

# BEAC

Banque des Etats de  
l'Afrique Centrale



## BEAC Working Paper

- BWP N° 06/16 -

---

### Formation des habitudes et consommation agrégée dans la CEMAC

---

**MVONDO Emile Thierry**

Docteur en sciences économiques

Direction de la Formation

[mvondot@beac.int](mailto:mvondot@beac.int)

BANQUE DES ETATS DE  
L'AFRIQUE CENTRALE

736, Avenue Monseigneur  
Vogt BP:1917 Yaoundé  
Cameroun

Tel : (237) 22234030 /  
22234060

Fax : (237) 22233329

Novembre 2015

*Les opinions émises dans ce document de travail sont propres à leur (s) auteur (s) et ne représentent pas nécessairement la position de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale.*

*The opinions expressed in this working paper are those of the author (s) and don't necessarily represent the views of the Central Bank of Central Africa States.*

# Formation des habitudes et consommation agrégée dans la CEMAC

MVONDO Thierry \*

Novembre 2016

## Résumé

Nous nous intéressons à la force des habitudes de consommation en Afrique Centrale. La spécification de celles-ci à travers des fonctions de préférences non-séparables dans le temps permet aux modèles d'évaluation des effets de la politique monétaire de corriger le caractère contre-factuel du co-mouvement du taux d'intérêt réel et de la croissance de la consommation à la suite d'un choc de politique monétaire. Une incursion dans les travaux empiriques a révélé l'existence d'études intégrant ou non ces habitudes pour le même pays d'une part et, d'autre part, la variabilité du paramètre traduisant ceux-ci d'autre part pour des études portant sur un même pays. Cet état de choses complexifie la recherche d'information a priori en vue de l'estimation des modèles DSGE et en définitive, impose un travail préalable sur données réelles de la CEMAC. A cet effet, nous dérivons une courbe d'Euler du consommateur représentatif de la zone que nous estimons sur données de panel par la méthode des moments généralisés (GMM). Suivant nos résultats, les habitudes de consommation semblent fortes dans la zone, avec un paramètre se situant autour de 0,83 et une élasticité de substitution intertemporelle de la consommation de 5,62 ; d'où une constante d'Arrow-Pratt de 0,18.

**Mots-clés :** Formation des habitudes - Consommation agrégée - Politique monétaire.

**Codes JEL :** D12, E52, E43

## Habits formation and aggregate consumption in CEMAC

### Abstract

We focus on the strength of habits formation in aggregate consumption in Monetary and Economic Community of Central Africa (CEMAC). The specification of these habits through non-separable preferences over time allows cash in advance models of evaluation of monetary policy effects to better replicate the co-movement of real interest rate and growth of consumption following a monetary policy shock. However, a focus on empirical works led to two observations : (i) existence of studies with and without these habits for the same country and ; (ii) variability of this parameter for studies within the same country. For the DSGE model under construction at the BEAC, finding a priori information for Bayesian estimation became more complicated and requires moving towards an estimate of it in CEMAC zone. For this purpose, we derive an Euler equation for the representative household then, estimate it in panel data with Generalized Methods of Moment. Following our results habits formation seems very strength in CEMAC, with a parameter around 0.83 and an elasticity of substitution about 5.62. This gives an Arrow-Pratt constant of 0.18.

**Keywords :** Habits Formation - Aggregate Consumption - Monetary Policy

**JEL Classification :** D12, E43, E52

---

\*. Docteur en économie et Cadre à la Direction de la Formation de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC).

*L'auteur remercie les cadres de la BEAC pour leurs observations et commentaires. Les erreurs et omissions éventuellement contenues dans le document relèvent du seul fait de l'auteur.*

# Sommaire

<b>Résumé non technique</b>	<b>3</b>
<b>Introduction</b>	<b>4</b>
<b>1 Justifications théoriques et tentatives de validations empiriques de l'hypothèse de formation des habitudes</b>	<b>5</b>
1.1 Formation des habitudes et choix intertemporels de consommation . . . . .	6
1.2 Les travaux empiriques sur l'hypothèse de formation des habitudes de consommation . . . . .	7
<b>2 Le modèle et sa résolution</b>	<b>8</b>
2.1 Comportements non-ricardiens et formation des habitudes de consommation	8
2.2 Spécification du modèle . . . . .	11
2.3 Résolution du modèle . . . . .	12
<b>3 Estimation et principales implications</b>	<b>14</b>
3.1 La méthode d'estimation . . . . .	14
3.2 Interprétation des résultats . . . . .	16
<b>Conclusion</b>	<b>18</b>
<b>Références</b>	<b>21</b>

## Résumé non technique

Ce papier vise principalement à fournir certains inputs au modèle de simulation et d'évaluation des effets de la politique monétaire actuellement en construction à la BEAC. Ces inputs sont le paramètre reflétant les habitudes de consommation d'une part et l'inverse de l'élasticité de substitution intertemporelle (la constance d'Arrow-Pratt) d'autre part. En effet, dans ce type de modélisation partant des comportements individuels (agents représentatif) pour déduire des comportements collectifs, l'agent économique est supposé réagir de la meilleure manière aux décisions de politique économique (il est rationnel). De ce fait, suite à un resserrement de cette politique, il va dans un souci de maintenir inchangé son niveau de bien-être, procéder à un transfert dans le temps, de sa consommation. En d'autres termes, les habitudes qu'il acquiert en matière de niveau et de qualité de consommation (formation des habitudes) l'obligent à procéder à une substitution entre présent et futur de ses niveaux de consommation (élasticité de substitution intertemporelle) lorsque celle-ci est sensée être réduite dans le présent du fait des décisions de politique économique.

La non-prise en compte d'un tel mécanisme dans ce type de modélisation (où il est supposé que les agents économiques disposent d'une encaisse monétaire préalable aux transactions) conduit indubitablement à des conclusions erronées. Ainsi, toute impulsion de politique monétaire se traduirait par une adaptation instantanée du comportement des agents, alors que dans la réalité, un délai est nécessaire pour cela. C'est au cours de ce délai que les décisions de politique monétaire peuvent avoir un impact sur les sphères réelle et financière. Le mécanisme ci-dessus est lié d'une part à la prise en compte des habitudes de consommation et, d'autre part, à la possibilité de substitution. Il est alors question de quantifier la force de ces habitudes et le pouvoir de substitution en vue de leur inclusion dans les relations du modèle. Cette approche conforme à la méthodologie retenue pour ce type de modèle rencontre très vite des difficultés liées notamment à la diversité des paramètres retenus pour un même pays, voir à l'utilisation ou non de ces paramètres pour ce pays. A cela, s'ajoute le fait que la même valeur du paramètre est utilisée pour des économies aux caractéristiques structurelles différentes.

De tout ce qui précède, nous avons pensé que pour la construction des modèles de simulation des mesures de politique monétaire de la BEAC, il est nécessaire de partir des données et donc des valeurs exactes de ces paramètres pour la zone. C'est du moins l'objet de ces travaux qui visent à estimer ces paramètres en prenant en compte toute la CEMAC. Les valeurs trouvées montrent que les habitudes de consommation semblent fortes, avec un paramètre se situant autour de 0,83 et une élasticité de substitution intertemporelle de la consommation de 5,62; d'où une constante d'Arrow-Pratt (son inverse) de 0,18.

# Introduction

La Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC) a amorcé depuis 2011, une réforme de sa politique monétaire. Cette réforme concerne aussi bien le cadre institutionnel, analytique, de mise en œuvre que d'évaluation des effets de cette politique. Pour cela, l'institution envisage de se doter à l'instar de nombreuses banques centrales, d'outils de prévision et de simulation des effets de sa politique monétaire. Dans ce contexte, les modèles à construire vont non seulement incorporer les spécificités de la zone, mais également et surtout, répliquer les principaux faits saillants des économies concernées. Dans ce sillage, se présente la nécessité de supposer une formation des habitudes de consommation, notamment pour des modèles à contraintes d'encaisses préalables. En effet, en l'absence d'une introduction de ces habitudes dans les comportements de consommation, ces modèles s'avèrent incapables de répliquer les faits stylisés d'un choc monétaire tels qu'énumérés par Christiano, Eichenbaum et Evans (2005) <sup>1</sup>.

Ainsi, à la suite d'une impulsion monétaire positive, l'effet de substitution souvent important induit un ajustement instantané et non progressif. Cela s'explique par le fait que les agents économiques anticipent une inflation ultérieure et, afin de lisser leur trajectoire de consommation, ils réduisent instantanément le niveau courant de celle-ci au profit de son niveau futur à travers l'épargne. Le taux d'intérêt nominal augmente, ce qui correspond au mécanisme de substitution intertemporelle standard utilisé par le ménage pour arbitrer entre consommation et épargne. Ce faisant, il devient difficile d'observer le comouvement des taux d'intérêt et de la croissance de la consommation, notamment la persistance de celle-ci. La solution retenue dans la littérature [Furher (2000), Monacelli (2003), Auray (2009)] passe par une hypothèse de formation des habitudes dans le comportement de consommation des ménages, au travers des fonctions de préférence non-séparables dans le temps.

Par formation d'habitudes de consommation, il faut entendre la mise en place d'une disposition acquise, relativement permanente et stable, qui devient une sorte de seconde nature et donc un pouvoir qui facilite l'effort. L'habitude impacte le niveau de consommation qui est lui-même un paramètre de la fonction de préférence de l'agent. De ce fait, une réduction de ce niveau ne peut qu'engendrer une désutilité importante. Ainsi, se trouve expliqué le souci pour un agent de maintenir inchangé son niveau consommation dans le futur, en lissant celle-ci dans le présent, compte tenu de ses niveaux antérieurs; le supplément étant affecté à l'épargne. En définitive, c'est la responsabilité des individus au regard des décisions qu'ils prennent en observant leurs niveaux de consommation passée, et en tenant compte de leurs niveaux de consommation future. Les habitudes apparaissent par conséquent comme le socle du lissage de la consommation dont le paramètre exprime la force de celles-ci. Plus qu'un simple coefficient, ce paramètre traduit la vigueur avec laquelle l'agent économique tient à la réplication de ses niveaux antérieurs de consommation et donc à celui de son niveau d'utilité intertemporelle. Il assure aussi, comme souligné ci-dessus, la validation empirique des faits stylisés d'un choc monétaire dans les modèles

---

1. Suivant ces auteurs, une modification de la politique monétaire, par exemple un choc de politique monétaire expansionniste a pour effet : (i) d'augmenter le produit intérieur brut de façon persistante; (ii) de diminuer le taux d'intérêt nominal et le taux d'intérêt réel de façon persistante; (iii) d'augmenter la croissance de la consommation de façon persistante et; (iv) d'induire une réponse initiale négative et faible du niveau des prix.

à contrainte d'encaisse préalable.

Nonobstant, un examen des travaux empiriques sur ces modèles dans les pays développés et en développement révèle que tous ne prennent pas en compte ces habitudes de consommation d'une part et, d'autre part, c'est la valeur du paramètre exprimant leur force qui est sujet à caution. Ainsi, les travaux de Pesaran et Teng Teng Xu (2013) à la Banque du Canada n'en font pas cas, contrairement au modèle ToTEM de la même institution. Il en est de même du modèle simplifié de Christiano et al. (2010) où, seule la version étendue en fait recours, avec une valeur de 0,77. La Réserve fédérale de New York s'arrime à la valeur fournie par Smets et Wouters (2007) à savoir 0,7. Cette valeur est par ailleurs similaire à celle obtenue par Quint et Rabanal (2013) dans leurs travaux sur la politique monétaire et macro prudentielle en zone Euro. Les travaux de Brubbak et al. (2006) à la Banque de Norvège le situe à 0,8862, valeur tendant vers celle retenue à la Réserve Fédérale de Chicago par Brave et al. (2012) à savoir 1. En Afrique au sud du Sahara, la méthode de calibrage utilisée à la Banque Centrale d'Afrique du Sud par Steinbach et al. (2009)<sup>2</sup> retient des paramètres découlant des travaux en pays développés<sup>3</sup> alors que Shanaka et Saxegaard (2007) trouvent une valeur de 0,3833 par la méthode bayésienne pour le Mozambique. Mieux encore, Boldrin et al. (2001) estiment un coefficient de 0,6 pour le Ghana alors que Dagher et al. (2010) ne spécifient pas d'habitudes de consommation pour le même pays.

Cet état de choses complexifie la recherche d'information a priori en vue d'un calibrage voir une estimation bayésienne des modèles DSGE et en définitive, impose un travail préalable sur données réelles dans la CEMAC où ce type de modèles est en cours de construction. Concrètement, si la non-inclusion d'habitudes de consommation peut être justifiée au sein de modèles n'en nécessitant pas, la disparité de son paramètre au travers d'études empiriques impose d'aller vers une estimation de celui-ci dans la CEMAC, une zone aux caractéristiques différentes de l'Afrique du Sud, du Mozambique ou du Ghana. A cet effet, nous nous intéressons dans un premier temps à la justification théorique et la validation empirique de l'hypothèse de formation des habitudes de consommation. Dans un deuxième temps, un modèle permettant d'évaluer la force de ces habitudes est spécifié pour la CEMAC. Son estimation permet dans un troisième temps de conclure sur la qualité de ces habitudes et de déduire certains paramètres connexes.

## 1 Justifications théoriques et tentatives de validations empiriques de l'hypothèse de formation des habitudes

La reformulation de la fonction de consommation keynésienne par Brown (1952)<sup>4</sup> a mis en exergue en plus des habitudes dans le comportement de consommation, une

---

2. Rudi Steinbach, Patience Mathuloe and Ben Smit (2009) : "An open economy New Keynesian DSGE model of the South African economy".

3. 0,7 A l'instar des travaux de Smets et Wouters (2007).

4. Les critiques adressées à la fonction de consommation keynésienne ont poussé Duesenberry (1949) à la reformulation de celle-ci.

inertie à court terme de celle-ci. Toutefois, cette spécification permettant de justifier la supériorité de la propension marginale à consommer de long terme à celle du court terme n'a pas fourni de fondements à la relation de long terme entre consommation et revenu, notamment la prise en compte des contraintes de ressources des agents qu'implique le lissage de la consommation. En effet, le principe d'arbitrage sous-jacent impose que l'on abandonne la vision de l'épargne comme résidu de la consommation pour considérer celle-ci comme fonction du niveau des revenus et donc un choix entre le présent et le futur. Cette jonction a été faite par l'analyse néoclassique des choix intertemporels avec prise en compte des habitudes de consommation. Une fois présenté ce cadre, les tentatives de validation de l'hypothèse de formation des habitudes sont discutées.

## 1.1 Formation des habitudes et choix intertemporels de consommation

Suivant Dolan et al. (2010), les habitudes sont un modèle automatique et rigide de comportement dans une situation particulière qui est généralement acquis par la répétition et se développe à travers l'apprentissage associatif, lorsque les actions deviennent associés à plusieurs reprises avec un contexte ou un événement. Concrètement, elles rendent compte d'un comportement plus inerte où l'agent révisé moins facilement ses plans de consommation lors des variations de son revenu. La consommation devenant plus lisse, la prise en compte des habitudes dans un modèle positionne celui-ci comme un bon candidat à l'explication de la consommation agrégée (Adda, 1995). Il faut toutefois ici opérer une nuance entre habitudes rationnelles et habitudes myopes. Une habitude est rationnelle lorsque l'agent économique concerné est conscient et anticipe les effets de ses choix présents sur ses choix avenir. Elle est myope dans le cas où il n'anticipe pas que ses choix présents entraîneront un effet d'habitudes sur ses choix futurs. L'environnement d'analyse étant rationnel, c'est le premier cas qui nous intéresse ici. Mieux encore, il établit un pont entre la formation des habitudes et les choix intertemporels.

Les choix intertemporels sont des décisions qui découlent des arbitrages entre des coûts et des bénéfices qui surviennent à différents moments du temps. Concrètement, ils traduisent la préférence accordée par les individus au futur proche par rapport à un futur plus lointain, et décrivent les mécanismes psychologiques et cérébraux à l'œuvre. Une de leurs applications, au-delà de la finance a été dans l'explication du comportement de consommation à partir de ses fondements microéconomiques. Suivant cette logique inspirée des travaux de Fisher (1930), les choix de consommation sont analysés dans une perspective intertemporelle où la consommation courante est une fonction de la richesse et du taux d'intérêt. Ce contexte est formalisé par la théorie néoclassique des choix intertemporels qui s'appuie à cet effet sur trois postulats majeurs : (i) microfondements des comportements ; (ii) rationalité et ; (iii) intertemporalité. En définitive, c'est une mise en avant des modèles de choix intertemporels avec la richesse et le taux d'intérêt comme principaux déterminants de la consommation.

Sur un plan mathématique, les habitudes de consommation sont modélisées par des fonctions d'utilité non-séparables dans le temps, incorporant le niveau de consommation courante et les niveaux passés. Hicks (1965) affirmait à cet effet que : « ... considérer que les

consommations successives sont indépendantes est un non-sens : la condition naturelle est que ces consommations soient complémentaires ... ». Toutefois, les consommations passées entre avec des signes négatifs dans cette fonction d'utilité, ce qui permet de prendre en compte le fait que le consommateur n'a pas intérêt à varier ses plans de consommation. Il doit alors traduire cette contrainte par un transfert intertemporel de la consommation dans le temps : il opère en définitive un arbitrage entre consommer aujourd'hui ou consommer demain en épargnant ou en désépargnant.

## 1.2 Les travaux empiriques sur l'hypothèse de formation des habitudes de consommation

La synthèse ci-dessous s'inspire des travaux d'Auray (2009). Ainsi, il y apparaît que les études relatives à la validation de l'hypothèse de formation d'habitudes de consommation ont été menées suivant trois directions. La première s'est intéressée à la distinction entre habitudes internes et externes, la deuxième s'est focalisée sur la vitesse avec laquelle les habitudes réagissent à la consommation, et la troisième s'est concentrée sur la forme fonctionnelle des habitudes. Ainsi, suivant la première direction, le comportement de consommation de l'agent est influencé par la catégorie à laquelle il pense appartenir [Abel (1990), Campbell et Cochrane (1999), Dunn et Singleton (1986) puis Constantinides et Ferson (1991)]. Suivant la deuxième, les habitudes peuvent dépendre d'un retard sur la consommation [Abel (1990, 1999), Dunn et Singleton (1986) puis Constantinides et Ferson (1991)] ou ne réagir que de façon graduelle aux modifications du niveau de consommation [Sundaresan (1989), Constantinides (1990), Heaton (1995) puis Campbell et Cochrane (1999)]. Quant à la troisième, la persistance des habitudes est modélisée en ratio [Abel (1990, 1999)] ou en différences [Sundaresan (1989), Constantinides (1990), Constantinides et Ferson (1991) puis Campbell et Cochrane (1999)].

En rapport avec la nature des données et leur dimension temporelle, les tentatives de validation de la spécification des fonctions de préférence non-séparables dans le temps (et donc des habitudes de consommation) ont été menées aussi bien au niveau agrégé qu'au niveau individuel. Sur données agrégées, les premiers travaux sont ceux de Ferson et Constantinides (1991). Ces derniers se sont intéressés au degré de non-séparabilité temporelle de la fonction d'utilité sur la base des séries américaines de la consommation de biens non-durables. L'estimation a été faite par la méthode des moments généralisés avec comme instruments, diverses variables financières. En conclusion, leurs résultats se sont révélés tributaires des instruments choisis et de la fréquence de la série de la consommation. Ainsi, l'hypothèse de non-séparabilité a été acceptée sur données trimestrielles et mensuelles<sup>5</sup>. Contrairement à l'étude ci-dessus, Carrasco et al. (2006) se sont appuyés sur un échantillon de 3200 ménages espagnols sur huit trimestres. Les variables mises en relation dans l'équation d'Euler étaient la consommation, le revenu ainsi que d'autres variables sociodémographiques liées aux ménages. Sur cette base, les auteurs ont conclu

---

5. Ces auteurs militent toutefois pour l'usage de données trimestrielles pour deux raisons (Auray, 2009) : (i) l'erreur de mesure, qui peut induire une autocorrélation négative de la croissance de la consommation est proportionnellement plus importante dans les données mensuelles que dans les données trimestrielles ; (ii) les composantes des données mensuelles de consommation sont calculées par interpolation, ce qui peut induire une autocorrélation négative.



à la présence d'habitudes de consommation chez ces ménages.

D'autres estimations conduites sur données microéconomiques ont confirmé l'existence d'un phénomène de formation d'habitudes. Ainsi, Naik et Moore (1996) ont testé l'existence d'habitudes en utilisant des données microéconomiques trimestrielles portant sur la consommation de nourritures et ont obtenu des valeurs proches de 0,5<sup>6</sup>. L'on peut également mentionner certains résultats moins marqués tels que ceux obtenus par Dunn et Singleton (1986), Eichenbaum et al. (1988), Eichenbaum et Hansen (1988) et Heaton (1990 puis 1993). A l'opposé, Dynan (2000) est arrivé à des résultats contraires. En effet, ce dernier a conduit un test sur données annuelles de nourriture. Ses résultats n'ont pas révélé de phénomène de formation d'habitudes. Ce qui peut laisser penser qu'il s'agirait essentiellement d'un phénomène trimestriel sur données microéconomiques.

## 2 Le modèle et sa résolution

Dans la CEMAC, la problématique de l'inclusion financière est d'actualité. Il s'agit d'une fraction de ménages n'ayant pas accès aux services financiers et ne pouvant pas procéder à une substitution intertemporelle. C'est pourquoi dans cette section, nous discutons dans un premier temps de la possibilité pour les ménages non-ricardiens d'être sous l'influence d'un processus de formation d'habitudes. L'unicité du paramètre qui découle de cette analyse nous permet par la suite de spécifier et résoudre notre modèle. L'équation d'Euler de la consommation obtenue est enfin estimée et les principales implications dégagées.

### 2.1 Comportements non-ricardiens et formation des habitudes de consommation

Les modèles avec agents à participation limitée aux marchés financiers sont construits sous l'hypothèse que seuls les ménages ricardiens peuvent former des habitudes. Cela est en partie imputable au fait que la substitution intertemporelle de la consommation n'est envisageable qu'en présence d'une épargne au sein d'un marché financier notamment. De ce fait, l'inaccessibilité du premier type de ménages à ces marchés induit une impossibilité de formation d'habitudes de consommation de leur part. Toutefois, rappelons ici que les habitudes sont un processus cognitif qui se développe à travers la répétition et, qui permet à un agent de se maintenir sur la même courbe de préférence intertemporelle. Par conséquent, l'incapacité du ménage à accéder aux marchés financiers devrait pousser celui-ci vers une gestion intra temporelle de ses préférences. En outre, les pays en développement sont caractérisés par une prépondérance de la finance informelle qui permettrait, à l'instar des marchés financiers standards, de canaliser l'épargne de ce type de ménages : le défi étant d'arriver à la formalisation des marchés informels.

---

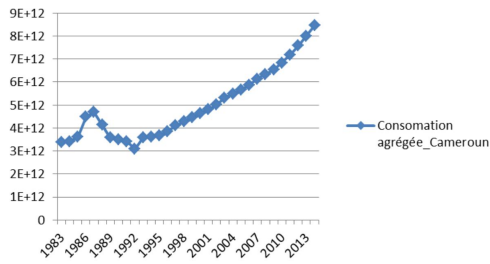
6. Voir également Heien et Durham (1991).

Dans la CEMAC, la proportion des ménages non-ricardiens se situe au-delà de 0,8<sup>7</sup>. Ceux-ci ont en outre la particularité d'appartenir à des segments du marché du travail caractérisés par une dynamique erratique. Ainsi, il n'est pas surprenant de voir un ménage changer d'emploi ou occuper successivement ou simultanément plusieurs emplois pour maintenir son revenu et donc son utilité inchangé. De ce fait, l'arbitrage passe de la dimension intertemporelle (à travers l'épargne et les marchés financiers) à une dimension intra temporelle (à travers la substitution du travail au loisir). Le cas contraire pour ce type de marché déboucherait sur une volatilité du revenu, de la consommation et des préférences intertemporelles ; situation contraire à la nécessité d'un lissage de la consommation. Une dimension intertemporelle pourrait toutefois être réintroduite avec la finance informelle qui caractérise les économies de la zone.

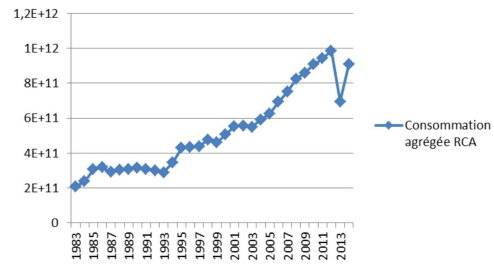
Un deuxième argument en faveur de la formation des habitudes de la part des ménages non-ricardiens réside dans la proportion de ceux-ci comme souligné ci-dessus. En effet, l'hypothèse souvent faite dans les modèles à contrainte d'encaisse préalable sur la consommation agrégée  $C_t$  est la suivante :  $C_t = (1 - \lambda)C_t^{NR} + \lambda C_t^R$ . Où  $\lambda$  est la proportion de ménages ricardiens,  $C_t^R$  leur consommation et  $C_t^{NR}$  la consommation des ménages non-ricardiens. Ainsi, au vu de la valeur de la proportion ci-dessus, il est logique de penser que le caractère lissé de sa consommation ci-après, nonobstant quelques bris, découle en partie de celle des ménages non-ricardiens.

---

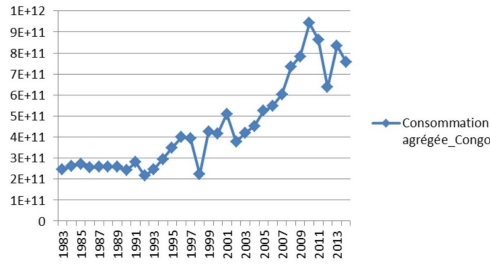
7. **Banque mondiale (2014)** : Rapport sur l'inclusion financière.



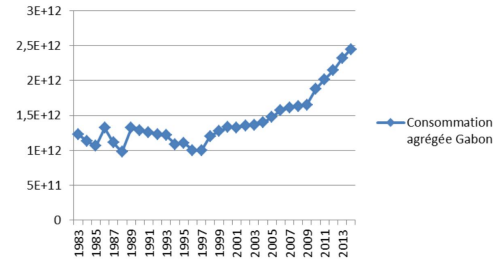
(a) Evolution de la Consommation Agrégée au Cameroun (1983-2014)



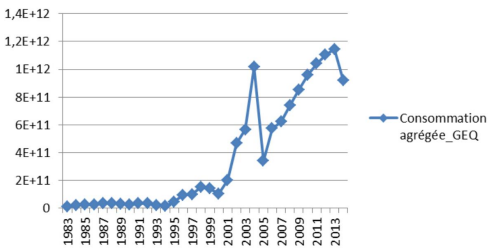
(b) Evolution de la Consommation Agrégée en République Centrafricaine (1983-2014)



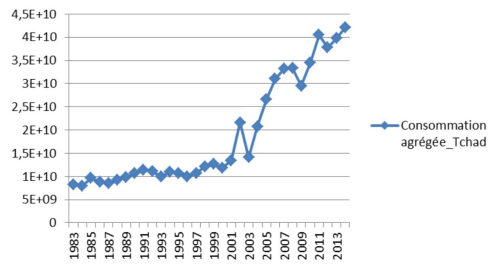
(c) Evolution de la Consommation Agrégée au Congo (1983-2014)



(d) Evolution de la Consommation Agrégée au Gabon (1983-2014)



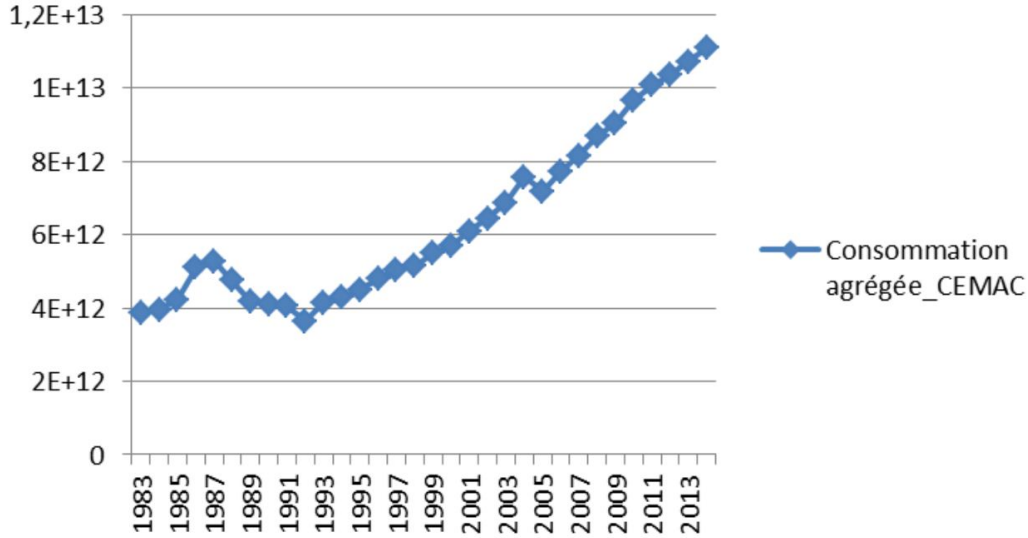
(e) Evolution de la Consommation Agrégée en Guinée Équatoriale (1984-2014)



(f) Evolution de la Consommation Agrégée au Tchad (1984-2014)

**Graphique 1 – Evolution de la consommation agrégée dans les Etats de la CEMAC**

Enfin, de tout ce qui précède, la proportion des ménages non-ricardiens étant importante et la consommation agrégée apparaissant bien lissée sur la figure ci-dessous, il est logique de postuler à l'unicité d'une part, et d'autre part, à une valeur élevée du paramètre captant la force des habitudes de consommation dans la zone.



Graphique 2 – Evolution de la consommation agrégée de la CEMAC (1983-2014)

## 2.2 Spécification du modèle

Soit un ménage représentatif qui maximise sa fonction d'utilité ayant pour argument la consommation (y compris le stock d'habitudes y relatif), l'encaisse réelle et le travail. Ce ménage est supposé offrir du travail à la firme représentative sur un marché concurrentiel. Il procède également à une allocation intertemporelle de bien-être à travers l'acquisition de bons du Trésor ou la détention d'encaisses réelles.

Si l'on note  $(C_t)$  la consommation,  $(P_t)$  le niveau général des prix,  $(\frac{M_t}{P_t})$  l'encaisse réelle,  $(L_t)$  les heures travaillées,  $\beta$  le facteur d'escompte,  $(H_t)$  le stock d'habitudes et  $g_t$ , un choc de préférence qui altère l'utilité marginale de la consommation, affecte la volonté du ménage à opérer une substitution entre consommation et travail ainsi qu'entre les niveaux de consommation des différentes périodes. La fonction de préférence intertemporelle du ménage représentatif est la suivante :

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ e^{g_t} U(C_t, H_t) + m \left( \frac{M_t}{P_t} \right) - \frac{L_t^{1-\chi}}{1-\chi} \right], \chi > 0 \quad (1)$$

Sous l'hypothèse d'une forme fonctionnelle additive, l'expression explicite de l'utilité liée à la consommation et au stock d'habitudes<sup>8</sup> est  $U(C_t, H_t) = \frac{(C_t - H_t)^{1-\sigma}}{1-\sigma}$ , avec  $H_t =$

8. Suivant Dennis (2008), la prise en compte du stock d'habitudes peut se faire de deux manières ici, avec chacune deux modalités. Premièrement, l'on peut supposer des habitudes internes, ce qui suppose sur un plan microéconomique, que la consommation d'un individu est influencée par son niveau de

$h(\tilde{C}_{t-1}^D \tilde{C}_{t-1}^{D+1})$  et  $(h)$  le paramètre de lissage de la consommation.

Ainsi, si  $(D = 0)$ , les habitudes sont externes alors qu'elles sont internes lorsque  $D = 1$ .

La contrainte budgétaire à laquelle fait face le ménage représentatif est donnée par l'équation 2 :

$$C_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} = \omega_t L_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{(1 + R_{t-1})B_{t-1}}{P_t} + \frac{D_t}{P_t} \quad (2)$$

Cette contrainte budgétaire implique que les dépenses des ménages, telles que fournies par le côté gauche de l'égalité, découlent de la consommation, de leurs encaisses réelles et des titres publics. Leurs flux de revenu découlant du côté droit de l'égalité se composent des salaires, des dividendes et des intérêts sur les placements au titre des bons du Trésor de la période antérieure.  $B_t$  et  $D_t$  sont respectivement les bons du Trésor détenus par les ménages ménages et les dividendes et revenus du seigneurage.  $\omega_t$  est le salaire réel et  $R_t$  le taux d'intérêt sur les bons.

### 2.3 Résolution du modèle

Le problème du ménage représentatif est de maximiser son utilité sous sa contrainte budgétaire par le choix de  $C_t, M_t, L_{t0}^\infty$ . Il est le suivant :

$$\begin{aligned} \text{Max} \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t \left\{ \left[ e^{g_t} U(C_t, H_t) + m \frac{M_t}{P_t} - \frac{L_t^{1-\chi}}{1+\chi} \right] \right. \\ \left. - \Lambda_t \left[ C_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} - \omega_t L_t - \frac{M_{t-1}}{P_t} - \frac{(1 + R_{t-1})B_{t-1}}{P_t} - \frac{D_t}{P_t} \right] \right\} \quad (3) \end{aligned}$$

En nous concentrant uniquement sur les conditions de premier ordre susceptibles de nous fournir l'équation d'Euler de la consommation, nous avons :

$$\left[ \frac{e^{g_t} \partial U(C_t, H_t)}{\partial C_t} + E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left( \frac{e^{g_{t+i}} \partial U(C_{t+i}, H_{t+i})}{\partial H_{t+i}} \frac{\partial H_{t+i}}{\partial C_t} \right) \right] = \Lambda_t \quad (4)$$

consommation antérieure. Deuxièmement, l'on peut envisager des habitudes externes, c'est-à-dire que le niveau de consommation d'un individu est influencé par celui du groupe auquel il appartient. Dans les deux cas, les habitudes peuvent rentrer dans la fonction d'utilité sous une forme multiplicative ou additive. Toutefois, Dennis (2008) montre que pour des données macroéconomiques, la spécification d'habitudes externes sous une forme fonctionnelle additive est meilleure.

$$-\frac{\Lambda_t}{P_t} + \beta(1 + R_t)E_t \frac{\Lambda_{t+1}}{P_t} = 0 \quad (5)$$

$$-L_t^x + \Lambda_t \frac{w_t}{P_t} = 0 \quad (6)$$

L'on montre qu'une approximation log-linéaire de la relation 5 à l'état stationnaire<sup>9</sup> est donnée par :

$$\lambda = E_t \lambda_{t+1} + (r - E_t \pi_{t+1}) \quad (7)$$

En substituant H par sa valeur dans la relation 4, celle-ci devient :

$$E_t[e^{g_t}(C_t - hC_{t-1})^{-\sigma} - h\beta D e^{g_{t+1}}(C_{t+1} - \eta C_t)^{-\sigma}] = \Lambda_t \quad (8)$$

Sa linéarisation fournit alors :

$$\frac{-\sigma(c_t - hc_{t-1}) + h\sigma\beta D(E_t c_{t+1} - hc_t) + (1-h)g_t}{(1-h)(1-h\beta D)} = \lambda_t \quad (9)$$

En combinant les relations 7 et 9 et en restant uniquement dans le contexte des habitudes externes ( $D = 0$ ) la courbe d'Euler qui en découle est la suivante :

$$c_t = \frac{h}{1+h}c_{t-1} + \frac{1}{1+h}E_t c_{t+1} - \frac{1-h}{\sigma(1+h)}(r_t - E_t \pi_{t+1} - \rho - g_t) \quad (10)$$

En nous intéressant à la CEMAC dans sa globalité, le paramètre exprimant la force des habitudes de consommation peut être recherché par une approche en données de panel. Ce qui nous permet alors d'écrire :

$$c_{it} = \frac{h}{1+h}c_{i,t-1} + \frac{1}{1+h}E_t c_{i,t+1} - \frac{1-h}{\sigma(1+h)}(r_{i,t} - E_t \pi_{i,t+1} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}) \quad (11)$$

Où  $(\varepsilon_{i,t} = \frac{1-h}{\sigma(1+h)}g_t)$  est l'approximation de Taylor du choc de préférence par pays au voisinage de son état stationnaire et  $\left(\mu = \rho \left(\frac{1-h}{\sigma(1+h)}\right)\right)$

Par ailleurs, l'observation de la relation ci-dessus nous permet après estimation, de déduire outre le paramètre captant la force des habitudes ( $h$ ), l'inverse de l'élasticité de

9. Voir Dennis (2008), les minuscules désignent à cet effet les variables à l'état stationnaire.

substitution intertemporelle de la consommation.

### 3 Estimation et principales implications

#### 3.1 La méthode d'estimation

##### 3.1.1 Une solution au problème de suridentification présent dans le modèle

L'examen de la relation 11 nous montre que dans le cadre d'une estimation sans contraintes, le paramètre de lissage des habitudes peut être déterminé à partir de plusieurs coefficients. Ainsi, si nous réécrivons cette relation telle que :

$$c_{i,t} = C(1) + C(2) * c_{i,t-1} + C(3) * E_t c_{i,t+1} - C(4) * (r_{i,t} - E_t \pi_{i,t+1}) + \varepsilon_{i,t}, \quad (11')$$

Alors, nous aurons comme valeur du paramètre de lissage pour les coefficients  $a(2)$  et  $a(3)$  :

$$C(2) = \frac{h}{1+h} \Rightarrow h = \frac{C(2)}{1-C(2)} \quad (12)$$

$$C(3) = \frac{1}{1+h} \Rightarrow h = \frac{1-C(3)}{C(3)} \quad (13)$$

Ainsi, il apparaît qu'une relation univoque permettant de déterminer le paramètre de lissage n'est envisageable que si l'on admet une contrainte relationnelle entre les coefficients de 11, ce qui permet en définitive de contourner le problème de suridentification. Pour cela, nous retenons la valeur de  $(h)$  fournie par la relation 12 que nous substituons dans les coefficients  $C(1)$ ,  $C(2)$  et  $C(4)$ . Les coefficients  $C'(1)$  et  $C'(4)$  nous permettent de déterminer l'élasticité de substitution ( $\sigma^{-1}$ ) et la constante de la relation de Fisher ( $\rho$ ).

Ces coefficients se réécrivent tels que :

$$C(1) = \rho C(4) = \rho \sigma^{-1} \frac{\left[ 1 - \left( \frac{C(2)}{1-C(2)} \right) \right]}{\left[ 1 + \left( \frac{C(2)}{1-C(2)} \right) \right]} \quad \text{et} \quad C(4) = \sigma^{-1} \frac{\left[ 1 - \left( \frac{C(2)}{1-C(2)} \right) \right]}{\left[ 1 + \left( \frac{C(2)}{1-C(2)} \right) \right]} \quad (14)$$

### 3.1.2 Panel dynamique, variables tournées vers le futur et moments généralisés

La nécessité de considérer la CEMAC dans sa globalité et la spécification ci-dessus nous conduisent à faire recours à des méthodes d'estimation en données de panel. Dans ce contexte, il nous est possible de ressortir le comportement médian tout en prenant en compte l'éventuelle hétérogénéité des pays. Nous devons pour cela sérier entre les quatre types de modèles en données de panel à savoir les modèles à effets fixes ou coefficients composés et les modèles à erreurs composés ou coefficients aléatoires. Le choix d'un type particulier repose selon Sevestre (2002) sur deux conditions dont la prédiction des comportements de l'échantillon (effets fixes ou coefficients composés) et la prédiction des comportements de la population (erreurs composées ou coefficients aléatoires). Suivant la deuxième condition dite du principe de parcimonie, il est préférable, du fait de la difficulté à estimer et à interpréter un modèle comportant un très grand nombre de paramètres, d'opter pour un modèle mixte à coefficients variables et à erreurs composées ou à effets fixes dans les situations où prévaut une assez forte hétérogénéité de comportements.

Toutefois, dans un panel dynamique à anticipations rationnelles à l'instar de la relation (6) ci-dessus, le recours aux techniques d'estimation standards des modèles à effets fixes ou aléatoires conduit à des estimateurs non consistants. Cela est imputable au fait que les instruments utilisés sont prédéterminés et non strictement exogènes (Lahiri, 1993)<sup>10</sup>. En effet, la variable tournée vers le futur est à l'origine de deux problèmes. Premièrement, la substitution de la variable anticipée par sa réalisation à  $(t+1)$  peut induire un processus moyenne mobile dans le modèle estimé, quand bien même les erreurs de l'équation originale suivent un bruit blanc (Blake, 1991). Il est par conséquent nécessaire de trouver des instruments valides pour la procédure GMM. Deuxièmement, Pesaran (1988) et Mavrodis (2004) montrent que l'identification des modèles à anticipations rationnelles n'est pas évidente ; les variables anticipées créées une situation de remise en cause des instruments valides.

Comme solution pratique, il est proposé d'inclure parmi les instruments, la variable endogène prise à son retard d'ordre deux, notamment lorsque les variables exogènes sont indépendantes du retard d'ordre un sur la variable endogène. Concrètement, si nous supposons que les anticipations des agents à la période  $(t)$  correspondent à ce que fournit la distribution de probabilité décrivant l'évolution actuelle des variables, alors l'équation d'Euler peut être utilisée pour obtenir la condition d'orthogonalité suivante :

$$U(C_t, \theta) = \frac{h}{1+h}c_{i,t-1} + \frac{1}{1+h}E_t c_{i,t+1} - \frac{1-h}{\sigma(1+h)}(r_{i,t} - E_t \pi_{i,t}) - c_{i,t} \quad (15)$$

Par conséquent, nous pouvons écrire :  $E_t U(C_t, \theta) = 0$ .

Toutefois, la relation 11 comporte au minimum quatre coefficients à estimer, ce qui suppose, en plus de la condition d'orthogonalité fournie par l'équation d'Euler, de re-

---

10. Lahiri, K. (1993) : « 26 Panel data models with rational expectations », Handbook of Statistics, vol. 11, pages 721-737



chercher trois autres conditions d'orthogonalité. L'idée est alors de trouver d'autres variables instrumentales indépendantes à utiliser comme instruments. Ainsi, si nous appelons  $\Omega$  l'ensemble d'information de l'agent représentatif à la période ( $t$ ),  $\Omega$  est en principe l'ensemble  $z_t$  des réalisations antérieures des variables du modèle. En posant  $z_t = \{z_{1t}, z_{1t-1}, \dots; z_{2t}, z_{2t-1}, \dots; z_{kt}, z_{kt-1}, \dots\}$ , alors toute variable de l'ensemble  $\Omega$  sera un instrument valide si et seulement si :  $E_t[z_t U(C_t, \theta)] = 0$ .

## 3.2 Interprétation des résultats

Les données en dimension annuelle sont issues de la base World Development Indicators (WDI 2014) de la Banque mondiale. L'estimation est effectuée après examen de leur stationnarité et l'interprétation suit.

### 3.2.1 Examen de la stationnarité des variables

Le tableau 1 fait un résumé des résultats des différents tests<sup>11</sup> et révèle principalement que ces variables sont stationnaires à niveau.

**Tableau 1** – *Résultat des tests de racine unitaire sur les séries d'intérêt*

Variables	Type de test	Levin, Lin & Chu	Breitung	Im, Pesaran & Shin	ADF	PP	Décision
Consommation	Statistique	-4,19	-4,31	-5,2	46,78	4,25	<b>I(0)</b>
	Probabilité	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	
TIAO-INF(1)	Statistique	-7,59	-4,63	-7,38	66,57	79,22	<b>I(0)</b>
	Probabilité	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	

### 3.2.2 Résultats de l'estimation

Dans un premier temps, nous procédons à l'estimation du modèle sans contraintes. Ce qui nous permet d'obtenir le coefficient  $\frac{h}{1+h}$  de la variable  $c_{i,t-1}$  à confronter à celui du modèle sous contraintes. Une différence statistique entre les deux permettrait de douter de la robustesse des résultats. Par la suite, le modèle sous contrainte est estimé et, après l'ensemble de tests permettant de le valider. Les résultats des estimations sont confrontés aux préconisations théoriques.

L'observation de ce tableau montre qu'il y a perte de pouvoir explicatif en passant de l'estimation sans contraintes (0,64) à l'estimation sous contraintes (0,53); situation que l'on rencontre le plus souvent. Toutefois, trois améliorations sont à souligner : (i) la significativité de toutes les variables sous l'estimation sous contraintes; (ii) l'amélioration de la statistique J permettant d'évaluer l'exactitude de l'identification et; (iii) celle du test de rang des instruments.

11. A titre de rappel, les tests de Levin, Lin et Chu puis Breitung supposent une racine unitaire commune à tous les individus du panel, alors que les tests Im, Pesaran et Shin puis ADF et PP supposent une racine unitaire par individu. Tous ces tests ont conclu à l'absence de racine unitaire.

Tableau 2 – Résultats de l'estimation de la relation (11')

Type d'estimation	Variables	Coefficients	Probabilités	Autres statistiques
<b>Estimation sans contraintes</b>	Constante	1,426	0,1053	$R^2=0,64$
	CFM(-1)	0,418	0	Rang Instruments=32 ; J=3,39
	CFM(-1)	0,257	0,0015	
	TIAO-INF(-1)	-0,770	0,0426	
Instruments	C	CFM(-2)	CFM(-5)	
		CFM(-3)	TIAO(-1)	
		CFM(-4)	TIAO(-2)	
		CFM(-5)	TIAO(-3)	
		TIAO(-1)		
		TIAO(-2)		
		TIAO(-3)		
		TIAO(-4)		
		TIAO(-5)		
		INF(-1)		
		INF(-2)		
		INF(-3)		
		INF(-4)		
		TIAO(-1)	INF(-1)	
		TIAO(-2)	INF(-2)	
		TIAO(-3)	INF(-3)	
		INF(-4)		
<b>Estimation sous contrainte</b>	C'(1)	13,02	0,0014	$R^2=0,53$ ;
	C(2)	0,4538	0	Rang instruments=29 ; J=1,68
	C'(4)	-5,62	0,0001	
Instruments	C	CFM(-2)	CFM(-5)	
		CFM(-3)	TIAO(-1)	
		CFM(-4)	INF(-1)	

Le paramètre reflétant la force des habitudes est fournie par la relation 12 tel que :

$$C(2) = \frac{h}{1+h} \Rightarrow h = \frac{C(2)}{1-C(2)} = \frac{0.4538}{1-0.4538} = 0.83$$

L'élasticité de substitution est  $C'(4) = \sigma^{-1} = 5.62$ , ce qui implique que la constante d'Arrow-Pratt est de 0.18 et la constante de la relation de Fisher est :  $\rho = \frac{C'(1)}{C(4)} = 2.32$ <sup>12</sup>.

## Conclusion

L'objectif de cette étude était d'évaluer la force des habitudes de consommation dans la CEMAC. Pour cela, un modèle a été spécifié et l'équation d'Euler de la consommation du ménage représentatif dérivée. A l'issue des travaux d'estimation, il apparaît que ces habitudes sont bien présentes dans les comportements de consommation et surtout, qu'elles sont fortes. Leur spécification dans un DSGE de la zone ne peut alors que mieux rendre compte du comouvement des taux d'intérêt et de la croissance de la consommation.

## Références

- [1] Abel, A. (1990) ; « Asset Prices under Habit Formation and catching up with the Joneses » : *American Economic Review*, **80**(2), p. 38–42
- [2] Abel, A. (1999) ; « Risk Premia and term Premia in General Equilibrium » : *Journal of Monetary Economics*, **43**(1), p. 3–33
- [3] Adda, J. (1995) ; « Allocation intertemporelle de la consommation, développements récents » : *Economie et prévision*, **121**(5), p. 11–18
- [4] Auray, S. (2009) ; « Consommation, effet de substitution intertemporelle et formation des habitudes » : *L'actualité économique*, **85**(4), p. 437–473
- [5] Banque Mondiale (2014) ; « Rapport sur l'inclusion financière » : *Rapport technique*, Banque Mondiale
- [6] Blake, D. (1991) ; « The Estimation of Rational Expectations Models : A Survey » : *Journal of Economic Studies*, **18**(Issue 3)

---

12. Rappelons ici que les préférences intertemporelles des consommateurs sont généralement décrites par une famille de fonctions dites HARA (Hyperbolic Absolute Risk Aversion). Celles-ci ont la capacité de prendre en compte aussi bien la substitution intertemporelle qu'opère le consommateur que l'aversion pour le risque qu'il a quant aux consommations futures. La fonction CRRA utilisée dans cette étude appartient à cette famille et a pour principal coefficient  $\sigma$ , le coefficient d'Arrow-Pratt qui mesure l'aversion relative au risque et dont l'inverse est l'élasticité de substitution intertemporelle.

- [7] Boldrin, M. J., Christiano, L. J. & Fisher, J. D. (2001); « Habits Persistence, Asset Returns and the Business Cycle » : *American Economic Review*, **91**(1), p. 149–166
- [8] Brave, S. A., Campbell, J. R., Fisher, J. D. & Justiniano, A. (2012); « The Chicago Fed DSGE Model » : *FED Working Paper*
- [9] Brown, T. M. (1952); « Habit Persistence and Lags in Consumer Behaviour » : *Econometrica*, **20**(1952), p. 355–371
- [10] Brubakk, L., Husebo, T. A., Maih, J., Olsen, K. & Ostnor, M. (2006); « Finding NEMO : Documentation of the Norwegian economy model » : *Norges Bank Staff Memo 2006/6*, Norges Bank
- [11] Campbell, J. & Cochrane, J. (1999); « By Force of Habit : A Consumption-based Explanation of Aggregate Stock Market behavior » : *Journal of Political Economy*, **107**(2), p. 205–251
- [12] Carrasco, R., Labeaga, J. M. & Lopez-Salido, J. D. (2005); « Consumption and Habits : Evidence From Panel Data » : *The Economic Journal*, **115**(January), p. 144–165
- [13] Christiano, L. J., Eichenbaum, M. & Evans, C. (2005); « Nominal Rigidities and the Dynamics Effects of a Shock to Monetary Policy » : *Journal of Political Economy*, **113**(1), p. 1–45
- [14] Christiano, L. J., Trabandt, M. & Valentin, K. (2011); « Introducing Financial Frictions and unemployment into a Small Open Economy Model » : *Journal of Economic Dynamic and Control*, **35**(2011), p. 1999–2041
- [15] Constantinides, G. M. (1990); « Habit Formation : A Resolution of the Equity Premium Puzzle » : *Journal of Political Economy*, **98**(3), p. 519–543
- [16] Constantinides, G. M. & Ferson, W. E. (1991); « Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption » : *Journal of Financial Economics*, **29**(2), p. 199–240
- [17] Dagher, Gottschalk & Portillon (2010); « Oil Winfall in Ghana : A DSGE Approach » : *IMF Working Paper*
- [18] Dennis, R. (2008); « Consumption Habits in a New Keynesian Business Cycle Model » : *FED Working Paper Series*, Federal Reserve Bank of San Francisco
- [19] Dolan, P., Halpern, M., King, D. & Vlaev, I. (2010); *Mindspace : Influencing Behaviour Through Public Policy* : Cabinet Office, London UK.
- [20] Duesenberry, J. (1949); *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior* : Harvard University Press, Cambridge
- [21] Dunn, K. & Singleton, K. (1986); « Modelling the term Structure of interest Rates under Habit Formation and Durability of Goods » : *Journal of Financial Economics*, **17**(1), p. 27–55
- [22] Dynan, K. E. (2000); « Habit Formation in Consumer Preferences : Evidence from Panel Data » : *American Economic Review*, **90**(3), p. 391–407

- [23] Eichenbaum, M. & Hansen, L. (1988); « Estimating Models with intertemporal Substitution using Aggregate time Series Data » : *Journal of Business and Economic Statistics*, **8**, p. 53–69
- [24] Eichenbaum, M., Hansen, L. & Singleton, K. (1988); « A time Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice under uncertainty » : *Quarterly Journal of Economics*, **79**(4), p. 733–748
- [25] Fisher, I. (1930); *The Theory of Interest : As Determined by Impatience to Spend Income and Opportunity to Invest It* : Macmillan, New York
- [26] Fuhrer, J. C. (2000); « Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary-Policy Models » : *American Economic Review*, **90**(3), p. 367–390
- [27] Heaton, J. (1990); « The interaction between time-nonseparable Preferences and time Aggregation » : *Sloan School MIT Working paper N°3181-90-EFA*, Sloan School MIT
- [28] Heaton, J. (1993); « The interaction between time-nonseparable Preferences and time Aggregation » : *Econometrica*, **61**(2), p. 353–385
- [29] Heaton, J. (1995); « An Empirical investigation of Asset Pricing with temporally Dependent Preferences Specification » : *Econometrica*, **63**(3), p. 681–617
- [30] Heien, D. & Durham, C. (1991); « A test of the Habit Formation Hypothesis using Household Data » : *Review of Economics and Statistics*, **73**(2), p. 189–199
- [31] Hicks, J. (1965); *Capital and Growth* : Clarendon Press, Oxford
- [32] Lahiri, K. (1993); « 26 Panel data models with rational expectations » : *Handbook of Statistics*, **11**, p. 721–737
- [33] Mavroedis, S. (2004); « Weak Identification of Forward-looking Models in Monetary Economics » : *UVA Discussion paper*
- [34] Monacelli, T. (2003); « Monetary Policy in a Low Pass-through Environment » : *ECB Working Paper Series N°227*, European Central Bank
- [35] Naik, N. Y. & Moore, M. J. (1996); « Habit Formation and Intertemporal Substitution in Individual Food Consumption » : *Review of Economics and Statistics*, **78**(2), p. 321–328
- [36] Pesaran, M. H. (1988); « The Limits to Rational Expectations » : *Economic Journal*, **98**(393), p. 1204–1208
- [37] Pesaran, M. H. & Xu, T. T. (2013); « Business Cycle Effects of Credit Shocks in a DSGE Model with Firm Defaults » : *Bank of Canada Working Paper N°2013-19*, Banque du Canada
- [38] Quint, D. & Rabanal, P. (2013); « Monetary and Macroprudential Policy in an Estimated DSGE Model of the Euro Area » : *IMF Working Paper*, International Monetary Fund
- [39] Sevestre, P. (2002); *Econométrie des données de panel* : Dunod

- [40] Shanaka, J. P. & Saxegaard, M. (2007) ; « An Estimated DSGE Model for Monetary Policy Analysis in Low-Income Countries » : *IMF Working Paper N°WP/07/282*
- [41] Smets, F. & Wouters, R. (2007) ; « Shocks and Frictions in US Business Cycles : A Bayesian DSGE Approach » : *American Economic Review*, **97**(3), p. 586–606
- [42] Steinbach, R., Mathuloe, P. & Smith, B. (2009) ; « An open economy New Keynesian DSGE model of the South African economy » : *South African Journal of Economics*
- [43] Sundaresan, S. M. (1989) ; « Intertemporally Dependent Preferences and the Violatility of Consumption and Wealth » : *Review of Financial Studies*, **2**, p. 73–89