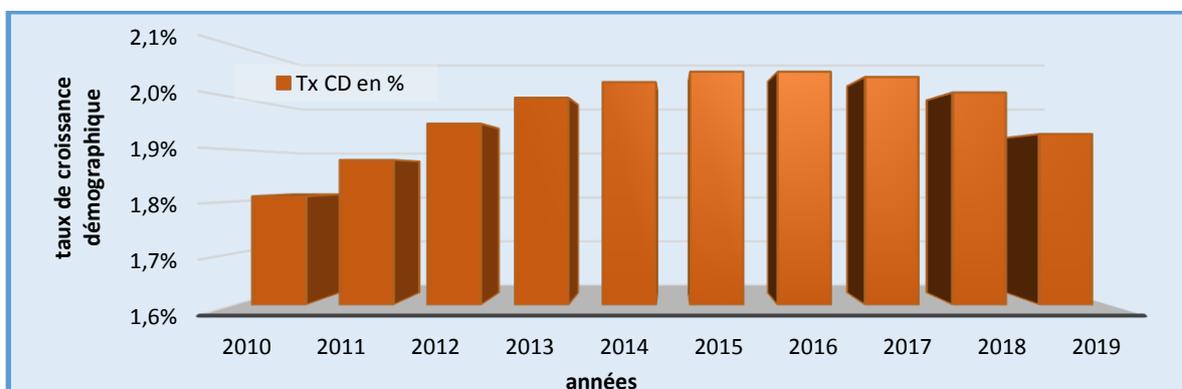
En analysant le graphique, nous observons que le taux de croissance baisse légèrement jusqu'à atteindre 1.31% en 2001. Cette baisse peut être expliquée par l'adoption par la population du système de limitation des naissances. À partir de 2002 et 2003 le taux s'élève légèrement à 1.28%, en 2005 (1.39%), en 2008 (1.64%), et 2010 (1.81%).

Tableau 16 : L'évolution du taux de croissance démographique en % entre 2010-2019

Années	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Tx CD en %	1.81	1.88	1.95	2	2.03	2.05	2.05	2.04	2.01
Années	2019								
Tx CD en %	1.93								

Source : réalisé par nos soins à partir des données du site Knoema

Figure 23 : L'évolution du taux de croissance démographique en % entre 2010-2019



Source : réalisé par nos soins à partir des données du site Knoema

Nous remarquons que le taux de croissance démographique enregistre une évolution en cloche, à savoir qu'en début de période augmente lentement jusqu'à atteindre 2.05% en 2015 et 2016 et continue à baisser légèrement jusqu'à 1.93 % en 2019.

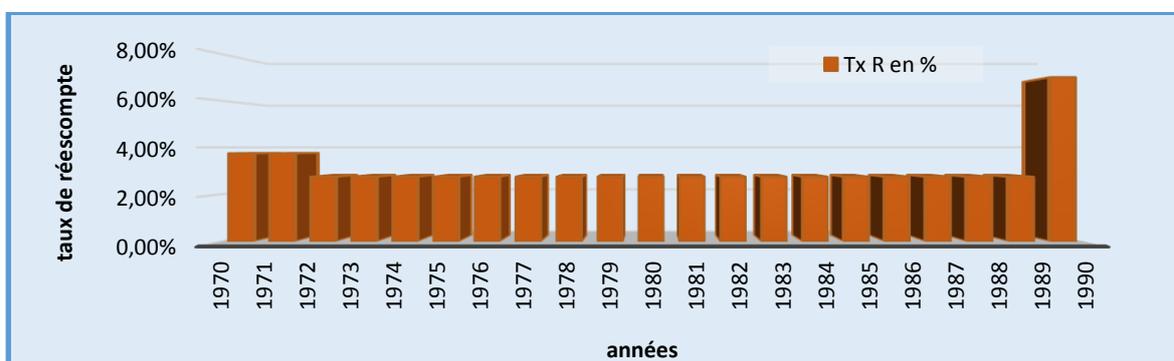
5) L'évolution du taux de réescompte :

Tableau 17 : L'évolution du taux de réescompte en % entre 1970-1990

Années	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	
Tx R en %	3.75	3.75	2.75	2.75	2.75	2.75	2.75	2.75	2.75	
Années	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	
Tx R en %	2.75	2.75	2.75	2.75	2.75	2.75	2.75	2.75	5	
Années	1988	1989	1990							
Tx R en %	5	5	7							

Source : réalisé par nos soins à partir des données de la banque mondiale

Figure 24 : L'évolution du taux de réescompte en % entre 1970-1990



Source : réalisé par nos soins à partir des données de la banque mondiale

À partir des données du graphique, nous remarquons que le taux de réescompte est stable pour les deux premières années pour un pourcentage de 3.75 suivie par une baisse de 1% soit 2.75% sur la période 1972-1986. Cette baisse du taux de réescompte est causée par la crise de 1986 suite à la baisse des prix du pétrole.

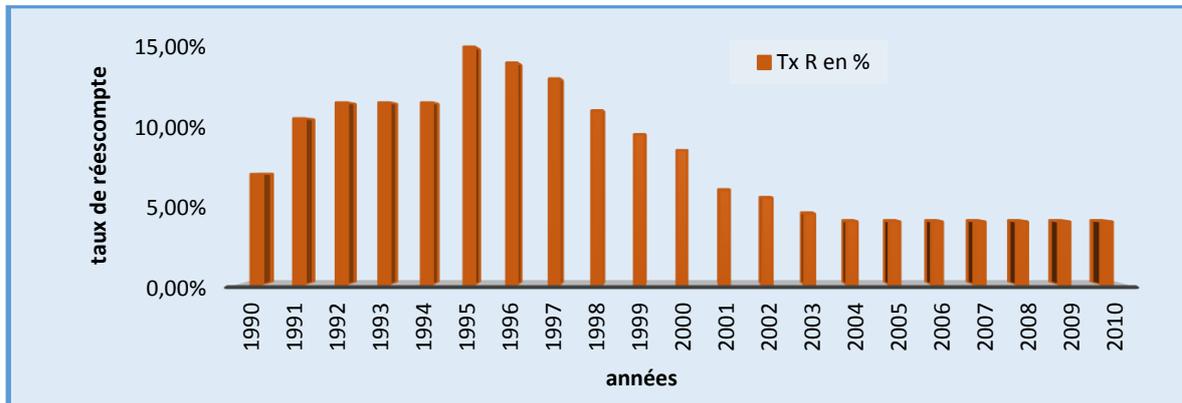
A partir de 1987 le taux commence à augmenter ce qui engendre un déséquilibre avec les autres déterminants vu qu'il est préférable que cette dernière soit faible.

Tableau 18 : L'évolution du taux de réescompte en % entre 1990-2010

Années	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Tx R %	7	10.5	11.5	11.5	11.5	15	14	13	11	9.5
Années	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Tx R %	8.5	6	5.5	4.5	4	4	4	4	4	4
Années	2010									
Tx R en %	4									

Source : réalisé par nos soins à partir des données de la banque mondiale

Figure 25 : L'évolution du taux de réescompte en % entre 1990-2019



Source : réalisé par nos soins à partir des données de la banque mondiale

Nous observons, qu'à partir de 1990 le taux commence à augmenter avec un rythme un peu accéléré par rapport à la période précédente. Le taux passe à 7% en 1990 et à 10.50 en 1991 et stable entre 1992 jusqu'à 1994 pour un taux de 11.50 %.

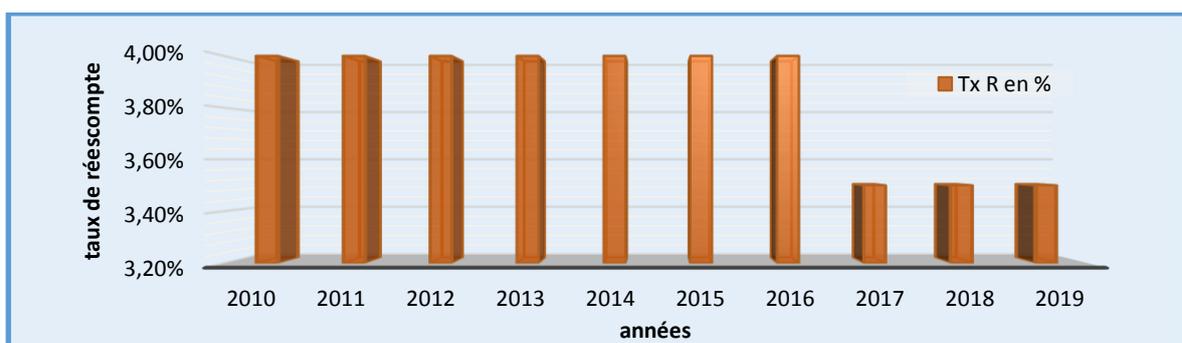
Le sommet est atteint en 1995 pour un pourcentage de 15% ce qui explique une chute dans les dépenses de consommation des ménages et l'augmentation de l'épargne. Une baisse du taux de réescompte à partir de 1996 jusqu'à 2001 avec une certaine rapidité pour en avoir un pourcentage de 6% en 2001.

Tableau 19 : L'évolution du taux de réescompte en % entre 2010-2019

Années	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	
Tx R en %	4	4	4	4	4	4	4	3.5	3.5	
Années	2019									
Tx R en %	3.5									

Source : réalisé par nos soins à partir des données de la banque mondiale

Figure 26 : L'évolution du taux de réescompte en % entre 2010-2019



Source : réalisé par nos soins à partir des données de la banque mondiale

Chapitre 2 : L'évolution des déterminants de la consommation des ménages en Algérie entre 1970-2019

Le taux de réescompte est stable sur cette période de 2010 à 2016 pour une valeur de 4%, à partir de 2015 le taux baisse à 3.5% jusqu'à ce jour.

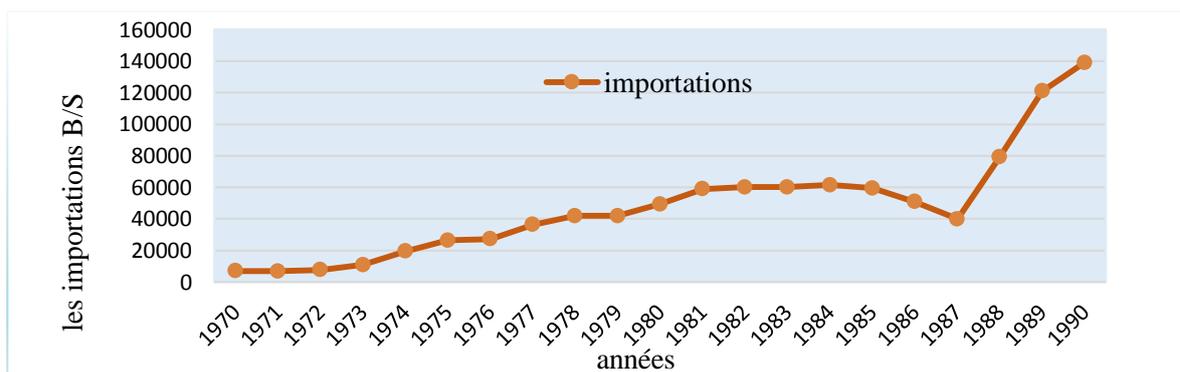
6) L'évolution des importations :

Tableau 20 : L'évolution des importations en millions de DA entre 1970-1990

Année	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	
IMP millions DA	7007.6	6909.4	7755.9	10920.8	19500.7	26361.8	27322.2	36298.9	41874.8	
Année	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	
IMP millions DA	41981.6	49299.3	59032.9	60185.4	60205.8	61558.1	59462.2	50832.5	39961.8	
Année	1988	1989	1990							
IMP millions DA	79453.4	121065.9	139110.1							

Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

Figure 27 : L'évolution des importations en millions de DA entre 1970-1990



Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

À partir du graphique nous remarquons, que les importations des biens et services n'ont pas été importants en 1970. C'est à partir de 1973 que commence l'accroissement de cette variable pour une valeur de 59 032,9 millions de DA en 1981, et 61 558,1 millions DA en 1984. La baisse des importations en 1987 est expliquée par la situation critique de l'économie mondiale à cause de la crise du pétrole (chute des prix) qui a affecté négativement les importations algériennes en termes des biens et services (39 961,8 millions de DA). Après 1988 les importations évoluent rapidement jusqu'à 139 110,1 millions DA en 1990.

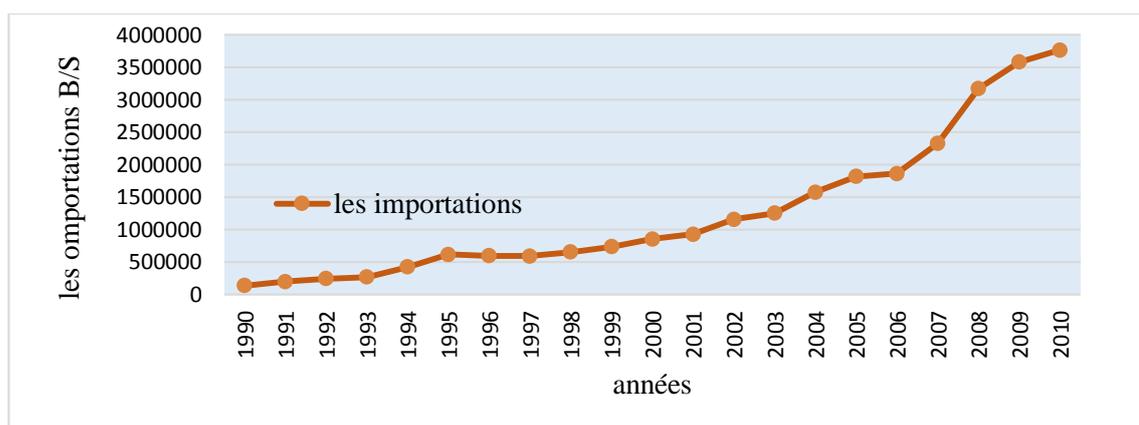
Chapitre 2 : L'évolution des déterminants de la consommation des ménages en Algérie entre 1970-2019

Tableau 21 : L'évolution des importations en millions de DA entre 1990-2010

Années	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	
IMP millions DA	139110.1	198354.3	244491.7	269128.7	424503.2	616099.4	596709.6	594683.4	656079.5	
Années	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	
IMP millions DA	737629	857221.9	930677.5	1159170.2	1254041.2	1577137.7	1820427.1	1863501.3	2326059.4	
Années	2008	2009	2010							
IMP millions DA	3170777.2	3583772	3768002.8							

Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

Figure 28 : L'évolution des importations en millions de DA entre 1990 à 2010



Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

Nous résultant que les importations continuent leurs rythmes d'augmentation d'une façon rapide de 139 110,1 millions da en 1990 à 616 099,4 millions DA en 1995. La hausse des importations des biens et services est assurée jusqu'à 2010 pour une valeur de 3 768 002,90 millions de DA.

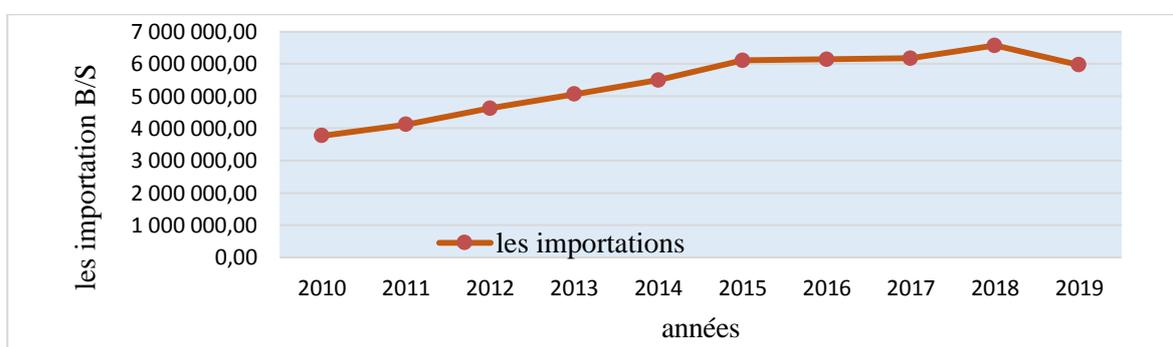
Chapitre 2 : L'évolution des déterminants de la consommation des ménages en Algérie entre 1970-2019

Tableau 22 : L'évolution des importations en millions de DA entre 2010-2019

Années	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
IMP millions DA	376800	411473	462207	506112	550051	610403	613943	617046	656756
	3.9	9.8	4.7	1.5	5.7	2.9	7.0	5.4	6.7
Années	2019								
IMP millions DA	597155								
	2.4								

Source : réalisé par nos soins à partir des données de l'ONS

Figure 29 : L'évolution des importations en millions de DA entre 2010-2019



Source : réaliser par nos soins à partir des données de l'ONS

Les importations des biens et services n'ont pas cessé d'augmenter, sa valeur passe de 3 768 002,90 millions DA en 2010 à 6 104 032,90 millions DA en 2015 et 5 971 552,4 millions DA en 2019 (légère baisse des importations en 2019 en cause des nouvelles lois prises sur la limitation des produits d'importations en Algérie).

Conclusion

L'analyse de la situation de l'économie algérienne au lendemain de l'indépendance, est une référence indispensable à l'étude de l'évolution des déterminants de la consommation des ménages en Algérie entre 1970 et 2019. On conclut que le revenu est le moteur essentiel de la détermination du niveau de consommations, sa valeur passe de 22206.6 millions DA en 1970 contre 13 443,80 millions DA des dépenses des ménages en terme de consommation, de même pour l'année 1990 ; le revenu 464 305.0 millions DA et la consommation 305 042 millions de DA, jusqu'à 2019 : le revenu 15 624 969.6 millions DA et la consommation 8 748 021,60 millions DA.

Un taux d'inflation élevé pousse les ménages à consacrer une part plus importante du revenu à leur consommation, en 1970 le taux est de 6.60 % et la consommation 13 443.8 millions de DA et en 2019 1.95 % contre 8 748 021.6 millions de DA des dépenses de

Chapitre 2 : L'évolution des déterminants de la consommation des ménages en Algérie entre 1970-2019

consommation. Cette hausse du taux d'inflation engendre une baisse d'épargne, ce qui explique que la variable inflation et épargne son contradictoire dans leur rôle.

La consommation évolue aussi dans le même sens que la croissance démographique mais avec un rythme plus fort, et donc toute explosion des naissances conduit à une hausse dans la consommation des ménages. Contrairement à la variable du taux de réescompte qui a connu diverses phases de stabilité entre 1970 et 2019, mais il contribue en opposition à l'évolution de la consommation.

Les importations des biens et services passent de 7 007,6 millions DA en 1970 à 49299,3 millions DA en 1980 et jusqu'à 5 971 552,4 millions DA en 2019. Sa valeur augmente avec le développement des échanges commerciaux internationaux et la facilité des paiements à l'extérieur ce qui pousse les ménages à importer plus et à augmenter leurs dépenses de consommation.

Chapitre 3

Justification du choix des variables et méthodologie
d'analyse

Introduction

Depuis des temps, des approches et des méthodes économétriques se développent, elles se mettent à l'épreuve confrontée aux faits, et sont sujettes à des critiques qui les améliorent. La théorie économique fournit des idées sur les processus qui déterminent les grandeurs économiques et l'économétrie apporte une vérification empirique.

Afin de procéder à l'analyse empirique et les résultats statistiques, nous avons procédé en premier lieu à l'explication des choix des variables que nous allons inclure dans l'analyse pour effectuer l'étude de la fonction de consommation des ménages, nous avons utilisé : le revenu, le taux d'inflation, l'épargne et les importations.

En deuxième lieu, et suivant la méthodologie économétrique, nous allons déterminer certaines notions de base de l'analyse quantitative que nous suivrons dans l'analyse en se référant à plusieurs théories économiques, nous présentons : les modèles linéaires/ non linéaires, les estimations par l'approche ARDL et NARDL, la cointégration ECM, VECM ...etc).

Section N°1 : Présentations du choix des variables

1) Sources des données:

L'étude économétrique d'un phénomène quelconque, repose sur des notions obligatoires afin de pouvoir expliquer d'une façon détaillée les événements essentiels. Pour cela l'étude est articulée autour de la fonction de consommation des ménages (C) en Algérie entre 1970 à 2019 s'est relevé à 4 indicateurs importants, à savoir :

- Le revenu des ménages (Y) en millions de DA.
- Le taux d'inflation en pourcentage (INF).
- L'épargne brute (EP) en millions de DA.
- Les importations (IMP) en millions de DA.

Une analyse graphique est réalisée à base de ces données pour pouvoir expliquer les éventuels événements qui se métamorphosent en cause des crises et certaines politiques économiques. Ces dernières impactent d'une manière directe la fonction de consommation des ménages et résultent d'énormes fluctuations au cycle de celle-ci.

Cette étude repose sur deux variables quantitatives, la consommation en tant que variable endogène, le revenu, le taux d'inflation, l'épargne brute et les importations comme variables exogènes.

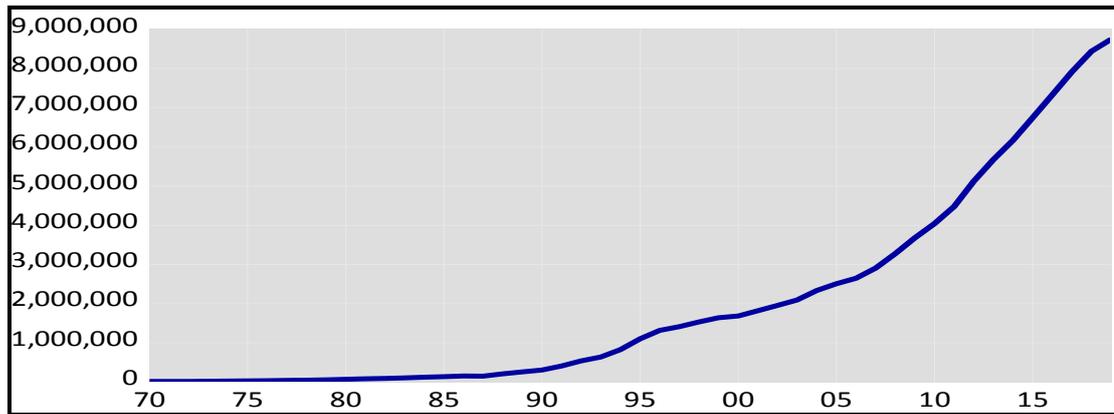
1-1) Les variables adoptées :

L'analyse s'articule autour d'un ensemble de variables, considérées comme déterminantes de la consommation des ménages entre 1970 à 2019 en Algérie à savoir 50 observations. Cette dernière repose sur des séries temporelles permettant le suivie de toute implication sur la variable endogène, on trouve :

1-1-1) la consommation :

La fonction de consommation des ménages est une composante fondamentale en macroéconomie. Depuis longtemps son estimation et sa prévision suscitent un intérêt particulier chez les économistes. Au sens terminologique la consommation des ménages aussi dite consommation finale est définie comme étant le processus économique qui consiste l'acquisition des biens ou des services destinés à la destruction de manière immédiate ou progressive à travers leur utilisation dans le but d'atteindre la satisfaction de ses besoins. Son évolution est observée à partir de ce graphique :

Figure 30 : Evolution de la consommation des ménages entre 1970-2019



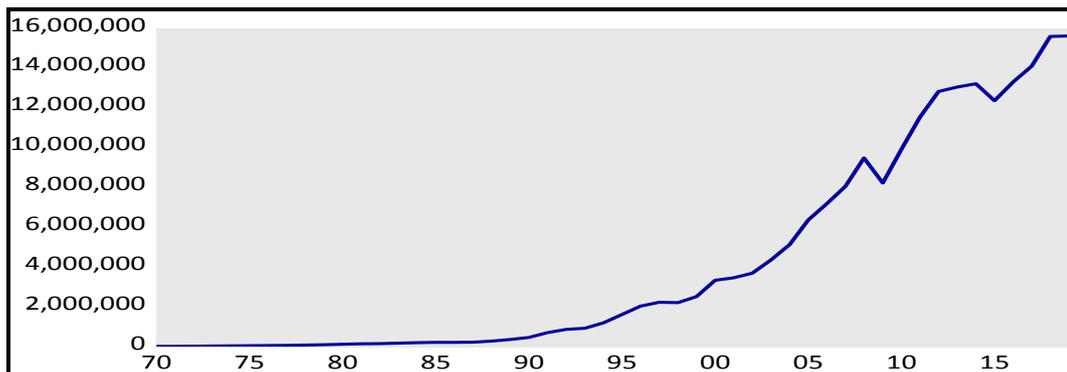
Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews 12

La consommation des ménages en Algérie a connu d'éventuelle fluctuation et détermine en général une tendance à la hausse, la forme générale de la courbe montre clairement que la consommation des ménages algériens a suivi un parcours d'évolution positive entre 1970-2019.

1-1-2) Le revenu des ménages :

Les revenus représentent la contrepartie monétaire de l'activité productive des agents ou de la collectivité. Il donne une indication des biens et des services que les familles peuvent acheter sur le marché. C'est donc un indicateur objectif de la qualité de vie matérielle, il est utilisé pour mesurer la pauvreté et les inégalités.

Figure 31 : L'évolution du revenu des ménages entre 1970-2019



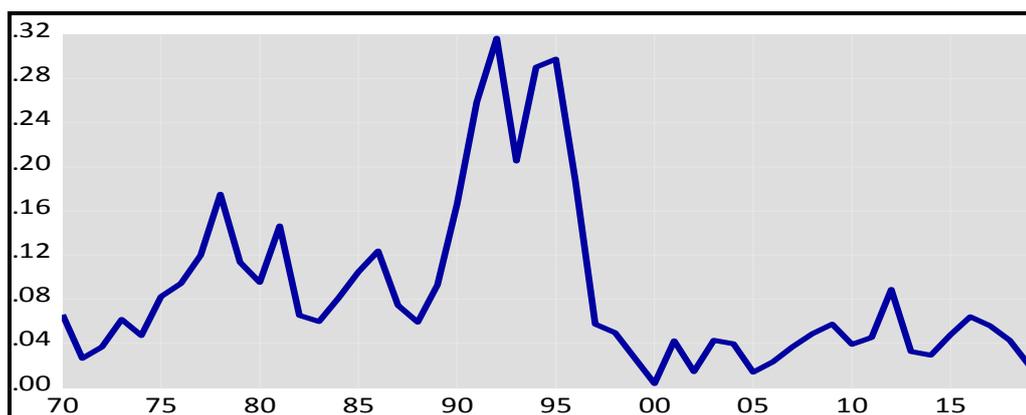
Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews 12

La variable du revenu augmente sur toute la période de 1970 à 2019 à l'exception des années 2008 et 2009, ce qui explique que le revenu disponible des ménages est non stationnaire. La variable revenu possède une tendance à la hausse.

1-1-3) Le taux d'inflation :

L'inflation est l'effet de pouvoir d'achat de la monnaie qui se traduit par une augmentation générale et durable des prix, elle doit être distinguée à l'augmentation du coût de vie. La perte de la valeur de la monnaie est un phénomène qui frappe l'économie nationale dans son ensemble et l'indice des prix à la consommation est utilisé pour évaluer l'inflation. Cette mesure est partielle étant donné que l'inflation couvre un champ plus large que celui de la consommation des ménages.

Figure 32 : L'évolution du taux d'inflation entre 1970-2019



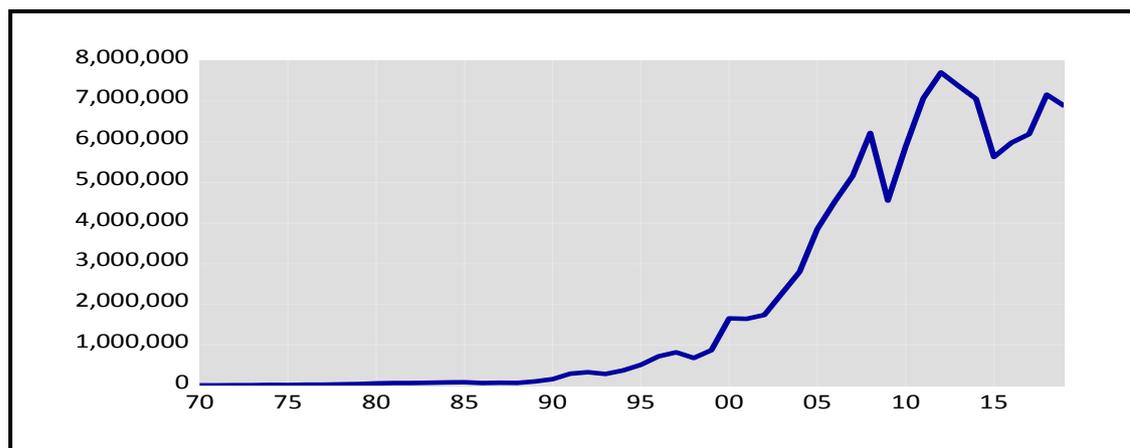
Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews 12

Selon l'ONS, le taux d'inflation annuelle en Algérie a connu beaucoup de cycle de dégradation, sa valeur n'est pas stable sur la période allant de 1970 à 2019 en cause de plusieurs phénomènes. Remarquons sur la période 1986-2000 le taux d'inflation a connu une hausse inhabituelle, ce qui engendre une hausse en terme de consommation et une baisse en terme d'épargne. Le taux d'inflation en Algérie est de nature scalaire, sa valeur augmente et diminue en fonction de la hausse ou la baisse des prix du pétrole, cette variable est définie non stationnaire.

1-1-4) L'épargne brute :

L'épargne est une partie du revenu qui pendant une période donnée n'est pas dépensée. Cette somme d'argent n'est pas détruite immédiatement par une dépense de consommation et peut-être conservée sous forme liquide, ou être réinvestie dans le circuit économique sous forme d'un placement ou d'un investissement. Tous les agents économiques peuvent ou doivent épargner, c'est le fait des ménages, mais aussi des entreprises (l'autofinancement), de l'économie nationale ainsi que l'état.

Figure 33 : L'évolution de l'épargne entre 1970-2019



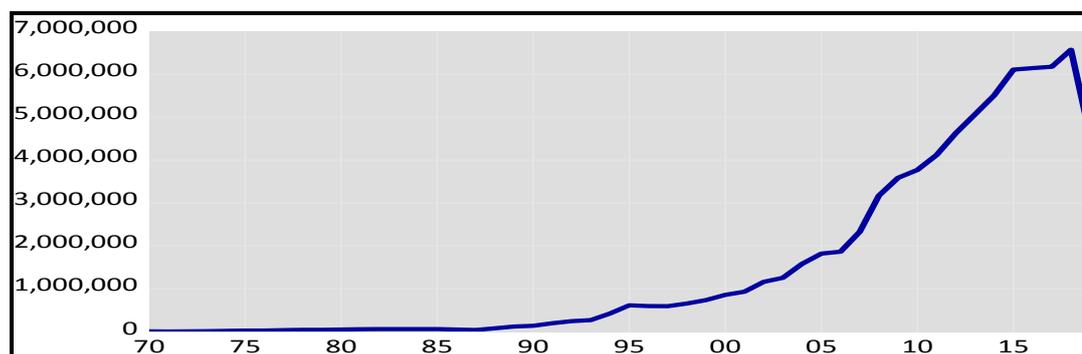
Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews 12

La variable épargne est évolutionnaire sur toute la période surtout à partir de 1990, en cause de la crise de 2008/2009 l'épargne baisse, vu que la grande partie du revenu en ce temps est réservée pour la consommation. C'est entre 2010 et 2015 que l'épargne atteint le sommet. L'épargne est non stationnaire et possède une tendance à la hausse.

1-1-5) Les importations :

Une importation désigne l'entrée de marchandises dans un pays à la suite de l'achat de ces dernières auprès d'un agent économique établi à l'étranger.

Figure 34: L'évolution des importations entre 1970-2019



Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews 12

Les importations possèdent une tendance à la hausse, mais son rythme d'évolution diffère selon la période d'étude, au début (1970-1990) les importations augmentent lentement, par contre à partir de 1995, les importations évoluent rapidement. Après 2015 cette variable chute vite.

Section N°2 : Méthodologie d'analyse des séries temporelles

Une série temporelle ou encore chronique est une succession d'observations au cours du temps représentant un phénomène économique (prix, ventes...etc.) par hypothèse, le pas du temps est considéré constant : l'heure, le jour, le mois, le trimestre, l'année. Nous supposons également que la chronique ne contient ni observations manquantes, ni valeurs aberrantes ou accidentelles sur toute la période d'observation. La valeur courante en t de la chronique est notée x_t , où t le temps est compris entre 1 et n avec n le nombre total d'observations de la chronique. On appelle h le nombre de points ou de valeurs à prévoir de la chronique.

1) Modélisation d'une série temporelle :

1-1) Les processus aléatoires stationnaires :

Pour qu'une série soit stationnaire, elle ne doit comporter ni tendance et ni saisonnalité, on trouve :

- **Processus bruit blanc :**

Un bruit blanc est un cas particulier de processus aléatoire caractérisé par une équation de la forme suivante : $X_t = \epsilon_t$, avec ϵ_t variable aléatoire. Une série générée par un processus bruit blanc ne peut avoir de corrélation entre les termes de la série et les valeurs passées de la série ne permettent pas de prévoir les valeurs futures.

- **Processus ARMA :**

Les processus ARMA⁶¹ servent souvent de modèles pour décrire l'évolution de séries temporelles. Les modèles ARMA permettent de représenter un grand nombre de processus aléatoires stationnaires, les modèles ARMA ce sont aussi des processus mixtes et ils consistent en une extension des modèles AR et MA, ils s'introduisent simultanément les composantes autorégressives et les composantes moyennes mobiles ARMA (p, q).

Le modèle ARMA (p, q) présente un corrélogramme simple et partiel qui sont un mélange des deux corrélogrammes des processus AR et MA purs.

- **Le modèle autorégressif :** Un processus autorégressif est un modèle de régression pour séries temporelles dans lequel la série est expliquée par ses valeurs passées plutôt que par d'autres variables. AR (p) est donné par :

$$X_t = c + \varphi_{1t-1} + \varphi_{2t-2} + \varphi_{3t-3} + \dots + \varphi_{pt-p} + \epsilon_t \dots\dots\dots (1).$$

⁶¹ Guy M, " modèles linéaires et non linéaires", cours : chapitre 2, p. 9.

- **Le modèle moyen mobile** : la valeur courante d'un processus MA est définie comme étant une combinaison linéaire des perturbations. MA (q) est donné par :

$$X_t = c + \varphi_1 \varepsilon_{t-1} + \varphi_2 \varepsilon_{t-2} + \varphi_3 \varepsilon_{t-3} + \dots + \varphi_p \varepsilon_{t-p} + v_t \dots\dots\dots (2).$$

1-2) Processus aléatoires non stationnaires :

- **Processus TS (Trend Stationary) :**

Le processus TS⁶² (Trend Stationary) s'écrit : $Y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$, où ε_t représente l'erreur du modèle à la date t. Il présente une non stationnarité de nature déterministe. Le processus TS est non stationnaire car $E(Y_t) = \alpha + \beta t$ dépend du temps t. Le processus Y_t peut être stationnaire en retranchant à Y_t la valeur estimée par la méthode des Moindres Carrés Ordinaire.

- **Processus DS (Differency Stationary) :**

Le processus DS⁶³ (Differency Stationary) avec dérive ($\beta \neq 0$) s'exprime comme suit :

$$y_t = y_{t-1} + \beta + \varepsilon_t \dots\dots\dots (3).$$

Le processus DS avec dérive est appelé aussi marche au hasard (ou marche aléatoire) avec dérive. Il présente une non-stationnarité de nature stochastique.

Le processus DS avec dérive est non stationnaire car on a $E(y_t) = y_0 + \beta t$ qui dépend du temps t. Plus $t \rightarrow \infty$ et plus $E(Y_t) \rightarrow \infty$. Le processus DS (Differency Stationary) sans dérive s'écrit : $Y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ (4)

Le processus DS sans dérive est appelé aussi marche au hasard (ou marche aléatoire).

Parmi les tests utilisés dans l'analyse des processus TS/DS on trouve :

- **Test de Dickey-Fuller simple :**

Le test de Dickey-Fuller⁶⁴ permet de savoir si une série est stationnaire ou non et permet aussi de déterminer la bonne manière de stationnariser la série.

- **Test de Dickey-Fuller augmenté⁶⁵ :**

Dans le test de Dickey-Fuller simple, le processus ε_t est par hypothèse un bruit blanc. Or il n'y a aucune raison pour que, a priori, l'erreur soit non corrélée. Le test de Dickey-Fuller Augmenté ne suppose pas que ε_t est un bruit blanc.

⁶² Hélène H. (2002), " économétrie des séries temporelles", licence, France : Hal id, p. 3.

⁶³ Hélène H. (2002), " économétrie des séries temporelles", licence, France : Hal id, p. 3.

⁶⁴ Idem, p. 4.

⁶⁵ Idem, p. 6.

- Test de Phillips-Perron :

Le test de Phillips et Perron⁶⁶ permet de prendre en compte à la fois l'autocorrélation et l'hétéroscédasticité des erreurs. Il s'appuie sur les mêmes modèles que ceux du test de Dickey et Fuller simple mais propose une correction non-paramétrique de la statistique $t_{\phi 1}$.

• Processus ARIMA :

Un modèle ARIMA est étiqueté comme modèle ARIMA (p, d, q), dans lequel: p est le nombre de termes autorégressifs, d est le nombre de différences, q est le nombre de moyennes mobiles.

Les processus autorégressifs⁶⁷, supposent que chaque point peut être prédit par la somme pondérée d'un ensemble de points précédents, plus un terme aléatoire d'erreur. Le processus d'intégration, suppose que chaque point présente une différence constante avec le point précédent. Les processus de moyenne mobile, supposent que chaque point est fonction des erreurs entachant les points précédents, plus sa propre erreur.

L'objectif essentiel des modèles ARIMA⁶⁸ est de permettre une prédiction de l'évolution future d'un phénomène. Son développement dans le domaine de l'économétrie est basé sur ce principe.

La méthode de Box et Jenkins⁶⁹ permet de déterminer le modèle ARIMA pouvant convenir à une série temporelle selon ses caractéristiques. Elle se décompose en 4 étapes :

- **Étape d'identification** : cette étape a pour objet de trouver les valeurs des paramètres P et Q des processus ARMA en se basant sur l'autocorrélation et l'autocorrélation partielle.
- **Étape d'estimation**⁷⁰ : l'estimation des coefficients du processus ARMA (p, q) s'effectue principalement à l'aide de la méthode du maximum de vraisemblance. La méthode du maximum de vraisemblance est couramment utilisée pour estimer les coefficients des modèles des séries temporelles car c'est une méthode simple à mettre en place pour estimer des modèles plus complexes que le modèle linéaire.
- **Étape de validation**⁷¹ : lors de la détermination des ordres p et q du processus ARMA (p, q) à l'aide des corrélogrammes simple et partiel, on peut être amené à sélectionner plusieurs ordres possibles p et q pour le processus ARMA (p, q). Après avoir estimé les différents processus ARMA (p, q) possibles, il reste à les valider et à les départager. La validation des processus passe par un examen des coefficients estimés (ils doivent être significativement différents de 0) et par un examen des résidus (les résidus estimés doivent suivre un processus de bruit blanc).

⁶⁶ Idem, p. 9.

⁶⁷ Didier D. (2000), " série temporelle-modèles ARIMA", séminaire EA, p. 1.

⁶⁸ Idem, p. 4.

⁶⁹ Hélène H. (2002), " économétrie des séries temporelles", licence, France, p. 12.

⁷⁰ Idem, p. 13.

⁷¹ Idem, p. 14.

- **Étape de prévision** : on considère un processus ARMA (p, q), on note y_{t+h} la prévision faite pour t pour la date $t+h$ avec h l'horizon de la prévision.

1-3) Modélisation de la relation de long terme et de court terme dans les séries temporelles : Cointégration et modèle à correction d'erreur (ECM)

L'analyse de la cointégration⁷², présentée par Granger (1983) et Engel et Granger (1987), est considérée par beaucoup d'économistes comme un des concepts nouveaux les plus importants dans le domaine de l'économétrie et de l'analyse des séries temporelles.

Le test de cointégration, permet d'identifier clairement la relation véritable entre deux variables en recherchant l'existence d'un vecteur de cointégration. Deux séries sont dites cointégrées si ces conditions sont vérifiées :

- Elles sont affectées d'une tendance stochastique du même ordre d'intégration d .
- Une combinaison linéaire de ces séries permet de se ramener à une série d'ordre d'intégration inférieur.

L'estimation d'un modèle ECM nécessite en premier lieu, l'estimation par les MCO de la relation à LT. Et en deuxième lieu, l'estimation du modèle dynamique (CT).

Le plus souvent, le vecteur de cointégration n'est pas unique et la méthode d'Engle-Granger n'est plus valide. Dans ce cas, nous faisons appel à la représentation VECM⁷³. L'estimation d'un modèle VECM est présentée en 4 étapes (détermination du nombre de retards P , test de Johansen, identification des relations de cointégration 'relation à LT entre les variables', estimation par la méthode du maximum de vraie semblance).

1-4) L'approche ARDL :

Les modèles « Auto regressive distributed lag/ARDL⁷⁴ », ou « modèles autorégressifs à retards échelonnés ou distribués/ARRE » en français, sont des modèles dynamiques. Ces derniers ont la particularité de prendre en compte la dynamique temporelle (délai d'ajustement, anticipations, etc.) dans l'explication d'une variable (série chronologique), améliorant ainsi les prévisions et efficacité des politiques (décisions, actions, etc.), contrairement au modèle simple (non dynamique) dont l'explication instantanée (effet immédiat ou non étalé dans le temps) ne restitue qu'une partie de la variation de la variable à expliquer. Dans la famille des modèles dynamiques, l'on distingue trois types de modèles. Si l'on considère la variable dépendante « X_t » et la variable indépendante « Y_t », l'on notera :

- **Les modèles autorégressifs (AR)⁷⁵** : c'est des modèles dynamiques où nous trouvons, parmi les variables explicatives (Y_t), la variable dépendante décalée. En général, ils se présentent comme suit :

$$X_t = f(X_{t-p}, Y_t) \quad (5)$$

⁷² Régis B. (2018), *économétrie : la cointégration et le modèle à correction d'erreur*, DUNOD, paris, p. 297.

⁷³ Régis B. (2015), *économétrie*, DUNOD, paris, p.308.

⁷⁴ Jonas K. (2018), " Modélisation ARDL, test de cointégration aux bornes et Approche de Toda Yamamoto : éléments de théorie et pratiques sur logiciels", licence, Congo Kinshasa, cel 01766214, p.6.

⁷⁵ Idem, p.6.

Le terme « autorégressif » traduit la régression d'une variable sur elle-même, soit sur ses propres valeurs décalées.

- **Les modèles à retards échelonnés ou distributed lag (DL)⁷⁶** : c'est des modèles dynamiques qui ont pour variables explicatives : et ses valeurs passées ou décalées. En général, leur forme est :

$$X_t = f(Y_t, Y_{t-p}) \quad (6)$$

Le terme « retards échelonnés » montre que les effets à court terme de Y_t sur X_t sont différents de ceux à long terme. D'un point de temps à un autre, les échelles de réaction de X_t au changement de Y_t diffèrent

- **Les modèles autorégressifs à retards échelonnés (ARDL)⁷⁷** : ces modèles combinent les caractéristiques de deux précédents ; on y trouve, parmi les variables explicatives (Y_t), la variable dépendante décalée (X_{t-p}) et les valeurs passées de la variable indépendante (Y_{t-p}). Ils ont la forme générale suivante :

$$X_t = f(X_{t-p}, Y_t, Y_{t-p}) \quad (7)$$

Ces modèles dynamiques souffrent généralement de problèmes d'autocorrélation d'erreurs, avec la présence de la variable endogène décalée comme explicative (modèles AR et ARDL), et de multi-colinéarité (modèles DL et ARDL), ce qui complique l'estimation des paramètres par les Moindres Carrés Ordinaire MCO. Ici, il tient de recourir aux techniques d'estimation robuste (méthode SUR, etc.) pour pallier ces problèmes. Aussi, nous retiendrons que les variables considérées dans ces modèles se doivent d'être stationnaires pour éviter des régressions fallacieuses. Sous sa forme (explicite) générale, un modèle ARDL s'écrit comme suit :

$$X_t = \alpha + a_0 X_{t-1} + \dots + a_p X_{t-p} + b_0 Y_t + \dots + b_q Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Comme pour tout modèle dynamique⁷⁸, nous servons des critères d'information (AIC, SIC et HQ) pour déterminer le décalage optimal (p^* ou q^*) ; un décalage optimal est celui dont le modèle estimé offre la valeur minimale d'un des critères énoncés. Ces critères sont : celui d'Akaike (AIC), celui de Schwarz (SIC) et celui de Hannan et Quinn (HQ).

Tous ces modèles dynamiques peuvent aider à capter la dynamique de court terme et les effets à long terme d'une ou plusieurs variables explicatives sur une variable à expliquer. Cela ne sera possible que si les séries chronologiques sous études sont cointégrées⁷⁹, permettant ainsi l'estimation d'un modèle à correction d'erreur/MCE. En fait, deux séries sont dites « cointégrées » si elles sont intégrées du même ordre ; et, une série sera dite « intégrée d'ordre d » s'il va falloir la différencier « d » fois pour la rendre stationnaire.

⁷⁶ Idem, p.6.

⁷⁷ Idem, p.6.

⁷⁸ Jonas K. (2018), " Modélisation ARDL, test de cointégration aux bornes et Approche de Toda Yamamoto : éléments de théorie et pratiques sur logiciels", licence, Congo Kinshasa, cel 01766214, p.7.

⁷⁹ Voir la page 57

Nous retiendrons d'un modèle ARDL que, faisant partie de la famille des modèles dynamiques, il permet d'estimer les dynamiques de court terme et les effets de long terme pour des séries cointégrées ou même intégrées à des ordres différents comme on le verra avec l'approche de test aux bornes (Bounds test to cointegration) de [Pesaran et al, 1996], [Pesaran et Shin, 1995], et [Pesaran et al, 2001]. Toutefois, nous ne savons pas appliquer un modèle ARDL pour des séries intégrées à des ordres qui dépassent 1. Le modèle qui sert de base au test de cointégration⁸⁰ par les retards échelonnés est la spécification ARDL cointégrée suivante (elle prend la forme d'un modèle à correction d'erreur ou un VECM), lorsqu'on étudie la dynamique entre deux séries :

$$\Delta X_t = \pi_0 + \pi_1 + \sum_{i=1}^p a_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=0}^q b_j \Delta Y_{t-j} + \Theta u_{t-1} \varepsilon_t \quad (9)$$

Où « Θ » est le terme de correction d'erreur, coefficient d'ajustement ou force de rappel. Après l'estimation, nous allons conclure à l'existence de la relation de cointégration entre les séries, seulement si $0 < |\Theta| < 1$ et rejet « $H_0 : \Theta = 0$ » (Θ est statistiquement significatif). Et dans ce cas nous pouvons faire recours au test de Fisher et vérifier les hypothèses :

- Si Fisher calculé > borne supérieure : cointégration existe,
- Si Fisher calculé < borne supérieure : pas de cointégration.

La régression linéaire par la méthode ARDL est un excellent outil pour analyser la relation entre les variables, mais elle n'est pas recommandée pour la plupart des applications pratiques car elle simplifie les problèmes du monde réel en supposant une relation linéaire entre les variables. Les limites de la régression linéaire se résument en :

- Limitation de linéarité⁸¹: de par sa nature, la régression linéaire ne s'intéresse qu'aux relations linéaires entre les variables dépendantes et indépendantes. Autrement dit, cela suppose qu'il existe une relation linéaire entre eux. Parfois, c'est incorrect.
- Soumise au bruit et au surajustement: si le nombre d'observations est inférieur au nombre d'entités, la régression linéaire ne doit pas être utilisée, sinon elle peut conduire à un surajustement car il commence à considérer le bruit dans ce scénario lors de la construction du modèle.
- La régression linéaire est sensible aux valeurs aberrantes, les valeurs aberrantes peuvent être univariées ou multivariées, les valeurs aberrantes doivent être analysées et supprimées avant d'appliquer la régression linéaire à l'ensemble de données.
- La multicolinéarité⁸² : avant d'appliquer la régression linéaire, la multicolinéarité doit être supprimée (en utilisant des techniques de réduction de dimensionnalité) car elle suppose qu'il n'y a pas de relation entre les variables indépendantes.

⁸⁰ Idem, p.9.

⁸¹ <https://sciencing.com/advantages-using-independent-group-ttest-8647277.html>, consulté le 25/05/2021.

⁸² <http://theprofessionalspoint.blogspot.com/2019/05/advantages-and-disadvantages-of-linear.html>, consulté le 25/05/2021.

2) Les modèles non linéaires :

La régression non linéaire⁸³ est une méthode permettant de déterminer un modèle non linéaire de relation entre la variable dépendante et un groupe de variables indépendantes, cette régression peut élaborer des modèles avec des relations arbitraires, elle emploie pour cela des algorithmes itératifs d'estimation. On trouve différents types de modèles non linéaires :

- Les fonctions de type exponentiel.
- Les modèles de diffusion : le modèle logistique (courbe de Pearl ou Verhulst)
- Le modèle de Compertz.
- Modèles bilinéaires (Granger et Andersen, 1978).
- Modèles autorégressifs à seuils ou TAR (Tong 1978).
- Modèles autorégressifs conditionnellement hétéroscédastiques ARCH (Angel 1982).

L'estimation des paramètres d'un modèle non linéaire doit être effectuée par une approche non linéaire.

L'inspiration générale des techniques d'estimations non linéaires sont les mêmes que soit le type d'algorithmes. Il s'agit des méthodes itératives des lesquelles l'équation non linéaire est linéarisée à l'aide d'un développement limité de Taylor, on trouve l'algorithme de Gauss-newton. Parmi les modèles non linéaires nous trouvons : le modèle non linéaire autorégressif à retards échelonnés NARDL.

2-1) L'approche NARDL :

Le modèle Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL)⁸⁴ de Shin, Yu, et Greenwood-Nimmo est une généralisation asymétrique du modèle ARDL de [Pesaran et Shin, 1998] et de [Pesaran, Shin et Smith, 2001]. Plus précisément, le modèle NARDL est un modèle de correction d'erreurs à une équation qui peut tenir compte de l'asymétrie dans la relation d'équilibre à long terme et/ou les coefficients dynamiques à court terme via l'utilisation de décomposition de la somme partielle des variables indépendantes. En raison de sa simplicité et de sa facilité d'interprétation, le modèle NARDL a été rapidement adopté par la recherche appliquée, avec des applications dans divers domaines, notamment la croissance économique [Eberhardt et Prescott, 2018] et la gestion de l'environnement économique [Eberhardt et Presbitero, 2015] et l'économie de l'énergie...etc.

SYG montrent que les paramètres du modèle NARDL⁸⁵ peuvent être estimés en une seule étape par les moindres carrés ordinaires. Cependant, les auteurs notent que les sommes partielles positives et négatives des variables indépendantes dans le modèle NARDL sont dominées par des termes déterministes de tendance temporelle qui sont asymptotiquement parfaitement colinéaires.

⁸³ Régis B. (2015), *économétrie*, DUNOD, Paris., p.165.

⁸⁴ Jin S, Matthew G et Yongcheol S. (2020), Two-step estimation of the non linear autoregressive distributed lag model, p.2.

⁸⁵ Idem, p.2.

Nous considérons le modèle NARDL suivant :

$$X_t = \sum_{j=1}^p \beta_j * X_{t-j} + \sum_{j=0}^q \theta_j^+ Y_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^q \theta_j^- Y_{t-j}^- + \varepsilon_t \quad (10)$$

Comme nous l'avons spécifié au deuxième paragraphe, le modèle NARDL est composé de valeurs positives et négatives, nous concluons ces valeurs à partir de l'estimation du modèle non linéaire. Après avoir défini tous les coefficients du modèle, nous procédons à l'analyse de Bounds pour déterminer s'il existe une relation de long terme, et cela à partir de la statistique du Fisher, par la suite nous analysons le modèle à correction d'erreur qui représente le modèle de court terme en interprétant le terme de force de rappel qui doit être statistiquement significative et comporte un signe négatif. L'analyse de la relation de long terme et de court terme peut être résumée sous l'hypothèse de forum qui inclut les deux relations précédentes.

Cependant, nous validons les résultats d'estimation de la méthode NARDL par des tests de validation, on trouve : le test d'autocorrélation de Breusch-Godfrey, qui nous permettra de savoir si les erreurs sont autocorrélés ont acceptant l'hypothèse non nulle. Le test d'hétéroscédasticité, qui est caractérisé par plusieurs sous tests qui nous permettra de détecter si les erreurs sont hétéroscédastiques ou homoscedastiques, on cite : le test de ARCH, test de ARCH, test de Glesjer...etc. nous validons que les erreurs sont homoscedastiques dans le cas où on accepte l'hypothèse nulle, contrairement à l'hypothèse non nulle qui détermine les erreurs hétéroscédastiques. Le test de stabilité de Ramsey-RESET qui nous permettra de savoir si notre modèle est bien spécifié. À la fin si nous réaliserons que toutes les hypothèses sont bien représentées, nous pouvons confirmer par la validation de notre modèle par le test CUSUM. Le test de CUSUM teste la présence ou non de l'instabilité systématique et le test CUSUM of SQUARES teste quant à lui la présence ou non de l'instabilité aléatoire. Dans le cas où le modèle est validé (le graphique ne doit pas dépasser les bornes de stabilité), il pourra ainsi être utilisé à des fins de prévisions.

Conclusion

Nous concluons à partir de l'étude graphique, que les variables que nous avons choisies pour l'estimation sont jugées pertinentes. La consommation des ménages est haussière sur toute la période d'étude suivant pratiquement un rythme moins élevé à celui du revenu des ménages. L'épargne est contradictoire à l'évolution de la consommation des ménages. Le taux d'inflation est un déterminant qui provoque l'instabilité des quantités consommées à prévoir pour chaque agent économique. Les importations possèdent un effet positif sur la consommation.

La méthode de travail est présentée dans la section deux. Cette dernière nous permettra de faciliter l'estimation à partir du logiciel Eviews, nous exposons les résultats dans le chapitre prochain, en incluant toutes les interprétations qui nous conduiront à la validation des résultats d'analyse.

Chapitre 4

Estimation empirique de la fonction de
consommation des ménages en Algérie entre 1970-
2019

Introduction

Après avoir exposé les différents éléments théoriques et empiriques de la fonction de consommation des ménages. Nous allons estimer le modèle initial à partir des données collectées pour permettre confirmer ou infirmer les hypothèses de départ. Il s'agit d'estimer le modèle non linéaire de la fonction de consommation des ménages et les différentes variables explicatives retenues, sur la période allant de 1970 jusqu'en 2019.

Ainsi, le présent chapitre se compose de deux sections. Dans la première, nous estimons la fonction de consommation des ménages en utilisant les données réelles, avec lesquelles nous procédons à la modélisation par l'approche NARDL. La deuxième partie rend compte des résultats empiriques et à leurs interprétations à partir des données nominales recueillies en intégrant la variable du taux d'inflation.

Section N°1 : Analyse préliminaire des variables réelles

1) Spécification du modèle :

Dans le but d'approfondir cette étude, nous avons consacré cette partie à l'analyse des variables déterminantes de la consommation des ménages en Algérie. L'écriture fonctionnelle du modèle est comme suit :

$$C_t = \mathcal{F} (rev_t, ep_t, imp_t) \quad (11)$$

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 rev_t + \alpha_2 ep_t + \alpha_3 imp_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

- La variable Consommation : (C_t) ,
- La variable revenu : (rev_t) ,
- La variable épargne : (ep_t) ,
- La variable importation : (imp_t) .

Pour mieux analyser les séries, nous avons transféré ces dernières en logarithme. L'objet de cette transformation est de diminuer les fluctuations des données de chaque série et de pallier les problèmes liés à l'hétéroscédasticité des résidus. La nouvelle spécification est donnée comme suite:

$$lC_t = \mathcal{F} (lrev_t, lep_t, limp_t) \quad (13)$$

$$lC_t = \alpha_0 + \alpha_1 lrev_t + \alpha_2 lep_t + \alpha_3 limp_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

- (lC_t) : le logarithme de la consommation des ménages à l'instant t,
- $(lrev_t)$: le logarithme du revenu des ménages à l'instant t,
- (lep_t) : le logarithme de l'épargne à l'instant t,
- $(limp_t)$: le logarithme des importations à l'instant t.

Le paramètre α_0 , représente le logarithme de la consommation lorsque le revenu, l'épargne et les importations sont à l'unité.

Les paramètres $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ représentent les élasticités de chaque variable par rapport à la variable endogène.

Le paramètre ε_t représente les résidus de la série d'estimation.

L'estimation par les MCO de l'équation (4), nous donne les résultats suivants :

Tableau 23 : Estimation par les MCO

Dependent Variable: LC Method: Least Squares Date: 06/11/21 Time: 13:30 Sample: 1970 2019 Included observations: 50				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.128905	0.084809	-25.10243	0.0000
LREV	3.098925	0.034965	88.62826	0.0000
LEP	-2.089258	0.031264	-66.82697	0.0000
LIMP	-0.003987	0.005690	-0.700732	0.4870
R-squared	0.999654	Mean dependent var	28.71577	
Adjusted R-squared	0.999631	S.D. dependent var	0.469251	
S.E. of regression	0.009013	Akaike info criterion	-6.503596	
Sum squared resid	0.003737	Schwarz criterion	-6.350634	
Log likelihood	166.5899	Hannan-Quinn criter.	-6.445347	
F-statistic	44254.79	Durbin-Watson stat	0.832272	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews.

$$LC_t = -2.12 + 3.09 \text{ lrev}_t - 2.08 \text{ lep}_t - 0.003 \text{ limp}_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

[25.10]⁸⁶
[88.62]
[66.82]
[0.7]

F = 44254.79 **R²** = 0.99 **DW** = 0.83

✚ Interprétations statistiques et économiques des résultats d'estimation :

D'après les résultats d'estimation, nous remarquons que la constante du modèle est significative du fait que, la statistique de Student de cette variable est supérieure à la valeur de la table de Student au seuil de 5% (1.96), de même pour la probabilité de la constante est inférieure à la valeur de 5%.

La variable revenu est statistiquement significative, nous remarquons que sa statistique est largement supérieure à celle de la table de Student à 5%.

L'épargne est aussi significative, sa probabilité est inférieure à celle de 0.05, et la statistique de Student est largement supérieure de celle de la table de Student à 5%.

Les résultats d'estimation nous montrent que la variable importation est non significative, sa probabilité est supérieure à 0.05 et la statistique de Student est inférieure à celle de la table de Student au seuil de 5%.

⁸⁶ Les valeurs entre [.] sont en valeurs absolues et représentent la statistique de Student au seuil de 5%

$\alpha_0 = -2.12$: représente le logarithme de la consommation lorsque le revenu, l'épargne et les importations sont à l'unité.

$\alpha_1 = 3.098$: représente la variation de la consommation lorsque le revenu varie de 1%, le signe du coefficient est positif, ce qui explique que la consommation et le revenu varient dans le même sens.

$\alpha_2 = -2.08$: cette valeur explique que lorsque l'épargne varie de 1 %, la consommation diminue de 2.08 %. Ce résultat est identique à la théorie économique qui nous informe que lorsque le revenu augmente, l'épargne diminue.

$\alpha_3 = -0.003$: ce résultat n'est validé ni sur le plan statistique ni sur le plan économique, du fait que son signe est non conformé aux attentes théoriques qui résumes que les importations et la consommation des ménages varient dans le même sens. Mais les résultats d'estimation montrent que lorsque les importations augmentent de 1%, la consommation baisse de 0.003%.

Ces résultats nous laissent poser la question sur la norme d'efficacité de l'estimation par les MCO qui traitent les séries linéaires imposées sur l'ensemble des variables que nous avons utilisées dans cette étude. Cette estimation, nous limite à des résultats qui ne peuvent être fiables sur le plan réel, surtout que les importations sont jugées non significatives et avec signe négatif par rapport aux variations de la consommation, ce qui explique une contradiction à la théorie économique. En outre, nous observons que les signes des coefficients issus de l'estimation sont conformes à ceux attendus et ceux que postule la théorie de la consommation.

Selon Keynes, toute variation positive du revenu engendre une hausse plus au moins importante de la consommation, et l'épargne évolue suite à une baisse de la consommation, ce qui explique le signe négatif trouvé dans les résultats d'estimations.

$R^2 = 99 \%$, la qualité d'ajustement du modèle est très proche de 100 %, la variabilité de la consommation est expliquée à 99% par la combinaison des variables explicatives.

La statistique de **Fisher** calculé est : **44254,79** largement supérieure à la valeur de la table lorsque Alpha = 5%.

La statistique de **Durbin-Watson (DW)** d'autocorrélation est égale à 0.83, proche de zéro, ce qui signifie une fausse régression. La notion de fausse régression est traduite par une qualité d'ajustement très élevé par rapport à la variation du test de Durbin-Watson, et elle peut être expliquée aussi par la mauvaise spécification des séries utilisées lors de l'estimation.

2) Analyse de la matrice de corrélation :

Tableau 24 : Matrice de corrélation des variables réelles

	LC	LREV	LEP	LIMP
LC	1	0.97	0.93	0.87
LREV	0.97	1	0.99	0.80
LEP	0.93	0.99	1	0.76
LIMP	0.87	0.80	0.76	1

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

L'analyse de la matrice de corrélation, nous indique qu'il existe une corrélation positive entre toutes les variables : consommation, revenu, épargne et les importations, revenu, épargne et les importations et entre les importations et l'épargne.

3) Analyse descriptive :

Tableau 25: Analyse descriptive des variables réelles

	Mean	median	Max	Min	std.dev	skewness	kurtosis	Jarque- bera	Observations
LC	28.71	28.68	29.51	27.56	0.46	-0.4	3.12	1.43	50
LREV	29.84	29.77	30.55	28.81	0.46	-0.23	2.32	1.42	50
LEP	29.45	29.37	30.31	28.45	0.46	-0.17	1.97	2.45	50
LIMP	28.49	28.46	29.40	27.48	0.49	0.14	2.29	1.21	50

Source: *réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews*

La valeur moyenne des quatre variables est entre un intervalle de [28-29], la moyenne de la consommation est donnée par 28.71, le revenu 29.84, l'épargne 29,45 et les importations 28,49. La médiane nous explique la valeur moyenne de chacune de ces quatre variables qui est donnée par 28.68 pour la consommation et 29.77 pour le revenu des ménages...etc. tandis que les valeurs maximales et minimums nous indiquent les valeurs les plus importantes et les plus faibles de chaque variable, la consommation [max : 29.51, min : 27.56].

L'écart-type représente l'écart par rapport à la moyenne de l'échantillon de chacune des variables (l'écart-type des importations = 0.49). Pour le test Skewness les valeurs en zéro représentent les variables reflétant une distribution normale. La valeur d'aplatissement de 2.32 est nettement inférieur à 3 ce qui explique que la moyenne de l'échantillon aura beaucoup de valeurs inférieures à 28.71 (une asymétrie normale), la valeur 3.12 supérieure à 3 ce qui explique que la consommation possède une longue queue droite et donc l'indication est positivement asymétrique.

La statistique de Jarque-Bera mesure la différence entre l'asymétrie de chacune de ces variables avec la distribution normale, et pour toutes les variables nous pouvons rejeter l'hypothèse non nulle de la distribution normale.

4) Analyse des propriétés stochastiques des séries :

Afin d'analyser les séries, nous allons procéder en premier lieu à une analyse graphique, qui nous permettra de détecter la stationnarité et la non-stationnarité de chaque série utilisée.

À partir de la représentation graphique⁸⁷ de chaque série en niveau, nous remarquons, que la série consommation est non stationnaire ; possède une tendance à la hausse. Et ces résultats sont appliqués pour les 3 autres variables selon leurs représentations graphiques. Donc les séries en niveau de la consommation, revenu, épargne et les importations sont non stationnaires.

L'analyse par le corrélogramme⁸⁸, nous montre que la série consommation en niveau est non stationnaire du fait que les probabilités sont inférieures à la valeur de 5% d'un seul retard jusqu'à vingt-quatre retards. Nous avons retrouvé les mêmes résultats pour les variables : revenue, épargne et les importations.

Pour les corrélogrammes des séries en différence première⁸⁹, les probabilités de chaque série sont supérieures à 0,005. Nous concluons, que la consommation, le revenu, l'épargne et les importations sont intégrés d'ordre un I(1).

L'analyse préliminaire (graphique et corrélogramme), nous permet de détecter les séries stationnaires de celles qui ne sont pas stationnaires. Mais nous devons approfondir cette analyse pour confirmer nos résultats à partir du test de **Dickey-Fuller (ADF)** et **Phillips-perron (PP)**.

5) Analyse statistique (test de stationnarité) :

Tableau 26 : Sélection du nombre de retards (P) de chaque série

Séries	(lc)	(lrev)	(lep)	(limp)
Nombre optimal	4	3	1	4

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews.

Pour déterminer le nombre de retards⁹⁰ de chaque série, nous optant à l'analyse des résidus à partir des tests d'Akaike info Criterion (AIC) et Schwarz Criterion (SC). Pour le choix des retards, nous validons la valeur minimale d'AIC et SC.

⁸⁷ Voir annexe 1.

⁸⁸ Voir annexe 2.

⁸⁹ Voir annexe 3.

⁹⁰ Voir annexe 4.

Tableau 27 : Analyse de la stationnarité à partir de test de Dickey-Fuller (ADF)

Modèles Séries	Test de Dickey-Fuller sur les séries en niveau ⁹¹						
	M [3]		M [2]		M [1]		Commentaires
	B	T _{ADF}	C	T _{ADF}	Φ	T _{ADF}	
LC	1.87	2.79	2.31	2.54	3.00	-1.94	Processus DS I(1)
LREV	2.02	2.79	1.72	2.54	2.87	-1.94	Processus DS I(1)
LEP	1.55	2.79	1.39	2.54	4.25	-1.94	Processus DS I(1)
LIMP	0.99	2.79	2.04	2.54	1.34	-1.94	Processus DS I(1)
Test de Dickey-Fuller sur les séries différence première							
	B	T _{ADF}	C	T _{ADF}	Φ	T _{ADF}	
LC	*	*	*	*	-2.62	-1.94	Processus stationnaire I(0)
LREV	*	*	*	*	-3.02	-1.94	Processus stationnaire I(0)
LEP	*	*	*	*	-2.64	-1.94	Processus stationnaire I(0)
LIMP	*	*	*	*	-4.35	-1.94	Processus stationnaire I(0)

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews.

Les résultats du test de Dickey-Fuller augmenté de la série consommation au seuil de 5%, indiquent que la variable consommation est intégrée d'ordre un I(1). Les résultats du test en niveau du modèle [3] nous montrent que la statistique de la tendance est inférieure de la valeur critique, donc nous passons au modèle [2] dont la statistique de la constante est aussi inférieure à la valeur de la table, par la suite nous vérifions la valeur du Φ du modèle [1], que nous avons trouvés supérieure à la valeur de la table de Dickey-Fuller, pour en conclure que la série de consommation est générée par un processus DS, et pour rendre la série stationnaire, nous devons passer à la différenciation. Nous concluons que la consommation des ménages est stationnaire en différence première⁹².

Les résultats d'estimation de la série du revenu nous indiquent que la valeur de T-statistique de la tendance est inférieure à la valeur critique, donc la tendance n'est pas significative, nous passons au deuxième modèle dont on estime la constante. La valeur T-statistique de la constante est inférieure à la valeur critique, on accepte l'hypothèse H_0 et on passe à l'estimation de Φ du modèle [1]. Le Φ de la série revenu est supérieure à valeur

⁹¹ Voir annexe 5.

⁹² Voir annexe 6.

critique de Dickey-Fuller, et après la première différenciation la série revenue est devenue stationnaire.

Le coefficient de la tendance de l'épargne est non significatif, ça statistique est inférieure à la valeur critique de la tendance, ce qui fait qu'on doit vérifier la statistique de la constante du modèle [2] dont les résultats sont identiques aux précédentes. On passe au modèle [1], la série d'épargne est générée par un processus DS, stationnaire en différence première.

Les résultats d'application du test ADF sur la série importation au seuil de 5% montrent que la série ne possède pas une tendance de fait que la statistique associée au coefficient de la tendance est inférieure à la valeur de la table de Dickey Fuller (**ADF**) donc on accepte l'hypothèse $H_0 : B = 0$. On passe à l'estimation du modèle [2] pour tester la significativité de la constante, les résultats indiquent que T-statistique est inférieur à la valeur de la table de Dickey-Fuller, donc le modèle ne contient pas une constante. On passe à l'estimation du modèle [1], les résultats indiquent la présence de la racine unitaire dans le modèle vu que la statistique ADF associée au coefficient de la racine unitaire est supérieure à la valeur de la table de Dickey-Fuller au seuil de 5% donc on accepte l'hypothèse $H_0 : \Phi = 0$, après l'estimation des trois modèles sur la série en niveau, ont conclu que la série est générée par un processus DS. Les résultats d'application du test sur la série en différence indiquent que la statistique ADF associée au coefficient de la racine unitaire est inférieure à la valeur critique de la table. Ce résultat nous conduit à accepter l'hypothèse de la stationnarité de la série en première différence.

Tableau 28 : Analyse de la stationnarité à partir de test de Phillips-Perron⁹³

		Estimation en niveau				Estimation en différence première			
		M [3]	M [2]	M [1]	commentaire	M [3]	M [2]	M [1]	commentaire
Lc	Tpp :	1.61	2.65		Processus DS I(1)		-5.71		Processus stationnaire I(0)
	Tt :	2.79	2.54				-2.92		
Lrev	Tpp :	2.02	1.72		Processus DS I(1)		-8.08		Processus stationnaire I(0)
	Tt :	2.79	2.54				-2.92		
Lep	Tpp :	3.05			Processus DS I(1)	-11.1			Processus stationnaire I(0)
	Tt :	2.79				-3.5			
Limp	Tpp :	0.66	1.39	1.56	Processus DS I(1)			-4.61	Processus stationnaire I(0)
	Tt :	2.79	2.54	-1.61				-1.94	

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews.

Suivant la même procédure du test de Dickey-Fuller, le test non paramétrique de Phillips-perron, nous permet d'estimer trois modèles pour les coefficients de la tendance, constante et le Φ .

⁹³ Voir annexe 7.

Les résultats d'estimation du test **PP**⁹⁴ pour la variable consommation, nous montrent que la statistique du trend est inférieure à la statistique de la table de Phillips-perron, donc nous acceptons l'hypothèse de la non-significativité du trend. On passe au deuxième modèle, les résultats montrent que la statistique de la constante est supérieure à la valeur de la table de **PP**, ce qui fait que nous procédons à l'analyse de Φ ; la statistique **PP** est supérieure à celle de la table, nous acceptons l'hypothèse H_0 , il s'agit d'un processus **DS** (non stationnaire). Pour rendre la série stationnaire nous devons passer à l'étape de la différenciation et les résultats sur Eviews montrent que la série consommation est stationnaire en différence première.

Les résultats d'estimation de la série revenu, montrent que le revenu est généré par un processus **DS**. Nous analysons le troisième modèle et on remarque que la statistique du coefficient de la tendance est inférieure à la statistique de la table **PP**, on passe au modèle deux dont la statistique du coefficient de la constante est significative du fait que sa statistique est supérieure à celle de la table **PP**. nous analysons le Φ avec une statistique supérieure à celle de la table, et on passe à la première différenciation pour que la série soit stationnaire. Donc la série revenu est générée par un processus **DS** intégré d'ordre un $I(1)$.

Après l'analyse de la série d'épargne, nous estimons le modèle trois. On conclut que la statistique du coefficient de la tendance est supérieure de la valeur de la table, donc nous acceptons l'hypothèse de significativité de la tendance et nous analysons par la suite le Φ du modèle [3] dont sa statistique est supérieure à celle de la table. La série d'épargne est générée par processus **DS** non stationnaire. Après la différence première, la série est devenue stationnaire.

Les importations, est une série générée par un processus **DS** non stationnaire. Les statistiques des coefficients de la tendance et la constante des modèles trois et deux sont non significatives, parce qu'ils portent des valeurs statistiques inférieures à celles de la table de **PP**. La série est générée par un processus **DS** au modèle [1], nous rejetons l'hypothèse de la stationnarité de la série en niveau des importations.

6) Test de cointégration de Johansen :

Tableau 29 : Résumer des cinq spécifications du test de cointégration de Johansen

Spécifications	équations	Commentaires
1	$Lc = 1.98 \text{ lrev} - 1.19 \text{ lep} + 0.17 \text{ limp}$	Il existe 2 relations de cointégration
2	$Lc = 2.38 \text{ lrev} - 1.51 \text{ lep} + 0.1 \text{ limp}$	Il existe 1 relation de cointégration
3	$Lc = 2.33 \text{ lrev} - 1.47 \text{ lep} + 0.11 \text{ limp}$	Il existe 1 relation de cointégration
4	$Lc = 2.66 \text{ lrev} - 1.86 \text{ lep} + 0.06 \text{ limp}$	Il existe 2 relations de cointégration
5	$Lc = 2.65 \text{ lrev} - 1.85 \text{ lep} + 0.06 \text{ limp}$	Il existe 2 relations de cointégration

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews.

⁹⁴ Test de Phillips-perron.

Comme nous l'avons déjà expliqué, le test de Johansen nous permet de déterminer le nombre de relation entre plusieurs variables contrairement aux modèles ECM. À partir de cette approche multivariée de cointégration, nous remarquons que les séries sont co-intégrées entre elles. Dans ce cas, toutes les séries sont générées par un processus DS non stationnaire, donc nous allons nous intéresser à la spécification un et deux de Johansen.

Après vérifications des statistiques calculées par rapport à la table du Student au seuil de 5%, nous observons que toutes les variables sont statistiquement significatives. Les signes des variables sont conformes aux attentes théoriques.

Tableau 30 : Résultats de la 1^{ère} spécification du test de Johansen

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.
None *	0.853013	116.4870	40.17493	0.0000
At most 1 *	0.255674	24.45122	24.27596	0.0475
At most 2	0.191732	10.27795	12.32090	0.1074
At most 3	0.001261	0.060567	4.129906	0.8401

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews.

D'après la statistique de trace 'R', nous concluons qu'il existe deux relations de cointégrations entre les variables à partir de la première spécification. Nous commençons d'abord à tester la relation première pour laquelle nous trouvons soit une relation nulle ou au moins une relation de cointégration, la statistique trace est égale à une valeur supérieure à la valeur critique, nous passons par la suite à tester les hypothèses d'existence de 2 relations ou plus, dans ce cas nous remarquons que la statistique **Trace** a 2 relations de cointégration est inférieure de la valeur critique au seuil de 5%. Nous acceptons l'hypothèse nulle, il existe deux relations de cointégration entre les variables du modèle estimé.

Tableau 31 : Résultats de la deuxième spécification du test de Johansen

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.
None *	0.858787	126.5	54.07904	0.0000
At most 1	0.257891	32.19223	35.19275	0.1017

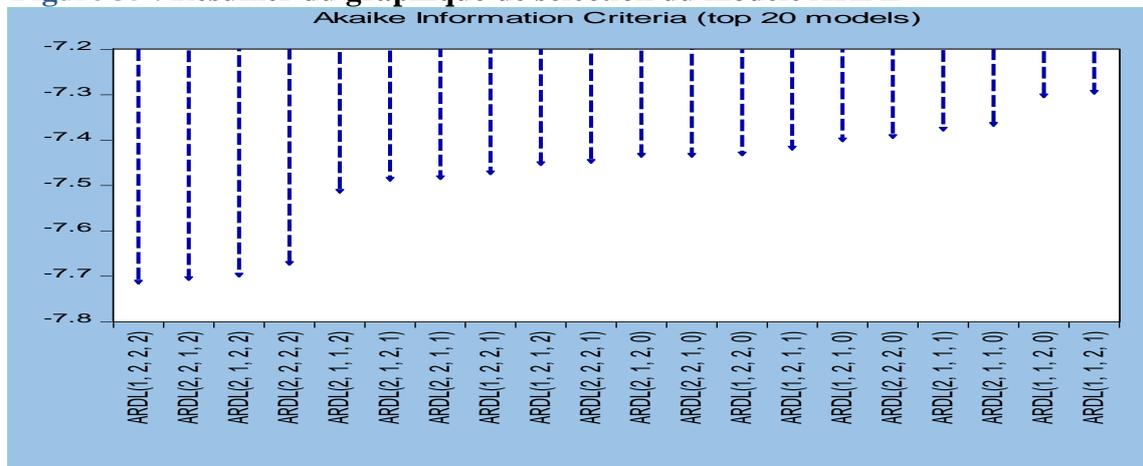
Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews.

Dans le cas de la deuxième spécification: il existe une seule relation de cointégration entre les variables, la statistique trace est inférieure de la valeur critique au seuil de 5%, nous acceptons l'hypothèse nulle.

7) Estimation par l'approche ARDL :

À partir des critères d'information d'Akaike, nous allons déterminer le modèle ARDL optimal en s'intéressant à la valeur minimale de la statistique (AIC).

Figure 35 : Résumer du graphique de sélection du modèle ARDL



Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews.

À partir du graphique nous remarquons que le modèle ARDL (1, 2, 2, 2) est le meilleur, car il possède une valeur minimale de critère d'information d'Akaike (AIC).

Tableau 32 : Estimations du modèle à partir de la méthode ARDL

Dependent Variable: LC				
Method: ARDL				
Date: 06/15/21 Time: 11:24				
Sample (adjusted): 1972 2019				
Included observations: 48 after adjustments				
Maximum dependent lags: 2 (Automatic selection)				
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)				
Dynamic regressors (2 lags, automatic): LREV LEP LIMP				
Fixed regressors:				
Number of models evaluated: 54				
Selected Model: ARDL(2, 1, 2, 2)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LC(-1)	0.742904	0.051271	14.48980	0.0000
LC(-2)	0.102090	0.021215	4.812252	0.0000
LREV	2.620169	0.079645	32.89802	0.0000
LREV(-1)	-2.322301	0.144307	-16.09275	0.0000
LEP	-1.802257	0.051952	-34.69091	0.0000
LEP(-1)	1.574601	0.095621	16.46704	0.0000
LEP(-2)	0.048599	0.016855	2.883466	0.0064
LIMP	0.010507	0.009007	1.166557	0.2507
LIMP(-1)	0.049502	0.012542	3.947013	0.0003
LIMP(-2)	-0.030331	0.008486	-3.574135	0.0010
R-squared	0.999889	Mean dependent var	28.76245	
Adjusted R-squared	0.999862	S.D. dependent var	0.417029	
Durbin-Watson stat	2.166926			

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews.

$$lc_t = 0.74 lc_{t-1} + 0.1 lc_{t-2} + 2.62 lrev_t - 2.32 lrev_{t-1} - 1.80 lep_t + 1.57 lep_{t-1} + 0.048 lep_{t-2} + 0.01 limp_t + 0.04 limp_{t-1} - 0.03 limp_{t-2} + \varepsilon_t \quad (16)$$

D'après les résultats d'estimation par l'approche ARDL nous remarquons que le modèle initial (1) est sous la forme suivante :

$$lc_t = \mathcal{F} (lc_{t-1}, lc_{t-2}, lrev_t, lrev_{t-1}, lep_t, lep_{t-1}, lep_{t-2}, limp_t, limp_{t-1}, limp_{t-2}) \quad (17)$$

D'après le tableau de l'analyse ARDL, nous remarquons que toute variation de la variable consommation retardée d'une période engendre une hausse de la variable endogène de 0.74% et de 0.10% à "t-2". Une variation du revenu d'une unité cause la hausse de la consommation de 2.62% et une baisse de 2.32% à l'instant "t-1". Lorsque l'épargne évolue d'une unité, la consommation des ménages baisse de 1.80 % contrairement aux importations qui engendrent une hausse de 0.01% à la consommation des ménages. Nous résultant, pour les variables exogènes à l'instant "t", les signes des coefficients sont identiques à ceux prévus par la théorie économique, en opposer aux variables exogènes retardées qui prennent des signes positifs et négatifs.

Les résultats d'estimation montrent que la plupart des statistiques des coefficients des variables sont inférieures à la valeur de 5%, et supérieures de la statistique tabulée de Student au seuil de 5% (statistiquement significatives) à l'exception de la statistique associée à la variable "importations", dont sa valeur calculée de Student est inférieure à la table au seuil de 5% (statistiquement non significative). La qualité d'ajustement est mesurée à 99 %, montre que la variabilité totale de la consommation est expliquée à 99% par le revenu, l'épargne et les importations.

La statistique de Durbin-Watson est supérieure à deux, ce qui fait qu'il existe une autocorrélation négative entre les erreurs.

Tableau 33 : Résultats de test de cointégration de Bounds

F-statistique : 7.29	Ordre d'intégration	
	I(0)	I(1)
seuils		
10%	2.01	3.1
5%	2.45	3.63
2.5%	2.87	4.16
1%	3.42	4.84

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews.

Ce tableau nous montre les différentes statistiques de cointégration de test de Fisher. Nous remarquons alors que la statistique calculée de Fisher est supérieure pour les différentes statistiques aux seuils de 10%, 5%, 2.5% et 1%. On conclut qu'il existe une relation de cointégration de long terme entre les variables du modèle.

Tableau 34 : Estimation de la relation de long terme

Levels Equation				
Case 1: No Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LREV	1.921656	0.203720	9.432850	0.0000
LEP	-1.155159	0.174346	-6.625677	0.0000
LIMP	0.191459	0.039775	4.813523	0.0000
EC = LC - (1.9217*LREV - 1.1552*LEP + 0.1915*LIMP)				

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

Les résultats d'estimation de la relation de long terme s'écrivent de la manière suivante :

$$lc_t = 1.92 (lrev_t) - 1.15 (lep_t) + 0.19 (limp_t) + \varepsilon_t \quad (18)$$

[9.43]
[6.62]
[4.81]

Les résultats d'estimation nous montrent qu'à long terme toutes les variables sont cointégrées avec la consommation des ménages. Les statistiques calculées du revenu, épargne et les importations sont supérieures à la valeur tabulée de Student au seuil de 5%, donc nous rejetant l'hypothèse nulle des coefficients. Les variables estimées sont statistiquement significatives.

Lorsque le revenu augmente de 1% la consommation des ménages varie dans le même sens de 1.92%, contrairement à l'épargne qui évolue négativement par rapport à la consommation ; lorsque l'épargne augmente de 1%, la consommation des ménages baisse de 1,15%. Les importations ont un signe positif par rapport à la consommation des ménages, lorsque les importations augmentent de 1%, la consommation varie dans le même sens pour 0,19%. Nous remarquons que les signes des coefficients répondent exactement à nos attentes, la théorie économique a fait preuve précédemment de ces résultats obtenus.

Tableau 35 : Estimation du modèle ECM de court terme

ARDL Error Correction Regression Dependent Variable: D(LC) Selected Model: ARDL(2, 1, 2, 2) Case 1: No Constant and No Trend Date: 06/15/21 Time: 11:34 Sample: 1970 2019 Included observations: 48				
ECM Regression Case 1: No Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LC(-1))	-0.102090	0.020156	-5.065085	0.0000
D(LREV)	2.620169	0.076156	34.40535	0.0000
D(LEP)	-1.802257	0.048446	-37.20157	0.0000
D(LEP(-1))	-0.048599	0.015319	-3.172578	0.0030
D(LIMP)	0.010507	0.007949	1.321702	0.1942
D(LIMP(-1))	0.030331	0.007520	4.033398	0.0003
CointEq(-1)*	-0.155006	0.027632	-5.609718	0.0000
R-squared	0.993598	Mean dependent var	0.039309	
Adjusted R-squared	0.992662	S.D. dependent var	0.055001	
S.E. of regression	0.004712	Akaike info criterion	-7.743535	
Sum squared resid	0.000910	Schwarz criterion	-7.470652	
Log likelihood	192.8448	Hannan-Quinn criter.	-7.640412	
Durbin-Watson stat	2.166926			

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews.

$$Ic_t = -0.1 Dlc_{t-1} + 2.62 Dlrev_t - 1.80 Dlep_t - 0.04 Dlep_{t-1} + 0.01 Dlimp_t + 0.03 Dlimp_{t-1} - 0.15 + \varepsilon_t \quad (19)$$

Toutes variations de la variable en différence à l'instant t-1 de la consommation engendrent une baisse de 0.10% de la consommation à l'instant " t". Un choc sur le revenu à l'instant " t" en différence cause une hausse de 2.62 % de la consommation. Lorsque l'épargne varie de 1% la consommation varie dans le sens contraire de 1.8% de la consommation des ménages, de même pour la variable retardée d'une période engendre une baisse de 0.04% de la consommation à l'instant " t". Un choc sur les importations en différence à l'instant actuelle affecte la consommation des ménages positivement de 0.01% et de 0.03% à l'instant " t-1".

Selon les résultats d'estimation de la relation de court terme, nous concluons que la variable importation n'est pas déterminante de la consommation des ménages à court terme, du fait que sa statistique calculée est inférieure à la statistique tabulée de Student au seuil de 5%. Contrairement aux variables en différence du revenu et d'épargne qui confirment l'hypothèse d'existence d'une relation de cointégration du court terme avec la consommation des ménages «leurs statistiques calculées sont supérieures à celles de la table de Student au seuil de 5% ».

La valeur 0.15 représente le coefficient de force de rappel, ce dernier est négatif et significativement différent de 0 au seuil de 5%. Les résultats indiquent que 15% des déséquilibres de l'année précédente sont corrigés durant l'année en cours, ce qui suggère une bonne vitesse d'ajustement dans le processus de relation suite à un choc de l'année dernière.

Autrement dit, l'on arrive à ajuster 15% du déséquilibre entre le niveau désiré et effectif des dépenses de consommation.

Nous résultant que tous les coefficients possèdent des signes prévus comme le montre la théorie économique de la fonction de consommation, sauf pour la consommation retardée d'une période et cela peut être expliqué par des changements structurels qui affectent cette dernière et provoque la baisse de la consommation à l' instant futur.

7-1) Les tests de validation:

La validation du modèle se réfère à divers tests statistiques de spécification pour vérifier si le modèle est congru c'est-à-dire qu'il ne peut être mis à défaut. Ces tests statistiques consistent à tester la qualité des résidus à savoir l'homoscédasticité et la normalité.

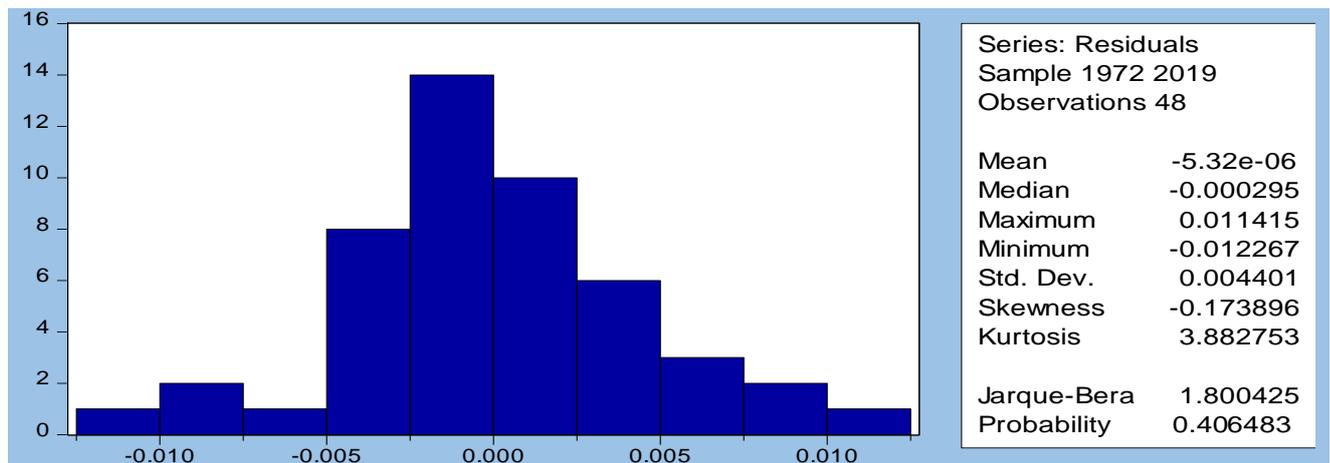
Tableau 36: Résultats du test d'autocorrélation de Breusch-Godfrey

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.181215	Prob. F(2,35)	0.8350
Obs*R-squared	0.478423	Prob. Chi-Square(2)	0.7872

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews.

À partir de test de corrélation de Breusch-Godfrey, nous remarquons que la probabilité est supérieure à la valeur critique de 5%, donc nous acceptons l'hypothèse d'absence d'autocorrélation.

Figure 36: Résultats du test de normalité de Jarque-Bera



Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews.

Tester la normalité revient à savoir si cette distribution répond aux critères de normalité. En effet, le test de Jarque et Bera, fondé sur la notion de coefficient d'asymétrie « Skewness » et d'aplatissement « Kurtosis » permet de vérifier la normalité d'une distribution statistique.

Les résultats du test nous conduisent à accepter l'hypothèse de distribution normale des résidus. La statistique de Jarque-Bera est inférieure à la valeur de 5.99 et sa probabilité

supérieure de 5%. La statistique de Skewnes est négative et tend vers zéro. Le coefficient d'aplatissement 'Kurtosis' aussi dans la limite de 3. Dans ce cas nous remarquons que certains tests ne répondent pas aux conditions de la normalité des erreurs, pour cela nous pouvons conclure que les résidus de l'estimation suivent une distribution normale (stationnaire à long terme).

Tableau 37 : Résultats du test d'hétéroscédasticité de White

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	2.434989	Prob. F(10,37)	0.0241
Obs*R-squared	19.05129	Prob. Chi-Square(10)	0.0396
Scaled explained SS	17.21528	Prob. Chi-Square(10)	0.0697

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews.

Pour réaliser le test d'hétéroscédasticité nous utilisons le test de White, les résultats montrent que la probabilité chi-square 1 est inférieure à la critique de 5%, donc nous rejetant l'hypothèse d'homoscédasticité, nous acceptons l'hypothèse d'hétéroscédasticité.

Tableau 38 : Résultats des différents tests d'hétéroscédasticité⁹⁵

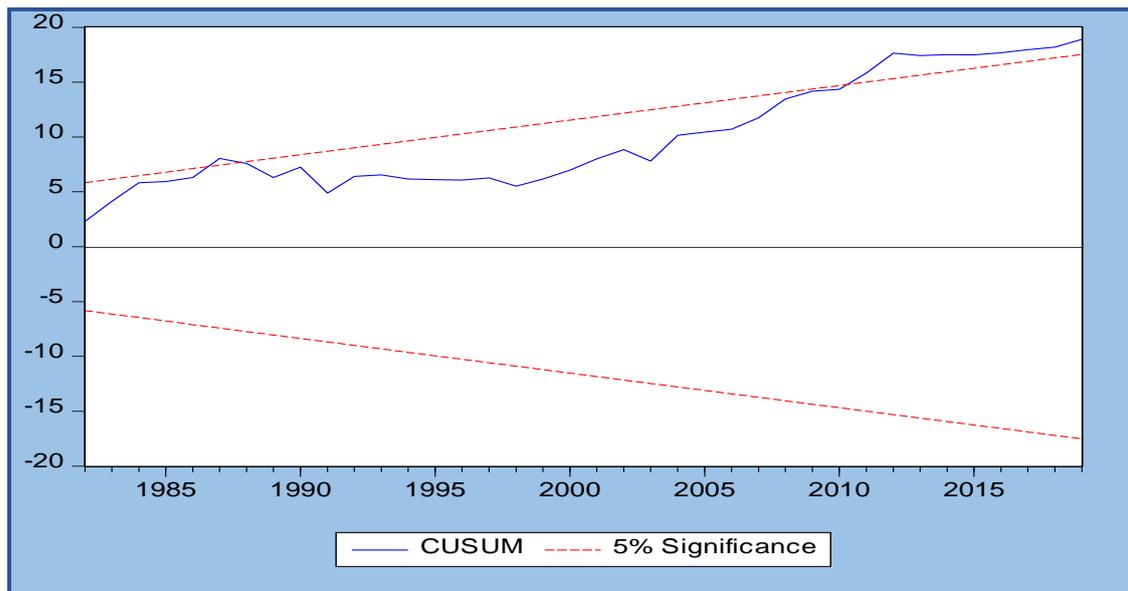
Tests	Prob-chi-square	Prob
Breusch-Pegan-Godfrey	0.0351	0.05
ARCH	0.8506	
Glesjer	0.0518	
Harvey	0.2766	

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

Il existe d'autres tests qui nous permettent d'analyser les résidus pour savoir s'il s'agit d'un bon modèle homoscédastique ou un modèle hétéroscédastique comme : test de ARCH, Breusch-Godfrey, Glesjer...etc. Ces tests possèdent les mêmes propriétés statistiques selon la théorie économique, mais nous remarquons malheureusement qu'à partir de test de Breusch-Pegan-Godfrey nous avons une probabilité inférieure à 0.05 (modèle hétéroscédastique). Cette hétéroscédasticité peut être expliqué par une mauvaise spécification des variables en utilisons la régression linéaire.

⁹⁵ Voir annexe 9.

Figure 37 : Résultats du test de stabilité de CUSUM



Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

Sur la base des résultats de test de stabilité CUSUM, nous remarquons que la fonction de consommation est instable, cette instabilité peut s'expliquer par deux paramètres : tendance et constante. Nous observons deux points qui dépassent les bornes de stabilités, celui de l'année 1987 qui est expliqué par la chute des prix du pétrole. De même pour l'année 2010 et 2012, est expliquée par l'effet négatif de la crise économique sur la fonction de consommation des ménages et ces déterminants.

Les variables déterminantes la consommation des ménages ont connu des changements brusques durant cette période. Parfois le changement structurel peut être attribué à des forces extérieures ou à des variations de politiques économiques qui conduisent à des situations pareilles.

D'après les résultats d'estimation et des tests de validation nous ne pouvons pas conclure l'étude par une approche linéaire et cela peut être confirmé en comparant les résultats précédents. Les modèles linéaires sont limités à certaines fonctionnalités, pour cela, il est impossible d'estimer ce genre de modèle en utilisant l'approche classique et pour cette raison nous optant vers l'approche des modèles non linéaires en utilisant l'approche NARDL.

8) Estimation par l'approche NARDL :

Tableau 39 : Résultats d'estimation par l'approche NARDL

Dependent Variable: LC Method: ARDL Date: 06/16/21 Time: 22:46 Dynamic regressors (4 lags, automatic): LREV_POS LREV_NEG LEP_POS LEP_NEG LIMP_POS LIMP_NEG Selected Model: ARDL(1, 4, 0, 4, 3, 1, 3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LC(-1)	-0.019953	0.039138	-0.509825	0.6153
LREV_POS	2.819493	0.083361	33.82274	0.0000
LREV_POS(-1)	-0.127812	0.129388	-0.987819	0.3340
LREV_POS(-2)	-0.210094	0.074809	-2.808421	0.0102
LREV_POS(-3)	0.333558	0.051500	6.476853	0.0000
LREV_POS(-4)	0.182162	0.045879	3.970469	0.0006
LREV_NEG	2.304713	0.121014	19.04504	0.0000
LEP_POS	-2.010487	0.045132	-44.54645	0.0000
LEP_POS(-1)	0.044965	0.083021	0.541609	0.5935
LEP_POS(-2)	0.202524	0.044159	4.586298	0.0001
LEP_POS(-3)	-0.209137	0.038663	-5.409307	0.0000
LEP_POS(-4)	-0.061124	0.033386	-1.830814	0.0807
LEP_NEG	-1.345980	0.091675	-14.68212	0.0000
LEP_NEG(-1)	-0.010703	0.121901	-0.087800	0.9308
LEP_NEG(-2)	-0.105703	0.101848	-1.037854	0.3106
LEP_NEG(-3)	-0.180078	0.079996	-2.251092	0.0347
LIMP_POS	0.015711	0.009598	1.636897	0.1159
LIMP_POS(-1)	0.032746	0.012391	2.642687	0.0149
LIMP_NEG	0.007811	0.008920	0.875645	0.3907
LIMP_NEG(-1)	0.035511	0.011889	2.986716	0.0068
LIMP_NEG(-2)	0.049736	0.013437	3.701454	0.0012
LIMP_NEG(-3)	-0.023498	0.009580	-2.452876	0.0226
C	28.20149	1.079643	26.12113	0.0000
R-squared	0.999982	Mean dependent var	28.82203	
Adjusted R-squared	0.999963	S.D. dependent var	0.356204	
S.E. of regression	0.002161	Akaike info criterion	-9.129548	
Sum squared resid	0.000103	Schwarz criterion	-8.206143	
Log likelihood	228.4148	Hannan-Quinn criter.	-8.785312	
F-statistic	54320.15	Durbin-Watson stat	2.130897	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

$$\begin{aligned}
 lc_t = & -0.019 lc_{t-1} + 2.81 lrev_{pt} - 0.12 lrev_{pt-1} - 0.21 lrev_{pt-2} + 0.33 lrev_{pt-3} + \\
 & 0.18 lrev_{pt-4} + 2.3 lrev_{nt} - 2.01 lep_{pt} + 0.044 lep_{pt-1} + 0.2 lep_{pt-2} - \\
 & 0.2 lep_{pt-3} - 0.06 lep_{pt-4} - 1.34 lep_{nt} - 0.01 lep_{nt-1} - 0.01 lep_{nt-2} - 0.18 lep_{nt-3} + \\
 & 0.015 limp_{pt} + 0.032 limp_{pt-1} + 0.007 limp_{nt} + 0.03 limp_{nt-1} + 0.04 limp_{nt-2} - \\
 & 0.02 limp_{nt-3} + 28.20 + \epsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{20}$$

Nous remarquons que le modèle sous l'approche NARDL contient des variables positives et négatives retardées de un à quatre périodes, ce qui explique l'effet de variation de chaque variable à l'instant retardé par rapport à la fonction de consommation des ménages à l'instant "t", nous expliquons :

- Toute variation de la consommation des ménages à l'instant " t " d'une unité provoque une diminution de 1.9% de la consommation elle-même à l'instant " t-1".
- Une variation positive du revenu à l'instant " t " engendre une hausse de la consommation de 2.81% à l'instant " t".
- Un choc du revenu positif à l'instant " t-1" provoque une diminution de 0.12% de la consommation à l'instant " t", une baisse de 0.21% en " t-2", une hausse de 0.33% en " t-3" et de 0.18% à l'instant " t-4". Une variation négative du revenu à l'instant " t " engendre une hausse de 2.3% de la consommation des ménages à l'instant " t".
- Une variation de la variable épargne positive à l'instant " t " provoque une diminution de 2.01% de la consommation et une hausse de 0.04% en " t-1" et de 0.2% à " t-2", une baisse de 0.2% à " t-3" et une hausse de 0.06% à " t-4". Un choc de la variable négative à l'instant " t " engendre une baisse de la consommation de 1.34% à " t", de 0.01% à " t-1", de 0.01% à " t-2" et de 0.18% à l'instant " t-3".
- Toutes variations positives des importations à l'instant " t " réalise une hausse de 0.007% de la consommation, à " t-1" une hausse de 0.03%, à " t-2" de 0.04%, et une baisse de 0.02% à " t-3".
- 28.20 représente le logarithme de la consommation à l'instant " t, lorsque toutes les variables exogènes sont à l'unité.

La qualité d'ajustement du modèle « R² » est à 99%, indique que la qualité de la régression du modèle de long terme est bonne. C'est-à-dire que les fluctuations de la consommation des ménages sont expliquées à 99% par les variables retenues.

La statistique de Durbin-Watson est supérieure à deux, ce qui explique l'existence d'une corrélation positive des erreurs.

La statistique de Fisher est largement supérieure, nous concluons que le modèle est globalement significatif.

Tableau 40 : Résultats du test de cointégration de Bounds

Test F-Bounds				
Test Statistique	Valeur	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic k	123.74 6	10%	1.99	2.94
		5%	2.27	3.28
		2.5%	2.55	3.61
		1%	2.88	3.99

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

D'après le test de Bounds, nous remarquons que la statistique de Fisher est largement supérieure aux valeurs tabulées de cette dernière aux seuils de 10%, 5%, 2.5% et 1%. Nous concluons, qu'il existe une relation de long terme entre les variables.

Tableau 41 : Résultats d'estimation de la relation de long terme

Levels Equation				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LREV_POS	2.938672	0.052224	56.27004	0.0000
LREV_NEG	2.259626	0.118192	19.11820	0.0000
LEP_POS	-1.993482	0.033745	-59.07564	0.0000
LEP_NEG	-1.610332	0.057308	-28.09939	0.0000
LIMP_POS	0.047509	0.012119	3.920269	0.0007
LIMP_NEG	0.068198	0.011376	5.994941	0.0000
C	27.64979	0.014786	1869.972	0.0000

$EC = LC - (2.9387 \cdot LREV_POS + 2.2596 \cdot LREV_NEG - 1.9935 \cdot LEP_POS - 1.6103 \cdot LEP_NEG + 0.0475 \cdot LIMP_POS + 0.0682 \cdot LIMP_NEG + 27.6498)$

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

$$lc_t = 27.64 + 2.93 \text{ lrev}_{pt} + 2.25 \text{ lrev}_{nt} - 1.99 \text{ lep}_{pt} - 1.61 \text{ lep}_{nt} + 0.04 \text{ limp}_{pt} + 0.06 \text{ limp}_{nt} + \varepsilon_t \quad (21)$$

À partir du tableau, nous concluons que toutes les variables positives et négatives de long terme sont significatives (possèdent des probabilités inférieures à la borne de 5% et la statistique de Student calculée est supérieure à la valeur tabulée au seuil de 5%).

A long terme, nous remarquons que la valeur de la consommation est égale à 27.64% lorsque les variables exogènes sont à l'unité. Et toute variation positive de revenu génère une hausse de 2.93% de la consommation des ménages, et s'il s'agit de la série revenu négative, elle cause une augmentation de 2.25%. Nous remarquons que les signes sont les mêmes, ce qui explique une asymétrie des effets.

Concernant la série positive de l'épargne, toute variation de celle-ci cause une baisse de 1.99% de la consommation. Quant à la série négative, une baisse de 1.61% de la consommation des ménages à l'instant "t". Une variation de la série positive des importations engendre une hausse de 0.047% de la consommation, et de 0.068% lorsqu'il s'agit de la variation de la série négative des importations.

Tableau 42 : Résultats d'estimation du modèle ECM de court terme

ECM Regression Case 2 : Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LREV_POS)	2.819493	0.050457	55.87968	0.0000
D(LREV_POS(-1))	-0.305626	0.036473	-8.379406	0.0000
D(LREV_POS(-2))	-0.515720	0.029890	-17.25373	0.0000
D(LREV_POS(-3))	-0.182162	0.028685	-6.350443	0.0000
D(LEP_POS)	-2.010487	0.032074	-62.68294	0.0000
D(LEP_POS(-1))	0.067737	0.022927	2.954463	0.0073
D(LEP_POS(-2))	0.270261	0.019366	13.95537	0.0000
D(LEP_POS(-3))	0.061124	0.022051	2.771940	0.0111
D(LEP_NEG)	-1.345980	0.058870	-22.86373	0.0000
D(LEP_NEG(-1))	0.285781	0.054635	5.230730	0.0000
D(LEP_NEG(-2))	0.180078	0.053011	3.397003	0.0026
D(LIMP_POS)	0.015711	0.006406	2.452605	0.0226
D(LIMP_NEG)	0.007811	0.005403	1.445683	0.1624
D(LIMP_NEG(-1))	-0.026238	0.006820	-3.847349	0.0009
D(LIMP_NEG(-2))	0.023498	0.005980	3.929349	0.0007
CoIntEq(-1)*	-1.019953	0.028235	-36.12352	0.0000
R-squared	0.998873	Mean dependent var		0.033072
Adjusted R-squared	0.998290	S.D. dependent var		0.045531
S.E. of regression	0.001883	Akaike info criterion		-9.440659
Sum squared resid	0.000103	Schwarz criterion		-8.798291
Log likelihood	228.4148	Hannan-Quinn criter.		-9.201191
Durbin-Watson stat	2.130897			

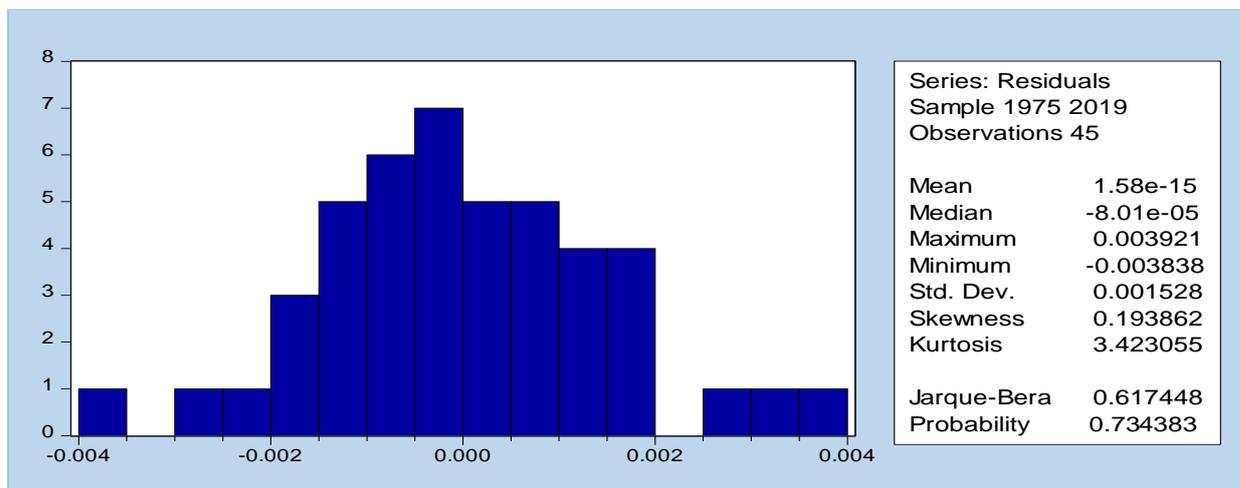
Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

À partir des résultats de l'estimation à court terme, nous remarquons que la plupart des variables sont significatives, la valeur statistique calculée de Student est supérieure à la valeur calculée au seuil de 5 %, à l'exception de la variable en différence des importations de la série négative à l'instant " t".

La valeur de -1.01 représente la force du rappel, les résultats indiquent que 10.1% des déséquilibres de l'année précédente sont corrigés durant l'année en cours, ce qui suggère une bonne vitesse d'ajustement dans le processus de relation suite à un choc de l'année dernière. Autrement dit, l'on arrive à ajuster 10.1% du déséquilibre entre le niveau désiré et effectif des dépenses de consommation. Le modèle à correction d'erreurs est donc validé.

8-1) Les tests de validation

Figure 38 : Résultats du test de normalité de Jarque-Berra



Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

Nous utilisons le test de normalité pour pouvoir déterminer quelle distribution suit les résidus de notre modèle. Les résultats du test nous conduits à accepter l’hypothèse de distribution normale des résidus. La statistique de Jarque-Bera est inférieure à la valeur de 5.99 et sa probabilité supérieure de 5%. La statistique de Skewnes est pratiquement égale à zéro et le coefficient d’aplatissement ‘Kurtosis’ aussi dans la limite de 3. L’hypothèse de normalité des résidus est donc vérifiée. Nous pouvons donc conclure que les résidus de l’estimation du modèle de long terme sont stationnaires. La normalité de leur distribution est confirmée.

Tableau 43 : Résultats du test d’autocorrélation des erreurs de Breusch-Godfrey

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.787226	Prob. F(2,20)	0.4687
Obs*R-squared	3.283994	Prob. Chi-Square(2)	0.1936

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

Nous remarquons, que la probabilité de Fisher est supérieure de la valeur critique de 5%, nous acceptons l’hypothèse d’absence d’autocorrélation des résidus.

Tableau 44 : Résultats du test d’hétéroscédasticité de ARCH

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.105843	Prob. F(1,42)	0.7465
Obs*R-squared	0.110605	Prob. Chi-Square(1)	0.7395

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

Nous concluons, que la probabilité de Fisher est supérieure à la valeur critique de 5%, nous acceptons l’hypothèse d’homoscédasticité des erreurs. L’homoscédasticité s’observe lorsque la dispersion des résidus est homogène sur tout le spectre des valeurs prédites.

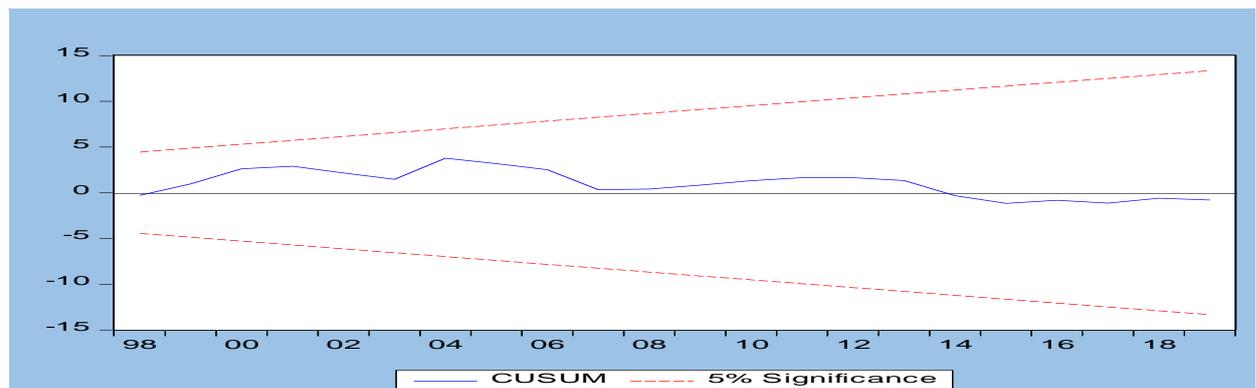
Tableau 45 : Résultats du test de stabilité de Ramsey-RESET

Test de Ramsey Reset		
	valeurs	probabilités
T-statistique	0.40	0.69
F-statistique	0.16	0.69

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

Le test de Ramsey RESET nous permet de savoir si notre modèle est bien spécifié. Dans ce cas nous remarquons que la probabilité de Fisher est supérieure à la valeur critique de 5%, nous acceptons hypothèse nulle, le modèle est bien spécifié.

Figure 39 : Résultats du test de stabilité de CUSUM



Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

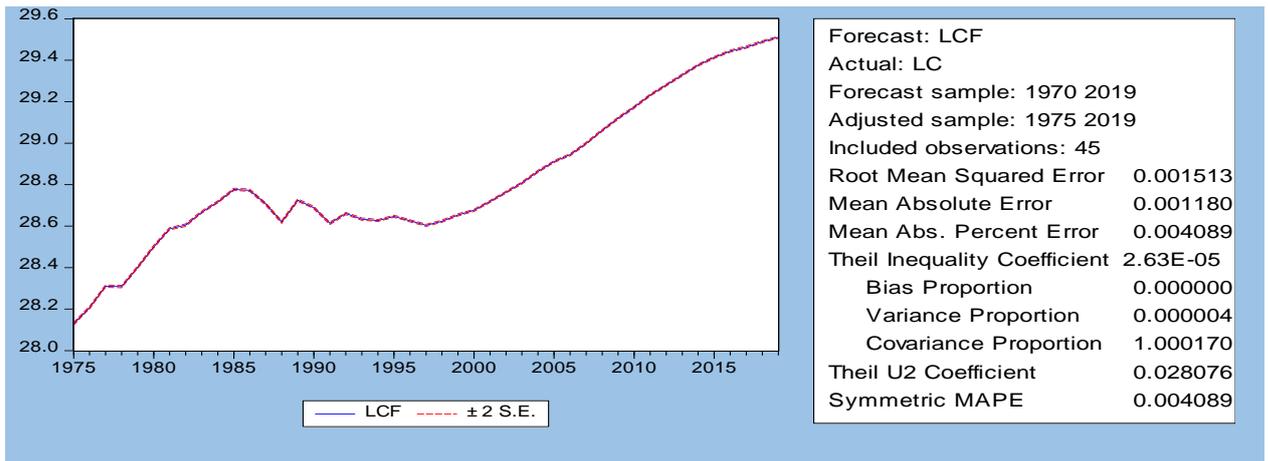
À partir du graphique, nous remarquons que la représentation schématique du modèle estimé est stable (aucun point ne dépasse les bornes de stabilités). Le modèle est structurellement stable durant toute la période (1970-2019).

Nous concluons à partir des tests de validation, que ce modèle est caractérisé par l'absence d'autocorrélation des erreurs, les erreurs sont homoscédastiques, les résidus suivent une distribution normale et le modèle est bien spécifié selon le test de Ramsey, et stable selon le test de CUSUM.

Nous remarquons clairement la divergence de l'estimation du modèle par une approche linéaire (ARDL) dont tous les tests confirment la non-validité de cette dernière sur les variables utilisées dans cette étude, contrairement lorsque nous avons procédé à la modélisation par l'approche non linéaire (NARDL). Les variables utilisées apparaissent comme étant de bons indicateurs économiques pour la détermination de la consommation des ménages en Algérie.

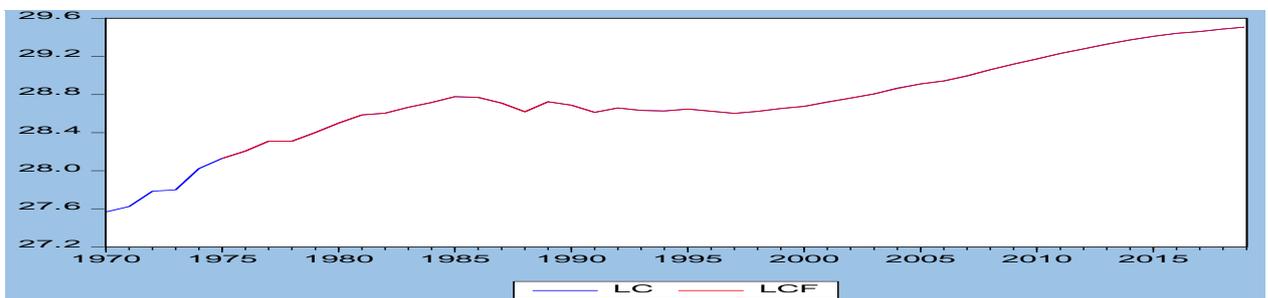
L'un des objectifs majeurs de l'économétrie est d'effectuer des prévisions. Le modèle étant validé, nous pouvons nous attendre à une bonne reconstitution de la consommation des ménages de 1970 à 2019.

Figure 40 : La fonction de consommation des ménages reconstitués par le modèle



Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

Figure 41 : Graphique de correspondance de la fonction de consommation réelle et la fonction de consommation prévue



Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

D'après les statistiques observées à partir des tests précédents, notamment le coefficient de Theil qui varie toujours entre 0 et 1, nous pouvons conclure à une bonne qualité de prévision. Le Theil égal à 0 étant synonyme de parfaite prévision.

Section N°2 : Analyse préliminaire des variables nominales

1) Spécification du modèle :

Dans cette étude, nous rejoindrons certaines variables déterminantes de la consommation des ménages en utilisant les données nominales des différentes enquêtes effectuées par l'office national des statistiques (l'ONS), nous trouvons : le revenu, l'épargne, taux d'inflation et les importations.

$$C_t = \mathcal{F} (rev_t, ep_t, inf_t, imp_t) \quad (22)$$

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 rev_t + \alpha_2 ep_t + \alpha_3 inf_t + \alpha_4 imp_t + \varepsilon_t \quad (23)$$

- La variable Consommation : (C_t) ,
- La variable revenu : (rev_t) ,
- La variable épargne : (ep_t) ,
- La variable taux d'inflation : (inf_t) ,
- La variable importation : (imp_t) .

Toutes les séries sont transformées en logarithme, afin d'éviter les problèmes d'hétéroscédasticités, nous trouvons :

$$lC_t = \mathcal{F} (lrev_t, lep_t, linf_t, limp_t) \quad (24)$$

$$lC_t = \alpha_0 + \alpha_1 lrev_t + \alpha_2 lep_t + \alpha_3 linf_t + \alpha_4 limp_t + \varepsilon_t \quad (25)$$

- (lC_t) : le logarithme de la consommation des ménages à l'instant t,
- $(lrev_t)$: le logarithme du revenu des ménages à l'instant t,
- (lep_t) : le logarithme de l'épargne à l'instant t,
- $(linf_t)$: le logarithme du taux d'inflation à l'instant t,
- $(limp_t)$: le logarithme des importations à l'instant t.

Après avoir transformés les séries nous allons procéder directement à l'estimation du modèle par les moindres carrés ordinaires (MCO). Les résultats d'estimation sont les suivants :

Tableau 46 : Estimation par les MCO de la fonction de consommation des ménages

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.13	0.068	-16.62	0.00
LREV	1.73	0.038	45.73	0.00
LEP	-0.81	0.034	-23.68	0.00
LINF	-0.009	0.008	-1.08	0.28
LIMP	0.06	0.027	2.54	0.01
R ² : 0.9996		Durbin-Watson stat		0.98
F-statistic :		29260.89		
Prob(F-statistic) :		0.000000		

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

$$lC_t = -1.13 + 1.73 lrev_t - 0.83 lep_t - 0.009 linf_t + 0.069 limp_t + \varepsilon_t \quad (26)$$

D'après le tableau des MCO nous remarquons que la variable constante, revenu, épargne et le taux d'inflation ont des probabilités inférieures à 5% et la statistique de Student calculé est très élevée par rapport à la valeur de la table au seuil de 5%, donc on conclut que ces variables sont statistiquement significatives et économiquement validées à l'exception de la variable importation qui est non significative.

La probabilité de Fisher est inférieure de 5%, donc le modèle est globalement significatif, la qualité d'ajustement est de 99% et la statistique de Durbin-Watson est inférieure à deux, donc il existe une corrélation négative des erreurs.

Nous passons par la suite à matrice de corrélation, qui nous permettra de savoir quelles sont les variables les mieux corrélées.

2) Matrice de corrélation :

Tableau 47 : Matrice de corrélation des variables nominales

	LC	LREV	LEP	LINF	LIMP
LC	1.00	0.99	0.98	-0.31	0.99
LREV	0.99	1.00	0.99	-0.34	0.99
LEP	0.98	0.99	1.00	-0.37	0.99
LINF	-0.31	-0.34	-0.37	1.00	-0.32
LIMP	0.99	0.99	0.99	-0.32	1.00

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

À partir du tableau de la matrice de corrélation, nous remarquons que la variable consommation est fortement corrélée avec le revenu, épargne et les importations contrairement au taux d'inflation qui est négativement corrélé avec l'ensemble des variables.

3) Analyse statistique " test de stationnarité" :

D'après l'analyse par corrélogramme⁹⁶, nous remarquons que toutes les séries possèdent des probabilités inférieures à 5%, ce qui explique que : la consommation, le revenu, le taux d'inflation et les importations sont non stationnaires en niveau. Par contre les probabilités retirées à partir du corrélogramme en différence première⁹⁷ sont largement supérieures de 5%. Les séries de notre modèle sont intégrées d'ordre un ; I(1).

La représentation graphique⁹⁸ de chaque variable, montre que nos séries possèdent une tendance à la hausse. Contrairement à la série du taux d'inflation qui est généré par une forte baisse dans les années 2000.

Il est nécessaire aussi de tester la stationnarité des séries à partir du test de racine unitaire, nous utilisons dans notre cas : le test de Dickey-Fuller (ADF) et le test de Phillips-Perron (PP).

Tableau 48 : Sélection de nombre de retards (P) pour chaque série

Séries	(lc)	(lrev)	(lep)	(linf)	(limp)
Nombre optimal	2	2	1	2	4

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

Pour déterminer le nombre de retard optimal nous referons à l'estimation par VAR et nous analysons par la suite les erreurs en se basant sur les critères d'AIC et SC.

⁹⁶ Voir annexe 10.

⁹⁷ Voir annexe 11.

⁹⁸ Voir annexe 12.

Tableau 49 : Analyse de la stationnarité à partir du test de Dickey-Fuller (ADF)

Modèles		Test de Dickey-Fuller sur les séries en niveau					
Séries	M [3]		M [2]		M [1]		Commentaires
	B	T_{ADF}	C	T_{ADF}	Φ	T_{ADF}	
LC	0.13	2.79	3.55	2.54	*	-1.94	Processus DS I(1)
LREV	-0.72	2.79	3.82	2.54	*	-1.94	Processus DS I(1)
LEP	0.62	2.79	2.27	2.54	4.32	-1.94	Processus DS I(1)
LINF	-1.86	2.79	-1.91	2.54	-0.40	-1.94	Processus DS I(1)
LIMP	2.13	2.79	2.46	2.54	4.99	-1.94	Processus DS I(1)
Test de Dickey-Fuller sur les séries différence première							
	B	T_{ADF}	C	T_{ADF}	Φ	T_{ADF}	
LC	*	2.79	*	2.54	3.60	-1.94	Processus stationnaire I(0)
LREV	*	2.79	3.91	2.54	*	*	Processus stationnaire I(0)
LEP	*	2.79	*	2.54	-4.53	-1.94	Processus stationnaire I(0)
LINF	*	2.79	*	2.54	-3.76	-1.94	Processus stationnaire I(0)
LIMP	*	2.79	*	2.54	-3.58	-1.94	Processus stationnaire I(0)

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

À partir du test de Dickey-Fuller, nous confirmons que les séries en niveau⁹⁹ sont non stationnaires générées par un processus "DS". Pour rendre les séries stationnaires nous devons passer à l'étape de différenciation. Les séries en différence première¹⁰⁰ sont stationnaires, les séries en niveaux sont intégrées par ordre un I(1).

⁹⁹ Voir annexe 13.

¹⁰⁰ Voir annexe 14.

Tableau 50 : Analyse de la stationnarité à partir du test de Philips-Perron (PP)

		Estimation en niveau				Estimation en différence première			
		M [3]	M [2]	M [1]	commentaire	M [3]	M [2]	M [1]	commentaire
Lc	Tpp	-0.69	5.05	*	Processus DS I(1)	*	-4.42	*	Processus stationnaire I(0)
	Tt :	2.79	2.54			-2.92			
Lrev	Tpp	-0.72	3.82	*	Processus DS I(1)	*	-4.97	*	Processus stationnaire I(0)
	Tt :	2.79	2.54			-2.92			
Lep	Tpp	0.62	2.27	4.05	Processus DS I(1)	*	*	-4.47	Processus stationnaire I(0)
	Tt :	2.79	2.54	-1.64		-1.94			
Linf	Tpp	-1.45	-2.82	-0.35	Processus DS I(1)	*	*	-9.78	Processus stationnaire I(0)
	Tt :	2.79	2.54	-1.64		-1.94			
Limp	Tpp	1.15	2.46	4.07	Processus DS I(1)	*	*	-3.51	Processus stationnaire I(0)
	Tt :	2.79	2.54	-1.64		-1.94			

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

Les résultats du test de Philips-Perron sont identiques à ceux du test ADF, toutes les séries sont intégrées du même ordre. Les séries en niveau¹⁰¹ sont I(1).

Tableau 51 : Résultats des deux spécifications de Johansen¹⁰² sur les variables

Test de Johansen	Nombre de relation	Equations
1 er spécification	1	$lc_t = 1.82 lrev_t - 0.86 lep_t + 0.2 linf_t + 0.045 limp_t + \varepsilon_t$
2 ème spécification	1	$lc_t = 10.73 + 1.77 lrev_t - 1.38 lep_t - 1.74 linf_t + 0.75 limp_t + \varepsilon_t$

Source : réaliser par nos soins à partir de logiciel Eviews

À partir des résultats de test de cointégration de Johansen, nous remarquons que la statistique de trace est inférieure de la valeur critique au seuil de 5% pour cela nous acceptons l'hypothèse nulle, il existe une seule relation de cointégration entre les variables.

¹⁰¹ Voir annexe 15 et 16.

¹⁰² Voir annexe 17.

4) Estimation par l'approche ARDL :

Tableau 52 : Estimation par l'approche ARDL¹⁰³

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
LC(-1)	0.39	0.05	7.81	0.0000
LREV	1.03	0.09	11.09	0.0000
LEP	-0.50	0.04	-10.96	0.0000
LINF	0.01	0.006	2.21	0.0320
LIMP	0.06	0.01	3.41	0.0014
C	-0.53	0.08	-6.01	0.0000

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

$$lc_t = -0.53 + 0.39 lc_{t-1} + 1.03 lrev_t - 0.50 lep_t + 0.01 linf_t + 0.06 limp_t + \varepsilon_t \quad (27)$$

À partir des résultats de l'estimation ARDL, nous remarquons que les probabilités de chaque variable sont inférieures de 0.005, les variables sont statistiquement significatives. Par contre si nous analysons les signes de chaque coefficient, nous résultant que la consommation est liée positivement aux taux d'inflation ce qui est non validé sur le plan théorique. Pour cela, il est très difficile de s'assurer des résultats en termes des données nominales. L'équation du modèle **ARDL** n'est pas validée sur le plan statistique (taux d'inflation doit être non significatif) et même sur le plan économique.

Tableau 53 : Résultats du test de cointégration de Bounds

F-statistique : 243.35	Ordre d'intégration	
	I(0)	I(1)
seuils		
10%	2.2	3.09
5%	2.56	3.49
2.5%	2.88	3.87
1%	3.29	4.37

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

À partir du test de Bounds nous concluons qu'il existe une relation de long terme entre les variables, la statistique des Fisher est largement supérieure à valeurs tabulées à différents seuils.

Après avoir estimé la relation de long terme¹⁰⁴, nous remarquons que les variables sont statistiquement significatives à l'exception de la variable taux d'inflation (sa probabilité est supérieure à 5%).

Toute variation du revenu, épargne et importation varie la consommation des ménages d'un pourcentage à la hausse ou à la baisse comme le prévoit la théorie économique, sauf que, le taux d'inflation qui est caractérisé par un effet positif sur la consommation des ménages.

¹⁰³ Voir annexe 18.

¹⁰⁴ Voir annexe 18.

La force de rappel qui caractérise l'équation de la relation de court terme¹⁰⁵ est de -0,60. Les résultats indiquent que 60% des déséquilibres de l'année précédente sont corrigés durant l'année en cours.

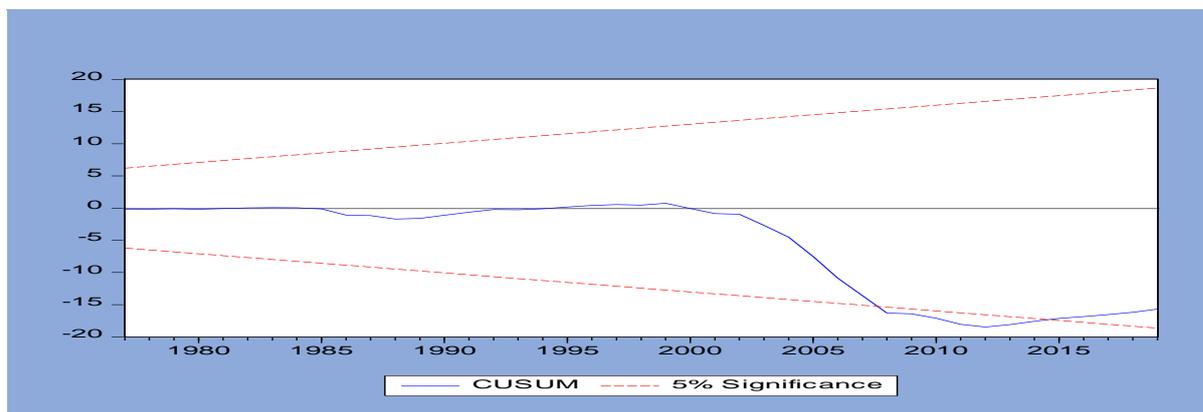
Tableau 54 : Résultats des tests de validations¹⁰⁶

Hypothèse du test	Tests	Probabilités
autocorrélation	Breusch-Godfrey	0.0169
Normalité	Jarque-Bera	1.69
Hétéroscédasticité	ARCH	0.17

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

À partir des différents tests, nous concluons que les résidus sont autocorrélés et homoscedastiques, le modèle est distribué selon la loi normale.

Figure 42 : Résultats de test de stabilité de CUSUM



Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

Les variables déterminantes de la consommation des ménages que nous avons introduites dans notre modèle ont connu des changements brusques pouvant mettre profondément en cause la consommation des ménages. Parfois le changement structurel peut être attribué à des forces extérieures ou à des variations de politiques économiques. À partir du graphique nous pouvons déterminer la non-stabilité des variables utilisées durant la période d'étude en utilisant les modèles linéaires. Nous remarquons que le graphique dépasse les bornes de stabilité en terme négatif sur la période entre 2008-2014. L'approche ARDL n'est pas valable pour modéliser la fonction de consommation, c'est pour cela nous optant à la spécification non linéaire, notamment à l'approche NARDL.

¹⁰⁵ Voir annexe 18.

¹⁰⁶ Voir annexe 19.

5) Estimation du modèle par l'approche NARDL

Tableau 55 : Résultats d'estimation par l'approche NARDL¹⁰⁷

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
LC(-1)	0.401940	0.061359	6.550593	0.0000
LREV_POS	0.988016	0.126147	7.832288	0.0000
LREV_NEG	0.834626	0.274037	3.045664	0.0041
LEP_POS	-0.447142	0.059680	-7.492295	0.0000
LEP_NEG	-0.468182	0.117593	-3.981385	0.0003
LINF_POS	0.001447	0.008834	0.163751	0.8708
LINF_NEG	0.018515	0.008169	2.266569	0.0290
LIMP_POS	0.067122	0.029369	2.285503	0.0278
LIMP_NEG	0.033025	0.071191	0.463889	0.6453
C	5.747977	0.578276	9.939858	0.0000

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

À partir du tableau nous résumons l'effet de choc de chaque variable selon la composante positive ou négative sur la consommation des ménages à l'instant "t". La plupart des variables sont significatives, à l'exception des deux composantes positives du taux d'inflation et des importations.

La qualité d'ajustement est de 99%, donc le modèle est très bien ajusté. La statistique de Fisher est largement supérieure de la valeur tabulée au seuil de 5%, donc le modèle est globalement significatif.

Tableau 56 : Résultats du test de cointégration de Bounds

F-statistique : 150,041		Ordre d'intégration	
Seuils	I(0)	I(1)	
10%	1.85	2.85	
5%	2.11	3.15	
2.5%	2.33	3.42	
1%	2.62	3.77	

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

À partir du test de Bounds, nous résultant qu'il existe une relation de long terme¹⁰⁸, et sur l'équation générale du modèle de long terme nous remarquons que la totalité des probabilités sont inférieurs à 5% à l'exception des deux variables précédentes.

Nous estimons la relation de court terme¹⁰⁹, le coefficient de force de rappel est négatif et statistiquement significatif. Le modèle à correction d'erreur est donc validé. Les résultats indiquent que 6% des déséquilibres de l'année dernière sont corrigés durant l'année en cours.

¹⁰⁷ Voir annexe 20.

¹⁰⁸ Voir annexe 20.

¹⁰⁹ Voir annexe 20.

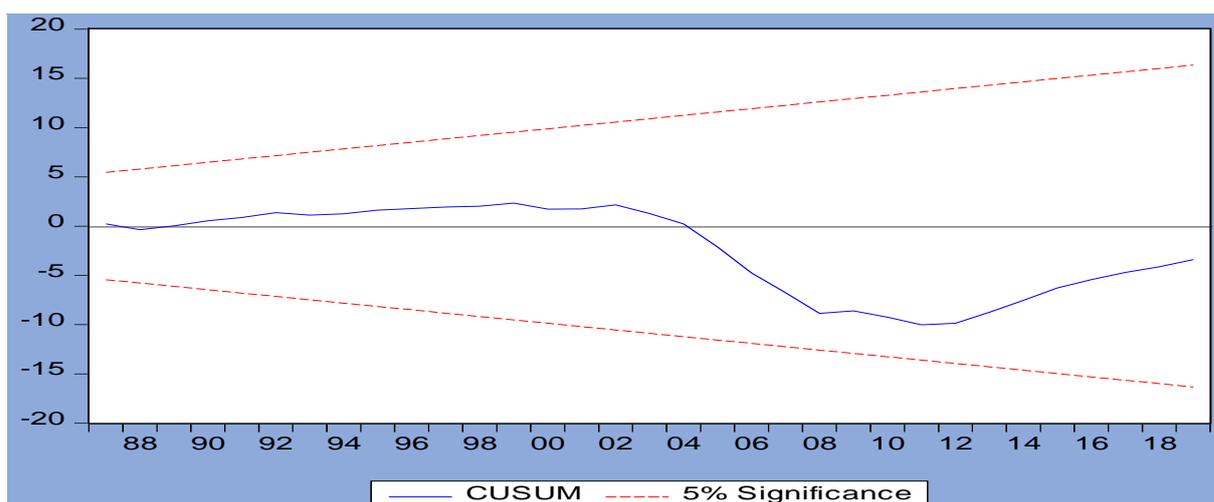
Tableau 57 : Résultats des tests de validation¹¹⁰

Hypothèse du test	Tests	Probabilités
Normalité	Jarque-Bera	0.76
Hétéroscédasticité	ARCH	0.31
Stabilité	Ramsey RESET	0.57

Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

A partir des tests de validation, nous remarquons, que le modèle non linéaire est distribué selon une loi normale, les erreurs sont homoscédastiques, et le modèle est très bien spécifié selon le test de stabilité.

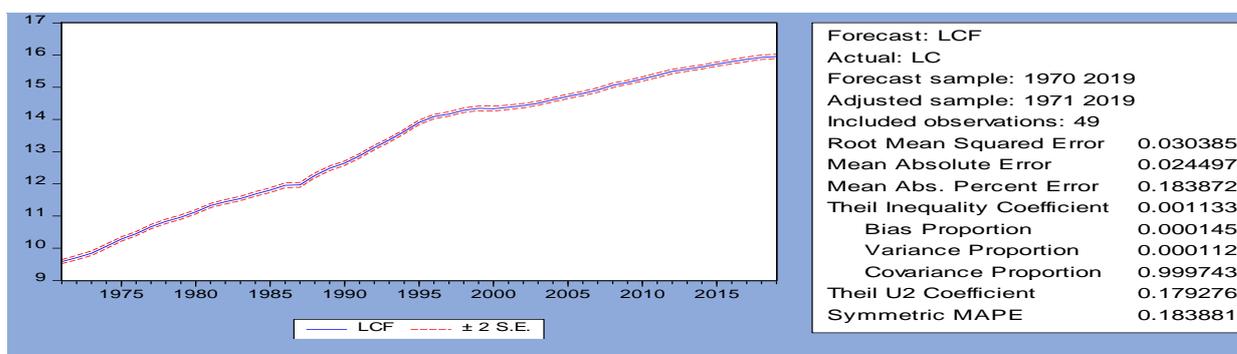
Figure 43 : Résultats de test de stabilité de CUSUM



Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

Nous remarquons qu'à partir de test COSUM le graphique ne dépasse pas les bornes limites de stabilité, et c'est grâce à l'utilisation de la méthode des modèles non linéaires, le modèle est bien spécifié sur le terme statistique et économique. Nous pouvons dire que le modèle estimé est stable.

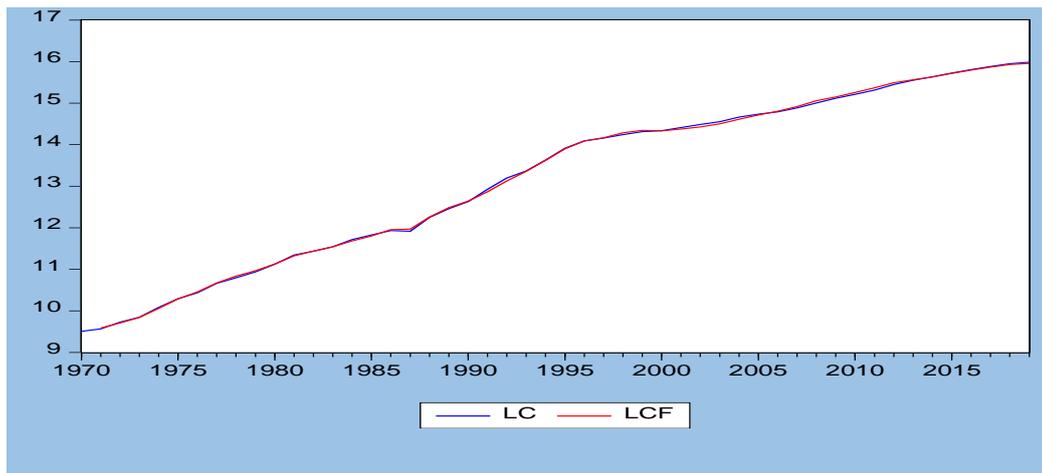
Figure 44 : La fonction de consommation des ménages reconstitués par le modèle



Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

¹¹⁰ Voir annexe 21.

Figure 45 : Graphique de correspondance de la fonction de consommation réelle et la fonction de consommation prévue



Source : réalisé par nos soins à partir de logiciel Eviews

Comme dans l'analyse des variables réelles, nous constatons que le coefficient Theil U2 est très proche de zéro, ce qui signifie une très bonne qualité de prévision. Donc il existe une parfaite prévision entre les variables nominales de la consommation et la série de consommation prévue.

Conclusion

Au terme de cette analyse, nous pouvons finalement confirmer l'existence d'une variété de variables explicatives de la consommation des ménages en Algérie. De même, à partir de cette étude, nous validons l'estimation par l'approche des modèles non linéaires en étudiant la relation de long terme entre la consommation, le revenu, l'épargne et les importations concernant les données réelles.

Pour bien mener à l'objectif de notre travail, nous avons estimé en premier lieu les séries en unités constantes. On a opté pour cette analyse en vue de l'efficacité de cette dernière dans la politique économique. Dans le second lieu, nous avons examiné les variables nominales par la présence de l'inflation.

L'analyse que nous avons faite sur les propriétés statistiques de Dickey-Fuller et Phillips-Perron montre que toutes les variables sont intégrées d'ordre un $I(1)$, ce qui confirme la non-stationnarité des séries en niveau. L'estimation par l'approche autorégressive à retards échelonnés des variables exprimées en terme réel indique une mauvaise spécification partant de la non-validation des différents tests effectués ; le test d'autocorrélation accepte l'hypothèse d'absence d'autocorrélation, les résidus sont hétéroscédastiques et distribués selon la loi normale, le graphique de CUSUM dépasse les bornes de stabilité (l'instabilité du modèle). Pour cela nous optant à l'analyse par l'approche NARDL qui relève des résultats totalement validés ; absence d'autocorrélation, résidus homoscedastiques et distribués selon la loi normale avec un graphique très bien situé à l'intérieur des bornes de stabilité. Le test de Ramsey confirme que le modèle sous l'approche NARDL est très bien spécifié. Tandis que pour l'estimation par les données nominales, nous avons conclu que les résultats sont conformes à ceux prévus dans l'analyse réelle.

D'après les simulations faites à partir des valeurs observées, le modèle semble bien prédit les valeurs. Le modèle estimé se révèle économétriquement et économiquement validé et peut-être utilisé à des fins de prévision.

Conclusion générale

Comme nous savons, la consommation est un élément de première nécessité, qui caractérise le mode de vie de tous les agents économiques. Et comme "Alfreid sauvy" l'a montré, « *le but de l'économie n'est pas le travail mais la consommation* ».

Sur le plan d'analyse, la consommation des ménages fait l'objet de peu d'études en Algérie. Quelques économistes seulement sont intéressés à cette dernière. Cependant, pour cette raison nous sommes retournés à l'étude de cette thématique concernant la construction d'un modèle économétrique de la fondation de consommation des ménages en Algérie entre 1970-2019 en utilisant l'approche des modèles non linéaires.

L'objectif de ce présent travail est d'identifier l'importance des variables déterminantes la consommation des ménages algériens, parmi ces variables, nous avons utilisé : le revenu des ménages, l'épargne, le taux d'inflation et les importations.

L'analyse théorique de la consommation des ménages, nous a permis de cerner la nature de la fonction de consommation des ménages. Tandis que l'analyse empirique que nous avons réalisée a mis en évidence l'existence de diverses variables explicatives des changements et des éléments provoquant les fluctuations du niveau de la consommation. C'est à partir du chapitre deux et trois que nous avons détecté les résultats suivants :

- La consommation des ménages a connu une forte augmentation de 1970 à 2019, malgré toutes les crises qui ont caractérisé cette période et les changements structurels. Nous avons remarqué à partir de l'analyse graphique une augmentation rapide de la consommation à partir de 1990.
- Le revenu, selon la théorie économique est le principal déterminant de la consommation des ménages et à partir de notre analyse graphique, nous avons confirmé cette hypothèse. Nous avons remarqué qu'avec la hausse du revenu, la consommation s'élève avec des pourcentages importants à l'augmentation.
- L'épargne, est une variable contradictoire à l'évolution de la consommation des ménages. Cette dernière évolue lentement sur la période 1970-2003. Nous avons remarqué aussi que l'épargne baisse durant les périodes de crise. Nous savions aussi lors des périodes non souhaitables, les ménages diminuent leurs épargnes afin d'augmenter leurs consommations.
- Le taux d'inflation, nous avons inclus cette variable dans l'estimation lors de l'analyse par les données nominales. Nous avons conclu que le taux d'inflation possède un effet négatif sur la consommation des ménages et en se référant au test de Johannsen, nous avons observé que le taux d'inflation n'est pas un déterminant significatif de la consommation.
- Les importations, sont spécifiées par une hausse scalaire de 1970 à 2019 à cause de la situation économique algérienne qui a affaibli certaines opérations à l'international. Nous avons conclu, que les importations possèdent un effet positif sur la consommation des ménages.

Par le biais de ces résultats, nous pouvons enfin confirmer la validation de la première hypothèse de recherche, nous avons su que le revenu n'est pas le seul déterminant de la consommation des ménages, mais nous ne rejetant pas aussi le fait que ce dernier possède une place primordiale parmi les divers déterminants de la consommation des ménages en Algérie entre 1970-2019.

La réponse à l'hypothèse deux, repose sur l'estimation que nous avons réalisée dans la partie empirique. L'analyse était apportée sur une étude réelle et nominale. Les résultats

montrent que le passage de l'approche classique linéaire à l'approche des modèles non linéaires est souhaitable pour le cas de l'estimation de la fonction de la consommation des ménages en Algérie, cette dernière est caractérisée par le passage d'une analyse par les modèles ARDL à une analyse par les modèles ARDL non linéaires.

Les résultats de l'estimation par l'approche linéaire nous ont montré d'un côté qu'il est impossible de retenir la stabilité du test de CUSUM avec des bornes en dehors de l'intervalle. Cela est expliqué par les différents changements structurels que l'économie algérienne a connus en cause des crises...etc. Ainsi que les différents tests de validation ont montré que pour les données réelles les résidus sont hétéroscédastiques et très bien corrélés pour les données nominales. D'un autre côté, nous avons conclu qu'il n'existe pas une relation de long terme entre la consommation des ménages et le revenu, l'épargne et les importations à partir du test de cointégration de Bounds.

Quant à l'estimation par l'approche non linéaire des modèles autorégressifs à retards échelonnés (NARDL), les résultats étaient les suivants :

- À partir du test de stationnarité de Dickey-Fuller et Phillips-perron, nous avons conclu que toutes les séries utilisées sont intégrées du même ordre $I(1)$.
- Un choc positif du revenu engendre une augmentation de la consommation de 2.81% et de 2.30% pour un choc négatif.
- Un choc positif de l'épargne affecte la consommation des ménages d'une baisse de 2.01% et de 1.34% concernant le choc négatif.
- La consommation des ménages augmente de 0.015% en cas d'un choc positif des importations et de 0.007% lors d'un choc négatif.
- La qualité d'ajustement est de 99%, donc le modèle est statistiquement bien défini.
- L'existence d'une relation de long terme entre la consommation, le revenu, l'épargne et les importations. Le test de cointégration de Bounds fait référence à une statistique de Fisher largement supérieure de la valeur tabulée au seuil de 5%.
- Les tests de validation de Breusch-Godfrey, ARCH, Ramsey et LM montrent que les résidus sont non autocorrélés et homoscédastiques. Le modèle sous l'approche non linéaire est très bien spécifié et suit une distribution de la loi normale.
- Le test CUSUM est validé sur le plan réel, nous avons remarqué que le graphique est bien situé à l'intérieur des bornes de stabilité contrairement à l'approche linéaire qui est caractérisée par des perturbations en cause du choc pétrolier de 1986 et des deux crises financières de 2009 et 2012.

À partir des résultats précédents, nous confirmons l'hypothèse deux, concernant la possibilité d'estimer la fonction de consommation des ménages pour le cas de L'Algérie par une approche non linéaire des modèles autorégressifs à retards échelonnés (NARDL).

Par ailleurs, au regard des résultats trouvés dans cette étude, les recommandations suivantes s'adressent aux autorités et aux citoyens algériens :

- Prendre en compte la catégorie socioprofessionnelle lors de la distribution des produits selon les régions d'habitats ruraux ou urbains en se basant évidemment sur les prix réels de chaque produit pour les prises de décision des politiques économiques.
- Encourager l'investissement dans les autres secteurs pour permettre de satisfaire les besoins de chaque agent économique en mettant à leur disponibilité les logements,

les commerces, transports...etc. Et permettre aussi de réduire le chômage et d'acquérir le savoir-faire.

- Permettre aux consommateurs de se bénéficier des produits importés en diminuant les taxes imposées à l'entrée ; sans toutefois avoir une incidence sur l'équilibre macroéconomique.
- Formuler des politiques économiques protégeant les consommateurs de la pauvreté.
- Encourager l'ouverture économique en améliorant le climat des affaires dans le pays (bonne gouvernance), ce qui va rendre notre politique économique de plus en plus fréquentable.
- Lutter et veiller à la stabilité politique du pays, gage des politiques économiques efficaces qui durent dans le temps.
- Imposer des lois strictes sur les consommateurs afin d'éviter le gaspillage alimentaire (en imposant par exemple des taxes a réglé contre les personnes qui enfreignent la loi précédente).

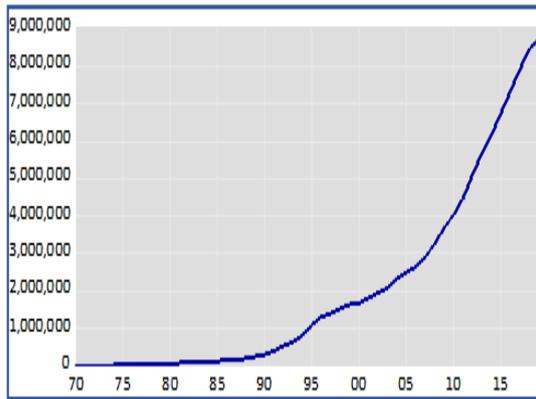
Comme toute œuvre humaine n'est pas parfaite, l'étude est dotée par des insuffisances de données. La diversité des sources d'informations dans les analyses peut contrecarrer les attentes relatives à ce travail. Un petit nombre d'observations peut parfois influencer les résultats obtenus, un échantillon plus large peut donner des résultats plus précis. En conséquence une recherche future doit prendre en considération ces modestes observations et, mieux, elle devrait inclure d'autres variables déterminantes de la consommation des ménages tels que le taux de réescompte, la population, les habitudes de consommation et le taux de chômage.

Aussi, les économistes chercheurs algériens devraient accorder plus d'attention à la consommation des ménages, en utilisant des approches modernes, afin d'améliorer les recherches futures.

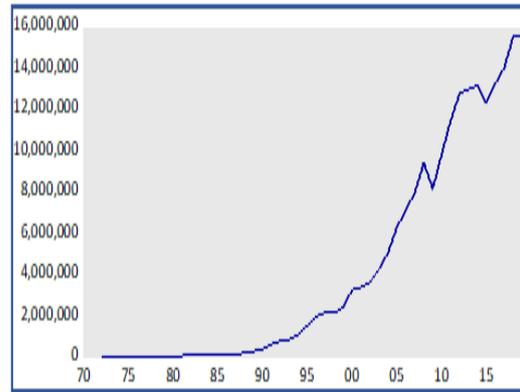
Annexe 1

La représentation graphique des séries en niveau :

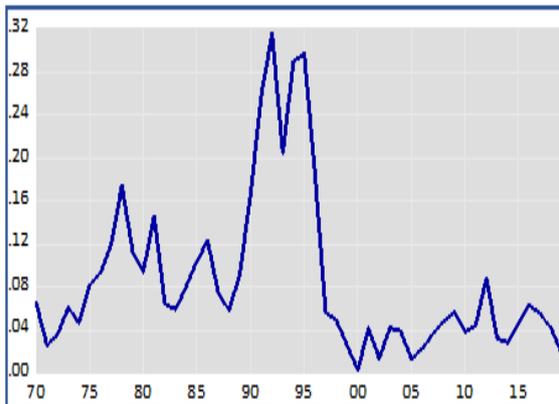
(lc)



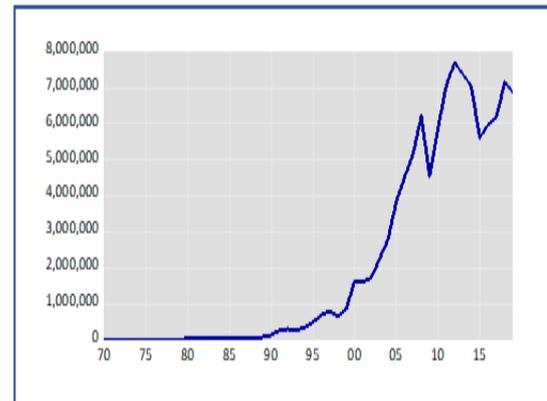
(lrev)



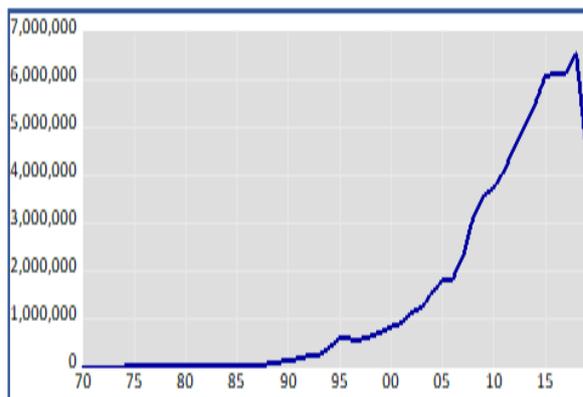
(lep)



(linf)



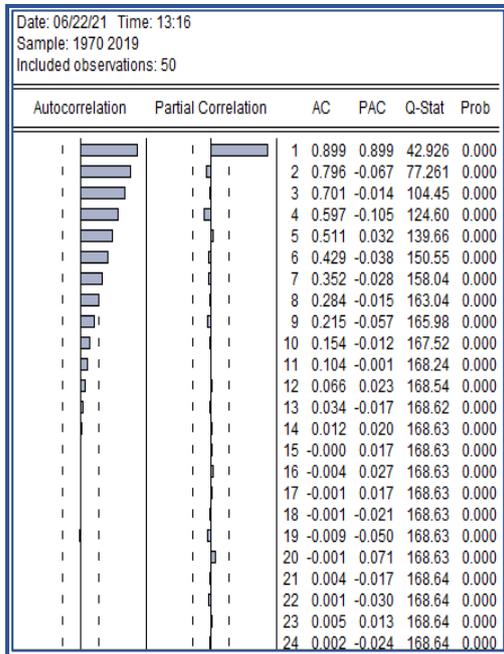
(limp)



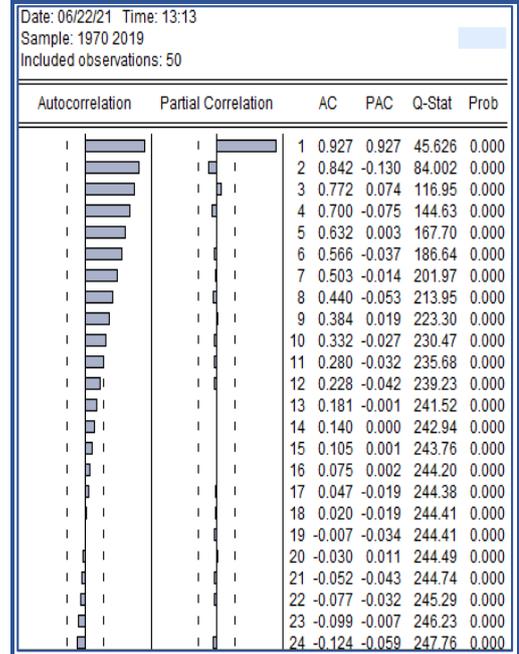
Annexe 2

Corrélogramme des séries en niveau :

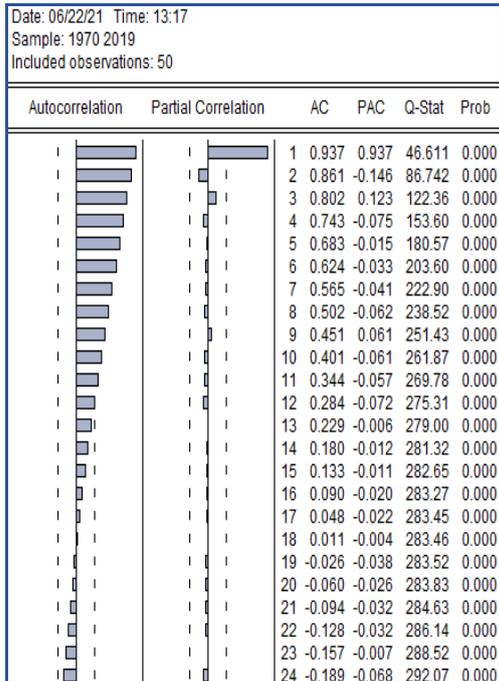
Corrélogramme (lc)



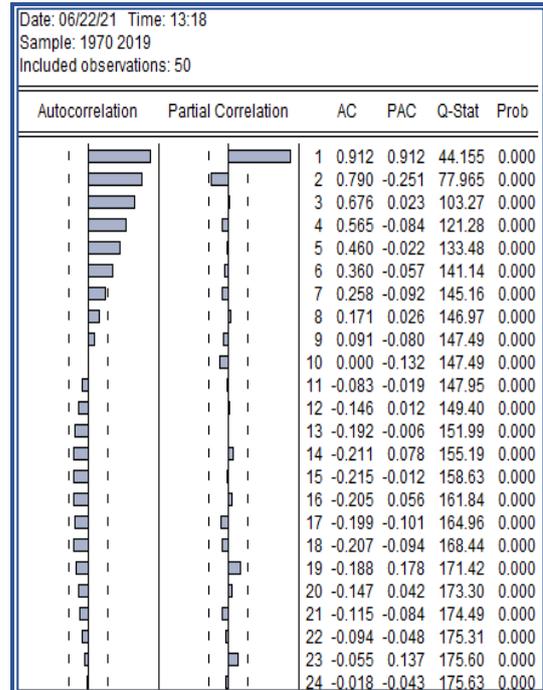
Corrélogramme (Irev)



Corrélogramme (lep)



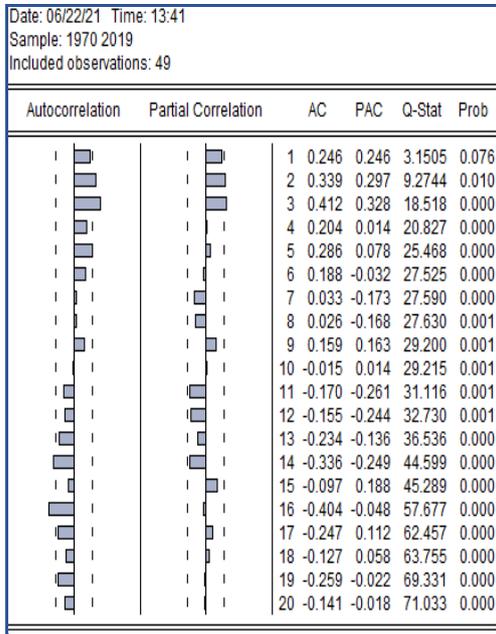
Corrélogramme (limp)



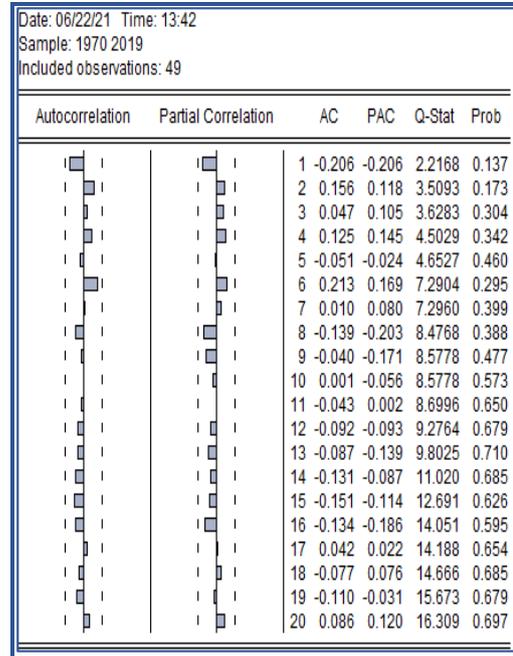
Annexe 3

Corrélogramme des séries en différence :

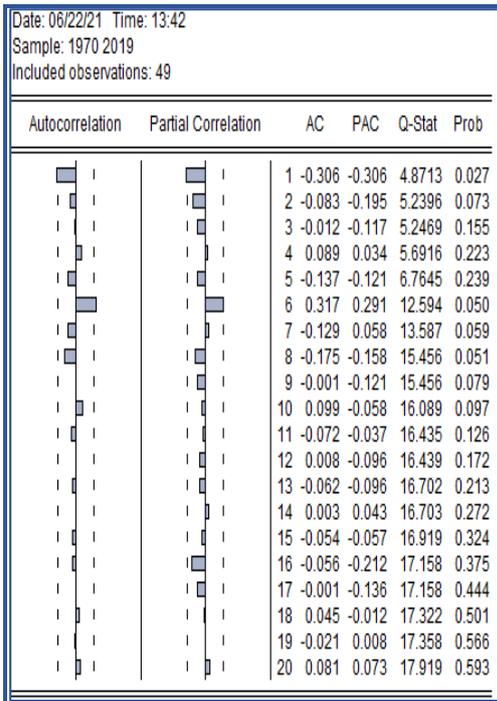
Corrélogramme (lc)



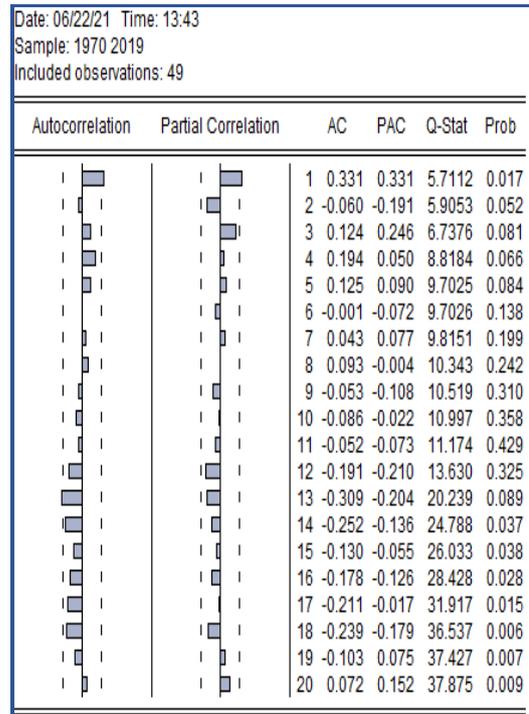
Corrélogramme (Irev)



Corrélogramme (lep)



Corrélogramme (limp)



Annexe 4

Nombre de retard par le modèle VAR :

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: LC
 Exogenous variables: C
 Date: 06/22/21 Time: 14:58
 Sample: 1970 2019
 Included observations: 46

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-19.20788	NA	0.140962	0.878603	0.918357	0.893495
1	72.70849	175.8400	0.002706	-3.074282	-2.994776	-3.044499
2	74.24618	2.874806	0.002644	-3.097660	-2.978401	-3.052985
3	76.13816	3.454927	0.002544	-3.136442	-2.977430	-3.076875
4	78.89350	4.911682*	0.002358*	-3.212761*	-3.013995*	-3.138302*

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: LREV
 Exogenous variables: C
 Date: 06/22/21 Time: 14:59
 Sample: 1970 2019
 Included observations: 46

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-22.07284	NA	0.159661	1.003167	1.042920	1.018059
1	103.7887	240.7786*	0.000701	-4.425595	-4.346089*	-4.395812
2	105.6089	3.402995	0.000676	-4.461256	-4.341997	-4.416581*
3	106.7693	2.118995	0.000672*	-4.468230*	-4.309218	-4.408663
4	106.9047	0.241361	0.000698	-4.430639	-4.231874	-4.356180

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: LEP
 Exogenous variables: C
 Date: 06/22/21 Time: 14:59
 Sample: 1970 2019
 Included observations: 46

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-24.49868	NA	0.177421	1.108638	1.148391	1.123530
1	91.18392	221.3058*	0.001212*	-3.877562*	-3.798056*	-3.847778*
2	91.18432	0.000758	0.001266	-3.834101	-3.714842	-3.789426
3	91.95834	1.413415	0.001279	-3.824276	-3.665263	-3.764709
4	92.25517	0.529141	0.001319	-3.793703	-3.594938	-3.719244

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: LIMP
 Exogenous variables: C
 Date: 06/22/21 Time: 15:00
 Sample: 1970 2019
 Included observations: 46

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-26.90850	NA	0.197019	1.213413	1.253166	1.228305
1	34.11679	116.7440	0.014491	-1.396382	-1.316876	-1.366599
2	37.34126	6.028355	0.013157	-1.493098	-1.373839*	-1.448423
3	37.86599	0.958212	0.013435	-1.472435	-1.313422	-1.412868
4	40.09883	3.980270*	0.012739*	-1.526036*	-1.327271	-1.451577*

Annexe 5

Test de Dickey-Fuller augmenté des séries en niveau:

Null Hypothesis: LC has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			3.000514	0.9991
Test critical values:	1% level		-2.614029	
	5% level		-1.947816	
	10% level		-1.612492	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LC)				
Method: Least Squares				
Date: 06/22/21 Time: 15:21				
Sample (adjusted): 1972 2019				
Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LC(-1)	0.001009	0.000336	3.000514	0.0043
D(LC(-1))	0.251929	0.142921	1.762716	0.0846

Null Hypothesis: LREV has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			2.871435	0.9987
Test critical values:	1% level		-2.615093	
	5% level		-1.947975	
	10% level		-1.612408	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LREV)				
Method: Least Squares				
Date: 06/22/21 Time: 15:19				
Sample (adjusted): 1973 2019				
Included observations: 47 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LREV(-1)	0.000587	0.000204	2.871435	0.0063
D(LREV(-1))	0.196268	0.092156	2.129739	0.0388
D(LREV(-2))	0.204208	0.082317	2.480763	0.0170

Null Hypothesis: LEP has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 2 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.691469	0.7394
Test critical values:	1% level		-4.165756	
	5% level		-3.508508	
	10% level		-3.184230	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LEP)				
Method: Least Squares				
Date: 06/22/21 Time: 15:23				
Sample (adjusted): 1973 2019				
Included observations: 47 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LEP(-1)	-0.178437	0.105492	-1.691469	0.0982
D(LEP(-1))	0.010381	0.117698	0.088202	0.9301
D(LEP(-2))	-0.056879	0.097621	-0.582658	0.5632
C	5.156301	3.021191	1.706711	0.0953
@TREND("1970")	0.005210	0.003358	1.551759	0.1282

Null Hypothesis: LIMP has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			1.343160	0.9530
Test critical values:	1% level		-2.614029	
	5% level		-1.947816	
	10% level		-1.612492	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LIMP)				
Method: Least Squares				
Date: 06/22/21 Time: 15:25				
Sample (adjusted): 1972 2019				
Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LIMP(-1)	0.000812	0.000605	1.343160	0.1858
D(LIMP(-1))	0.337409	0.138848	2.430056	0.0191

Annexe 6

Test de Dickey-Fuller augmenté des séries en différence:

Null Hypothesis: D(LC) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
			-2.628638	0.0096
Test critical values:				
1% level			-2.615093	
5% level			-1.947975	
10% level			-1.612408	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LC,2)				
Method: Least Squares				
Date: 06/22/21 Time: 15:07				
Sample (adjusted): 1973 2019				
Included observations: 47 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LC(-1))	-0.329435	0.125325	-2.628638	0.0117
D(LC(-1),2)	-0.408405	0.125839	-3.245447	0.0022

Null Hypothesis: D(LREV) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=2)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
			-3.202986	0.0019
Test critical values:				
1% level			-2.615093	
5% level			-1.947975	
10% level			-1.612408	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LREV,2)				
Method: Least Squares				
Date: 06/22/21 Time: 15:20				
Sample (adjusted): 1973 2019				
Included observations: 47 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LREV(-1))	-0.281598	0.087917	-3.202986	0.0025
D(LREV(-1),2)	-0.345696	0.071050	-4.865549	0.0000

Null Hypothesis: D(LEP) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 2 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
			-2.649229	0.0092
Test critical values:				
1% level			-2.616203	
5% level			-1.948140	
10% level			-1.612320	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LEP,2)				
Method: Least Squares				
Date: 06/22/21 Time: 15:23				
Sample (adjusted): 1974 2019				
Included observations: 46 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LEP(-1))	-0.400673	0.151241	-2.649229	0.0112
D(LEP(-1),2)	-0.282211	0.144470	-1.953414	0.0573
D(LEP(-2),2)	-0.157850	0.090705	-1.740270	0.0890

Null Hypothesis: D(LIMP) has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 1 (Fixed)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
			-4.352344	0.0000
Test critical values:				
1% level			-2.615093	
5% level			-1.947975	
10% level			-1.612408	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LIMP,2)				
Method: Least Squares				
Date: 06/22/21 Time: 15:26				
Sample (adjusted): 1973 2019				
Included observations: 47 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LIMP(-1))	-0.688092	0.158097	-4.352344	0.0001
D(LIMP(-1),2)	0.162291	0.142829	1.136262	0.2619

Annexe 7

Test de Phillips-Perron des séries en niveau:

	Adj. t-Stat	Prob.*		
Phillips-Perron test statistic	-2.022347	0.2766		
Test critical values:				
1% level	-3.571310			
5% level	-2.922449			
10% level	-2.599224			
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.002550		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.005919		
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(LC) Method: Least Squares Date: 06/22/21 Time: 15:52 Sample (adjusted): 1971 2019 Included observations: 49 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LC(-1)	-0.041569	0.016187	-2.568078	0.0135
C	1.232676	0.464616	2.653109	0.0108

	Adj. t-Stat	Prob.*		
Phillips-Perron test statistic	-1.824181	0.3648		
Test critical values:				
1% level	-3.571310			
5% level	-2.922449			
10% level	-2.599224			
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.001891		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.001362		
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(LREV) Method: Least Squares Date: 06/22/21 Time: 15:54 Sample (adjusted): 1971 2019 Included observations: 49 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LREV(-1)	-0.023172	0.014104	-1.642919	0.1071
C	0.724739	0.420842	1.722117	0.0916

	Adj. t-Stat	Prob.*		
Phillips-Perron test statistic	-3.009587	0.1401		
Test critical values:				
1% level	-4.156734			
5% level	-3.504330			
10% level	-3.181826			
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.002606		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.002242		
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(LEP) Method: Least Squares Date: 06/22/21 Time: 15:55 Sample (adjusted): 1971 2019 Included observations: 49 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LEP(-1)	-0.386364	0.121016	-3.192681	0.0025
C	11.10671	3.466020	3.204457	0.0025
@TREND("1970")	0.011988	0.003919	3.058728	0.0037

	Adj. t-Stat	Prob.*		
Phillips-Perron test statistic	1.561682	0.9694		
Test critical values:				
1% level	-2.613010			
5% level	-1.947665			
10% level	-1.612573			
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.014125		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.021186		
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(LIMP) Method: Least Squares Date: 06/22/21 Time: 16:02 Sample (adjusted): 1971 2019 Included observations: 49 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LIMP(-1)	0.001156	0.000602	1.919895	0.0608

Annexe 8

Test de Phillips-Perron des séries en différence :

	Adj. t-Stat	Prob.*		
Phillips-Perron test statistic	-5.712054	0.0000		
Test critical values:				
1% level	-3.574446			
5% level	-2.923780			
10% level	-2.599925			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.002782		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.004296		
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(LC,2) Method: Least Squares Date: 06/22/21 Time: 15:53 Sample (adjusted): 1972 2019 Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LC(-1))	-0.753330	0.142928	-5.270687	0.0000
C	0.029430	0.009656	3.047730	0.0038

	Adj. t-Stat	Prob.*		
Phillips-Perron test statistic	-8.809001	0.0000		
Test critical values:				
1% level	-3.574446			
5% level	-2.923780			
10% level	-2.599925			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.001520		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.003346		
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(LREV,2) Method: Least Squares Date: 06/22/21 Time: 15:54 Sample (adjusted): 1972 2019 Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LREV(-1))	-1.208476	0.127654	-9.466807	0.0000
C	0.043455	0.007198	6.037328	0.0000

	Adj. t-Stat	Prob.*		
Phillips-Perron test statistic	-11.11321	0.0000		
Test critical values:				
1% level	-4.161144			
5% level	-3.506374			
10% level	-3.183002			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.001853		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.002350		
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(LEP,2) Method: Least Squares Date: 06/22/21 Time: 15:56 Sample (adjusted): 1972 2019 Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LEP(-1))	-1.331459	0.112713	-11.81285	0.0000
C	0.073336	0.014193	5.166976	0.0000
@TREND("1970")	-0.001098	0.000465	-2.361853	0.0226

	Adj. t-Stat	Prob.*		
Phillips-Perron test statistic	-4.617350	0.0000		
Test critical values:				
1% level	-2.614029			
5% level	-1.947816			
10% level	-1.612492			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.013039		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.014124		
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(LIMP,2) Method: Least Squares Date: 06/22/21 Time: 16:03 Sample (adjusted): 1972 2019 Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LIMP(-1))	-0.609023	0.134130	-4.540547	0.0000

Annexe 9

Résultats des tests d'hétéroscédasticité :

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey				
F-statistic	2.516481	Prob. F(10,37)	0.0202	
Obs*R-squared	19.43078	Prob. Chi-Square(10)	0.0351	
Scaled explained SS	17.55820	Prob. Chi-Square(10)	0.0629	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 06/22/21 Time: 16:16				
Sample: 1972 2019				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001874	0.001125	-1.666209	0.1041
LC(-1)	-0.001881	0.000553	-3.402162	0.0016
LC(-2)	0.000243	0.000124	1.955198	0.0581
LREV	-0.000195	0.000476	-0.408568	0.6852
LREV(-1)	0.004852	0.001635	2.968173	0.0052
LEP	-0.000227	0.000311	-0.728602	0.4708
LEP(-1)	-0.003131	0.001099	-2.847301	0.0072
LEP(-2)	0.000245	9.75E-05	2.515026	0.0164
LIMP	-5.33E-06	5.24E-05	-0.101847	0.9194
LIMP(-1)	0.000102	7.32E-05	1.393636	0.1717
LIMP(-2)	-3.89E-05	5.00E-05	-0.778321	0.4413

Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	0.105302	Prob. F(1,45)	0.7471	
Obs*R-squared	0.109725	Prob. Chi-Square(1)	0.7405	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 06/22/21 Time: 16:18				
Sample (adjusted): 1973 2019				
Included observations: 47 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.84E-05	5.61E-06	3.283935	0.0020
RESID^2(-1)	0.048215	0.148582	0.324502	0.7471
R-squared	0.002335	Mean dependent var	1.93E-05	
Adjusted R-squared	-0.019836	S.D. dependent var	3.28E-05	
S.E. of regression	3.31E-05	Akaike info criterion	-17.75197	
Sum squared resid	4.93E-08	Schwarz criterion	-17.67324	
Log likelihood	419.1714	Hannan-Quinn criter.	-17.72235	
F-statistic	0.105302	Durbin-Watson stat	1.997634	
Prob(F-statistic)	0.747062			

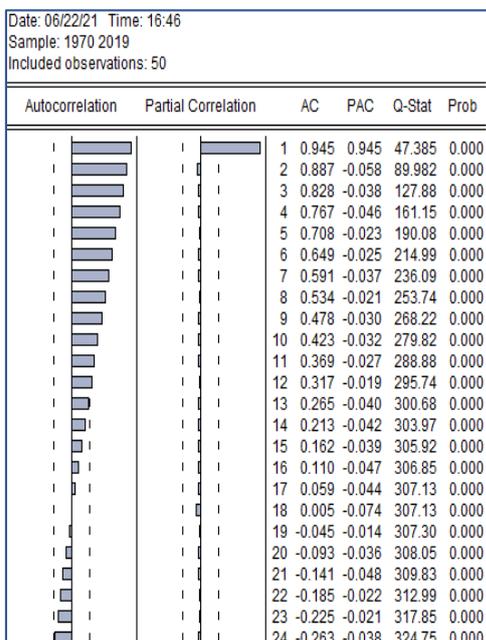
Heteroskedasticity Test: Glejser				
F-statistic	2.258682	Prob. F(10,37)	0.0353	
Obs*R-squared	18.19475	Prob. Chi-Square(10)	0.0518	
Scaled explained SS	18.11342	Prob. Chi-Square(10)	0.0531	
Test Equation:				
Dependent Variable: ARESID				
Method: Least Squares				
Date: 06/22/21 Time: 16:18				
Sample: 1972 2019				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.163707	0.105018	-1.558850	0.1275
LC(-1)	-0.167732	0.051637	-3.248286	0.0025
LC(-2)	0.021328	0.011585	1.841028	0.0736
LREV	-0.007784	0.044453	-0.175107	0.8620
LREV(-1)	0.422099	0.152624	2.765608	0.0088
LEP	-0.024167	0.029049	-0.831948	0.4108
LEP(-1)	-0.269865	0.102664	-2.628623	0.0124
LEP(-2)	0.017641	0.009101	1.938492	0.0602
LIMP	-0.002781	0.004889	-0.568732	0.5730
LIMP(-1)	0.010782	0.006837	1.577149	0.1233
LIMP(-2)	-0.002803	0.004667	-0.600713	0.5517

Heteroskedasticity Test: Harvey				
F-statistic	1.251002	Prob. F(10,37)	0.2928	
Obs*R-squared	12.12847	Prob. Chi-Square(10)	0.2766	
Scaled explained SS	12.98622	Prob. Chi-Square(10)	0.2244	
Test Equation:				
Dependent Variable: LRESID2				
Method: Least Squares				
Date: 06/22/21 Time: 16:19				
Sample: 1972 2019				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-101.6709	89.96771	-1.130083	0.2657
LC(-1)	-96.12574	44.23699	-2.172972	0.0363
LC(-2)	9.338082	9.924819	0.940882	0.3529
LREV	3.947212	38.08271	0.103648	0.9180
LREV(-1)	237.2597	130.7520	1.814578	0.0777
LEP	-19.11223	24.88606	-0.767990	0.4474
LEP(-1)	-147.8884	87.95119	-1.681483	0.1011
LEP(-2)	7.155422	7.796371	0.917789	0.3647
LIMP	-2.538364	4.188558	-0.606023	0.5482
LIMP(-1)	5.350792	5.856871	0.913592	0.3668
LIMP(-2)	0.389745	3.997845	0.097489	0.9229

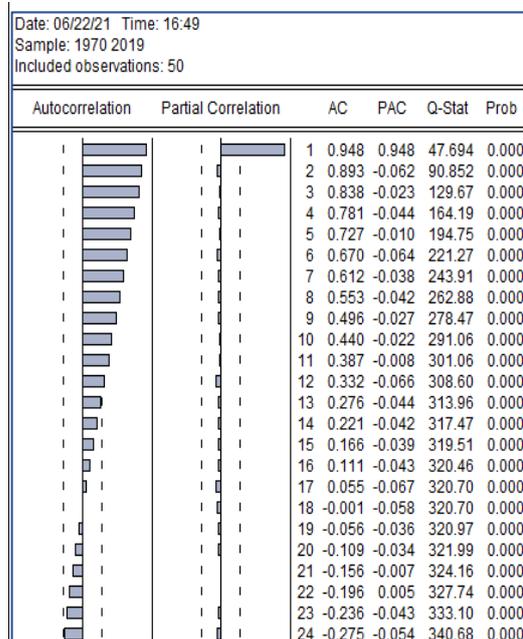
Annexe 10

Corrélogramme des séries en niveau

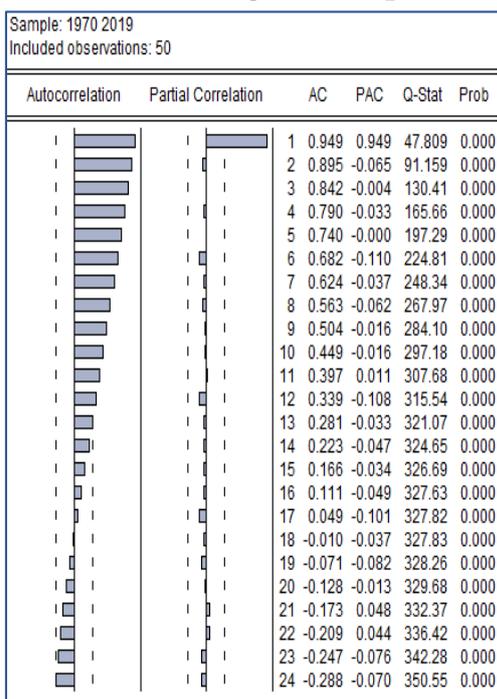
Corrélogramme (lc)



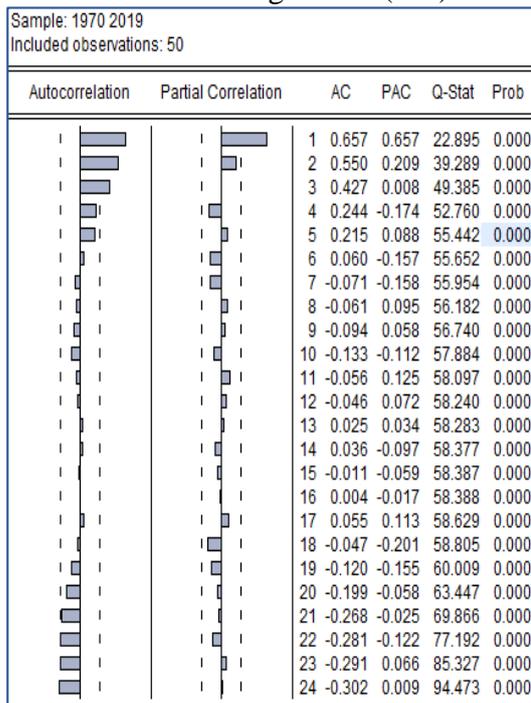
Corrélogramme (lrev)



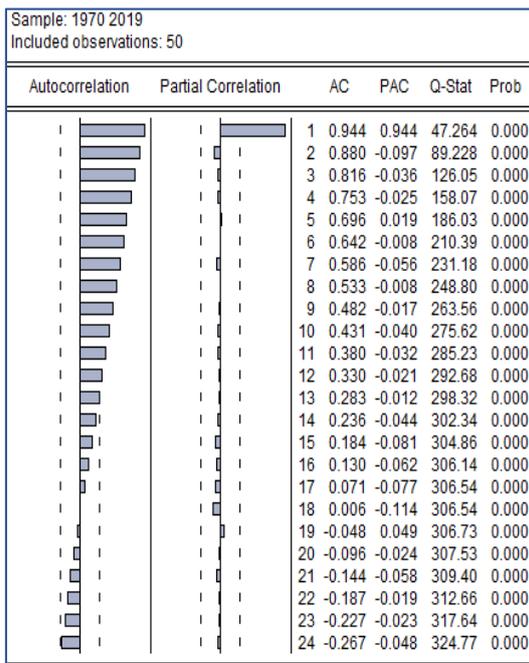
Corrélogramme (ep)



Corrélogramme (linf)



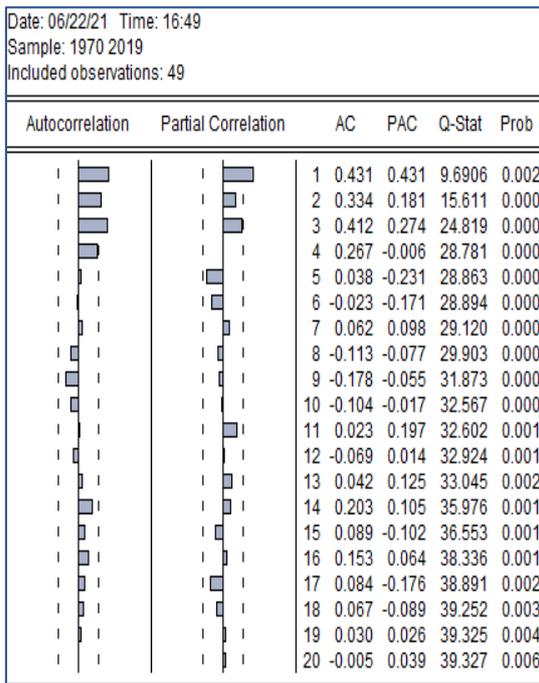
Corrélogramme (limp)



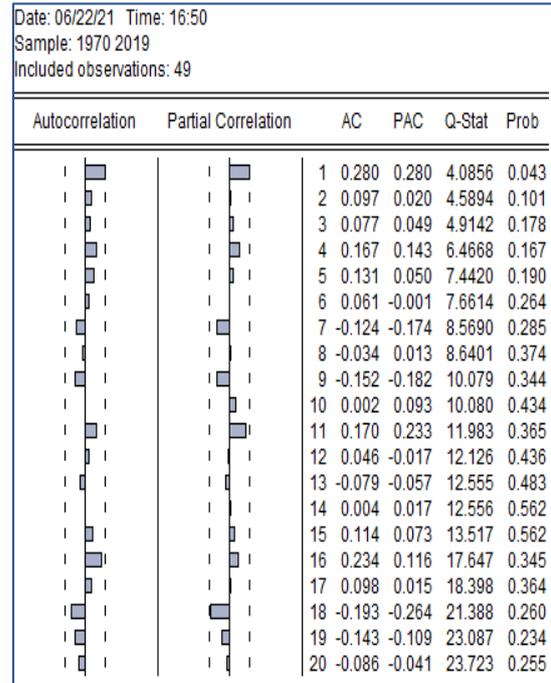
Annexe 11

Corrélogramme des séries en différence :

Corrélogramme (lc)



Corrélogramme (lrev)



Corrélogramme (ep)

Date: 06/22/21 Time: 16:51
Sample: 1970 2019
Included observations: 49

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.094	0.094	0.4581	0.499
		2 -0.032	-0.041	0.5116	0.774
		3 -0.144	-0.139	1.6396	0.650
		4 0.103	0.132	2.2306	0.693
		5 0.138	0.111	3.3064	0.653
		6 0.080	0.042	3.6801	0.720
		7 -0.148	-0.130	4.9794	0.662
		8 -0.066	-0.017	5.2410	0.732
		9 -0.072	-0.081	5.5643	0.783
		10 0.020	-0.035	5.5891	0.849
		11 0.205	0.228	8.3613	0.681
		12 -0.107	-0.147	9.1383	0.691
		13 -0.037	0.034	9.2312	0.755
		14 -0.192	-0.158	11.859	0.618
		15 0.003	-0.038	11.859	0.690
		16 0.132	0.116	13.169	0.660
		17 0.069	-0.006	13.537	0.700
		18 -0.178	-0.092	16.097	0.586
		19 -0.197	-0.168	19.316	0.437
		20 -0.065	0.005	19.680	0.478

Corrélogramme (linf)

Date: 06/22/21 Time: 16:54
Sample: 1970 2019
Included observations: 49

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.324	-0.324	5.4562	0.019
		2 0.038	-0.075	5.5322	0.063
		3 0.098	0.098	6.0527	0.109
		4 -0.251	-0.210	9.5598	0.049
		5 0.169	0.030	11.191	0.048
		6 -0.036	0.022	11.267	0.080
		7 -0.168	-0.166	12.944	0.073
		8 0.031	-0.154	13.002	0.112
		9 0.001	0.014	13.002	0.163
		10 -0.159	-0.186	14.622	0.146
		11 0.090	-0.107	15.157	0.175
		12 -0.105	-0.125	15.896	0.196
		13 0.067	0.014	16.209	0.238
		14 0.063	-0.038	16.491	0.284
		15 -0.047	-0.033	16.657	0.340
		16 -0.054	-0.172	16.876	0.394
		17 0.182	0.115	19.451	0.303
		18 0.009	0.091	19.457	0.364
		19 -0.119	-0.175	20.632	0.357
		20 0.080	-0.097	21.180	0.387

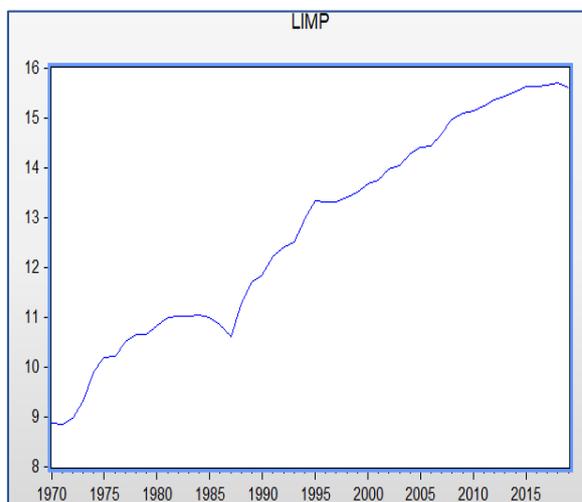
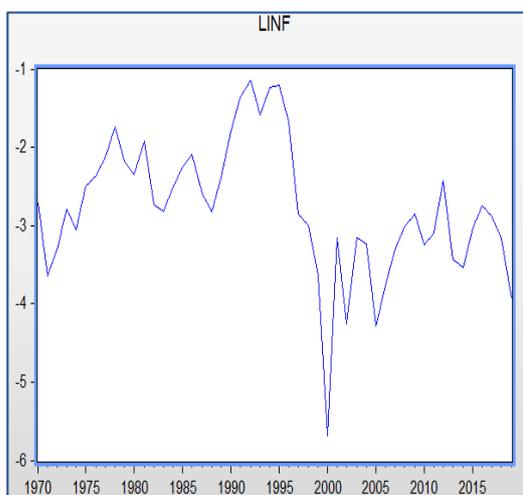
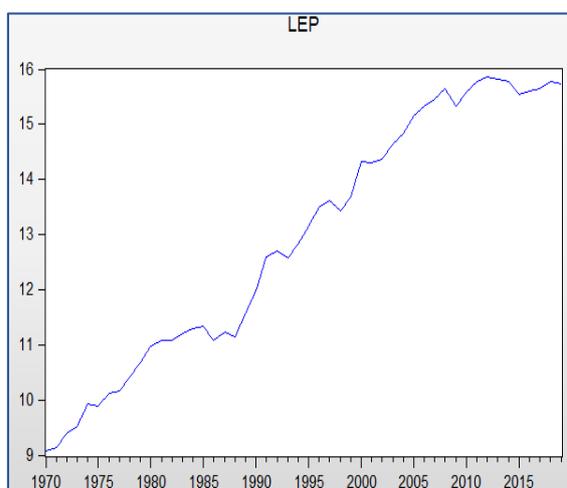
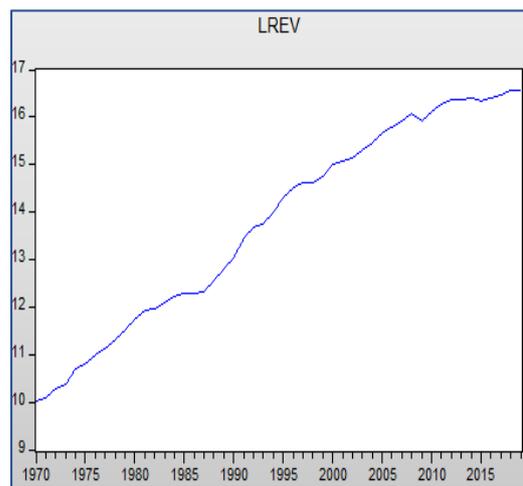
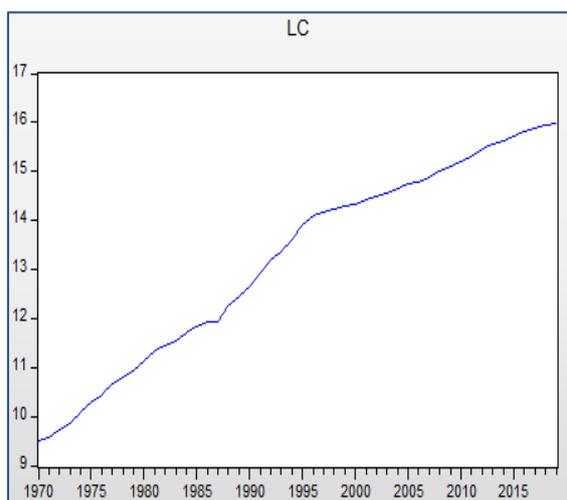
Corrélogramme (limp)

Date: 06/22/21 Time: 16:55
Sample: 1970 2019
Included observations: 49

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.270	0.270	3.8027	0.051
		2 -0.123	-0.211	4.6014	0.100
		3 0.106	0.229	5.2116	0.157
		4 -0.012	-0.177	5.2192	0.266
		5 -0.120	0.005	6.0410	0.302
		6 0.016	0.009	6.0555	0.417
		7 -0.029	-0.069	6.1063	0.527
		8 -0.229	-0.190	9.3043	0.317
		9 -0.263	-0.194	13.632	0.136
		10 -0.100	-0.031	14.271	0.161
		11 -0.050	-0.057	14.433	0.210
		12 -0.226	-0.250	17.885	0.119
		13 0.002	0.128	17.885	0.162
		14 0.304	0.192	24.469	0.040
		15 0.121	0.042	25.540	0.043
		16 0.115	0.136	26.545	0.047
		17 0.039	-0.259	26.662	0.063
		18 -0.005	0.130	26.664	0.086
		19 0.068	-0.054	27.055	0.103
		20 0.153	0.109	29.071	0.086

Annexe 12

Représentation graphique des séries en niveau :



Annexe 13

Test de Dickey-Fuller augmenté des séries en niveau:

Null Hypothesis: LC has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
		-1.64564	0.0985	
Test critical values:				
	1% level	-3.574446		
	5% level	-2.923780		
	10% level	-2.599925		
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LC)				
Method: Least Squares				
Date: 06/22/21 Time: 17:56				
Sample (adjusted): 1972 2019				
Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LC(-1)	-0.013782	0.005143	-2.680031	0.0102
D(LC(-1))	0.317830	0.133928	2.373142	0.0220
C	0.273040	0.076775	3.556371	0.0009

Null Hypothesis: LREV has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
		-2.437372	0.1371	
Test critical values:				
	1% level	-3.571310		
	5% level	-2.922449		
	10% level	-2.599224		
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LREV)				
Method: Least Squares				
Date: 06/22/21 Time: 18:00				
Sample (adjusted): 1971 2019				
Included observations: 49 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LREV(-1)	-0.016548	0.006789	-2.437372	0.0186
C	0.360967	0.094292	3.828182	0.0004

Null Hypothesis: LEP has a unit root				
Exogenous: None				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
		4.329648	1.0000	
Test critical values:				
	1% level	-2.613010		
	5% level	-1.947665		
	10% level	-1.612573		
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LEP)				
Method: Least Squares				
Date: 06/22/21 Time: 18:01				
Sample (adjusted): 1971 2019				
Included observations: 49 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LEP(-1)	0.009712	0.002243	4.329648	0.0001

		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
		-0.407366	0.5314	
Test critical values:				
	1% level	-2.615093		
	5% level	-1.947975		
	10% level	-1.612408		
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LINF)				
Method: Least Squares				
Date: 06/22/21 Time: 18:08				
Sample (adjusted): 1973 2019				
Included observations: 47 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LINF(-1)	-0.014211	0.034885	-0.407366	0.6857
D(LINF(-1))	-0.353674	0.154038	-2.296022	0.0265
D(LINF(-2))	-0.080152	0.150784	-0.531570	0.5977

		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic				
		4.993606	1.0000	
Test critical values:				
	1% level	-2.613010		
	5% level	-1.947665		
	10% level	-1.612573		
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LIMP)				
Method: Least Squares				
Date: 06/22/21 Time: 18:11				
Sample (adjusted): 1971 2019				
Included observations: 49 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LIMP(-1)	0.010099	0.002022	4.993606	0.0000

Annexe 14

Test de Dickey-Fuller augmenté des séries en différence:

Null Hypothesis: D(LC) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)				
	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.157978	0.0019		
Test critical values:	1% level	-3.574446		
	5% level	-2.923780		
	10% level	-2.599925		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LC,2) Method: Least Squares Date: 06/22/21 Time: 17:59 Sample (adjusted): 1972 2019 Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LC(-1))	-0.554022	0.133243	-4.157978	0.0001
C	0.073843	0.020487	3.604422	0.0008

Null Hypothesis: D(LREV) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)				
	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.968681	0.0002		
Test critical values:	1% level	-3.574446		
	5% level	-2.923780		
	10% level	-2.599925		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LREV,2) Method: Least Squares Date: 06/22/21 Time: 18:00 Sample (adjusted): 1972 2019 Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LREV(-1))	-0.710528	0.143001	-4.968681	0.0000
C	0.095767	0.024489	3.910550	0.0003

Null Hypothesis: D(LEP) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)				
	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.535178	0.0000		
Test critical values:	1% level	-2.614029		
	5% level	-1.947816		
	10% level	-1.612492		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LEP,2) Method: Least Squares Date: 06/22/21 Time: 18:02 Sample (adjusted): 1972 2019 Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LEP(-1))	-0.608356	0.134142	-4.535178	0.0000

	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.766738	0.0004		
Test critical values:	1% level	-2.616203		
	5% level	-1.948140		
	10% level	-1.612320		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LINF,2) Method: Least Squares Date: 06/22/21 Time: 18:09 Sample (adjusted): 1974 2019 Included observations: 46 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LINF(-1))	-1.267380	0.336466	-3.766738	0.0005
D(LINF(-1),2)	-0.084272	0.259702	-0.324495	0.7471
D(LINF(-2),2)	-0.105423	0.151082	-0.697786	0.4891

	t-Statistic	Prob.*		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.584022	0.0006		
Test critical values:	1% level	-2.614029		
	5% level	-1.947816		
	10% level	-1.612492		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LIMP,2) Method: Least Squares Date: 06/22/21 Time: 18:12 Sample (adjusted): 1972 2019 Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LIMP(-1))	-0.431123	0.120290	-3.584022	0.0008

Annexe 15

Test de Phillips-Perron des séries en niveau:

	Adj. t-Stat	Prob.*		
Phillips-Perron test statistic	-2.258586	0.1892		
Test critical values:				
1% level	-3.571310			
5% level	-2.922449			
10% level	-2.599224			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.004735		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.009687		
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(LC) Method: Least Squares Date: 06/22/21 Time: 18:30 Sample (adjusted): 1971 2019 Included observations: 49 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LC(-1)	-0.015556	0.005010	-3.104645	0.0032
C	0.336450	0.066548	5.055740	0.0000

	Adj. t-Stat	Prob.*		
Phillips-Perron test statistic	-2.255349	0.1902		
Test critical values:				
1% level	-3.571310			
5% level	-2.922449			
10% level	-2.599224			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.009612		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.011527		
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(LREV) Method: Least Squares Date: 06/22/21 Time: 18:31 Sample (adjusted): 1971 2019 Included observations: 49 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LREV(-1)	-0.016548	0.006789	-2.437372	0.0186
C	0.360967	0.094292	3.828182	0.0004

	Adj. t-Stat	Prob.*		
Phillips-Perron test statistic	4.052539	1.0000		
Test critical values:				
1% level	-2.613010			
5% level	-1.947665			
10% level	-1.612573			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.041268		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.046943		
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(LEP) Method: Least Squares Date: 06/22/21 Time: 18:32 Sample (adjusted): 1971 2019 Included observations: 49 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LEP(-1)	0.009712	0.002243	4.329648	0.0001

	Adj. t-Stat	Prob.*		
Phillips-Perron test statistic	-0.353271	0.5525		
Test critical values:				
1% level	-2.613010			
5% level	-1.947665			
10% level	-1.612573			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.484145		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.333407		
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(LINF) Method: Least Squares Date: 06/22/21 Time: 18:34 Sample (adjusted): 1971 2019 Included observations: 49 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LINF(-1)	-0.019441	0.034917	-0.556780	0.5803

	Adj. t-Stat	Prob.*		
Phillips-Perron test statistic	4.072851	1.0000		
Test critical values:				
1% level	-2.613010			
5% level	-1.947665			
10% level	-1.612573			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.032260		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.048030		
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(LIMP) Method: Least Squares Date: 06/22/21 Time: 18:36 Sample (adjusted): 1971 2019 Included observations: 49 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LIMP(-1)	0.010099	0.002022	4.993606	0.0000

Annexe 16

Test de Phillips-Perron des séries en différence:

	Adj. t-Stat	Prob.*		
Phillips-Perron test statistic	-4.429426	0.0009		
Test critical values:				
1% level	-3.574446			
5% level	-2.923780			
10% level	-2.599925			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.004597		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.005792		
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(LC,2) Method: Least Squares Date: 06/22/21 Time: 18:31 Sample (adjusted): 1972 2019 Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LC(-1))	-0.554022	0.133243	-4.157978	0.0001
C	0.073843	0.020487	3.604422	0.0008

	Adj. t-Stat	Prob.*		
Phillips-Perron test statistic	-4.974997	0.0002		
Test critical values:				
1% level	-3.574446			
5% level	-2.923780			
10% level	-2.599925			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.010048		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.010120		
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(LREV,2) Method: Least Squares Date: 06/22/21 Time: 18:32 Sample (adjusted): 1972 2019 Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LREV(-1))	-0.710528	0.143001	-4.968681	0.0000
C	0.095767	0.024489	3.910550	0.0003

	Adj. t-Stat	Prob.*		
Phillips-Perron test statistic	-4.470756	0.0000		
Test critical values:				
1% level	-2.614029			
5% level	-1.947816			
10% level	-1.612492			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.049514		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.046006		
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(LEP,2) Method: Least Squares Date: 06/22/21 Time: 18:33 Sample (adjusted): 1972 2019 Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LEP(-1))	-0.608356	0.134142	-4.535178	0.0000

	Adj. t-Stat	Prob.*		
Phillips-Perron test statistic	-9.785217	0.0000		
Test critical values:				
1% level	-2.614029			
5% level	-1.947816			
10% level	-1.612492			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.426256		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.414628		
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(LINF,2) Method: Least Squares Date: 06/22/21 Time: 18:35 Sample (adjusted): 1972 2019 Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LINF(-1))	-1.332350	0.136799	-9.739449	0.0000

	Adj. t-Stat	Prob.*		
Phillips-Perron test statistic	-3.517499	0.0007		
Test critical values:				
1% level	-2.614029			
5% level	-1.947816			
10% level	-1.612492			
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)		0.033903		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.031795		
Phillips-Perron Test Equation Dependent Variable: D(LIMP,2) Method: Least Squares Date: 06/22/21 Time: 18:36 Sample (adjusted): 1972 2019 Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LIMP(-1))	-0.431123	0.120290	-3.584022	0.0008

Annexe 17

Test de cointégration de Johansen :

1^{er} Spécification

<u>Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)</u>				
<u>Hypothesized</u> No. of CE(s)	<u>Eigenvalue</u>	<u>Trace</u> <u>Statistic</u>	0.05 Critical Value	<u>Prob.**</u>
None *	0.654431	81.22900	60.06141	0.0003
At most 1	0.282227	30.22605	40.17493	0.3427
At most 2	0.185967	14.30919	24.27596	0.5115
At most 3	0.088159	4.432949	12.32090	0.6482
At most 4	6.36E-05	0.003053	4.129906	0.9633
<hr/>				
1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	228.6574	
<hr/>				
<u>Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)</u>				
LC	LREV	LEP	LINF	LIMP
1.000000	-1.827816 (0.06936)	0.896675 (0.07561)	-0.201206 (0.02484)	-0.045446 (0.07416)

2eme Spécification

<u>Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)</u>					
<u>Hypothesized</u> No. of CE(s)	<u>Eigenvalue</u>	<u>Trace</u> <u>Statistic</u>	0.05 Critical Value	<u>Prob.**</u>	
None *	0.681905	107.2040	76.97277	0.0001	
At most 1	0.442612	52.22454	54.07904	0.0725	
At most 2	0.275549	24.16886	35.19275	0.4519	
At most 3	0.088304	8.696459	20.26184	0.7642	
At most 4	0.084905	4.258921	9.164546	0.3749	
<hr/>					
1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	230.6457		
<hr/>					
<u>Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)</u>					
LC	LREV	LEP	LINF	LIMP	C
1.000000	-1.771472 (0.59801)	1.385912 (0.59889)	1.748219 (0.22961)	-0.752558 (0.47566)	10.73395 (1.50566)

Annexe 18

Estimation par la méthode ARDL :

Dependent Variable: LC				
Method: ARDL				
Date: 06/22/21 Time: 19:09				
Sample (adjusted): 1971 2019				
Included observations: 49 after adjustments				
Maximum dependent lags: 1 (Automatic selection)				
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)				
Dynamic regressors (0 lag, automatic): LREV LEP LINF LIMP				
Fixed regressors: C				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LC(-1)	0.399375	0.051121	7.812413	0.0000
LREV	1.036991	0.093429	11.09925	0.0000
LEP	-0.504947	0.046036	-10.96852	0.0000
LINF	0.013790	0.006220	2.217020	0.0320
LIMP	0.061917	0.018114	3.418251	0.0014
C	-0.536264	0.089219	-6.010639	0.0000
R-squared	0.999830	Mean dependent var	13.26204	
Adjusted R-squared	0.999810	S.D. dependent var	1.993788	
S.E. of regression	0.027492	Akaike info criterion	-4.235598	
Sum squared resid	0.032499	Schwarz criterion	-4.003947	
Log likelihood	109.7722	Hannan-Quinn criter.	-4.147710	
F-statistic	50484.35	Durbin-Watson stat	1.231426	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Estimation de la relation de long terme par l'approche ARDL :

Levels Equation				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LREV	1.726519	0.041810	41.29451	0.0000
LEP	-0.840703	0.038194	-22.01126	0.0000
LINF	0.022959	0.011405	2.013159	0.0504
LIMP	0.103087	0.030929	3.333035	0.0018
C	-0.892843	0.091899	-9.715484	0.0000
EC = LC - (1.7265*LREV - 0.8407*LEP + 0.0230*LINF + 0.1031*LIMP - 0.8928)				

Estimation de la relation de court terme par l'approche ARDL :

ARDL Error Correction Regression				
Dependent Variable: D(LC)				
Selected Model: ARDL(1, 0, 0, 0, 0)				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Date: 06/22/21 Time: 19:13				
Sample: 1970 2019				
Included observations: 49				
ECM Regression				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CoIntEq(-1)*	-0.600625	0.014877	-40.37231	0.0000
R-squared	0.883774	Mean dependent var	0.132205	
Adjusted R-squared	0.883774	S.D. dependent var	0.076324	
S.E. of regression	0.026020	Akaike info criterion	-4.439680	
Sum squared resid	0.032499	Schwarz criterion	-4.401071	
Log likelihood	109.7722	Hannan-Quinn criter.	-4.425032	
Durbin-Watson stat	1.231426			

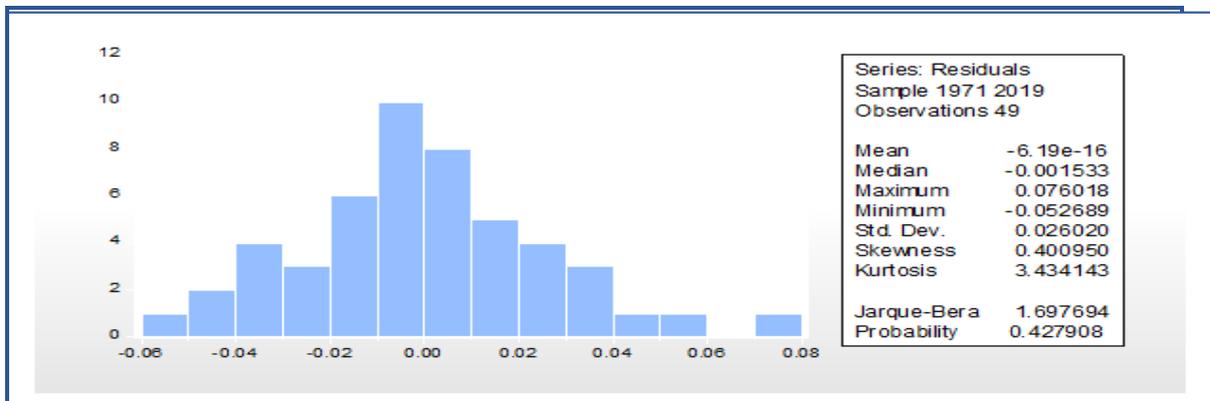
Annexe 19

Tests de validation :

Test de Breusch-Godfrey

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	4.512165	Prob. F(2,41)	0.0169	
Obs*R-squared	8.839541	Prob. Chi-Square(2)	0.0120	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: ARDL				
Date: 06/22/21 Time: 19:14				
Sample: 1971 2019				
Included observations: 49				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LC(-1)	-0.024251	0.050583	-0.479423	0.6342
LREV	0.042690	0.090871	0.469790	0.6410
LEP	-0.020423	0.044341	-0.460597	0.6475
LINF	-0.002607	0.005912	-0.441027	0.6615
LIMP	0.001847	0.016925	0.109134	0.9136
C	-0.038288	0.085758	-0.446465	0.6576
RESID(-1)	0.467741	0.155932	2.999543	0.0046
RESID(-2)	-0.174530	0.159500	-1.094232	0.2802
R-squared	0.180399	Mean dependent var	-6.19E-16	
Adjusted R-squared	0.040467	S.D. dependent var	0.026020	
S.E. of regression	0.025488	Akaike info criterion	-4.352903	
Sum squared resid	0.026636	Schwarz criterion	-4.044034	
Log likelihood	114.6461	Hannan-Quinn criter.	-4.235719	
F-statistic	1.289190	Durbin-Watson stat	1.915738	

Test de Normalité



Test de ARCH

Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	1.940302	Prob. F(1,46)	0.1703	
Obs*R-squared	1.942719	Prob. Chi-Square(1)	0.1634	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 06/22/21 Time: 19:15				
Sample (adjusted): 1972 2019				
Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000535	0.000180	2.981993	0.0046
RESID^2(-1)	0.201421	0.144601	1.392947	0.1703
R-squared	0.040473	Mean dependent var	0.000671	
Adjusted R-squared	0.019614	S.D. dependent var	0.001055	
S.E. of regression	0.001045	Akaike info criterion	-10.84945	
Sum squared resid	5.02E-05	Schwarz criterion	-10.77148	
Log likelihood	262.3867	Hannan-Quinn criter.	-10.81998	
F-statistic	1.940302	Durbin-Watson stat	1.969346	
Prob(F-statistic)	0.170331			

Annexe 20

Estimation par la méthode NARDL :

Dependent Variable: LC				
Method: ARDL				
Date: 06/22/21 Time: 19:31				
Sample (adjusted): 1971 2019				
Included observations: 49 after adjustments				
Maximum dependent lags: 1 (Automatic selection)				
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)				
Dynamic regressors (0 lag, automatic): LREV_POS LREV_NEG LEP_POS				
LEP_NEG LINF_POS LINF_NEG LIMP_POS LIMP_NEG				
Fixed regressors: C				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LC(-1)	0.401940	0.061359	6.550593	0.0000
LREV_POS	0.988016	0.126147	7.832288	0.0000
LREV_NEG	0.834628	0.274037	3.045664	0.0041
LEP_POS	-0.447142	0.059680	-7.482295	0.0000
LEP_NEG	-0.468182	0.117593	-3.981385	0.0003
LINF_POS	0.001447	0.008834	0.163751	0.8708
LINF_NEG	0.018515	0.008169	2.266569	0.0290
LIMP_POS	0.067122	0.029369	2.285503	0.0278
LIMP_NEG	0.033025	0.071191	0.463889	0.6453
C	5.747977	0.578276	9.939858	0.0000
R-squared	0.999849	Mean dependent var	13.26204	
Adjusted R-squared	0.999814	S.D. dependent var	1.993788	
S.E. of regression	0.027166	Akaike info criterion	-4.193818	
Sum squared resid	0.028781	Schwarz criterion	-3.807732	
Log likelihood	112.7485	Hannan-Quinn criter.	-4.047337	
F-statistic	28724.28	Durbin-Watson stat	1.153317	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Estimation de la relation de long terme par la méthode NARDL :

Levels Equation				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LREV_POS	1.652034	0.080011	20.64762	0.0000
LREV_NEG	1.395556	0.399622	3.492193	0.0012
LEP_POS	-0.747655	0.067485	-11.07885	0.0000
LEP_NEG	-0.782835	0.154659	-5.061685	0.0000
LINF_POS	0.002419	0.014844	0.162942	0.8714
LINF_NEG	0.030958	0.014394	2.150813	0.0377
LIMP_POS	0.112234	0.054925	2.043412	0.0478
LIMP_NEG	0.055220	0.116953	0.472150	0.6395
C	9.611038	0.030892	311.1186	0.0000
EC = LC - (1.6520*LREV_POS + 1.3956*LREV_NEG -0.7477*LEP_POS				
-0.7828*LEP_NEG + 0.0024*LINF_POS + 0.0310*LINF_NEG + 0.1122				
*LIMP_POS + 0.0552*LIMP_NEG + 9.6110)				

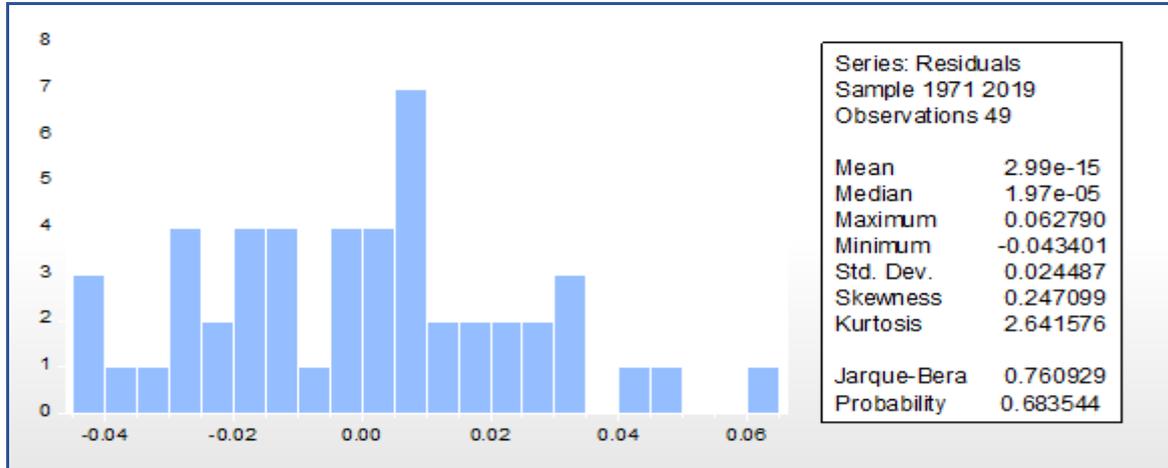
Estimation de la relation de court terme par la méthode NARDL :

ARDL Error Correction Regression				
Dependent Variable: D(LC)				
Selected Model: ARDL(1, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0)				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Date: 06/22/21 Time: 19:32				
Sample: 1970 2019				
Included observations: 49				
ECM Regression				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CoIntEq(-1)*	-0.598060	0.013917	-42.97284	0.0000
R-squared	0.897069	Mean dependent var	0.132205	
Adjusted R-squared	0.897069	S.D. dependent var	0.076324	
S.E. of regression	0.024487	Akaike info criterion	-4.561165	
Sum squared resid	0.028781	Schwarz criterion	-4.522556	
Log likelihood	112.7485	Hannan-Quinn criter.	-4.546517	
Durbin-Watson stat	1.153317			

Annexe 21

Tests de validation :

Test de Normalité



Test de ARCH

Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	1.042031	Prob. F(1,46)	0.3127	
Obs*R-squared	1.063251	Prob. Chi-Square(1)	0.3025	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 06/22/21 Time: 19:33				
Sample (adjusted): 1972 2019				
Included observations: 48 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000505	0.000140	3.602295	0.0008
RESID^2(-1)	0.148727	0.145696	1.020799	0.3127
R-squared	0.022151	Mean dependent var	0.000593	
Adjusted R-squared	0.000893	S.D. dependent var	0.000767	
S.E. of regression	0.000767	Akaike info criterion	-11.46782	
Sum squared resid	2.70E-05	Schwarz criterion	-11.38985	
Log likelihood	277.2276	Hannan-Quinn criter.	-11.43835	
F-statistic	1.042031	Durbin-Watson stat	1.961525	
Prob(F-statistic)	0.312688			

Test de Ramsey

Ramsey RESET Test			
Equation: NARDL01			
Specification: LC LC(-1) LREV_POS LREV_NEG LEP_POS LEP_NEG			
LINF_POS LINF_NEG LIMP_POS LIMP_NEG C			
Omitted Variables: Squares of fitted values			
	Value	df	Probability
t-statistic	0.562705	38	0.5769
F-statistic	0.316637	(1, 38)	0.5769
F-test summary:			
	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.000238	1	0.000238
Restricted SSR	0.028781	39	0.000738
Unrestricted SSR	0.028543	38	0.000751

Bibliographie

Les ouvrages :

1. Blancheton B. (2009), *Sciences économiques*, Dunod, 4eme édition, paris.
2. Régis B. (2015), *économétrie*, DUNOD, paris, p.308.
3. Régis B. (2018), *économétrie : la cointégration et le modèle à correction d'erreur*, DUNOD, paris, p. 297.
4. Schubert K. (2000), *Macroéconomie : comportements et croissance*, économie, p.53.
5. Villieu P. (2002), *Macroéconomie : consommation et épargne*. Edition la découverte, paris.

Articles :

6. Al Gahtani G, Bollino C et Simona B. (2019), " estimation de la fonction de consommation des ménages en arabie saoudite : une approche de correction d'erreur", *économie appliquée*, Vol.52.
7. Al-Salamin H et Al-Hassan E. (2016), " The impact of pricing on consumer buying behavior in Saudi Arabia : Al-Hassa Case Study", *European journal of business and management*, p.72.
8. Aprahamian F et Alain P. (1968), " Consommation privée, dette publique et structure à terme des taux d'intérêt : l'exemple de la France et de l'Italie", *revue économique*, pp.691-697.
9. Arbind Ch. (2017), " estimation of agregate consumption function for Nepal : ARDL Bound Testing Approach", *NRB economic review*, p.62.
10. Bloch L, Maurel F. (1991-1993), " Consommation-revenu permanent : un regard d'économètre", *économie & prévision*, n°99, pp. 113-144.
11. Bouhou K. (2009), " l'Algérie des réformes économiques : un goût d'inachevé", *politique étrangère*, p. 323.
12. Centre de recherche, d'analyses des échanges et statistiques. (2015), " analyse des déterminants de la consommation au Sénégal", *ministre du commerce, du secteur informel, de la promotion des produits locaux et des pme*, pp.21-22.
13. Christopher D. Carroll (1994), " How does future Income affect current consumption ?", *The Quarterly Journal of Economics*.
14. Didier D. (2000), " série temporelle-modèles ARIMA", séminaire EA, p. 1.
15. Diemer M. " La consommation des ménages", *économie générale*.
16. Eberechi B, Florence O & Kingsley O. (2017), " Determinants of Aggregate Consumption Expenditure in Nigeria (1981-2015) ", *international journal of economics and financial management Vol. 2*, p. 61.
17. Economie et prévision. (1998), " la demande des ménages", pp. 41-56.
18. Eugène B, Jeanfils PH et Robert B. (2003), " la consommation privé en Belgique", *banque nationale de belgique*, Vol.39, p.36.
19. Guy M, " modèles linéaires et non linéaires", cours : chapitre 2, p. 9.
20. Hélène H. (2002), " économétrie des séries temporelles", licence, France : Hal id, p. 3.
21. Jin S, Matthew G et Yongcheol S. (2020), Two-step estimation of the nonlinear autoregressive distributed lag model, p.2.

22. Jonas K. (2018), " Modélisation ARDL, test de cointégration aux bornes et Approche de Toda Yamamoto : éléments de théorie et pratiques sur logiciels", licence, Congo Kinshasa, cel 01766214, p.6.
23. Keho Y. (2019), " An econometric analysis of the determinants of private consumption in Cote d'Ivoire", *Theoretical economics letters*, Vol.9, p.955.
24. Lanfia D. (2000), " Le lissage de la consommation des ménages au Sénégal ", *conférence des institutions d'enseignement et de recherches économiques et de gestion en Afrique*, pp.69-80.
25. Lardic S et Mignon V. (2005), " paradoxe de deaton et habitudes de consommation", *revue d'économie politique*, Vol. 115, pp.129-160.
26. Manuel Dunod, " fonction de consommation keynésienne", fiche 34.
27. Maude CH. (2013), " la consommation des ménages au Québec ", *mémoire de Maîtrise en économie, université de Laval*, pp.41-51.
28. Mohamed I. (2014), " The Private Consumption Function in Saudi Arabia ", *american journal of business and management*, Vol. 3, No. 2, p.114.
29. Mudit K et Shamika R. (2009), " The effect of interest rate on household consumption: evidence from a Natural Experiment in India", *Department of Economics, Indian School of Business*, pp.12-20.
30. Mylène A. (2015), " les déterminants du crédit à la consommation au Canada", *mémoire*, pp.24-36.
31. Office national des statistiques. (2011), " *Enquête sur les dépenses de consommation et le niveau de vie des ménages en Algérie*". Collections statistiques N° 195, série S. Statistiques sociales. p : 3.
32. Osei Bonsu CH et Muzindutsi P. (2017), " Macroeconomic Determinants of Household Consumption Expenditure in Ghana: A Multivariate Cointegration Approach ", *International journal of economics and financial issues*, p.43.
33. Patrick C. (2013), " consommation et épargne", *revue idées économiques et sociales*, Vol.4, N°174, pp. 41-50.
34. Patrick C. (2013), " consommation et épargne", *idées économiques et sociales*, Vol.174, pp.41-50.
35. R. Santos A. (2015), " estimating Consumption Function under Permanent Income Hypothesis: A Comparison between Nigeria and South Africa", *International journal of academic research in business and social sciences*, p.296.
36. Talahite F. (2010) " *Réformes et transformations économiques en Algérie*". Économies et finances, Université Paris-Nord - Paris XIII, pp. 8-16.
37. Thomas J. (1995), " Tendances et cycles communs à la consommation et au revenu : implications pour le modèle de revenu permanent", In: *Économie & prévision*, n°121, 1995-5, pp.19-38.
38. Tiff macklem R. (1994), " wealth, disposable income and consumption", *Technical report*, p.47.
39. Wilfrid et Batto. (2006), " Analyse des déterminants de la consommation des ménages au Bénin ", *mémoire maitrise économique*, pp.12-13.
40. Zivar Z et Mammadli M. (2020), " Analysis of the economic factors affecting household consumption expenditures in azerbaijan", *Journal of critical reviews*, vol.7, p.247.

Webographie :

41. <http://theprofessionalspoint.blogspot.com/2019/05/advantages-and-disadvantages-of-linear.html>, consulté le 25 mai 2021.
42. <https://49.fesec.be/glossary/consommation-collective>, consulté le 18 mars 2021.
43. https://fr.wikipedia.org/wiki/%C3%89conomie_de_1%27Alg%C3%A9rie, consulté le 15 avril 2021.
44. <https://sciencing.com/advantages-using-independent-group-ttest-8647277.html>, consulté le 25 mai 2021.
45. https://wikimonde.com/article/%C3%89conomie_de_1%27Alg%C3%A9rie, consulté le 15 avril 2021.
46. <https://www.agence-syscom.com/qpyqzsl/la-consommation-des-m%C3%A9nages-cours>, consulté le 8 février 2021.
47. <https://www.algerie-eco.com/2017/04/01/leconomie-algerienne-parasitee-affairistes/>, consulté le 21 avril 2021.
48. <https://www.bladi.info/threads/algerie-explosion.463696/>, consulté le 15 avril 2021.
49. <https://www.droit-compta-gestion.fr/economie/consommation-et-epargne/definition-de-la-consommation-et-breve-definition-de-lepargne>, consulté le 18 mars 2021.
50. <https://www.etudier.com/dissertations/La-Fonction-d'Utilit%C3%A9/363933.html>, consulté le 5 février 2021.
51. https://www.lyceedadultes.fr/sitepedagogique/documents/eco/eco2ES/livret/e_2A_01_1_a_consommation.pdf/ consulté le 20 mars 2021.
52. https://www.memoireonline.com/01/10/3118/m_Analyse-des-determinants-de-la-consommation-des-menages-au-Benin-Approche-par-le-modele--corr0.html, consulté le 1 février 2021.
53. https://www.memoireonline.com/03/17/9729/m_Determinants-de-la-consommation-des-energies-renouvelables--Goma-cas-de-l-energie-solaire12.html; consulté le 6 février 2021.
54. https://www.memoireonline.com/04/17/9748/m_Les-depenses-de-consommation-et-revenus-des-menages-cas-des-menages-de-la-ville-de-Mbanza-Ngungu5.html, consulté le 5 février 2021.
55. https://www.memoireonline.com/10/17/10051/m_Determinants-de-la-consommation-des-energies-renouvelables--Gomas-cas-l-energie-solaire7.html, consulté le 8 février 2021.
56. <https://www.tifawt.com/cours-macroeconomie/1%e2%80%99hypothese-du-cycle-de-vie-de-modigliani/> consulté le 19 mars 2021.

Liste des illustrations

Liste des tableaux

Tableau 1 : Évolution des dépenses annuelles par dispersion entre 2000 et 2011 en milliards de DA	25
Tableau 2 : Répartition des dépenses annuelles des ménages par âge et par tête en 2011 en milliards de DA.....	26
Tableau 3 : Répartition et structure des dépenses totales annuelles des ménages selon la dispersion et les groupes de produits en milliards de DA	27
Tableau 4 : Évolution des dépenses annuelles totales entre 2000 et 2011 selon les groupes de produits en %	28
Tableau 5 : L'évolution du revenu des ménages en millions de DA entre 1970 à 1990....	32
Tableau 6 : L'évolution du revenu en million de DA entre 1990-2010	33
Tableau 7 : L'évolution du revenu en millions de DA entre 2010-2019	34
Tableau 8 : L'évolution du taux d'inflation en % entre 1970-1990.....	35
Tableau 9 : L'évolution du taux d'inflation en % entre 1990 à 2010	36
Tableau 10 : L'évolution du taux d'inflation en % entre 2010-2019.....	37
Tableau 11 : L'évolution de l'épargne en million de DA entre 1970-1990	39
Tableau 12 : L'évolution de l'épargne en million DA entre 1999 à 2010	40
Tableau 13 : L'évolution de l'épargne en million DA entre 2010-2019.....	41
Tableau 14 : L'évolution du taux de croissance démographique en % entre 1970-1990 ..	42
Tableau 15 : L'évolution du taux de croissance démographique en % entre 1990-2010 ..	42
Tableau 16 : L'évolution du taux de croissance démographique en % entre 2010-2019 ..	43
Tableau 17 : L'évolution du taux de réescompte en % entre 1970-1990.....	44
Tableau 18 : L'évolution du taux de réescompte en % entre 1999-2010.....	44
Tableau 19 : L'évolution du taux de réescompte en % entre 2010-2019.....	45
Tableau 20 : L'évolution des importations en millions de DA entre 1970-1990	46
Tableau 21 : L'évolution des importations en millions de DA entre 1990-2010	47
Tableau 22 : L'évolution des importations en millions de DA entre 2010-2019	48
Tableau 23 : Estimation par les MCO	63
Tableau 24 : Matrice de corrélation des variables réelles	65
Tableau 25 : Analyse descriptive des variables réelles	65
Tableau 26 : Sélection du nombre de retards (P) de chaque série.....	66
Tableau 27 : Analyse de la stationnarité à partir de test de Dickey-Fuller (ADF).....	67
Tableau 28 : Analyse de la stationnarité à partir de test de Phillips-Perron	68
Tableau 29 : Résumer des cinq spécifications du test de cointégration de Johanssen.....	69
Tableau 30 : Résultats de la 1 ^{ère} spécification du test de Johanssen.....	70
Tableau 31 : Résultats de la deuxième spécification du test de Johanssen	70
Tableau 32 : Estimations du modèle à partir de la méthode ARDL	71
Tableau 33 : Résultats de test de cointégration de Bounds	72
Tableau 34 : Estimation de la relation de long terme.....	73
Tableau 35 : Estimation du modèle ECM de court terme	74

Tableau 36 : Résultats du test d'autocorrélation de Breusch-Godfrey	75
Tableau 37 : Résultats du test d'hétéroscédasticité de White	76
Tableau 38 : Résultats des différents tests d'hétéroscédasticité.....	76
Tableau 39 : Résultats d'estimation par l'approche NARDL	78
Tableau 40 : Résultats du test de cointégration de Bounds.....	79
Tableau 41 : Résultats d'estimation de la relation de long terme	80
Tableau 42 : Résultats d'estimation du modèle ECM de court terme	81
Tableau 43 : Résultats du test d'autocorrélation des erreurs de Breusch-Godfrey	82
Tableau 44 : Résultats du test d'hétéroscédasticité de ARCH.....	82
Tableau 45 : Résultats du test de stabilité de Ramsey-RESET	83
Tableau 46 : Estimation par les MCO de la fonction de consommation des ménages	85
Tableau 47 : Matrice de corrélation des variables nominales	86
Tableau 48 : Sélection de nombre de retards (P) pour chaque série	86
Tableau 49 : Analyse de la stationnarité à partir du test de Dickey-Fuller (ADF)	87
Tableau 50 : Analyse de la stationnarité à partir du test de Philips-Perron (PP)	88
Tableau 51 : Résultats des deux spécifications de Johansen sur les variables.....	88
Tableau 52 : Estimation par l'approche ARDL	89
Tableau 53 : Résultats du test de cointégration de Bounds.....	89
Tableau 54 : Résultats des tests de validations	90
Tableau 55 : Résultats d'estimation par l'approche NARDL	91
Tableau 56 : Résultats du test de cointégration de Bounds.....	91
Tableau 57 : Résultats des tests de validation	92

Liste des figures

Figure 1 : Pyramide de Maslow	6
Figure 2 : Évolution des dépenses annuelles par dispersion entre 2000 et 2011 en milliards de DA.....	25
Figure 3 : Répartition des dépenses annuelles des ménages par âge et par tête en 2011 en milliards de DA.	26
Figure 4 : Répartition et structure des dépenses totales annuelles des ménages selon la dispersion et les groupes de produits en milliards de DA	27
Figure 5 : Évolution des dépenses annuelles totales entre 2000 et 2011 selon les groupes de produits en %	28
Figure 6 : L'évolution de la consommation des ménages en millions de DA entre 1970-1990	29
Figure 7 : L'évolution de la consommation des ménages en millions DA entre 1990-2010	30
Figure 8 : L'évolution de la consommation des ménages en millions DA entre 2010-2019	30
Figure 9 : L'évolution de la part de la consommation dans le PIB en % entre 1970-1990 .	31
Figure 10 : L'évolution de la part de consommation dans le PIB en % entre 1990-2010 ...	31
Figure 11 : L'évolution de la part de consommation dans le PIB en % entre 2010-2019 ...	32
Figure 12 : l'évolution du revenu des ménages en millions de DA entre 1970 -1990.....	33

Figure 13 : L'évolution du revenu en millions de DA entre 1990-2010.....	34
Figure 14 : L'évolution du revenu en millions de DA entre 2010 à 2019	35
Figure 15 : L'évolution du taux d'inflation en % entre 1970-1990	36
Figure 16 : L'évolution du taux d'inflation en % entre 1990-2010	37
Figure 17 : L'évolution du taux d'inflation en % entre 2010-2019	38
Figure 18 : L'évolution de l'épargne en million de DA entre 1970-1990.....	39
Figure 19 : L'évolution de l'épargne en million DA entre 1999-2010	40
Figure 20 : L'évolution de l'épargne en million DA entre 2010- 2019	41
Figure 21 : L'évolution du taux de croissance démographique en % entre 1970-1990.....	42
Figure 22 : L'évolution du taux de croissance démographique en % entre 1990-2010.....	43
Figure 23 : L'évolution du taux de croissance démographique en % entre 2010-2019.....	43
Figure 24 : L'évolution du taux de réescompte en % entre 1990-1970	44
Figure 25 : L'évolution du taux de réescompte en % entre 1990-1970	45
Figure 26 : L'évolution du taux de réescompte en % entre 2010-2019	45
Figure 27 : L'évolution des importations en millions de DA entre 1970-1990.....	46
Figure 28 : L'évolution des importations en millions de DA entre 1990 à 2010	47
Figure 29 : L'évolution des importations en millions de DA entre 2010-2019.....	48
Figure 30 : Evolution de la consommation des ménages entre 1970-2019.....	51
Figure 31 : L'évolution du revenu des ménages entre 1970-2019	51
Figure 32 : L'évolution du taux d'inflation entre 1970-2019	52
Figure 33 : L'évolution de l'épargne entre 1970-2019	53
Figure 34 : L'évolution des importations entre 1970-2019	53
Figure 35 : Résumer du graphique de sélection du modèle ARDL.....	71
Figure 36 : Résultats du test de normalité de Jarque-Bera	75
Figure 37 : Résultats du test de stabilité de CUSUM.....	77
Figure 38 : Résultats du test de normalité de Jarque-Berra.....	82
Figure 39 : Résultats du test de stabilité de CUSUM.....	83
Figure 40 : La fonction de consommation des ménages reconstitués par le modèle	84
Figure 41 : Graphique de correspondance de la fonction de consommation réelle et la fonction de consommation prévue.....	84
Figure 42 : Résultats de test de stabilité de CUSUM	90
Figure 43 : Résultats de test de stabilité de CUSUM	92
Figure 44 : La fonction de consommation des ménages reconstitués par le modèle	92
Figure 45 : Graphique de correspondance de la fonction de consommation réelle et la fonction de consommation prévue.....	93

Table des matières

Dédicaces

Remerciements

Liste des abréviations

Sommaire

Introduction générale.....1

Chapitre 1 : Revue de la littérature théorique et empirique sur les déterminants de la consommation des ménages 4

Introduction..... 4

Section N°1 : Cadre conceptuel de la consommation des ménages 4

1) La consommation et ces différentes formes 4

1-1) Les différentes formes de la consommation.....5

1-2) Les différentes formes des biens.....6

1-3) Pyramide de Maslow.....6

Section N°2 : Aperçue théorique de la fonction de consommation des ménages..... 7

Section N°3 : Analyses empiriques de la fonction de consommation des ménages..... 11

Conclusion 19

Chapitre 2 : l'évolution des déterminants de la consommation des ménages en Algérie 1970-2019..... 22

Introduction..... 22

Section N°1 : Evolution macroéconomique de l'économie Algérienne 22

Section N°2 : Evolution des dépenses de consommation des ménages..... 24

1) Aperçue sur les enquêtes de l'ONS sur les dépenses de consommation des ménages 24

1-1) L'enquête de 2000-2011 25

2) L'évolution de la consommation des ménages entre 1970-2019 29

Section N°3 : Etude de l'évolution des déterminants de la consommation entre 1970-2019 32

1) Analyse de l'évolution du revenu..... 32

2) Analyse de l'évolution du taux d'inflation..... 35

3) Analyse de l'évolution de l'épargne..... 38

4) Analyse de l'évolution du taux de croissance démographique 42

5) Analyse de l'évolution du taux de réescompte..... 44

6) Analyse de l'évolution des importations	46
Conclusion	48
Chapitre 3 : justifications du choix des variables et méthodologie d'analyse.....	50
Introduction.....	50
Section N°1 : Présentations du choix des variables	50
1) Sources des données	50
1-1) Les variables adoptées	50
1-1-1) La consommation.....	51
1-1-2) Le revenu des ménages	51
1-1-3) Le taux d'inflation	52
1-1-4) L'épargne brute.....	52
1-1-5) les importations.....	53
Section N°2 : Méthodologie d'analyse des séries temporelles	54
1) Modélisation d'une série temporelle	54
1-1) Processus aléatoires stationnaire	54
1-2) Processus aléatoires non stationnaire	55
1-3) Modélisation de la relation de long terme et de court terme dans les séries temporelles : cointégration et modèle à correction d'erreur (ECM).....	57
1-4) L'approche ARDL	57
2) Les modèles non linéaires	59
2-1) L'approche NARDL	60
Conclusion	61
Chapitre 4 : Estimation empirique de la fonction de consommation des ménages en Algérie entre 1970 à 2019	62
Introduction.....	62
Section N°1 : Analyse préliminaire des variables réelles	62
1) Spécification du modèle	62
2) Analyse de la matrice de corrélation	65
3) Analyse descriptive	65
4) Analyse des propriétés stochastiques des séries	66
5) Analyse statistique (test de stationnarité)	66
6) Test de cointégration de Johanssen	69
7) Estimation par l'approche ARDL.....	71
7-1) Les tests de validation	75

8) Estimation par l'approche NARDL.....	78
8-1) Les tests de validation	82
Section N°2 : Analyse préliminaire des variables nominales	84
1) Spécification du modèle	84
2) Matrice de corrélation.....	86
3) Analyse statistique (test de stationnarité)	86
4) Estimation par l'approche ARDL.....	89
5) Estimation du modèle par l'approche NARDL	91
Conclusion	93
Conclusion générale	95
Annexes	
Bibliographie	
Liste des illustrations	
Table des matières	
Résumé	

Résumé

L'objectif assigné à ce travail est d'examiner, pour le cas de l'Algérie, les variables déterminantes de la fonction de consommation des ménages durant la période d'étude (1970-2019) et de vérifier, si nous pouvons estimer cette dernière par une approche non linéaire (NARDL). Les résultats confirment la convergence des déterminants à long terme de la consommation des ménages à savoir : le revenu, l'épargne, le taux d'inflation et les importations. En outre, le test de Ramsey nous indique que le modèle est très bien spécifié, ainsi que le test de CUSUM qui montre la stabilité de la relation de long terme au cours de la période d'estimation de la consommation des ménages et les différentes variables explicatives retenues.

Mots-clés : la consommation des ménages, Algérie, revenu, épargne, les importations, approche non linéaire, NARDL, stabilité.

Abstract

The objective assigned to this work is to examine, for the case of Algeria, the determining variables of the household consumption function during the study period (1970-2019) and to verify, if we can estimate this last by a nonlinear approach (NARDL). The results confirm the convergence of long-term determinants of household consumption: income, savings, inflation and import. In addition, the Ramsey test indicates that the model is very well specified, as well as the CUSUM test which shows the stability of the long-term relationship during the period of estimating oh household consumption and the various explanatory variables used.

Keywords : household consumption, Algeria, income, savings, imports, non-linear approach, NARDL, stability.

ملخص

الهدف من هذا العمل هو دراسة المتغيرات المحددة لدالة الاستهلاك المنزلي في حالة الجزائر خلال فترة الدراسة (1970-2019) والتحقق مما إذا كان بإمكاننا تقدير هذا الأخير من خلال نهج غير خطي. فالنتائج تؤكد تقارب المحددات طويلة المدى لاستهلاك الأسرة وهي الدخل والادخار ومعدل التضخم والواردات. بالإضافة إلى ذلك، يخبرنا اختبار رامزي أن النموذج محدد جيداً. واختبار كوزوم الذي يوضح استقرار العلاقة طويلة الأمد خلال فترة تقدير استهلاك الأسرة والمتغيرات المختلفة المستعملة في الدراسة.

الكلمات الدالة: استهلاك الاسرة، الدخل، الادخار، الواردات، النهج الغير خطي، الجزائر، الاستقرار.