



ANNALES
DE
L'UNIVERSITE
MARIEN NGOUABI

Sciences Économiques et Gestion

VOL. 21, N° 1 – ANNEE: 2021

ISSN : 1815 – 4433 - www.annaesumng.org

Indexation : Google Scholar

ANNALES DE L'UNIVERSITE MARIEN NGOUABI SCIENCES ECONOMIQUES ET GESTION



VOLUME 21, NUMERO 1, ANNEE: 2021

www.annaesumng.org

SOMMAIRE

Directeur de publication

J-R. IBARA

Rédacteur en chef

J. GOMA-TCHIMBAKALA

Rédacteur en chef adjoint

Mathias M. A. NDINGA

Comité de Lecture :

AMOUSSOUGA GERO F. V.,

Cotonou (Bénin)

BEKOLO-EBE B., Douala

(Cameroun) BIAO A., Parakou

(Bénin)

BIGOU LARE, Lomé (Togo)

DIATA H., Brazzaville (Congo)

KASSE M., Dakar (Sénégal)

LENGA S. D., Brazzaville (Congo)

MAKOSSO B., Brazzaville

(Congo) MANTSIE R., Brazzaville

(Congo) N'GBO AKE G., Abidjan

(Côte d'Ivoire)

ONDO-OSSA A., Libreville

(Gabon) YAO NDRE, Abidjan

(Côte d'Ivoire)

Comité de Rédaction :

DZAKA KIKOUTA., Brazzaville

(Congo)

MAMPASSI J. A., Brazzaville

(Congo)

Webmaster

R. D. ANKY

Administration - Rédaction

Université Marien Ngouabi

Direction de la Recherche

Annales de l'Université Marien

Ngouabi

B.P. 69, Brazzaville – Congo

E-mail : annales@umng.cg

ISSN : 1815 - 4433

- 1 **Effet de la gouvernance sur l'aide publique au développement en Afrique subsaharienne.**
KARIM ADIDO, AKOÉTÉ E. AGBODJI, ALASTAIRE ALINSATO
- 23 **Les termes du débat sur la titrisation avant et après la crise des subprimes de 2007-2008**
NDOMBI ONDZE C. I. L.
- 34 **Les facteurs explicatifs qui influencent le comportement d'action environnementale en république du Congo : cas de la commune de Pointe-Noire**
SUKAMI E.
- 48 **Les principaux problèmes d'inefficience des banques de la Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC)**
BANGAGNAN YANGA E. D.
- 66 **Effets des investissements directs étrangers (IDE) sur la diversification économique en république du Congo**
BAKABOUKILA AYESEA E.
- 87 **Hypothèse de la marche aléatoire de la consommation : une vérification empirique à partir des données agrégées du Congo - Brazzaville**
MBONGO KOUMOU G.
- 105 **Libéralisation financière et croissance économique en Afrique subsaharienne : une analyse économétrique avec données de panel**
BOUKARI M.
- 127 **Effets de la corruption sur la croissance économique en république du Congo : une analyse par un modèle non linéaire autorégressif à retards échelonnés (NARDL)**
HAKIZIMANA J.

- 146 Accès au microcrédit par les pme en république du Congo : analyse des déterminants et de l'effet sur la performance**
LEKOUKA F. C.
- 163 Diversification des exportations et croissance économique au Congo**
NKALOULOU OUMBA C.
- 184 Effets de l'urbanisation sur environnement au Congo**
OFFELE OKOPOUE J.
- 202 Effets des facteurs contextuels sur la pratique contraceptive : illustration basée sur données de l'enquête a indicateurs multiples du Congo**
OUADIKA S. A. B., NDINGA M. M. A.
- 224 Effets du crédit bancaire sur l'investissement du secteur privé dans les pays membres de la CEMAC**
MENGA MOKOMBI R. I.
- 237 Analyse comparative de la transmission de la politique monétaire dans la zone CEMAC en période normale et en période de crise**
ONDAYE W. G.
- 254 Effets des reformes sur la performance de la filière cotonnière au Togo : Cas de la restructuration de la SOTOCO**
KINVI M., SANOUSSI Y., WONRYA K. O.
- 277 Effets de la pauvreté monétaire sur la qualité de l'environnement dans les pays de la Communauté Économique des États de l'Afrique centrale (CEEAC)**
ONOUNGA D. D.
- 298 Impact des politiques agricoles et alimentaires sur l'état nutritionnel des populations en République du Congo : Cas de la fortification des aliments**
ATSAMEKOU AKOUELAMOUAI S. C., MBOULOU S. R., NDINGA M. M. A.



HYPOTHESE DE LA MARCHE ALEATOIRE DE LA CONSOMMATION : UNE VERIFICATION EMPIRIQUE A PARTIR DES DONNEES AGREGES DU CONGO - BRAZZAVILLE

MBONGO KOUMOU G.

*Laboratoire de Recherche et d'Études économiques et Sociales (LARES),
Faculté des Sciences économiques
Université Marien NGOUABI
République du Congo*

RESUME

Le présent article analyse l'hypothèse de la marche aléatoire de la consommation selon une vérification empirique à partir des données agrégées du Congo-Brazzaville. Ainsi, il fixe l'objectif de vérifier le modèle de cycle de vie- revenu permanent et de l'anticipation rationnelle (Robert Hall, 1978) selon lequel la consommation suit une marche aléatoire. Le test utilisé est celui de Campbell et Mankiw (1989) avec des données portées sur la période allant de 1960 à 2020. Les résultats obtenus suggèrent le rejet de cette hypothèse. En plus le test de la racine unitaire a montré que la série sur la consommation est stationnaire et suit un processus de tendance stationnaire. Enfin de cette conclusion, il a été dégagé quelques implications de politique économique basée sur les prévisions de la consommation à au long terme et sur la décomposition croissance / fluctuation usuelle en analyse conjoncturelle.

Mots-clés : Consommation, Revenu – permanent, Marche aléatoire, Congo
Classification JEL : E21, D31, C53, O55

ABSTRACT

Using the life cycle model of permanent income and rational anticipation, Robert Hall (1978) concluded that consumption follows a random walk. Thus, the purpose of this article is to empirically verify this hypothesis using aggregate data from Congo-Brazzaville. The test used is that of Campbell and Mankiw (1989). This test covered the period from 1960 to 2020. The results obtained suggest the rejection of this hypothesis. In addition, the unit root test showed that the consumption series is stationary and follows a stationary trend process. Finally, from this conclusion, some economic policy implications have been identified. These relate to long-term consumption forecasts and to the usual growth/fluctuation decomposition in business cycle analysis

Keywords : Consumption, Income -permanent, Random walk, Congo
Classification JEL : E21, D31, C53, O55

INTRODUCTION

Il n'est pas possible de mettre en évidence le rôle et la place de la consommation dans la croissance comme dans les fluctuations sans comprendre ce qui détermine son niveau et / ou ses variations.

A cet égard, Keynes (1936), bien qu'il ait envisagé la consommation sous une forme strictement macro-économique, c'est à dire comme le résultat de l'agrégation des microdécisions, n'avait pas échappé à cet impératif. Son analyse mettait en évidence une propension moyenne à consommation décroissante dans le temps et une propension marginale à consommation stable, mais inférieure à l'unité.

- Cependant, les travaux empiriques, qui ont suivi cette analyse, révèlent plusieurs ambiguïtés. D'abord en utilisant les séries allant de 1869 à 1938, portant sur les Etats Unis, Kuznets (1946) a mis en évidence la quasi - stabilité de la propension moyenne à consommer dans le temps. Ensuite, les études menées après la seconde guerre mondiale, sur les données de coupe (panels de ménages) vérifient que les personnes ayant de hauts revenus ont en général un taux d'épargne plus élevé : la fonction de consommation possède une ordonnée à l'origine non nulle et la propension moyenne à consommer est supérieure à la propension marginale (Schubert, 1996). Enfin, le modèle Keynésien, s'il se traduit dans cette seconde observation, est contredit dans la première et plus encore il ignore les délais d'ajustement entre la consommation et le revenu.

Les multiples tentatives de pallier des insuffisances ont conduit à une succession de modèles théoriques : celui de Duesenbery (1949) mettant en évidence les effets de démonstration et de cliquet, tandis que les phénomènes d'inertie dans la consommation sont précisés de façon intéressante dans la formulation donnée par Brown (1952). Il est à noter, toutefois, que ces deux propositions restent dans la logique de la fonction de consommation keynésienne. Aussi, la démarcation d'avec cette approche est-elle surtout le fait des travaux de Modigliani et Brumberg (1954), Ando et Modigliani, (1963) et Friedman (1957) qui, dans une approche micro économique, ont posé le problème dans un cadre inter temporel.

En effet, ces nouvelles approches adoptent en général une présentation du comportement des ménages reposant sur les fondements microéconomiques et rendent compte de façon intégrée de l'ensemble de leurs décisions. C'est précisément dans cette nouvelle perspective que s'inscrit le célèbre résultat de Hall (1978) : la consommation suit une marche aléatoire. En d'autres termes, la consommation ne réagit qu'au chocs imprévisibles et non à ceux inhérent au revenu.

A la suite de ces travaux, un nombre important d'économistes se sont penchés sur la question (Chege, 2019 ; Kim, 2017 ; Viard, 1997 ; Mankiw et Campbell, 1988 ; Kenneth, 1988 ; Campbell. et Deaton, 1987 ; Mankiw et Shapiro, 1985). Leurs travaux ont porté sur l'analyse de la sensibilité excessive de la consommation pour certains, alors que d'autres ont examiné l'hypothèse de la régularité excessive de celle-ci. Les tests effectués font l'objet de multiples critiques (Cochran,

¹ On parle de sensibilité excessive lorsque la consommation réagit de manière excessive à la variation anticipée du revenu courant. Alors qu'on

parle de régularité excessive lorsque la consommation réagit faiblement aux variations inattendues du revenu.

1989) et ne permettent pas de conclure définitivement pour son rejet ou non.

Il est à noter, cependant, qu'un vide subsiste, quant à la vérification d'une telle hypothèse en Afrique où la rationalité économique des individus fait l'objet de plusieurs interrogations (Hugon 1991 et Mahieu, 1990). En outre, la situation de crise économique et sanitaire avec des mesures comme la réduction drastique des dépenses sociales que traverse l'Afrique suggère que des grandeurs macroéconomiques, tel que la consommation, doit être analysée de manière approfondie afin de dégager les implications en matière de modélisation macroéconomique, notamment en analyse conjoncturelle. Ainsi, il nous semble intéressant de s'interroger sur la plausibilité d'une telle hypothèse dans les pays africains au sud du Sahara en général et au Congo en particulier.

De ce point de vue, ce papier expose les résultats d'une étude empirique exploratoire sur la vérification de cette hypothèse dans les pays africains au sud du Sahara. Le cas de référence est l'économie du Congo – Brazzaville dont, d'une part le comportement de consommation des individus demeure encore peu étudiée et d'autre part, l'histoire du pays révèle, sur le plan économique, plusieurs phases d'expansion et de récession (Diata, 1989), mais aussi sur le plan social une multitude de conflits, parfois armés que l'on peut appréhender comme d'importants chocs aléatoires susceptibles d'affecter la consommation.

En dépit, des chocs multiples dans le pays, il est formulé ici l'hypothèse selon laquelle la théorie du revenu permanent demeure indiquée pour comprendre le comportement de consommation des individus au Congo - Brazzaville. L'étude couvre la période allant de 1960 à 2020. Les données utilisées sont extraites de la base de données "World Development Indicators" (2021).

La suite du papier est subdivisée comme suit : dans un premier temps, il est passé en revue quelques travaux sur la vérification de cette hypothèse. Le modèle ayant conduit à l'hypothèse d'une marche aléatoire de la consommation est présenté dans un deuxième temps puis, s'ensuivra l'application du test de Campbell et Mankiw (1989), ainsi que la discussion des résultats obtenus. Enfin, interviendront la conclusion et les implications de politique économique.

1. Revue de la littérature

Le modèle de la marche aléatoire de Hall (1978) a pour fondement l'hypothèse du revenu permanent de Friedman, estimant que le revenu courant est la somme du revenu permanent et du revenu transitoire. Le modèle de Hall part du principe ci-après : si l'hypothèse du revenu permanent se vérifie, alors les dépenses des consommateurs sont imprévisibles. Selon Hall (1978), les consommateurs rationnels ont le pouvoir de modifier leur revenu en fonction de leurs connaissances et de leurs attentes, en fonction de leur situation actuelle. Une augmentation du revenu disponible résultant d'un salaire plus élevé augmente la consommation. Une perte inattendue de la source de revenu entraîne une réduction des dépenses. Par conséquent, les consommateurs ajustent leurs dépenses pour optimiser leur utilisation des informations disponibles. Il en résulte que leur consommation suit une marche aléatoire et est totalement imprédictible. Cette hypothèse de la marche aléatoire de la consommation a été un coup dur pour la macroéconomie keynésienne et kaleckienne et, selon Akerlof (2005), elle a posé les bases de la macroéconomie néoclassique moderne.

Dans la littérature, cette hypothèse a fait l'objet de plusieurs vérifications empiriques. Le passage en revue de ceux-ci permet d'opposer deux groupes de travaux. Il y a, d'une part, les travaux qui suggèrent

une validation de l'hypothèse de Hall (1978) et, d'autre part, les travaux qui remettent en cause cette hypothèse.

En ce qui concerne les travaux du premier groupe, quelques auteurs (Malona et Malley (2002); Haug, 1991) se sont investis à trouver les raisons méthodologiques de la non validation de cette hypothèse pour mieux la justifier, alors que d'autres (Rao et Sharma, 2007) ont montré l'importance du champ d'étude dans la vérification de cette hypothèse. Pour ce qui de la démarche méthodologique, Haug (1991) a réexaminé l'hypothèse de la marche aléatoire à partir des données américaines tout en prenant en compte le biais d'agrégation temporel. Les résultats qu'il obtient suggèrent que les retards sur le revenu et les retards sur une mesure de la richesse ne sont pas significatifs dans la régression. De même, les retards supplémentaires sur la consommation ne sont pas significatifs. Aucun effet ARCH n'est présent dans les résidus de la consommation, et la normalité des perturbations de la consommation ne peut être rejetée par un test de Jarque-Bera. A la suite de ces résultats, l'auteur conclut que le modèle du cycle de vie et du revenu permanent sous des attentes rationnelles n'est pas rejeté par les données si l'on tient compte du biais d'agrégation temporel.

Dans le même ordre d'idées, Malona et Malley (2002) commencent par faire remarquer que la trajectoire de la consommation impliquée par la version stochastique standard du cycle de vie du modèle du revenu permanent suit une marche aléatoire. Cependant, l'incapacité de cette dernière à se conformer aux données met en doute la pertinence du cadre dans lequel le chemin de la marche aléatoire est obtenu. De ce fait, les deux auteurs proposent une interprétation alternative de la règle de révision de Friedman impliquant que la consommation suit un chemin ARIMA (1,1,0). Ils montrent que ce chemin est compatible avec la solution d'un problème d'optimisation du cycle de vie

avec formation d'habitudes et motifs d'épargne de précaution. Les résultats qu'ils obtiennent, en appliquant la technique du filtre de Kalman aux données américaines pour 1929-2001, soutiennent fortement l'approche proposée.

S'agissant des auteurs qui ont mis en avant l'importance du champ d'étude dans la vérification de cette hypothèse, il y a les travaux de Rao et Sharma (2007). Ces deux auteurs reconnaissent l'importance de la controverse suscitée par l'hypothèse de la marche aléatoire de Hall (1978) et l'hypothèse du revenu permanent. Mais, ils relèvent que plupart de ces travaux empiriques portent sur les pays développés, où les possibilités de substitution inter-temporelle sont généralement plus élevées que dans les pays en développement. Par conséquent, ils postulent que l'hypothèse du revenu permanent ne soit valable que pour une petite partie des consommateurs des pays en développement. Pour vérifier leur hypothèse, ils utilisent le cadre élargi de Campbell et Mankiw (1989) pour estimer la proportion de consommateurs pour lesquels l'hypothèse du revenu permanent est valable à Fidji et en Australie. Leurs résultats montrent que les consommateurs qui vérifient cette hypothèse sont environ 40% plus nombreux en Australie qu'aux Fidji.

En ce qui concerne le deuxième groupe de travaux, les approches méthodologiques concentrent les préoccupations des différents auteurs avec une polarisation sur les pays développés plutôt que sur les pays en développement. A cet égard, Kim (2017) étudie la dynamique transitoire du modèle de consommation linéaire-quadratique et réexamine les analyses existantes de l'hypothèse de revenu permanent. Son modèle prend en compte le comportement de consommation sur le cycle de vie, avec les fonctions de consommation à court terme et à long terme. L'auteur montre que le modèle de marche aléatoire de la consommation viole la condition pertinente de stabilité et fournit

des prédictions qui sont incompatibles avec l'hypothèse du revenu permanent. Il constate également que si la sensibilité excessive peut être due à des contraintes de liquidité, elle peut également apparaître en accord avec l'hypothèse du revenu permanent dans des marchés de capitaux parfaits - contrairement à l'opinion dominante. Enfin, l'auteur soutient que les expériences de simulation sont utiles pour expliquer le comportement de consommation observé.

Le travail de Viard (1997) s'ajoute aussi aux preuves contre l'hypothèse du revenu permanent. Son travail révèle que la prévisibilité de la croissance de la consommation est plus grande qu'on ne le pensait auparavant. Ces résultats suggèrent que l'hypothèse de la marche aléatoire peut non seulement être rejetée aux niveaux de signe conventionnels, mais qu'elle constitue également une approximation moins précise de la réalité que ne le laissent supposer les résultats antérieurs. Ses tests des alternatives spécifiques à l'hypothèse de la marche aléatoire suggèrent que l'explication la plus probable de la prévisibilité de la croissance de la consommation est la présence de consommateurs qui basent leur consommation sur le revenu actuel plutôt que sur le revenu attendu.

Enfin, dans les pays africains, la preuve de la non vérification de l'hypothèse de Hall (1978) a été apportée par Chege (2019) dans le cas du Kenya. Cet auteur teste l'hypothèse du revenu permanent de Robert Hall en utilisant les données de la Banque mondiale sur le revenu disponible et la consommation finale de 1965 à 2011. En utilisant le modèle de base du revenu permanent de Friedman obtenue via l'équation d'Euler et en appliquant le test de Campbell et Mankiw (1989), l'auteur évalue la possibilité que la consommation kenyane suive une marche aléatoire. Les résultats obtenus suggèrent que le consommateur

kényan est tourné vers le passé et se fie au revenu courant plus qu'au revenu permanent. Par conséquent, l'hypothèse du revenu permanent ne tient pas et l'hypothèse de la marche aléatoire est inapplicable.

Les travaux passés en revue suggèrent deux commentaires. Le premier tient au fait que les travaux empiriques sur la vérification de l'hypothèse de la marche aléatoire restent controversés. Il semble que la vérification ou non de cette hypothèse dépend de la méthodologie utilisée, de la période de l'étude ou même du champ d'étude. Dans ces conditions, les résultats d'un travail sur un pays ou un groupe de pays ne peuvent pas faire l'objet d'une transposition sur un nouveau champ d'étude. C'est en cela que ce travail est justifié dans le du Congo-Brazzaville pour lequel ce travail a un caractère pionnier.

Le second commentaire est que le test souvent appliqué pour vérifier cette hypothèse est celui de Campbell et Mankiw (1989). La littérature montre les limites de ce test à cause de la sensibilité excessive de la consommation au revenu courant. Pour remédier à ce problème, il est proposé ici de recourir au test de Dickey et Fuller (1979) par lequel les équations du test sont conformes au modèle de Hall (1978) sous l'hypothèse nulle de l'existence d'une racine unitaire.

2. Modèle de la marche aléatoire de la consommation

Le modèle de cycle de vie – revenu permanent avec anticipation rationnelle est dû à Hall (1978). La présentation donnée est inspirée de Romer (1996)². Comme l'auteur, deux phases sont observées dans la présentation : il est modélisé, le comportement des individus et s'ensuivent les implications inhérentes à ce comportement.

² Le lecteur peut également se reporter à Flavin. M. A. (1981), pour une autre présentation

2.1. Présentation du modèle

Un certain nombre de postulats permettent de modéliser le comportement des individus. En effet, nous considérons un individu représentatif de la société qui vit N périodes et dont la fonction d'utilité inter-temporelle est :

$$U = \sum_{t=1}^N u(C_t) \quad (1)$$

Dans cette première relation, $u(.)$ représente la fonction d'utilité instantanée³ et C_t la consommation à la période t .

Le problème étant posé en termes de choix ou d'allocation inter temporelle, on cherche comment l'individu doit répartir dans le temps, entre N périodes, un montant de ressource donné, la structure de la consommation étant fixe. L'individu dispose d'une ressource initiale M_0 et d'un montant de ressource déterminé R_1, R_2, \dots, R_N pour chacune des N périodes futures.

Il est également postulé l'existence d'un marché financier permettant à l'individu de déplacer une partie des ressources d'une période à l'autre par endettement ou placement suivant le cas. L'hypothèse d'un marché financier parfait signifie que tout individu peut prêter ou emprunter au taux d'intérêt courant du marché, "i". Il est supposé, en plus que l'individu considère l'ensemble de ses ressources, ainsi que le taux d'intérêt comme des données exogènes et doit être en mesure de rembourser sa dette courante, le cas échéant avant sa mort. Pour simplifier encore, nous allons supposer que le taux d'intérêt est égal à zéro. Ainsi, la contrainte de budget, suivant laquelle la somme des valeurs actuelles des consommations doit être égale à la somme des ressources (en valeur actuelle aussi), peut s'écrire comme suit :

$$\sum_{t=1}^N C_t = M_0 + \sum_{t=1}^N R_t \quad (2)$$

Il est admis enfin que les ressources de l'individu ont une valeur qui garantit que la consommation est toujours telle que l'utilité marginale demeure positive. Le problème de l'individu est de procéder à une allocation inter temporelle optimale des ressources, il est supposé que celui-ci choisit sa consommation à la première période de façon optimale, en fonction de l'information disponible. De même, il est également supposé qu'il choisisse sa consommation des périodes futures de façon optimale, compte tenu de l'information dont il disposera à ce moment-là.

Soit maintenant une réduction de la consommation de dC_t à la première période, par rapport à la valeur initialement choisie et une augmentation égale d'une période quelconque dC_t . Si nous désignons, d'une part, par $u'(C_1)$, l'utilité marginale de la consommation à la première période, la perte approximative d'utilité induite par la réduction de la consommation à la première période est $[u'(C_1)]dC_1$. D'autre part, si nous désignons $u'(C_t)$ l'utilité marginale à la période t , le gain approximatif escompté d'utilité par l'augmentation de la consommation à la période t est $E_1[u'(C_t)]dC_t$, où $E_1[.]$ désigne l'anticipation conditionnelle à l'information disponible en période t .

En considérant qu'à l'optimum, les variations marginales laissent indifférentes le consommateur, l'équation d'Euler s'écrit alors :

$$[u'(C_1)]dC_1 + E_1[u'(C_t)]dC_t = 0 \quad (3)$$

La réduction de la consommation (dC_1) à la première période étant égale à

fois différentiable et définie sur un compact. Son épigraphe est, bien sûr, tourné vers l'origine

³ Cette fonction d'utilité est supposée présenter toutes les caractéristiques habituelles. En d'autres termes nous admettons qu'elle est au moins deux

son augmentation (dC_t) à la période t, le taux marginal de substitution dans le temps entre C_1 et C_t est égal à l'unité :

$$TMS = -dC_t/dC_1 = 1$$

En considérant ce dernier résultat, on obtient à l'optimum :

$$u'(C_1) = E_1[u'(C_t)] \quad (4)$$

A ce niveau il y a lieu de supposer que la fonction d'utilité a une forme⁴ telle que l'utilité marginale est linéaire et l'espérance mathématique de l'utilité marginale de la consommation est identique l'utilité de l'espérance mathématique de la consommation. Cette hypothèse se s'écrit mathématiquement comme suit :

$$E_1[u'(C_t)] = u'[E_t(C_t)]$$

Il s'ensuit que :

$$u'(C_1) = u'[E_1(C_1)], \quad \text{d'où}$$

$$C_1 = E_1(C_1)$$

Enfin, l'individu sait que la consommation totale sur toute sa période de vie doit respecter à l'égalité la contrainte de budget. Les anticipations de chacun des membres de cette contrainte sont égales à :

$$\sum_{t=1}^N E(C_t) = M_0 + \sum_{t=1}^N E_t(R_t) \quad (6)$$

La relation (5) implique que le membre de gauche de la relation (6) est égal à NC_1 . En remplaçant ce résultat dans l'équation (6) et en divisant par N, il advient que :

$$C_1 = (1/N)(M_0 + \sum_{t=1}^N E_1(R_t)) \quad (7)$$

Cette dernière équation suggère qu'à la première période, l'individu consomme $1/N$ de ses ressources totales anticipées.

2.2. Implication du modèle

L'équation (5) implique que $E_1[C_2]$ est égale à C_1 . Plus généralement, en raisonnant de la même façon que précédemment pour chaque période, nous voyons que la consommation anticipée à la période suivante est égale à la consommation courante. Ceci implique que les variations de la consommation sont imprévisibles. D'après la définition des anticipations nous pouvons écrire :

$$C_t = E_{t-1}(C_t) + e_t \quad (8)$$

Où e_t est une variable dont l'anticipation à la période t-1 est égale à 0. Puisque

$$E_{t-1}(C_t) = C_{t-1}, \text{ nous avons :}$$

$$C_t = C_{t-1} + e_t \quad (9)$$

La consommation suit une marche aléatoire, tel est le résultat de Hall (1978). Nous sommes d'avis à la suite de Schubert (1996) que ce résultat est intuitivement trivial : quand les ménages font leur plan de consommation pour la période t, ils utilisent toute l'information disponible en t-1 or, cette information avait été utilisée pour déterminer la consommation de t-1. Si, par exemple, les ménages obtiennent en t une information exogène sur les revenus futurs, celle-ci est immédiatement incorporée dans l'estimation du revenu permanent de la période suivante. La meilleure prévision de C_t est bien C_{t-1} , tous les autres facteurs pouvant affecter C_t étant encore imprévisibles, dans l'hypothèse inverse, ils auraient été utilisés pour fixer C_{t-1} . Aussi, l'innovation du revenu permanent qui est un terme de surprise stochastique, détermine la consommation. Elle constitue la principale source de variabilité de la consommation au cours du temps.

⁴ Il est utilisé ici la forme quadratique. Dès lors l'analyse du comportement du consommateur se

fonde sur la notion d'équivalent certain (Blanchard O. J. and Mankiw, 1988)

2.3. Test de Campbell et Mankiw

Le test élaboré par Campbell et Mankiw (1989) repose sur une hypothèse essentielle. En effet, les deux auteurs supposent deux groupes de consommateurs dont le premier dépense tout son revenu courant, alors que le second se comporte comme dans la théorie de Hall (1978). Cette hypothèse implique, en effet, que la variation de la consommation entre t-1 et t est égale à celle du revenu entre t-1 et t pour le premier groupe et à la variation estimée du revenu permanent entre t-1 et t pour le second groupe.

Si nous désignons par α la part du premier groupe dans la consommation, la variation de la consommation globale est égale à :

$$C_t - C_{t-1} = \alpha(Y_t - Y_{t-1}) + (1 - \alpha)e_t \quad (10)$$

Dans cette relation, e_t représente la variation estimée entre t-1 et t du revenu permanent des consommateurs du premier groupe. Suivant l'hypothèse de Hall (1978), cette variation n'influence pas celle de la consommation. Elle peut être considérée comme marginale. Dès lors, la relation de congruence suivante peut être établie entre les deux membres de cette équation.

$$\Delta C_t \equiv \alpha \Delta Y_t + v_t \quad (11)$$

C_t représente la consommation des ménages approximée par la consommation privée réelle par tête, Y_t le revenu des ménages approximé par le Produit Intérieur Brute (PIB) à prix constant par tête⁵. La démarche de Campbell et Mankiw consiste, en résumé, à partir de l'équation (11) pour vérifier l'hypothèse nulle d'absence d'effet sur la consommation, lorsque le revenu augmente d'une unité. Il s'agit alors de

vérifier implicitement si le coefficient α est statistiquement égal à zéro.

3. Exécution du test, présentation et interprétation des résultats

Dans cette section nous traitons, dans un premier temps, de l'exécution du modèle et, dans un deuxième temps, de l'interprétation des résultats.

3.1. Exécution du test et présentation des résultats

L'estimation de l'équation (11) par la méthode des moindres carrés ordinaires, généralement utilisée, pose le problème d'autocorrélation des erreurs résultant de la liaison évidente entre la variation de la consommation et le terme de l'erreur. En effet, la variation du revenu est le résultat de l'acquisition par les ménages des informations leur permettant de réviser à la hausse comme à la baisse, suivant les cas, leurs revenus futurs et par conséquent leur niveau de consommation. De ce fait, l'estimation du paramètre α par cette méthode comporte un biais. Ce dernier est d'autant plus préoccupant que l'autocorrélation étant positive, cela implique un risque d'acceptation pour valable le coefficient α alors qu'il n'est pas significatif (on surestime effectivement le test de student).

Plusieurs méthodes permettent de résoudre ce problème⁶. Toutefois, il a été retenu ici la méthode itérative en deux phases de Cochrane – Orcutt (1949), couramment usitée. Cette démarche est convergente, c'est à dire qu'au bout d'un certain nombre d'itérations les valeurs des coefficients estimées vont se stabiliser et il sera obtenu par une meilleure estimation du paramètre α . Ainsi, cette méthode appliquée à l'équation (11) conduit aux résultats suivants :

$$\Delta C_t = 0,139914 \Delta Y_t$$

⁵ Dans la suite, il est simplement désigné par consommation et revenu ce qui vient d'être évoqué

⁶ Outre la méthode des variables instrumentales qui est également répondue, il y a les méthodes de Hildreth et Lu (1960) et Durbin (1960)

(Prob=0,0097)

$N=60$ $R^2=0,190223$ $DW=2,050699$

L'ajustement n'est pas de bonne qualité. La statistique du R^2 suggère la variation de la consommation est expliquée par celle du revenu à hauteur de 19%. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que cette spécification ne prend pas en compte certaines variables (autre que le revenu) qui ont un rôle important dans l'explication du comportement de la consommation des individus. Quant au coefficient de ΔY_t , le test de student suggère qu'il soit significatif au seuil de 5%. Une variation du revenu de 1%, toute chose égale par ailleurs, s'accompagne d'une augmentation de la consommation de 0,14%.

3.2. Interprétation des résultats

Les résultats obtenus suggèrent la non vérification de l'hypothèse de la marche aléatoire de la consommation. Ces résultats confirment ceux obtenus par Chege (2019), Kim (2017), Viard (1997) et Mankiw et Campbell (1988). En effet, ces auteurs, à partir soit des séries chronologiques, soit des coupes instantanées, ont abouti à la conclusion certifiant que la consommation ne suit pas un processus de marche aléatoire, mais qu'elle réagit aux variations du revenu, comme il en est le cas ici.

Modèle (1) : $C_t = \rho C_{t-1} + \mu_t$

Modèle (2) : $C_t = (1 - \rho)m + \rho C_{t-1} + \mu_t$

Modèle (3) : $C_t = (1 - \rho)\alpha + \rho\beta + (1 - \rho)\beta T + \rho C_{t-1} + \mu_t$

Le test consiste à repérer la présence d'une racine unitaire indiquant une marche aléatoire dans le processus stochastique de chacun des trois modèles. De façon pratique, le test porte sur le coefficient du terme C_{t-1} dans les trois modèles. Il cherche à voir si ce dernier est significativement différent de 0, autrement dit, il test l'hypothèse nulle de la racine

Cependant, le test effectué n'est pas exempt de critiques. La plus évidente est qu'il est difficile de trouver des variables ayant une influence importante sur la variation de la consommation autre que le revenu. De ce fait, il est difficile de tester la prévision essentielle de cette hypothèse selon laquelle les variations prévisibles du revenu ne sont pas corrélées avec celles de la consommation (Romer, 1996). La prise en compte de cette critique conduit à procéder à une analyse en termes de processus unidimensionnel pour vérifier l'hypothèse de la marche aléatoire de la consommation. Le test utilisé est celui de Dickey et Fuller (1979). Il convient, toutefois, de signaler qu'il existe d'autres tests de la racine unitaire tel que celui de Philips et Perron (1988). Cependant, le cadre d'analyse de cette étude a été restreint à la procédure de test de Dickey et Fuller, la plus utilisée dans la littérature empirique sur la racine unitaire.

Les tests de Dickey et Fuller sont fondés sur l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (OLS), de trois modèles autoregressifs premiers d'ordre connu, représentant respectivement trois hypothèses alternatives de stationnarité asymptotique. Il est considéré successivement chacun de ces modèles et mis en évidence leurs expressions sous l'hypothèse de la racine unitaire, car cette dernière traduit le phénomène de marche au hasard.

unitaire ($\rho=1$). Il convient de noter que sous l'hypothèse nulle de la racine unitaire ces modèles deviennent :

Modèle (1) : $C_t = C_{t-1} + \mu_t$ pour $\rho = 1$

Modèle (2) : $C_t = C_{t-1} + \mu_t$ pour $\rho = 1, (1 - \rho)m = 0$

$$\text{Modèle (3)} : C_t = \beta + C_{t-1} + \mu_t \text{ pour } \rho = 1 \rightarrow \begin{cases} (1 - \rho)\alpha = 0 \\ \rho\beta = \beta \\ (1 - \rho)\beta = 0 \end{cases}$$

Comme il peut être constaté, sous l’hypothèse nulle, la consommation suivrait une marche aléatoire. Elle serait sans dérive et caractérisée par une non stationnarité de nature purement stochastique dans les deux

premiers modèles, qui sont identiques à l’équation (9), tandis que, dans le dernier modèle, elle serait avec dérive et caractérisée par une non stationnarité de nature mixte : déterministe et stochastique ; les écarts μ_t par rapport à la tendance linéaire sont stationnaires en différences. L’exécution de ce test, sur le logiciel Eviews, en niveau, et au seuil de 5% a fourni les résultats suivants⁷ :

Tableau n°1 : Résultats du test ADF

Modèles	Valeurs empiriques du test	Valeurs critiques du test	Nombres de retards	Avec constante	Avec trend	Présence de la racine unitaire
(1)	-0,380767	-1,946447	0	Non	Non	Oui
(2)	-1,985908	-2,911730	0	Oui	Non	Oui
(3)	-4.516379	-3.486509	0	Oui	Oui	Non

Source : conçu par l’auteur à partir des résultats sur Eviews

Les résultats du test de la racine unitaire montre qu’elle est présente seulement dans les deux premiers modèles et absente dans le dernier. Ainsi, dans les deux premiers modèles, l’hypothèse de la marche aléatoire de la consommation se trouve vérifiée, alors qu’elle est infirmée dans le dernier modèle. Or, il a été fait remarquer précédemment sous l’hypothèse nulle de la racine unitaire, les modèles (1) et (2) devenaient identiques à l’équation (9), conformément au résultat de Hall (1978). De ce fait, il est possible de conclure, ; à partir des résultats obtenus avec les deux premiers modèles, que la consommation suit une marche aléatoire. Elle est, sans

dérive, caractérisée par une non stationnarité de nature purement stochastique dans les deux premiers modèles, identiques à l’équation (9). Mais, la contradiction, observée dans les résultats du test entre les deux premiers modèle et le troisième modèle, pose le problème de la meilleure représentation du processus déterminant l’évolution de la consommation privée réelle par tête au Congo – Brazzaville. Pour résoudre ce problème, nous procédons à la comparaison entre les trois modèles. Cette comparaison est faite à partir des critères Akaike, Schwarz et Hannan-Quinn dont les valeurs sont résumées dans le tableau suivant :

⁷ En fait sous l’hypothèse nulle, la consommation va suivre un processus de différences stationnaires (differency stationary, DS), alors que sous

l’hypothèse alternative elle suivrait un processus de tendances stationnaires (tendency stationary, TS)

Tableau 2 : Valeurs des critères Akaike, Schwarz et Hannan-Quinn

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Critère d'information d'Akaike	12,02706	11,99544	11,86148*
Critère de Schwarz	12,09748	12,10108	11,96619*
Critère de Hannan – Quinn	12,05455	12,03668	11,90244*

Source : conçu par l'auteur à partir des résultats sur Eviews

Il ressort de ce tableau que le modèle, dans lequel les pertes d'informations sont minimisées, selon les trois critères, est le troisième modèle. En conséquence, le processus de génération des données de la série sur la consommation privée réelle par tête au Congo – Brazzaville est décrite au mieux par le modèle (3). Toutefois, ce dernier ne présente pas de racine unitaire. Ainsi, le processus de génération des données de cette série est stationnaire remettant ainsi en cause l'hypothèse de la marche aléatoire de la consommation.

CONCLUSION ET IMPLICATION DE POLITIQUE

Le principal résultat de cette étude est le rejet de l'hypothèse d'une marche aléatoire de la consommation au Congo – Brazzaville. Le test de Fisher a montré que le modèle (3) avec trend et constante est la meilleure représentation du processus qui détermine l'évolution de la consommation. En conséquence, les résultats de Hall (1978) obtenus sous l'hypothèse nulle par les modèles (1) et (2), n'est pas approprié pour le Congo – Brazzaville. Le test de la racine unitaire appliqué au modèle (3) a permis la mise en évidence du caractère stationnaire de la série qui suit alors un processus de tendance stationnaire.

Ce résultat a d'importantes implications en matière de modélisation macroéconomique et en particulier en termes d'analyse conjoncturelle. En effet, il suggère que les chocs aléatoires ou les innovations stochastiques frappant l'économie congolaise ne puissent qu'avoir une influence temporaire ou transitoire sur

la consommation qui tendra à rejoindre ensuite son sentier de croissance de long terme c'est à dire la tendance linéaire. Par conséquent, les prévisions à long terme de la consommation privée au Congo – Brazzaville devrait converger inconditionnellement vers la tendance linéaire.

En outre, s'il s'avère que les séries chronologiques macroéconomiques sont représentées de manière plus adéquate par un processus de différence stationnaire que par un processus de tendance stationnaire, il en résulterait dans le cas concerné ici, une remise en cause de la décomposition usuelle en analyse conjoncturelle : tendance déterministe (croissance) / fluctuation stationnaire (cycle). L'explication en est que, si la consommation privée réelle par tête peut être considérée comme la somme d'une composante de croissance (C_t^T) et d'une composante cyclique (C_t^C) transitoire (stationnaire), toute non stationnarité sous-jacente devrait être attribuée à la composante de croissance. Par conséquent, si la consommation privée par tête admettait une représentation de type différence stationnaire, alors sa composante de croissance devrait suivre un processus de type différence stationnaire et non une tendance déterministe comme il en est le cas ici.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Akerlof, George (2005), "Lecture Notes for Economics 202A. Lectures 13 and 14." Berkeley, California.
- Banque Mondiale (1996), "Rapport sur le Développement dans le Monde", Washington, D. C.
- Banque Mondiale (1997), "Evaluation de la pauvreté", Rapport n°16043, cob, Congo, Brazzaville
- Brow, T. M. (1952), "Habit Persistence and Lags in Consumer Behaviour", *Econometrica*, 20(3), pp 355 – 371.
- Campbel, J. Y. and Mankiw, N. G. (1989), "Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence", *NBER Macroeconomics Annual 4*, pp 185 – 216.
- Campbell, J and Deaton, A (1987), "Is Consumption Too Smooth?", NBER Working Paper N°2134.
- Chege Duncan (2019), "Testing Hall's Random Walk Consumption Hypothesis of Permanent Income for Kenya", disponible sur research gate, <https://www.researchgate.net/publication/334326997>
- Cochrane, J. H. (1989), "The Sensitivity of Tests of The Intertemporal Allocation of Consumption to Near Rational Alternatives", *American Economic Review*, 79 (3), pp 319 – 337.
- Diata, H. (1989), "Ajustement Structurel au Congo", *Revue Tiers Monde*, Tome 30, N°117, pp 187 – 202 ;
doi :
<https://doi.org/10.3406/tiers.1989.3828>.
- Dickey, D and Wayne A Fuller (1979), "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74 (June), pp 427 -431
- Duesenbery, J. S. (1949), "Income, Saving and the Theory of Consumer Behaviour", Harvard University Press, Cambridge.
- Durbin, J.(1960), " Estimation of Parameters in Times Series Regression Models", *Journal of The Royal Statistical Society, Series B*, N°22, pp 139 – 153.
- Flavin, M. A. (1981), "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income", *Journal of Political Economy*, 89(5), October, pp 974 – 1009.
- Fond Monétaire Internationale (1996), "Annuaire Statistiques Financières Internationales", FMI, XL, Washington, D. C.
- Friedman, M(1957) "A Theory of the Consumption Function", Princeton University Press.
- Greg Hannsgen (2006), "A Random Walk Down Maple Lane? A Critique of Neoclassical Consumption Theory with Reference to Housing Wealth", The Levy Economics Institute Working paper, N°445, 28p.
- Hall, R. E and Mishkin, F (1982), "The sensitivity of consumption to Transitory Income: Estimates From Panel Data on Households ", *Econometrica*, 50 (March), pp 461 - 481
- Hall, R. E. (1978), "Stochastic Implications of The life Cycle – Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, 86 (december), pp 971 – 987.
- Hildreth, C. and Lu, J. Y. (1986), " Demand Relations with Autocorrelated Disturbances", *Michigan Agricultural Experiment Station Technical Bulletin*, n° 276, Michigan State University.

- Hugon, P. (1989), " *Les Economies Africaines*", ed La Découverte, Paris.
- Keynes, J. M.(1936), "*The General Theory of Employment, Interest and Money*", London : Macmillan
- Kim Youn H. (2017), "The permanent income hypothesis, transitional dynamics, and excess sensitivity of consumption", *Structural Change and Economic Dynamics*, N° 40 (2017) , pp 10–25 , <http://dx.doi.org/10.1016/j.strueco.2016.10.001>
- Koyck, L. M. (1954), "*Distributed Lags and Investment Analysis*", North Holland, Amsterdam
- Kusnets, S. (1946), "*Uses of National Income in Peace and War*", NBR
- Mahieu, F. R. (1990), "*Les Fondements de la Crise Economique en Afrique Noire*", ed l'Harmattan, Paris.
- Mankiw, N. G. and Shapiro, Matthew, D. (1985), "Trends, Random Walks and the Permant Income Hypothesis", *Journal of Monetary Economics*, 16 (September, pp 165 – 174.
- Modigliani, F and Miller, M. H.(1963), "Corporate Income Taxes and the Coste of Capital : A Correction", *American Economic Review*, 53(3), Juin, pp 433 -443
- Modigliani, F.and Brumberg, R. (1954),"Utility Analysis and Consumption Function : an Interpretation of Cross – Section Data", in K. Kurihara, *Post Kenesian Economics*, Rutgers University Press, New Brunswick, N. J., pp 388 -436
- Olivier, J. B. and Mankiw, G.(1988), "Consumption : Beyond Certainty Equivalence", *American Economic Review*, 78(2), Juin, pp 173 -177
- Rao, B. Bhaskara and Sharma, Kanhaiya Lal (2007), "Testing the permanent income hypothesis in the developing and developed countries: A comparison between Fiji and Australia", MPRA Paper No. 2725, posted 13 Apr 2007 UTC, 15p, <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/2725/>
- Romer, D. (1996), " *Macroéconomie Avancée*", Mc Graw – Hill, Inc
- Schubert, K. (1996),"*Macro-économie : Comportement et Croissance*", ed Vuibert, Paris.
- Viard Alan, D. (1997), "How forecastable is consumption growth? New evidence on the Hall random walk hypothesis", *Applied Economics*, 29:11, pp1435-1446, DOI: 10.1080/000368497326264
- West Kenneth, D. (1988), " The Insensitivity of Consumption to News About Income", *Journal of Monetary Economics*, N°27, January, pp 17 – 34.

ANNEXE

1. RESULTATS D'ESTIMATION : d(cons_menages) d(pib_par_habitant) AR(1)

Dependent Variable: D(CONS_MENAGES)

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)

Date: 09/30/21 Time: 15:44

Sample: 1961 2020

Included observations: 60

Convergence achieved after 21 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PIB_PAR_HABITANT)	0.139914	0.052281	2.676183	0.0097
AR(1)	-0.392452	0.084102	-4.666363	0.0000
SIGMASQ	8277.186	970.0575	8.532675	0.0000
R-squared	0.190223	Mean dependent var		-0.586381
Adjusted R-squared	0.161809	S.D. dependent var		101.9549
S.E. of regression	93.34253	Akaike info criterion		11.96192
Sum squared resid	496631.2	Schwarz criterion		12.06664
Log likelihood	-355.8577	Hannan-Quinn criter.		12.00288
Durbin-Watson stat	2.050699			
Inverted AR Roots	-.39			

2. RESULTATS DE STATIONNARITE ADF (none)

Null Hypothesis: CONS_MENAGES has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.380767	0.5429
Test critical values:		
1% level	-2.604746	
5% level	-1.946447	
10% level	-1.613238	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CONS_MENAGES)

Method: Least Squares

Date: 09/30/21 Time: 15:50

Sample (adjusted): 1962 2020

Included observations: 59 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CONS_MENAGES(-1)	-0.006776	0.017797	-0.380767	0.7048
D(CONS_MENAGES(-1))	-0.338497	0.124914	-2.709844	0.0089
R-squared	0.118819	Mean dependent var		-0.133816
Adjusted R-squared	0.103360	S.D. dependent var		102.7693
S.E. of regression	97.31332	Akaike info criterion		12.02706
Sum squared resid	539783.3	Schwarz criterion		12.09748
Log likelihood	-352.7982	Hannan-Quinn criter.		12.05455
Durbin-Watson stat	1.996496			

3. RESULTATS DE STATIONNARITE ADF (constant)

Null Hypothesis: CONS_MENAGES has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.985908	0.2921
Test critical values:		
1% level	-3.546099	
5% level	-2.911730	
10% level	-2.593551	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CONS_MENAGES)

Method: Least Squares

Date: 09/30/21 Time: 15:51

Sample (adjusted): 1962 2020

Included observations: 59 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CONS_MENAGES(-1)	-0.176494	0.088873	-1.985908	0.0519
D(CONS_MENAGES(-1))	-0.253137	0.129602	-1.953193	0.0558
C	123.1957	63.26680	1.947242	0.0565
R-squared	0.174700	Mean dependent var		-0.133816
Adjusted R-squared	0.145225	S.D. dependent var		102.7693
S.E. of regression	95.01432	Akaike info criterion		11.99544
Sum squared resid	505552.4	Schwarz criterion		12.10108
Log likelihood	-350.8655	Hannan-Quinn criter.		12.03668
F-statistic	5.927073	Durbin-Watson stat		1.960907
Prob(F-statistic)	0.004625			

4. RESULTATS DE STATIONNARITE ADF (Constant, Linear Trend)

Null Hypothesis: CONS_MENAGES has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.516379	0.0032
Test critical values:		
1% level	-4.118444	
5% level	-3.486509	
10% level	-3.171541	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(CONS_MENAGES)

Method: Least Squares

Date: 09/30/21 Time: 15:52

Sample (adjusted): 1961 2020

Included observations: 60 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CONS_MENAGES(-1)	-0.472245	0.104563	-4.516379	0.0000
C	238.4460	59.70138	3.993978	0.0002
@TREND("1960")	3.003610	0.892146	3.366726	0.0014
R-squared	0.265566	Mean dependent var		-0.586381
Adjusted R-squared	0.239796	S.D. dependent var		101.9549
S.E. of regression	88.89416	Akaike info criterion		11.86148
Sum squared resid	450423.8	Schwarz criterion		11.96619
Log likelihood	-352.8443	Hannan-Quinn criter.		11.90244
F-statistic	10.30537	Durbin-Watson stat		2.228048
Prob(F-statistic)	0.000151			

Tableau 3 : base de données sur la consommation finale des ménages et le PIB par habitant en dollar constant de 2010

Time	PIB par Habitant	CFM par habitant	Time	PIB par Habitant	CFM par habitant
1960	1562,451931	809,1875124	1991	3002,229445	650,2356001
1961	1652,573417	781,899795	1992	2996,968231	490,1099693
1962	1696,079937	698,4216103	1993	2886,53347	542,7326096
1963	1587,066993	620,1011372	1994	2652,876459	629,5764906
1964	1605,598722	615,399465	1995	2681,996994	727,1271017
1965	1621,35508	601,2072465	1996	2718,468376	807,8041691
1966	1599,917749	537,1139556	1997	2624,725923	775,7435807
1967	1589,882455	499,6152928	1998	2644,999006	423,4746992
1968	1664,514161	551,3810593	1999	2503,106443	791,9585469
1969	1740,519785	601,7544856	2000	2616,121698	749,9820067
1970	1799,047216	615,3081543	2001	2639,221248	893,0670397
1971	1883,181865	590,5880524	2002	2683,066707	641,7818773
1972	1986,394429	568,8283929	2003	2628,240921	695,7994427
1973	2087,385525	541,9684867	2004	2639,391027	725,4355417
1974	2186,447592	507,9911412	2005	2755,928097	815,9023111
1975	2287,124364	501,2284081	2006	2878,785143	841,1701067
1976	2241,417164	574,8015468	2007	2597,537975	873,9757709
1977	1982,041133	486,3682929	2008	2668,169279	920,7927155
1978	2047,630922	532,056972	2009	2882,448831	912,509256
1979	2184,06428	456,6241683	2010	3073,557784	898,9121089
1980	2495,463033	532,8595679	2011	3054,794919	924,8436372
1981	2850,66445	618,20592	2012	3272,757319	919,9611543
1982	3421,95846	883,8068859	2013	3170,320084	897,2225322
1983	3518,524635	711,9950451	2014	3301,690073	943,2275901
1984	3657,413595	741,5655564	2015	3106,340771	971,1710487
1985	3513,219204	748,3133763	2016	2704,339199	926,6633283
1986	3182,23459	678,2196986	2017	2520,432893	814,4420997
1987	3101,686954	668,5643143	2018	2337,167897	829,4051866
1988	3071,396812	652,8542696	2019	2283,319209	828,575819
1989	3066,462907	637,8872625	2020	2049,417864	774,0046686
1990	3013,574823	579,2807317			

Source : conçu par l'auteur à partir de www.world.databank.org