

Estimation de la fonction de consommation globale des ménages en Algérie

Dr. BOUKHARI Mohamed *

ملخص:

يهدف هذا المقال إلى تقدير العلاقة ما بين الاستهلاك الإجمالي والدخل المتاح للعائلات الجزائرية. خصص الجزء الأول من العمل لتحليل البيانات ووصف النماذج. من خلال هذا الجزء تبين أن السلسلتين الزمنيتين غير مستقرتين. أما تقدير النماذج فأوضح أن هنالك علاقة بين الاستهلاك والدخل المتاح في الجزائر. لكن هنالك اختلاف في محددات العلاقة بينهما وذلك حسب المرحلة التي مر بها الاقتصاد الجزائري، سواء كانت مرحلة الاقتصاد الموجه أم مرحلة اقتصاد السوق.

الكلمات المفتاحية: استهلاك، نموذج، تقدير.

Abstract:

L'objectif de cet article est d'estimer la relation entre la consommation globale et le revenu disponible des ménages en Algérie. La spécification des modèles est réalisée en première partie. Il est montré dans cette partie que les séries sont non-stationnaires. L'estimation des modèles retenus confirme l'existence d'une relation entre la consommation et le revenu disponible en Algérie. Toutefois, cette relation diffère entre la période d'économie planifiée et celle d'économie de marché.

Mots clés: Consommation, Model, Estimation.

* Maître de Conférences A- Université Blida Saad Dahleb

INTRODUCTION

La fonction de consommation des ménages est une composante fondamentale de la principale identité comptable en macroéconomie. Depuis longtemps son estimation et sa prévision suscite un intérêt particulier chez les économistes. En Algérie, de nombreux travaux dans ce domaine se sont soldés par des résultats intéressants mettant en relation la consommation avec le revenu disponible des ménages et de leurs retards respectifs.

Néanmoins une des principales critiques, qu'il est possible d'émettre à leur encontre, est le fait que ces modèles ne prennent pas en compte les évolutions successives de l'économie algérienne. Cette dernière est passée d'un mode de coordination planifié à celui caractéristique à une économie de marché. De ce fait, il paraît judicieux de distinguer la forme de la fonction de consommation en fonction des étapes traversées par l'Algérie. Car au fond, la fonction de consommation n'est qu'une fonction comportementale sujette aux perturbations de l'environnement économique.

Si cette hypothèse est vraie, il serait judicieux d'estimer la fonction de consommation des ménages pour les différentes étapes traversées par l'Algérie. Ainsi l'objectif est de spécifier la fonction de consommation globale en Algérie et d'interpréter les résultats en fonction des étapes de développement économique du pays.

La méthodologie adoptée dans cette étude est empirique. Les estimations économétriques ont été réalisées à l'aide du logiciel libre *gretl 1.9.5cvs*. Le présent article a été organisé comme suit. La première partie est dédiée à la spécification du modèle. Dans la seconde partie est réalisée l'estimation du modèle et sont discutés les résultats obtenus.

1. SPECIFICATION DU MODELE

Les approches de modélisation en macroéconomie ont connu une évolution spectaculaire ces trois dernières décennies. Si les modèles macroéconométriques relevant de la synthèse néoclassique étaient prépondérants jusqu'au années 1970, les modèles VAR ont remis en cause cette suprématie. Les modèles VAR sont issus des travaux de Sims (1980) suite à la critique émise par ce dernier. Pour Sims, les modèles macroéconométriques imposent des *a priori* non justifiés.

Pour contourner ce problème, inhérent aux modèles macroéconométriques, il propose un modèle statistique dynamique où toutes les variables sont endogènes.

Malgré leur simplicité, les modèles VAR traduisent souvent des causalités non économiques. Les causalités révélées sont dites des causalités au sens de Granger. En général, ces modèles exigent que la taille de l'échantillon soit importante.

Comme les données sont annuelles et portent sur la période 1970-2010, l'échantillon de l'estimation est peu large. C'est pour cette raison que dans notre étude l'approche macroéconométrique a été préférée à la modélisation VAR.

En se référant à la théorie macroéconomique, il est possible de ressortir deux principaux modèles. Le modèle de base, fondé sur la loi psychologique, suppose la relation suivante entre consommation et revenu disponible :

$$C_t = c_0 + c_1 Y_t + \epsilon_t \quad (1)$$

avec $c_0 > 0$; $0 < c_1 \leq 1$ et $\epsilon_t \sim i.i.d(0, \sigma)$

Où C_t représente la consommation par tête à prix constant et Y_t le revenu par tête à prix constant.

Suite aux travaux de Kuznets (1946) sur la consommation au Etats-Unis, il a été montré que la proportion moyenne à consommer été pratiquement stable. Ceci impliqua une formulation distincte de la fonction de consommation suivant qu'elle soit de courte ou longue période. Afin de rendre compte simultanément des deux équations, Friedman proposa sa fameuse théorie du revenu permanent. En appliquant la transformation de Koyck, Friedman a réécrit la fonction de consommation sous une forme autorégressive à la Brown (Schubert, 1996). La formule est la suivante :

$$C_t = \alpha C_{t-1} + \delta Y_t + \epsilon_t \quad (2)$$

Où δ représente la proportion marginale à consommer à cours terme et $\frac{\delta}{1-\alpha}$ la proportion marginale à consommer à long terme.

Une autre reformulation du précédent modèle est celle de la démarche *Modèle à correction d'erreur* (ECM). Introduite par Hendry et Davidson (1978), elle propose de rendre compte simultanément de l'instabilité de la proportion marginale à court terme et de sa stabilité à long terme.

Selon la théorie, si une relation de long terme existe elle ne peut être que de la forme de Kuznets. Autrement dit, à long terme nous avons la relation suivante :

où c_{it} est la $C_t = c_{it}Y_t$ proportion marginal à consommer de long terme

Donc à l'équilibre nous pouvons écrire :

$$\frac{C_t}{Y_t} = c_{it}$$

Cette dernière équation peut-être réécrite de la manière suivante :

$$\ln C_t = \ln c_{it} + \ln Y_t \Rightarrow \ln C_t = \ln Y_t + A \quad (3)$$

où A est une constante est égale à $\ln c_{it}$

En intégrant les fluctuations de court terme qui ne peuvent que s'annuler à long terme, on aboutit à l'équation suivante :

$$\ln C_t = \ln Y_t + A + \epsilon_t \quad (4)$$

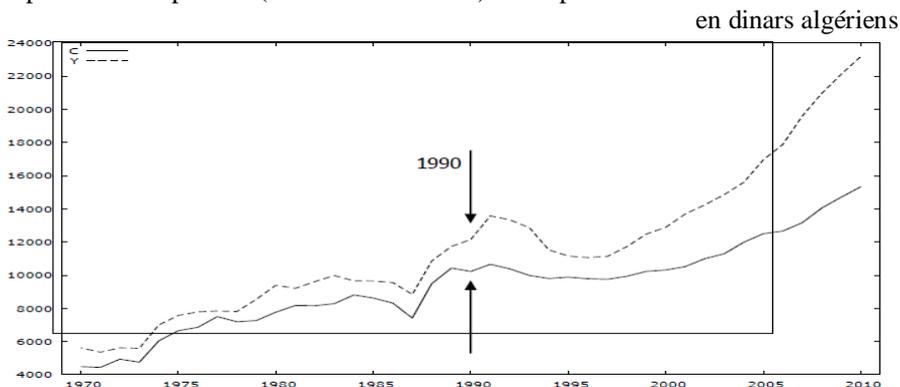
A court terme, en introduisant un polynôme de retard du premier degré sur la consommation et le revenu dans l'équation (4), on arrive avec quelques modifications à l'équation de court terme suivante :

$$\Delta C_t = a + b_0 \Delta Y_t + b_2 (C_{t-1} - Y_{t-1}) + \epsilon_t \quad (5)$$

On peut remarquer du modèle ECM que le coefficient du *log* revenu est unitaire, alors que la valeur de la constante dans (4) ne peut prendre qu'une valeur négative ou nulle.

Partant de ces trois modèles, l'idée est d'estimer les paramètres des équations pour chaque période de changement structurel et d'en sortir le modèle le plus significatif. Mais avant de débiter l'estimation, il est important d'analyser les données, notamment graphiquement, afin de déterminer les périodes de changement structurel. Les données sont représentées sur la figure 1.

Figure 1. Représentation graphique de l'évolution de la consommation et revenu disponible réels par tête (année de base 1989) sur la période 1970-2010.



Source : Réalisé par l'auteur à partir des données de l'ONS

La figure 1 montre une corrélation évidente entre consommation et revenu disponible. La tendance de l'évolution de la consommation des ménages algériens et globalement similaire à celle du revenu disponible. Néanmoins il possible de relevé deux périodes distinctes à partir de ce graphique. Première période (1970-1989) et seconde période (1990-1997).

Sur la première période, de 1970 à 1989, la consommation et du revenu disponible paraissent évoluer identiquement. Cela paraît cohérent puisque l'économie algérienne était coordonnée selon un système planifié. A partir de 1990 la situation change puisque la consommation semble évoluer différemment du revenu disponible où le gap entre ces deux variables augmente significativement. Cela paraît aussi logique vu l'accroissement accéléré des recettes du pays, suite à l'augmentation des prix des hydrocarbures sur les marchés mondiaux.

Pour vérifier ce point de rupture structurelle, le test de Chow (1960) a été effectué en supposant une régression selon le model (1). Les résultats sont dans le tableau 1.

Tableau 1. Test de rupture structurelle

Année	H ₀ : pas de rupture structurelle	
	Statistique de test: F(2, 37)	p. critique
1990	88,9985	0,0000

Source : Calculé avec le logiciel gretl 1.9.5cvs

Les résultats du tableau 1 montrent clairement que l'année 1990 peut être considérée comme année de rupture structurelle, puisque l'hypothèse H₀ a été rejetée dans ce cas.

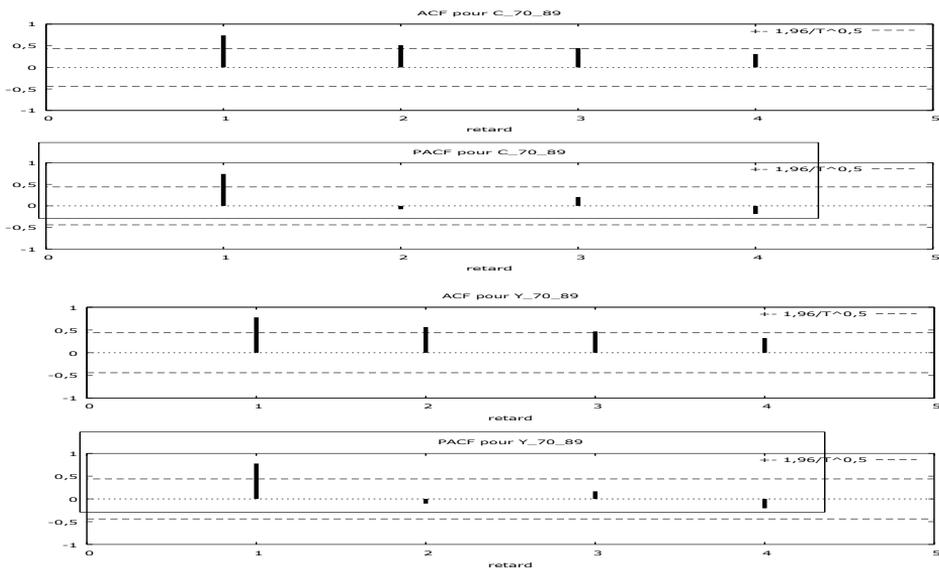
A partir de ces résultats, nous avons scindées les données en deux. Le premières série s'étend de 1970 à 1989 et reflète la période d'économie planifiée, durant laquelle nous supposons un comportement particulier de la fonction de consommation. La seconde série reflète la consommation et le revenu disponible durant la période 1990-2010.

avons scindées les données en deux. Le premières série s'étend de 1970 à 1989 et reflète la période d'économie planifiée, durant laquelle nous supposons un comportement particulier de la fonction de consommation. La seconde série reflète la consommation et le revenu disponible durant la période 1990-2010.

1.1. PERIODE 1970-1989

Pour passer à l'étape de régression, il est important de vérifier la stationnarité des données afin d'éviter les relations fallacieuses (Granger et Newbold, 1974). Pour ce faire, on a eu recours à l'analyse des corrélogrammes. Ces derniers sont représentés sur la figure 2.

Figure 2. Corrélogrammes de la variable consommation (C_70_89) et revenu disponible (Y_70_89)



Source : Réalisés avec le logiciel gretl 1.9.5cvs

Partant des travaux de Cuthbertson, Hall et Taylor (1992), le corrélogramme du revenu disponible ressemble fortement au corrélogramme d'un processus AR(p) où p égal vraisemblablement 3 pour les deux séries (C et Y).

Pour vérifier empiriquement la présence de racine unitaire, un test Dickey-Fuller augmenté (ADF) a été réalisé (Dickey et Fuller, 1979). Cela permet aussi de vérifier la nature de la non-stationnarité, TS ou DS.

Tableau 2. Tests ADF pour les variables consommation et revenu disponible sur la période 1970-1989

Variable	H_0 : racine unitaire					
	avec constante		avec constante et tendance temporelle		avec constante et tendance quadratique	
	τ	p. critique	τ	p. critique	τ	p. critique
Consommation	-0,647074	0,8373	-2,31554	0,4067	-3,16166	0,2244
Revenu disponible	-0,36835	0,8963	-2,22188	0,4521	-2,98076	0,3054

Source : Calculés avec le logiciel gretl 1.9.5cvs

Sur la base des résultats obtenus, il parait que les deux processus ne sont pas stationnaires. L'algorithme à adopter suppose de débiter par le modèle le plus général, c'est-à-dire le modèle avec constante et tendance quadratique.

On part du modèle suivant :

$$Z_t = \alpha + \beta t + \gamma t^2 + \theta_1 Z_{t-1} + \theta_2 Z_{t-2} + \theta_3 Z_{t-3} + \epsilon_t \quad (6)$$

où Z reflète les processus consommation et revenu disponible

Ce modèle peut-être réécrit de la manière suivante :

$$\Delta Z_t = \alpha + \beta t + \gamma t^2 + (\rho - 1)Z_{t-1} + c_1 \Delta Z_{t-1} + c_2 \Delta Z_{t-2} + \epsilon_t \quad (7)$$

$$\text{Où : } \begin{cases} \rho - 1 = \theta_1 + \theta_2 + \theta_3 - 1 \\ c_1 = -(\theta_2 + \theta_3) \\ c_2 = -\theta_3 \end{cases}$$

Avant de stationnariser les série, il vient de soit de vérifier la cointégration des deux variables. L'application du test de cointégration de Engle-Granger donne les résultats suivants :

Figure 3. Test de cointégration Engle-Granger sur les données consommation et revenu disponible sur la période 1970-1989

Étape 3 : cointégration

Régression de cointégration -

MCO, utilisant les observations 1970-1989 (T = 20)

Variable dépendante: l_C_70_89

	coefficient	erreur std.	t de Student	p. critique
const	-0,580070	0,370207	-1,567	0,1346
l_Y_70_89	1,04870	0,0410901	25,52	1,38e-015 ***
Moy. var. dép.	8,865321	Éc. type var. dép.	0,248571	
Somme carrés résidus	0,031569	Éc. type de régression	0,041879	
R2	0,973109	R2 ajusté	0,971615	
Log de vraisemblance	36,13437	Critère d'Akaike	-68,26874	
Critère de Schwarz	-66,27727	Hannan-Quinn	-67,87998	
rho	0,249210	Durbin-Watson	1,361341	

Étape 4 : test d'une racine unitaire dans uhat

Test de Dickey-Fuller augmenté pour uhat

avec un retard de $(1-L)uhat$

taille de l'échantillon 18

hypothèse nulle de racine unitaire : $a = 1$

modèle: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

Coeff. d'autocorrélation du 1er ordre pour e: 0,072

valeur estimée de $(a - 1)$: -1,01692

statistique de test: $\tau_c(2) = -3,76099$

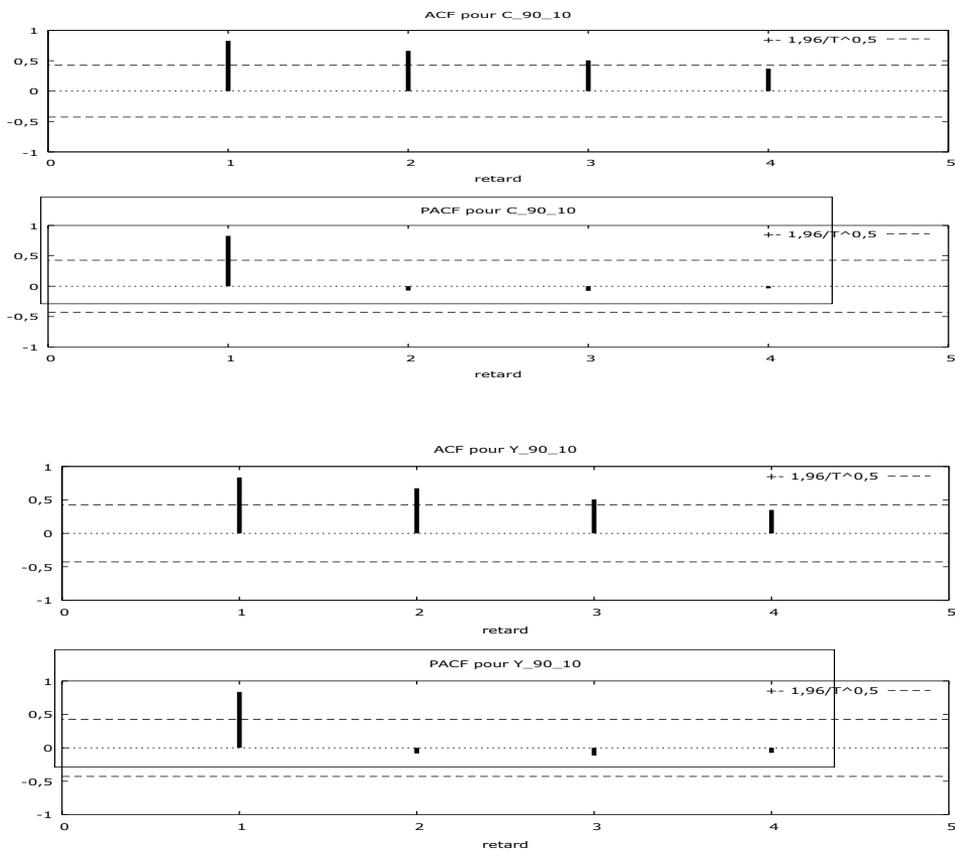
p. critique asymptotique 0,01527

A partir des résultats, il ressort qu'il existe bien une relation de cointégration entre la consommation et le revenu disponible sur la période 1970-1989. Néanmoins la constante est non-significative ce qui implique que la relation de cointégration est sans constante. Si statistiquement la relation de cointégration est significative, il est évident qu'elle est rejetée du point de vue théorique. Car si on admettait l'égalité de la proportion marginale à consommer à l'unité, le coefficient du *log* revenu disponible ne saurait être différent de l'unité. De ce fait, le troisième modèle (ECM) est rejeté et ne nécessite pas d'être estimé.

1.2. PERIODE 1990-2010

En procédant de la manière, les corrélogrammes de la consommation et revenu disponible sur la période 1990-2010 sont représentés sur la figure 4.

Figure 4. Corrélogrammes des variables consommation et revenu disponible sur la période 1990-2010



Source : Réalisées avec le logiciel gretl 1.9.5cvs

Les corrélogrammes correspondent à ceux d'un processus AR(p) où, aussi, p égal vraisemblablement 3 pour les deux séries (C et Y).

Pour vérifier empiriquement la présence de racine unitaire, un test Dickey-Fuller augmenté (ADF) a été réalisé. Les résultats sont dans le tableau 3.

Tableau 3. Tests ADF pour les variables consommation et revenu disponible sur la période 1990-2010

Variable	H ₀ : racine unitaire					
	avec constante		avec constante et tendance temporelle		avec constante et tendance quadratique	
	τ	p-critique	τ	p-critique	τ	p-critique
Consommation	3,71374	1	-0,783912	0,9658	-4,3641	0,01025
Revenu disponible	0,731942	0,9929	-2,55736	0,3003	-4,00317	0,03115

Source : Calculés avec le logiciel gretl 1.9.5cvs

Les résultats obtenus sont différents de ceux de la période 1970-1989. Le modèle général montre que l'hypothèse H₀ est rejetée. Donc si non-stationnarité y a, elle ne peut être que du type TS. Pour vérifier cela il faut examiner si les coefficients du trend sont significatifs. Les résultats de la régression du test ADF par la méthode des MCO sont montrés sur la figure 5.

Figure 5. Régression du test ADF par la méthode des MCO pour les deux variables sur la période 1990-2010

Régression du test de Dickey-Fuller augmenté
MCO, utilisant les observations 1992-2010 (T = 19)
Variable dépendante: d_C_90_10

	coefficient	erreur std.	t de Student	p. critique	
const	12624,3	3031,00	4,165	0,0010	***
C_90_10_1	-1,13573	0,260244	-4,364	0,0102	**
d_C_90_10_1	0,405387	0,156915	2,583	0,0217	**
time	-414,727	118,230	-3,508	0,0035	***
timesq	29,9593	7,25796	4,128	0,0010	***

AIC: 238,226 BIC: 242,948 HQC: 239,025

Régression du test de Dickey-Fuller augmenté
MCO, utilisant les observations 1993-2010 (T = 18)
Variable dépendante: d_Y_90_10

	coefficient	erreur std.	t de Student	p. critique	
const	11404,3	3413,19	3,341	0,0059	***
Y_90_10_1	-0,827575	0,206730	-4,003	0,0312	**
d_Y_90_10_1	0,260450	0,192540	1,353	0,2011	
d_Y_90_10_2	0,432668	0,137783	3,140	0,0085	***
time	-557,023	238,066	-2,340	0,0374	**
timesq	43,1964	13,3996	3,224	0,0073	***

AIC: 253,018 BIC: 258,36 HQC: 253,755

Source : Réalisée avec le logiciel gretl 1.9.5cvs

Il est aisé de constater que le coefficient du trend est significatif pour les deux variables. Donc nous sommes en présence d'une non-stationnarité de type TS dans les deux cas. Pour stationnariser ces processus, il suffit d'enlever le trend. Les résultats du test de cointégration sont visibles sur la figure 6.

Figure 6. Test de cointégration Engle-Granger sur les données consommation et revenu disponible sur la période 1990-2010

Étape 3 : cointégration

Régression de cointégration -

MCO, utilisant les observations 1990-2010 (T = 21)

Variable dépendante: l_C_90_10

	coefficient	erreur std.	t de Student	p. critique	
const	3,51374	0,194918	18,03	2,09e-013	***
l_Y_90_10	0,606594	0,0203367	29,83	2,01e-017	***
Moy. var. dép.	9,326001	Éc. type var. dép.	0,144164		
Somme carrés résidus	0,008691	Éc. type de régression	0,021388		
R2	0,979091	R2 ajusté	0,977990		
Log de vraisemblance	51,99684	Critère d'Akaike	-99,99368		
Critère de Schwarz	-97,90464	Hannan-Quinn	-99,54031		
rho	0,524004	Durbin-Watson	0,933079		

Étape 4 : test d'une racine unitaire dans uhat

Test de Dickey-Fuller augmenté pour uhat

avec un retard de (1-L)uhat

taille de l'échantillon 19

hypothèse nulle de racine unitaire : a = 1

modèle: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$

Coeff. d'autocorrélation du 1er ordre pour e: -0,299

valeur estimée de (a - 1): -0,727206

statistique de test: tau_c(2) = -3,58724

p. critique asymptotique 0,02544

A partir des résultats, il existe une relation de cointégration entre la consommation et le revenu disponible sur la période 1990-2010. Néanmoins la relation de cointégration est rejetée du point de vu théorique. D'abord parce que la constante ewt supérieure à zéro, ensuite en raison de l'écart du coefficient du log revenu diwponible de l'unité. Il en résulte le refus du modèle à "correction d'erreur.

ESTIMATION DES MODELES ET DISCUSSION DES RESULTATS

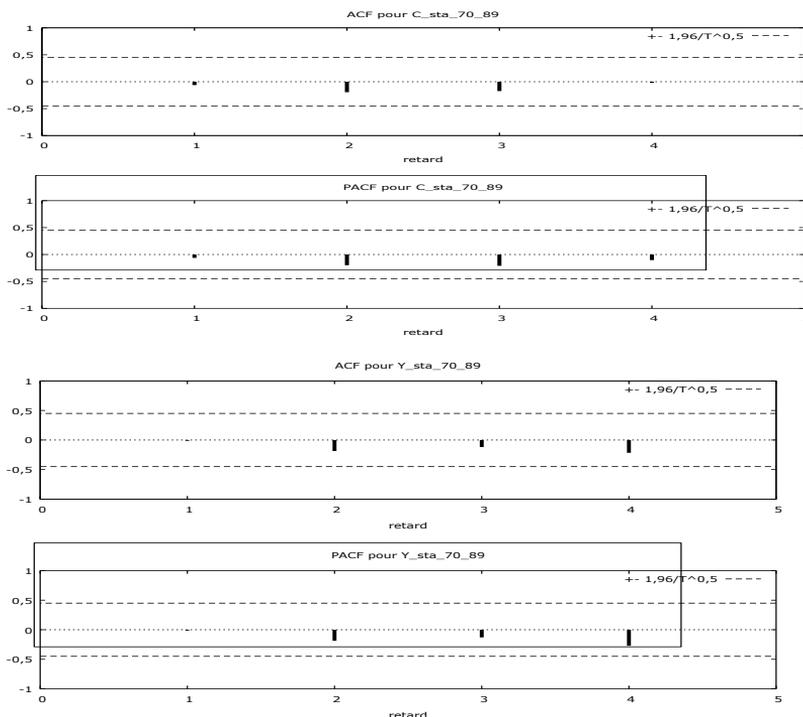
Puisque le modèle à correction d'erreurs a été rejeté, les estimations sont effectuées pour les modèles (1) et (2). Les estimations se font pour chaque période séparément où chaque variable est stationnarisée.

2.1. PERIODE 1970-1989;

Pour Stationnariser les séries, il faut élever les tendances et les différencier. Les valeurs stationnarisées figurent dans l'annexe 1.

Les corrélogrammes montrent qu'effectivement les séries sont stationnarisées.

Figure 7. Corrélogrammes des variables stationnarisées consommation et revenu disponible sur la période 1970-1989



Source : Réalisées avec le logiciel gretl 1.9.5cvs

Les résultats de l'estimation par la méthode des MCO pour les modèles (1) et (2) sont présentés sur la figure 7.

Figure 7. Estimation des modèles (1) et (2) par la méthode des MCO

Modèle 1: MCO, utilisant les observations 1971-1989 (T = 19)

Variable dépendante: C_sta_70_89

	coefficient	erreur std.	t de Student	p. critique	
const	25,5602	85,8253	0,2978	0,7695	
Y_sta_70_89	0,855870	0,132184	6,475	5,71e-06	***
Moy. var. dép.	51,85071	Éc. type var. dép.	676,1030		
Somme carrés résidus	2373885	Éc. type de régression	373,6847		
R2	0,711490	R2 ajusté	0,694518		
F(1, 17)	41,92337	p. critique (F)	5,71e-06		
Log de vraisemblance	-138,4480	Critère d'Akaike	280,8961		
Critère de Schwarz	282,7849	Hannan-Quinn	281,2157		
rho	-0,160840	Durbin-Watson	2,298214		

Modèle 2: MCO, utilisant les observations 1972-1989 (T = 18)

Variable dépendante: C_sta_70_89

	coefficient	erreur std.	t de Student	p. critique	
Y_sta_70_89	0,877587	0,141062	6,221	1,22e-05	***
C_sta_70_89_1	0,0519131	0,140341	0,3699	0,7163	
Moy. var. dép.	81,17894	Éc. type var. dép.	683,1547		
Somme carrés résidus	2346360	Éc. type de régression	382,9458		
R2	0,708618	R2 ajusté	0,690407		
F(2, 16)	19,45538	p. critique (F)	0,000052		
Log de vraisemblance	-131,5429	Critère d'Akaike	267,0859		
Critère de Schwarz	268,8666	Hannan-Quinn	267,3314		
rho	-0,211296	Statistique h de Durbin	-1,068188		

Source : Réalisées avec le logiciel gretl 1.9.5cvs

Des deux modèles, il paraît évident que ni la constante ni le premier retard de la consommation ne sont significatifs. De ce fait le modèle (2) a été rejeté, alors que le modèle (1) a été modifié pour exclure la constante (*intercept*). Les résultats obtenus apparaissent dans la figure 8.

Figure 8. Estimation des modèles (1) modifié (sans constante) par la méthode des MCO avec Erreurs standard robustes, accompagné des tests : White, Koenker, LM et CUSUM

Modèle 1: MCO, utilisant les observations 1971-1989 (T = 19)

Variable dépendante: C_sta_70_89

écarts type HAC, largeur de bande 2 (Kernel Bartlett)

	coefficient	erreur std.	t de Student	p. critique	
Y_sta_70_89	0,857733	0,154405	5,555	2,84e-05	***
Moy. var. dép.	51,85071	Éc. type var. dép.	676,1030		
Somme carrés résidus	2386270	Éc. type de régression	364,1024		
R2	0,711774	R2 ajusté	0,711774		
F(1, 18)	30,85895	p. critique (F)	0,000028		
Log de vraisemblance	-138,4975	Critère d'Akaike	278,9949		
Critère de Schwarz	279,9394	Hannan-Quinn	279,1548		
rho	-0,158758	Durbin-Watson	2,286277		

Test de White pour l'hétéroscédasticité -

Hypothèse nulle : homoscedasticité

Statistique de test: LM = 3,85789

avec p. critique = $P(\text{Chi-deux}(1) > 3,85789) = 0,0495127$

Test de Breusch-Pagan pour l'hétéroscédasticité (variante robuste) -

Hypothèse nulle : homoscedasticité

Statistique de test: LM = 0,498046

avec p. critique = $P(\text{Chi-deux}(0) > 0,498046) = 1,79769e+308$

Test LM d'autocorrélation jusqu'à l'ordre de 1 -

Hypothèse nulle : pas d'autocorrélation

Statistique de test: LMF = 0,452197

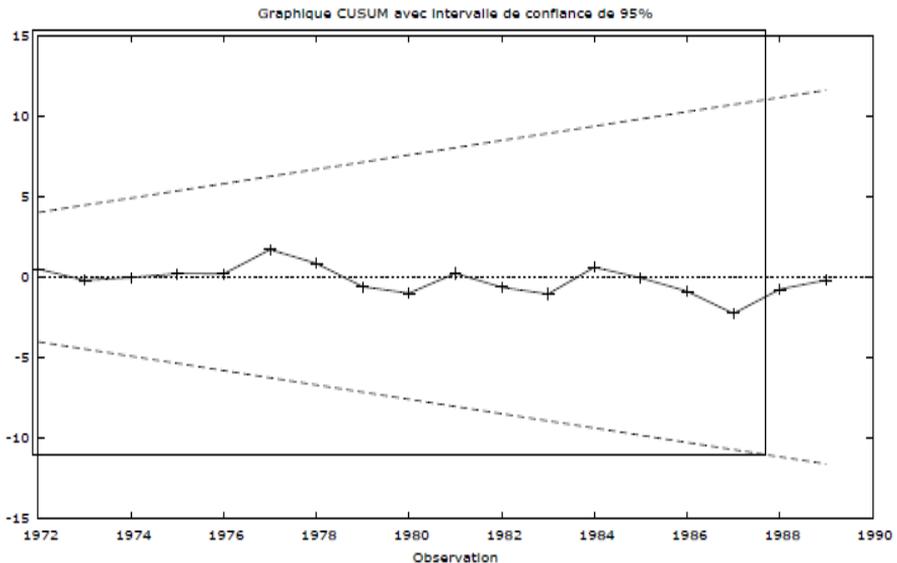
avec p. critique = $P(F(1,17) > 0,452197) = 0,510331$

Test de CUSUM pour la stabilité des paramètres -

Hypothèse nulle : pas de changement dans les paramètres

Statistique de test: Harvey-Collier $t(17) = -0,043431$

avec p. critique = $P(t(17) > -0,043431) = 0,965864$



Les résultats montrent que le coefficient de la variable revenu disponible est significatif. De plus les paramètres du modèle sont stables en atteste le test CUSUM. Le test LM indique l'absence d'autocorrélation. Les valeurs limites de la statistique de Durbin-Watson sont $dL = 1,1804$ et $dU = 1,4012$. Cela veut dire que la valeur calculer $DW = 2,298214$ se situe dans l'intervalle $[dU ; 4 - dU] = [1,4012 ; 2,5988]$ ce qui équivaut à l'absence d'autocorrélation.

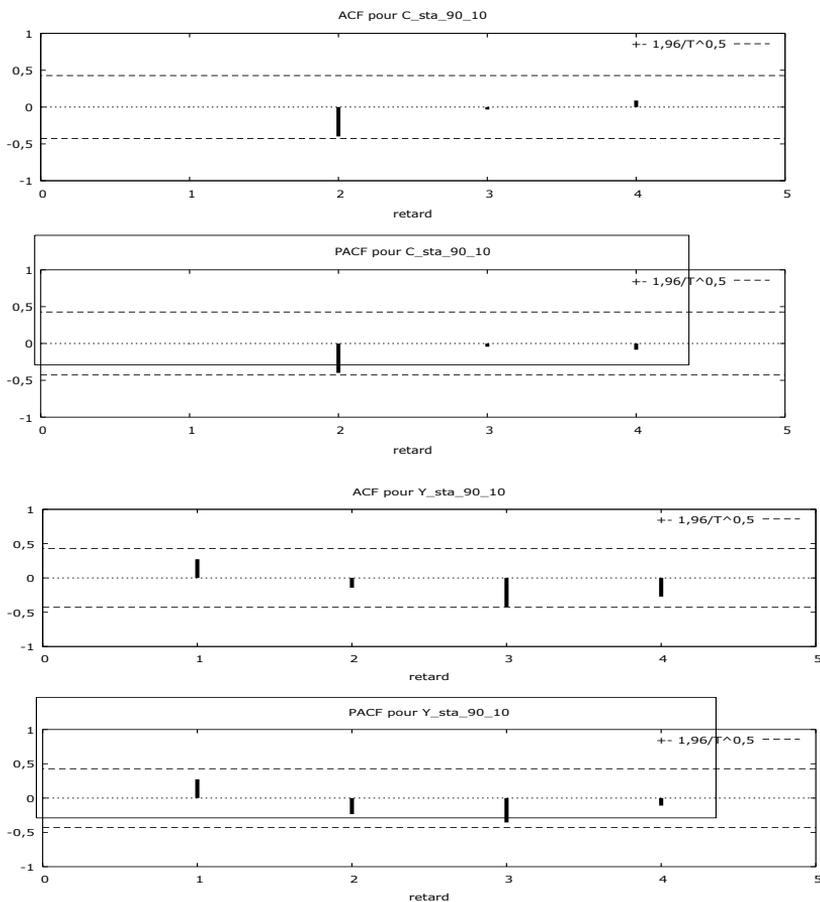
Les tests d'homoscédasticité dévoilent globalement l'absence d'hétérosécédasticité. Si le test Koenker (1982) est formel sur l'absence d'hétérosécédasticité, le test de White (1980) est limite. La probabilité critique est de 4,95127% pour ce test ce qui signifie présence d'hétérosécédasticité. Cette contradiction nous pousse à accepter l'hypothèse d'homoscédasticité pour trois raisons. Premièrement le test de White est à la limite du 5%. Deuxièmement la régression MCO est du type Erreurs standard robustes. Troisièmement, notre tentative d'enlever la supposée hétérosécédasticité, en usant d'une variance proportionnelle au carré de l'espérance mathématique de la consommation, a conduit à l'apparition d'une forte autocorrélation.

Du point de vue économique, le coefficient ainsi obtenu, 85,77%, peut être accepté. En effet il s'insère parfaitement dans l'intervalle théorique $[0; 1]$ et la grandeur obtenue est dans la moyenne internationalement constatée.

2.2. PERIODE 1990-2010

Les valeurs stationnarisées (trend TS) figurent dans l'annexe 2. Les corrélogrammes sur la figure 9 montrent que les séries sont stationnarisées.

Figure 9. Corrélogrammes des variables stationnarisées consommation et revenu disponible sur la période 1990-2010



Source : Réalisées avec le logiciel gretl 1.9.5cvs

Les résultats de l'estimation par la méthode des MCO pour les modèles (1) et (2) sont présentés sur la figure 10.

Figure 10. Estimation des modèles (1) et (2) par la méthode des MCO sur la période 1990-2010

Modèle 1: MCO, utilisant les observations 1990-2010 (T = 21)

Variable dépendante: C_sta_90_10

	coefficient	erreur std.	t de Student	p. critique	
const	-1,23741e-012	29,5476	0,0000	1,0000	
Y_sta_90_10	0,182266	0,0565525	3,223	0,0045	***
Moy. var. dép.	-7,80e-13	Éc. type var. dép.		164,1339	
Somme carrés résidus	348352,3	Éc. type de régression		135,4043	
R2	0,353465	R2 ajusté		0,319437	
F(1, 19)	10,38743	p. critique (F)		0,004478	
Log de vraisemblance	-131,8204	Critère d'Akaike		267,6408	
Critère de Schwarz	269,7299	Hannan-Quinn		268,0942	
rho	0,136002	Durbin-Watson		1,668331	

Modèle 2: MCO, utilisant les observations 1991-2010 (T = 20)

Variable dépendante: C_sta_90_10

	coefficient	erreur std.	t de Student	p. critique	
Y_sta_90_10	0,143712	0,0650762	2,208	0,0404	**
C_sta_90_10_1	-0,0512947	0,183594	-0,2794	0,7831	
Moy. var. dép.		18,19898			
Éc. type var. dép.		145,0397			
Somme carrés résidus		319693,2			
Éc. type de régression		133,2694			
R2		0,213194			
R2 ajusté		0,169483			
F(2, 18)		2,438653			
p. critique (F)		0,115560			
Log de vraisemblance		-125,1726			
Critère d'Akaike		254,3452			
Critère de Schwarz		256,3367			
Hannan-Quinn		254,7340			
rho		0,231272			
Statistique h de Durbin		1,681146			

Source : Réalisées avec le logiciel gretl 1.9.5cvs

De la même manière que pour la période 1970-1989, ni la constante ni le premier retard de la consommation ne sont significatifs. De ce fait le modèle (2) a été rejeté, alors que le modèle (1) a été modifié pour exclure la constante. Il ressort :

Figure 11. Estimation des modèles (1) sans constante par la méthode des MCO avec Erreurs standard robustes, accompagné des tests : White, Koenker, LM et CUSUM

Modèle 3: MCO, utilisant les observations 1990-2010 (T = 21)
 Variable dépendante: C_sta_90_10
 écarts type HAC, largeur de bande 2 (Kernel Bartlett)

	coefficient	erreur std.	t de Student	p. critique	
Y_sta_90_10	0,182266	0,0612320	2,977	0,0075	***
Moy. var. dép.	-7,80e-13	Éc. type var. dép.	164,1339		
Somme carrés résidus	348352,3	Éc. type de régression	131,9758		
R2	0,353465	R2 ajusté	0,353465		
F(1, 20)	8,860434	p. critique (F)	0,007457		
Log de vraisemblance	-131,8204	Critère d'Akaike	265,6408		
Critère de Schwarz	266,6853	Hannan-Quinn	265,8675		
rho	0,136002	Durbin-Watson	1,668331		

Test de White pour l'hétéroscédasticité -

Hypothèse nulle : homoscedasticité
 Statistique de test: LM = 3,20333
 avec p. critique = $P(\text{Chi-deux}(1) > 3,20333) = 0,0734886$

Test de Breusch-Pagan pour l'hétéroscédasticité (variante robuste) -

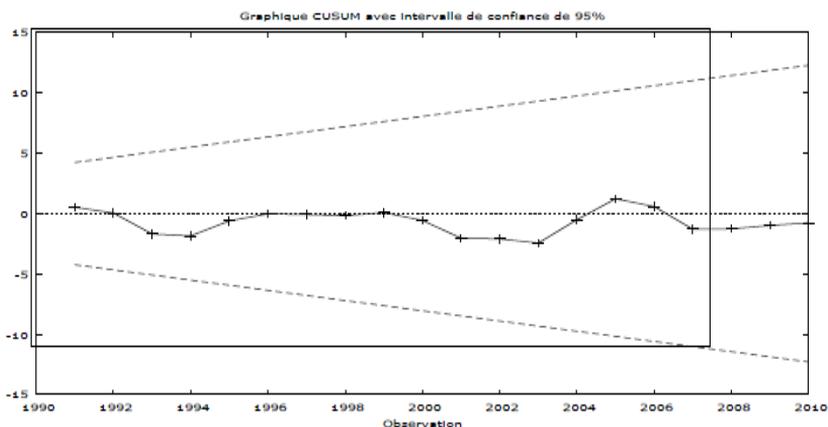
Hypothèse nulle : homoscedasticité
 Statistique de test: LM = 0,675777
 avec p. critique = $P(\text{Chi-deux}(0) > 0,675777) = 1,79769e+308$

Test LM d'autocorrélation jusqu'à l'ordre de 1 -

Hypothèse nulle : pas d'autocorrélation
 Statistique de test: LMF = 0,359407
 avec p. critique = $P(F(1,19) > 0,359407) = 0,555918$

Test de CUSUM pour la stabilité des paramètres -

Hypothèse nulle : pas de changement dans les paramètres
 Statistique de test: Harvey-Collier $t(19) = -0,171318$
 avec p. critique = $P(t(19) > -0,171318) = 0,865785$



Source : Réalisées avec le logiciel gretl 1.9.5cvs

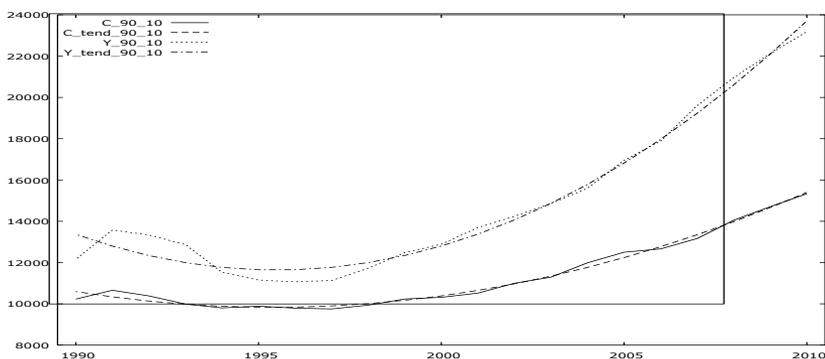
Les résultats montrent que le coefficient de la variable revenu disponible est significatif. Le modèle à des paramètres stables, test CUSUM, et est sans autocorrélation, test LM et DW. Les valeurs limites de la statistique de Durbin-Watson sont $dL = 1,2212$ et $dU = 1,42$. Cela veut dire que la valeur calculer $DW = 1,668331$ se situe dans l'intervalle $[dU ; 4 - dU] = [1,42 ; 2,58]$. Les tests Koener et White dévoilent l'absence d'hétéroscédasticité.

Si du point de vue théorique la proportion marginal à consommer obtenue peut être acceptée, sa faible valeur est loin des moyennes internationales (Villa, 1996). En effet le modèle montre une faible dépendance de la consommation au revenu de l'ordre de 18%. Cette faible dépendance se traduit par un faible coefficient de détermination R^2 équivalent à 35%. Autrement dit, la qualité d'ajustement est peu élevée. Quelle en est l'explication ?

L'explication qui nous paraît la plus plausible est le fait que la consommation dépende de paramètres structurels autres que le revenu disponible. Sur la période 1990-2010, il existe uniquement une tendance déterministe dans les deux séries. Pour le revenu disponible, il est possible d'expliquer cette tendance déterministe par l'idée du PIB potentiel introduite par la théorie de cycles économiques. Néanmoins cette explication ne peut être valable pour la tendance déterministe de la consommation.

Nous estimons que la consommation en Algérie sur la période 1990-2010 est dépendante de la richesse des ménages. De ce fait sa dépendance du revenu disponible n'est que partielle, en témoigne la valeur estimée de la proportion marginal à consommer. Pour illustrer nos propos examinons la tendance de la consommation globale des ménages algériens sur la période 1990-2010.

Figure 12. Tendance de la consommation globale des ménages algériens sur la période 1990-2010.



Source : Réalisée avec le logiciel gretl 1.9.5cvs

On remarque aisément de la figure 12 que la tendance déterministe de la consommation est différente de celle du revenu disponible. On voit aussi que la consommation mesurée est quasiment calquée sur la tendance déterministe. Sur la période 1990-1997 la tendance est plutôt baissière alors qu'elle devient haussière à partir de 1998.

Puisque la consommation dépend de la richesse des ménages, alors il existe bien une composante de la richesse qui a une tendance similaire à celle produite sur le graphique 12. En se rappelant que la période 1990-1997 était une période difficile pour l'Algérie, nous émettons l'hypothèse que la composante en question n'est autre que la valeur des biens immobiliers. En effet, les biens immobiliers ont connu des variations spectaculaires. Durant les années 1990 leur valeur réelle a chuté alors que dans les années 2000 leur prix ont connu une envolée impressionnante.

De ce fait, la baisse des prix réels de l'immobilier durant les années 1990 a réduit la richesse des ménages et, donc, leur consommation. La stabilité retrouvée, les prix de l'immobilier ont connu un essor qui s'est traduit par l'augmentation de la consommation. Cela nous permet de conclure que sur la période 1990-2010, la consommation des ménages en Algérie est dépendante plus des composantes de la richesse, en particulier des prix réels de l'immobilier, que du revenu disponible.

CONCLUSION

La présente étude montre que les séries de la consommation et du revenu disponible en Algérie sont non-stationnaires. Si statistiquement une relation de cointégration existe entre ces deux variables, il n'est point possible de l'accepter économiquement.

Sur la période 1970-2010, il existe une relation robuste entre consommation et revenu disponible. Toutefois cette relation diffère entre la période d'économie planifiée et celle d'économie de marché.

La période d'économie de marché est caractérisée par relation relativement faible entre consommation et revenu disponible. Cela s'explique par le fait que sur cette période la consommation est tributaire de la valeur des composantes la richesse des ménages, en particulier celle des biens immobiliers.

Sur la période 1970-1989, la fonction de consommation estimée s'écrit :

$$C_t = 0,8577 * Y_t + \epsilon_t$$

Sur période 1990-2010, la fonction de consommation estimée s'écrit :

$$C_t = 0,1822 * Y_t + \epsilon_t$$

Annexe 1. Valeurs stationnarisées de la consommation et du revenu disponible sur la période 1970-1989

Année	CY stationnarisé	
	stationnarisée	
	NA*	NA*
1970		
1971	-476,057	-713,942
1972	87,063	-161,111
1973	-574,756	-438,328
1974	918,895	1025,136
1975	256,412	193,544
1976	-131,726	-144,280
1977	329,729	-286,628
1978	-610,364	-356,643
1979	-204,517	431,610
1980	243,175	556,838
1981	164,374	-460,277
1982	-240,033	146,431
1983	-79,449	127,341
1984	338,733	-541,223
1985	-356,858	-223,049
1986	-452,154	-278,914
1987	-1037,276	-890,095
1988	1972,221	1860,803
1989	837,752	736,426

Source : Calculés avec le logiciel gretl 1.9.5cvs

(*) Suite à la stationnarisation

Année	C stationnarisée	Y stationnarisé
1990	-363,9796	-1216,587
1991	320,0245	783,212
1992	251,0350	997,956
1993	5,3357	875,072
1994	-79,8752	-236,200
1995	49,6583	-498,052
1996	-49,9993	-585,643
1997	-144,7041	-634,529
1998	-72,1397	-275,265
1999	63,8698	139,385
2000	-69,7277	84,859
2001	-131,3979	318,230
2002	27,2046	175,091
2003	-47,8297	-7,668
2004	224,1216	-189,853
2005	261,4909	134,556
2006	-105,9822	-87,667
2007	-182,0229	370,383
2008	70,0490	353,417
2009	41,9138	18,402
2010	-67,0450	-519,098

Source : Calculés avec le logiciel gretl 1.9.5cvs

Références & Bibliographie:

Chow G. C. (1960). Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica* n° 28 (3).

Cuthbertson H., Hall S., Taylor M. (1992). *Applied Econometric Techniques*. Philip Allan, New York.

Davidson J.E.H., Hendry D.F., Srba F. and Yeo S. (1978). Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom. *Economic Journal* n°88.

Dickey D.A, Fuller W.A (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of American Statistical Association* Volume 74, Issue 366.

Granger C.W.J and Newbold P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics* 2.

Koenker R. and Bassett G. (1982). Robust Tests for Heteroscedasticity Based on Regression Quantiles. *Econometrica*, vol. 50.

Kuznets S, Epstein L., Jenks E. (1946). *National Product since 1869*. National Bureau of Economic Research, n°46, New York.

Schubert K. (1996). *Macroéconomie. Comportements et croissance*. Ed. Vuibert, Paris.

Sims C. (1980). *Macroeconomics and Reality*. *Econometrica* n° 48, v.1.

Villa M. P. (1996). La fonction de consommation sur longue période en France. *Revue économique* 47 (1).

White H. (1980). A Heteroscedasticity Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test of Heteroscedasticity. *Econometrica*, vol. 48.