

Estimation du modèle de consommation des ménages de déplacés internes du site de l'ISP/Bunia de décembre 2017 à août 2019

Emmanuel BAHATI KUKWABO

Résumé

Cette étude s'est proposé d'explorer le modèle de consommation des ménages des déplacés internes du site de l'ISP/Bunia en spécifiant le déterminant de la consommation et en identifiant le segment de revenu où joue l'effet de mémoire.

L'étude a été menée grâce à la méthode économétrique appuyée par des observations en coupe instantanée et l'observation par questionnaire.

Elle a montré que la variable revenu actuel est le déterminant principal de la consommation des ménages des déplacés internes. Tandis que la variable consommation passée contribue significativement à l'explication du niveau actuel de la consommation. La taille du ménage n'influence guère le niveau actuel de consommation. L'effet de mémoire joue beaucoup plus dans le groupe des ménages des déplacés à revenu intermédiaire.

Par conséquent, les décideurs politiques et les acteurs humanitaires doivent fournir un effort particulier pour une solution durable en privilégiant les actions sur le revenu plutôt que de se contenter de la gestion des urgences.

Mots-clés : modèle de consommation, ménages, déplacés internes, déterminant principal, revenu actuel, effet de mémoire.

Abstract

Estimation of internally displaced household's consumption model on the site of ISP/Bunia from December 2017 to August 2019

The aim of this study was to explore the consumption model of internally displaced households on the site of ISP/Buniaby specifying the determinant of consumption and identifying the income segment where the memory effect is outstanding.

The econometric method was used to conduct this study, and the cross sectional observations supported by a survey questionnaire were used to collect data.

The study showed that the current income variable is the main determinant of household consumption of internally displaced households. Yet, the variable past consumption contributes significantly to the explanation of the current level of consumption. The size of the household does not have much influence on the current level of consumption. The memory effect plays much more in the middle-income internally displaced household group.

Therefore, an effort must be made by policy makers and humanitarian actors to do more for a sustainable solution by focusing on the one that involves income actions rather than just managing emergencies.

Keywords: consumption model, households, internally displaced persons, main determinant, current income, memory effect.

Date of Submission: 03-10-2020

Date of Acceptance: 17-10-2020

I. Introduction

Au cours de la période allant de décembre 2017 à août 2019, les ménages vivant dans le Territoire de Djugu, en Province de l'Ituri, ont connu une série d'attaques armées qui ont sérieusement entamé leur vie économique et sociale. En effet, suite aux attaques armées récurrentes et à la persistance de l'insécurité dans certains villages dudit Territoire, beaucoup de ménages ont été contraints d'abandonner leurs activités et leurs biens économiques pour chercher refuge ailleurs.

De paisibles ménages qui avaient un mode de vie bien déterminé dans leur milieu d'origine ont été obligés, par la force des choses, de quitter leurs terres nourricières pour se retrouver dans des milieux plus ou moins urbains où ils doivent refaire leur vie économique et sociale sur base de la nouvelle donne.

La Ville de Bunia, en général, et la Commune de Shari, en particulier, ont servi de cadre d'accueil à bon nombre de ces ménages. Pendant que certaines de ces personnes vulnérables trouvaient refuge auprès des ménages d'accueil installés à travers la ville et ses périphéries, beaucoup d'autres se sont installées sur des sites de fortune aménagés spécialement pour elles. Ainsi, la plupart de ces ménages se retrouvent à ce jour, soit pris

en charge par des ménages d'accueil, soit logés dans des camps des déplacés internes où ils se débrouillent pour leur survie. En l'absence d'une prise en charge holistique par le pouvoir public et les acteurs humanitaires, ces ménages des déplacés internes montent des stratégies de survie pour ajuster leur consommation à leur revenu.

L'objet de la présente étude est l'estimation du modèle économétrique de consommation des ménages des déplacés internes logés au site de l'ISP/Bunia durant la période allant de décembre 2017 à août 2019. Ce thème n'est pas nouveau dans la sphère de la littérature économique.

BOHOUN et ALLADASSI (2006) ont analysé les déterminants de la consommation des ménages au Bénin. Leurs études économétriques ont montré qu'en dehors du revenu (qui a un effet positif) d'autres variables tels que les prix à la consommation exercent également une influence négative ou positive sur la consommation exprimant les effets d'élasticité prix direct ou prix croisé. La particularité des réalités béninoises réside, selon ces chercheurs, essentiellement dans l'effet positif du taux d'intérêt sur la consommation.

RAMAZANI Selemani (2013) a étudié l'« Evolution de la masse monétaire et son incidence sur les consommations des ménages en RDC ». En effet, sous la direction du Professeur VAHAVI Mulume, ce chercheur est parti de l'hypothèse selon laquelle il existerait une corrélation négative entre la masse monétaire (variable explicative X) et les consommations des ménages (variable expliquée Y). Il en a dégagé un modèle économétrique : $\hat{Y} = -0,0246 * X + 4,6790$ avec un coefficient de détermination $R^2 = 0,00566$. Le test de significativité individuelle a conduit à l'acceptation de l'hypothèse nulle et à conclure que « dans le cas de la RDC, il n'y a pas corrélation entre la masse monétaire (X) et les consommations des ménages (Y) ».

Dans son « Essai de l'analyse sur la relation consommation – revenu », MAKUTUBU Balibwanabo (2018) a essayé de mettre en relation la consommation et le revenu de 120 ménages enquêtés dans la cité d'Uvira. Après l'estimation, le modèle Keynésien est traduit par l'équation : $\hat{X} = -6,81 + 0,73Y$ tandis que le modèle classique avait pour équation : $\hat{X} = 0,40 + 0,9Y + 0,84Z$. Les coefficients de détermination pour les deux modèles étaient respectivement de $R^2 = 0,9152$ et $0,9767$ et donc, la variable X était largement expliquée par les variables exogènes.

Au niveau de l'Ituri, les littératures sur la consommation sont légion, mais aucune d'elles n'aborde la question de l'estimation du modèle de consommation des ménages des déplacés internes. La plupart des auteurs s'intéressent plutôt à la consommation d'un produit bien précis tel que le vin (KIONI, 2018), la bière (KPAMBUNI, 2012), le savon Crystal (KARUNGI, 2012), etc.

Pourtant, les théories sur la relation consommation-revenu ne datent pas de ce siècle.

Déjà au début du 20^e siècle, les keynésiens reconnaissaient le revenu comme étant le déterminant principal de la consommation et ils en déduisaient la « loi psychologique » qui soutient que lorsque le revenu augmente, la consommation s'accroît mais dans une moindre mesure (KEYNES, 1939).

La théorie classique enseigne que, *ceteris paribus*, la consommation est fonction du revenu disponible et du niveau de consommation atteint lors de la période précédente (BROWN, 1952). Cette assertion a pour expression mathématique :

$$C = \beta_0 + \beta_1 Y_d + \beta_2 C_{max} \quad (1)$$

Où C = consommation actuelle ; β_0 = consommation autonome ; β_1 = propension marginale à consommer ; Y_d = revenu disponible ; β_2 = effet de mémoire ; C_{max} = niveau de consommation maximale à la période passée.

Dans le cas des ménages des déplacés internes, l'attention est focalisée sur la significativité des paramètres individuels β_k . Et, la question qui est posée est celle de savoir quelles sont les variables explicatives, statistiquement significatives, dans le modèle de consommation des ménages des déplacés internes.

La deuxième question à laquelle l'analyse tentera de trouver une réponse est celle de détecter l'existence de l'effet de mémoire et de le situer sur le segment de la population sous analyse classée par niveau de revenu.

Ces deux questions donnent lieu à deux hypothèses qui déterminent notre démarche scientifique :

- Le revenu actuel serait le principal déterminant de la consommation des ménages des déplacés internes.
- Il existerait un effet de mémoire et qui jouerait beaucoup plus dans les groupes ayant un niveau de revenu élevé.

L'objectif principal de cette étude est d'explorer le modèle de consommation des ménages des déplacés internes.

Les objectifs spécifiques consistent à :

- spécifier le déterminant de la consommation des ménages de déplacés internes ;
- détecter l'effet de mémoire et identifier le segment de revenu y afférent.

L'importance de cette étude exploratoire sur une catégorie d'agents économiques vulnérables est de contribuer tant soit peu au développement de l'analyse de comportement microéconomique et d'offrir une boîte à outils aux chercheurs, acteurs humanitaires et décideurs politiques dans le domaine d'assistance humanitaire.

II. Matériel et méthodes

Le terrain d'étude était le site des déplacés internes situé sur le flanc de la colline Mudzi-Pela, à proximité de l'ISP/Bunia, dans la Commune Shari, Ville de Bunia, Province de l'Ituri, en République démocratique du Congo.

L'étude a couvert la période allant de décembre 2017 à août 2019, tandis que les observations ont été faites en coupe instantanée (*Crosssectional data*).

La population d'étude était composée de 3 380 ménages de déplacés internes logés sur le site de l'ISP/Bunia. Cet effectif regroupait 12 912 personnes déplacées internes, composé de 8 663 enfants et 4 249 adultes. La composition par âge et sexe est présentée dans le tableau I ci-dessous.

Tableau I. Répartition par âge et sexe des personnes déplacées

Tranches d'âge	Féminin	Masculin	Total
0-4	1 759	1 405	3 164
5-11	2 235	1 873	4 108
12-17	770	621	1 391
18-59	2 561	1 331	3 892
60 et +	113	244	357
Total	7 438	5 474	12 912

Source : Caritas Bunia/Gestionnaire du site de l'ISP/Bunia

L'étude a été réalisée sur un échantillon de 345 ménages tirés au hasard et dont la taille (n) a été donnée par la formule :

$$n = \frac{z^2 \times p(1-p)}{1 + \left(\frac{z^2 \times p(1-p)}{N \times e^2} \right)} \quad (2)$$

N= taille de la population ; n= taille de l'échantillon ; p= écart type ; e= marge d'erreur

z= z score est le nombre d'écart standard d'une proportion donnée par rapport à la moyenne.

La taille (N) de la population étant connue (3 380 ménages), la marge d'erreur (e), l'écart-type (p) et z-score (z) sont des données. Leurs valeurs sont respectivement fixées à 5%, 0,5 et 1,96. En remplaçant ces valeurs dans l'expression (7), la taille (n) de l'échantillon est égale à 345 ménages.

Pour mener à bien cette étude, il a été fait recours à la méthode économétrique : la modélisation. « C'est une démarche qui consiste en une représentation formalisée d'un phénomène sous forme d'équation dont les variables sont des grandeurs économiques » (BOHOU et al., 2006).

La technique de récolte de données était celle d'interview structurée sur base d'une fiche d'enquête à compléter par l'enquêteur lors de l'interview avec l'enquêté. La collecte des données a été réalisée du 19 au 25 août 2019.

Les variables retenues pour la récolte des données étaient la consommation actuelle du ménage pour une période d'un mois, le niveau le plus élevé de la consommation du ménage durant la période précédente ou passée ; le revenu mensuel du ménage des déplacés internes et la taille du ménage.

Les données recueillies auprès de 345 ménages résidant au site de l'ISP/Bunia ont été traitées et analysées grâce aux logiciels SPSS 20, EVIEWS 10 et STATASe 13. Pour mieux cerner l'effet de mémoire, les observations ont été subdivisées en trois sous-groupes en fonction des tranches de revenu supérieur, moyenne et inférieur. Les premier et troisième quartiles ont servi de critère pour situer le niveau de revenu des ménages sur trois segments différents.

Sur le terrain d'enquête, les difficultés rencontrées ont été multiples mais elles peuvent être regroupées sous 2 ordres :

- Les difficultés d'ordre communicationnel entre enquêtés et enquêteurs suite à la langue de travail à adapter selon la préférence de l'enquêté ;
- Les difficultés liées à la cohérence dans les données déclarées par les enquêtés.

Du point de vue traitement des données, la principale difficulté rencontrée était la fiabilité des résultats de test de normalité sous le logiciel SPSS. La taille de l'échantillon étant largement supérieure à 50, le test de Shapiro Wilks est avéré inopérant (limite computationnelle) alors que la version 10 du logiciel EVIEWS ne dispose pas de ce test.

Les difficultés d'ordre communicationnel ont été surmontées grâce à la flexibilité de l'équipe d'enquêteurs. Celles liées à la cohérence dans les données ont été contournées par la technique d'élimination et de remplacement des valeurs aberrantes. Le logiciel STATA a été d'une grande utilité pour pallier les difficultés liées au test de normalité sous SPSS.

III. Résultats

Les statistiques des résultats sous SPSS,EVIEWS et STATA sont présentées dans les tableaux et graphiques qui suivent où TM représente la variable taille du ménage ; Y19 représente le revenu actuel (2019) mensuel moyen du ménage ; CMAX est la consommation antérieure la plus élevée déclarée par le ménage et C19 représente la consommation actuelle du ménage.

Tableau II. Statistiques descriptives des observations menées sur 345 ménages

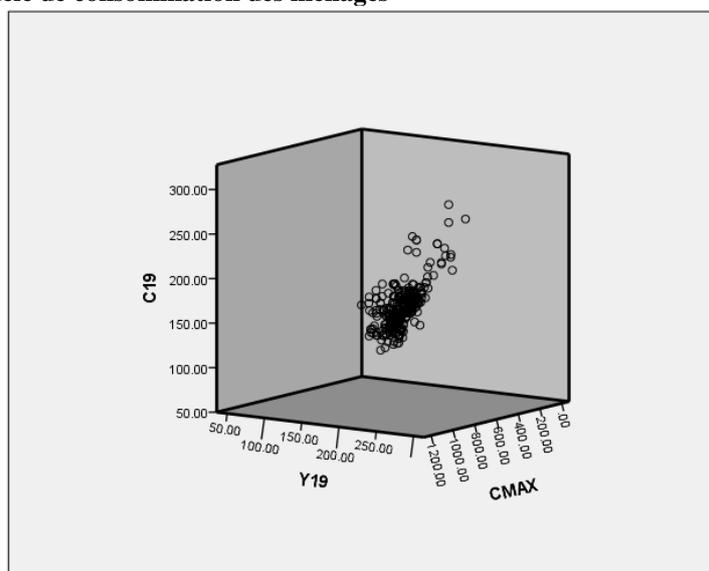
Mesures de tendance centrale et de dispersion	Variables			
	TM	Y19	CMAX	C19
Moyenne	4,1014	139,2841	275,9942	147,7275
Médiane	4,0000	130,0000	219,0000	142,0000
Mode	4,0000	110,0000	208,0000	135,0000
Ecart-type	0,7018	40,9705	186,0810	31,8587
Coefficient de variation	0,1711	0,2941	0,6742	0,2156
Minimum	3,0000	90,0000	27,0000	97,0000
Maximum	7,0000	300,0000	1072,0000	300,0000
Centiles	25	4,0000	110,0000	153,5000
	50	4,0000	130,0000	219,0000
	75	4,0000	150,0000	343,0000

La valeur moyenne pour la variable taille de ménage est égale à 4 personnes déplacées internes. Cette moyenne de l'échantillon est proche de celle de la population (3,8 soit 4 personnes par ménage) des déplacés internes dénombrés individuellement. Le revenu mensuel moyen par ménage est de 139, 28 dollars américains ; tandis que sa consommation moyenne est de 147,73 dollars américains. La valeur modale de la consommation actuelle est de 135 USD par mois, tandis que le revenu modal est de 110 USD.

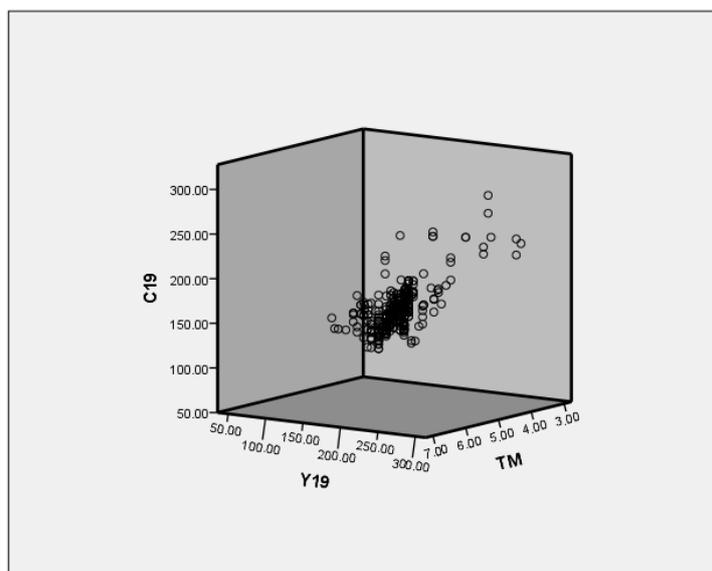
Par rapport à la quote-part de consommation par personne déplacée interne et par jour, les résultats de l'enquête indiquent que 11,59% des ménages gèrent des individus qui consomment entre 0 et 1 USD par jour ; 87,83% des ménages sont composés des individus qui consomment entre 1 à 2 USD par jour et seulement 0,58% des ménages sont constitués des individus qui consomment entre 2 et 2,6 USD par jour.

Qu'en est-il donc du modèle de consommation de ces ménages qui vivent, en majorité, en dessous du seuil de la pauvreté ? Nous partirons de la spécification pour aboutir au diagnostic du modèle de consommation des ménages de déplacés internes.

Spécification du modèle de consommation des ménages



Graphique 1. Diagramme de dispersion à trois dimensions : consommation actuelle (C19), revenu actuel (Y19) et consommation passée (CMAX)



Graphique 2. Diagramme de dispersion à trois dimensions : consommation actuelle, revenu actuel et taille du ménage (TM)

De ces diagrammes de dispersion se dessine clairement une tendance à une corrélation positive entre la variable Consommation (C19) et ses variables explicatives. L'orientation des nuages des points suggère une spécification du modèle du type linéaire, aux pentes positives et inférieures à 1 ($0 < \hat{\beta}_1 < 1$; $0 < \hat{\beta}_2 < 1$). La droite imaginaire qui traverse le nuage des points intercepte l'axe des ordonnées dans sa partie positive, cela révèle que le paramètre $\hat{\beta}_0 > 0$. La variable taille du ménage paraît moins déterminante dans le modèle de consommation.

Tableau III. Régression linéaire entre Consommation actuelle C19 et variables explicatives Y19, Cmax et Tm

Variables	Coefficients non standardisés			Coefficients standardisés $Beta_k$	t	Probabilité
	k	β_k	Erreur standard			
(Constante)	0	53,441	4,779		11,182	0,000
Y19	1	0,541	0,040	0,695	13,555	0,000
CMAX	2	0,036	0,008	0,210	4,274	0,000
TM	3	2,203	1,215	0,049	1,812	0,071

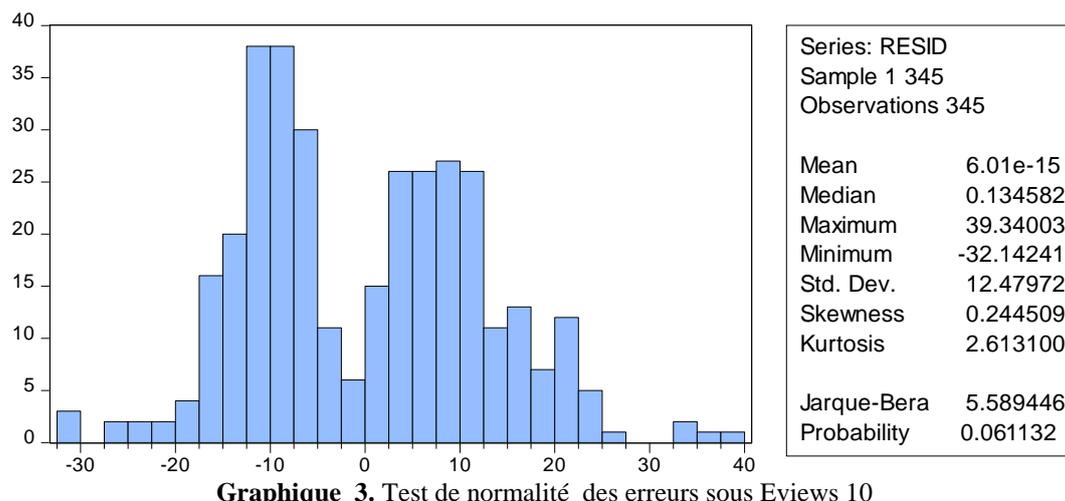
Les éléments du vecteur des coefficients standardisés Beta sont tous de signe positif. Ce qui confirme la tendance dévoilée par les graphiques 1 et 2. Aussi, constate-t-on que toutes les variables contribuent significativement à l'explication du modèle de consommation, excepté la variable taille du ménage (TM) dont la probabilité (0,071) associée au coefficient Beta (0,049) est supérieure au seuil de 5%. La consommation autonome (β_0) a le signe positif (53,441 > 0).

Tableau IV. Analyse de la variance (ANOVA)

Source de variation	SCE	DL	CM	F	Probabilité
Régression	295 576,677	3	98 525,559	627,098	0,000
Résidus	53 575,712	341	157,114		
Total	349 152,388	344			

$R^2 = 0,8465$, R^2 corrigé = 0,8452, SCE : Somme des carrés des écarts, DL : degré de liberté, CM : carré de la moyenne, F : Fischer-Snedecor.

Il existe au moins un coefficient non nul, autrement dit l'existence de la corrélation est confirmée (p-value = 0,000 \Rightarrow rejet de H_0).



Graphique 3. Test de normalité des erreurs sous Eviews 10

Le graphique 3 et le test de Jarque-Berarensé sur le coefficient de symétrie $S=0,244$ et la valeur d'aplatissement $K=2,613$ qui sont asymptotiquement les mêmes que ceux d'une loi normale ; il n'y a donc aucune raison de rejeter l'hypothèse de normalité des erreurs (au seuil de 5%, $p\text{-value} = 0,0611$).

L'hypothèse de normalité des erreurs étant ainsi vérifiée, les tests paramétriques peuvent être effectués sur le modèle.

Eu égard à ce résultat, le modèle estimé et le test sur les coefficients peuvent s'écrire :

$$\widehat{C}_{19} = 53,441 + 0,541Y_{19} + 0,036C_{max} + 2,203 TM \quad (3)$$

(t) (11,182) (13,555) (4,274) (1,812)
 (prob) (0,000) (0,000) (0,000) (0,071)
 $N = 345$ $R^2 = 0,8465$ $F_{341}^3 = 627,098$

Tableau V. Effet de mémoire sur le modèle $C_{19} = \beta_0 + \beta_1 Y_{19} + \beta_2 C_{max} + \beta_3 TM$

N°	Tranche de revenu	Equation estimée	Effet de mémoire : $\frac{\partial \widehat{C}_{19}}{\partial C_{max}} = \beta_2$
1	Tranche supérieure du revenu ($\geq Q3$) $150 \leq Y_{19} \leq 300$	$\widehat{C}_{19} = 34,82 + 0,70Y_{19} + 0,01C_{max} + 2,06 TM$ (Se) (10,66) (0,07) (0,015) (2,015) (Beta) (0,857) (0,058) (0,046) (t) (3,265) (9,981) (0,644) (1,022) (prob) (0,02) (0,000) (0,521) (0,310) $N = 96$ $R^2 = 0,87$ $F_{92}^3 = 204,77$	$\frac{\partial \widehat{C}_{19}}{\partial C_{max}} = 0,01$ avec $R^2 = 0,87$
2	Tranche moyenne (Q1-Q3) $115 \leq Y_{19} \leq 145$	$\widehat{C}_{19} = -5,61 + 0,84Y_{19} + 0,03C_{max} + 7,42 TM$ (Se) (13,53) (0,09) (0,01) (1,77) (Beta) (0,565) (0,150) (0,248) (t) (-0,415) (8,981) (2,371) (4,193) (prob) (0,679) (0,000) (0,019) (0,000) $N = 154$ $R^2 = 0,48$ $F_{150}^3 = 47,01$	$\frac{\partial \widehat{C}_{19}}{\partial C_{max}} = 0,03$ avec $R^2 = 0,48$
3	Tranche inférieure ($\leq Q1$) $90 \leq Y_{19} \leq 110$	$\widehat{C}_{19} = 150,60 - 0,52Y_{19} + 0,06C_{max} + 4,24 TM$ (Se) (19,36) (0,21) (0,02) (2,72) (Beta) (-0,270) (0,325) (0,172) (t) (7,778) (-2,502) (3,231) (1,558) (prob) (0,000) (0,014) (0,002) (0,123) $N = 95$ $R^2 = 0,14$ $F_{91}^3 = 4,934$	$\frac{\partial \widehat{C}_{19}}{\partial C_{max}} = 0,06$ avec $R^2 = 0,14$ \Rightarrow faible pour expliquer la variable consommation

Dans la tranche supérieure de revenu, la variable Consommation passée (C_{max}) ne contribue pas significativement à l'explication du modèle de consommation des ménages des déplacés internes. En effet, au seuil de 5% de risque, le coefficient Beta (0,058) a pour t de Student 0,644 avec p-value (0,521) largement supérieur à 0,05, ce qui conduit à l'acceptation de l'hypothèse nulle.

Dans la tranche moyenne, on constate qu'au seuil de 5% de risque, la probabilité p (0,019) associée au coefficient Beta (0,150) conduit au rejet de l'hypothèse nulle. La variable consommation de la période précédente contribue significativement à l'explication du niveau de la consommation des ménages. L'effet de mémoire a pour valeur 0,03 avec Beta égale à 0,150. Ce qui signifie que le niveau de consommation actuelle des

ménages est influencé à 15% par le niveau de consommation de la période précédente. La propension marginale à consommer est égale à 0,84.

Ce modèle vérifie la théorie classique qui stipule que la consommation actuelle est fonction non seulement du revenu mais aussi de la consommation passée. Cette équation montre, par ailleurs, que si la taille de ménage est égale à 1 et que le revenu est nul, alors la consommation actuelle sera égale à $(\beta_3 - \beta_0)$.

Dans la tranche inférieure, le signe du coefficient du revenu actuel est une exception par rapport aux deux autres cas précédemment analysés. En effet, le signe négatif signifie que la consommation évolue dans le sens contraire au revenu. Cela est particulièrement vrai pour les « biens inférieurs » ; dans ce cas, la pente de la courbe d'Engel est négative.

Au seuil de 5%, les variables consommation antérieure et revenu actuel sont significatives. Tandis que la variable explicative taille de ménage ne l'est pas. Le test de significativité globale conduit à rejeter hypothèse nulle ; car F calculé est supérieur à F de la table.

Tableau VI. Analyse de la variance pour le modèle $\widehat{C}_{19} = 150,60 - 0,52Y_{19} + 0,06C_{max} + 4,24TM$

Source de variation	SCE	DL	CM	F	Probabilité
Régression	2430,601	3	810,200	4,934	0,003
Résidus	14942,199	91	164,200		
Total	17372,800	94			

En dépit de la faiblesse de $(R^2 = 0,14)$, ce modèle est validé de par le test de F du tableau ci-dessus (p-value $0,003 < 0,05 \Rightarrow$ Rejet de H_0).

Tableau VII. Diagnostic du modèle $\widehat{C}_{19} = 53,441 + 0,541Y_{19} + 0,036C_{max} + 2,203TM$

N°	Type de test	Hypothèses	Valeurs		Décisions
			Théoriques	calculées	
Normalité :					
1	1.1 Jarque-Bera	H_0 : Les erreurs suivent une loi normale H_1 : les erreurs ne suivent pas une loi normale Au seuil de 5%, accepter H_0 si $p > 0,05$	$S^* = 0$ et $K^* = 3$	$S = 0,244$ $K = 2,613$ $p = 0,061$	et $0,061 > 0,05$ H_0 acceptée
	1.2 Shapiro – Wilk	H_0 : Les erreurs suivent une loi normale H_1 : les erreurs ne suivent pas une loi normale	Statistique w proche de 1 et $p^* > 0,05$		Décision non valide SPSS pour $N > 50$ $F > F^*$ H_1 acceptée
2	Significativité globale	H_0 : l'ensemble des coefficients du modèle est non significatif H_1 : il existe au moins un coefficient non nul $H_0 : \beta_0 = 0$ $H_1 : \beta_0 \neq 0$ $H_0 : \beta_1 = 0$ $H_1 : \beta_1 \neq 0$	F^* table au seuil de 5%, ddl 341 et 3 : $F_{341}^3 = 2,635$ t Student au seuil de 5% : $t^* = 1,96$ t Student au seuil de 5% : $t^* = 1,96$	F de Fischer : $F_{341}^3 = 627,098$ $t = 11,18$ prob : 0,000 $t = 13,55$ prob : 0,000	$t > t^*$ H_0 rejetée $t > t^*$ H_0 rejetée
3	Significativité individuelle	$H_0 : \beta_2 = 0$ $H_1 : \beta_2 \neq 0$ $H_0 : \beta_3 = 0$ $H_1 : \beta_3 \neq 0$	t Student au seuil de 5% : $t^* = 1,96$ t Student au seuil de 5% : $t^* = 1,96$	$t = 4,27$ prob : 0,000 $t = 1,81$ prob : 0,0708	$t > t^*$ H_0 rejetée $t < t^*$ H_0 acceptée
4	Autocorrélation des erreurs	$\hat{\varepsilon}_i = \rho \cdot \hat{\varepsilon}_{i-1} + v_i$ $H_0 : \rho = 0$ $H_1 : \rho \neq 0$	Darbin-Watson DW* proche de 2 $D_1 = 1,64$ $D_U = 1,70$	DW = 1,4238	$DW < D_L$ H_0 rejetée
5	Hétéroscédasticité	$H_0 : V(\varepsilon_k) = \alpha_0$ et $\alpha_1 = \alpha_2 = 0$ \Rightarrow homoscedasticité des erreurs $H_1 : V(\varepsilon_k) = \alpha_0 + \alpha_1 X_k + \alpha_2 X_k^2$ \Rightarrow hétéroscédasticité des erreurs	La valeur p ou signification asymptotique alpha : 0,05 accepter H_0 si $p > 0,05$ sinon rejeter	$N \cdot R^2 = 19,737$ Avec $p = 0,0002$ $F_{341}^3 = 6,897$ Avec $p = 0,0001$	$p < 0,05$ $\Rightarrow H_0$: Rejetée

En dépit de la normalité et de la significativité des variables explicatives retenues dans le modèle, les estimateurs du modèle de consommation des ménages des déplacés internes ne remplissent pas toutes les conditions pour être « BLUE », c'est-à-dire *Best, Linear, Unbiased Estimator* (GUYON, 2001). Les tests N° 5 et 6 du tableau VII ont décelé l'autocorrélation et l'hétéroscédasticité dans la distribution des erreurs.

Dans le modèle des ménages de déplacés du site de l'ISP/Bunia, en omettant la variable taille du ménage, on obtient les résultats consignés dans les tableaux VIII et IX ci-après.

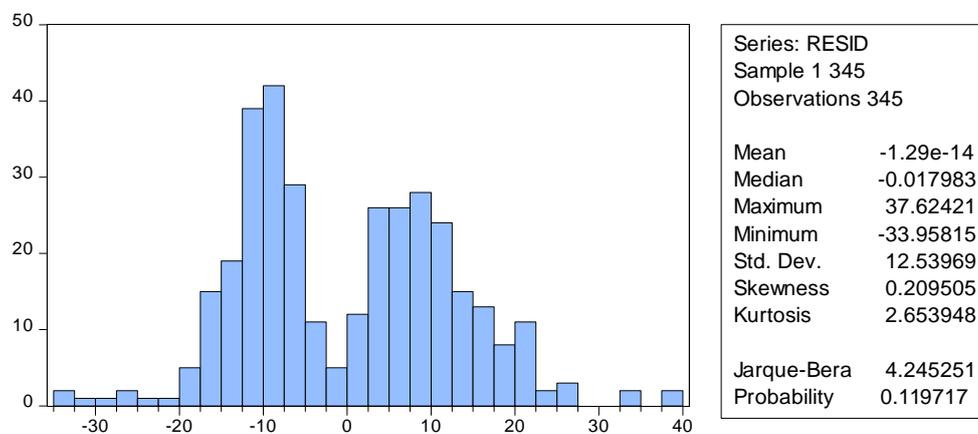
Tableau VIII. Régression linéaire entre Consommation actuelle C19 et variables explicatives Y19 et Cmax

Variables	Coefficients non standardisés			Coefficients standardisés	t	Probabilité
	K	β_k	Erreur standard	$Beta_k$		
(Constante)	0	59,440	3,459		17,184	0,000
Y19	1	0,561	0,038	0,722	14,637	0,000
CMAx	2	0,037	0,008	0,214	4,330	0,000

Au seuil de 5%, chaque variable explicative, prise individuellement, est significative. Cela est confirmé par le Tableau IX qui indique que globalement, la régression linéaire est acceptable, compte tenu de la valeur de F et de sa probabilité. Par ailleurs, le Graphique 4 confirme la normalité des erreurs selon le critère de Jarque-Bera.

Tableau IX. Analyse de la variance (ANOVA)

Source de variation	SCE	DL	CM	F	Probabilité
Régression	295060,539	2	147530,270	932,772	0,000
Résidus	54091,849	342	158,163		
Total	349152,388	344			



Graphique 4. Test de normalité des erreurs sous Eviews 10

Eu égard aux tableaux VIII et IX ainsi qu'au graphique 4, le modèle estimé peut s'écrire :

$$\widehat{C}_{19} = 59,440 + 0,561Y_{19} + 0,037C_{max} \quad (4)$$

(t) (17,184) (14,637) (4,330)

(prob) (0,000) (0,000) (0,000)

N= 345 $R^2 = 0,845$ $F_{342}^2 = 932,772$ Prob= 0,000

IV. Discussion

Les résultats consignés dans le Tableau II indiquent que le niveau actuel de consommation du ménage va au-delà de son niveau de revenu actuel moyen. Cela s'expliquerait par le fait que la moyenne arithmétique est fortement influencée par les valeurs extrêmes (GIARD, 2007).

On observe, par ailleurs, une forte fluctuation autour de la moyenne de la variable CMAX (coefficient de variation CMAX = 0,67 ; cv Y19=0,29 ; cv C19=0,22). Cela dénoterait de la difficulté rencontrée par les ménages pour mesurer correctement leur niveau de consommation de la période précédente.

Par rapport à la quote-part de consommation par personne déplacée interne et par jour, les résultats donnent à penser qu'on est tout simplement en face des ménages très démunis et qui vivent en-dessous du seuil de la pauvreté.

Il ressort des résultats de cette étude que le déterminant principal de la consommation actuelle est le revenu actuel. Le tableau III, dans sa colonne des coefficients standardisés Beta, indique clairement que $Beta_1 = 0,695$ et la probabilité de risque est de 0,000. En terme de significativité individuelle, les résultats indiquent que deux variables sur trois contribuent significativement à l'explication du modèle de consommation des ménages de déplacés internes. Il s'agit de la variable revenu actuel (Y19) et la variable consommation passée (Cmax). Au seuil de risque de 5%, la variable taille du ménage (TM) ne contribue pas significativement à l'explication du modèle de consommation des ménages de déplacés internes, car le coefficient Beta est égale à 0,049, la statistique t de Student = 1,812 et p-value=0,071.

A priori, cet état des choses paraît insolite si l'on considère que plus l'on est nombreux dans un ménage, plus élevé est le niveau de consommation à court terme. Intuitivement, cela renvoie au débat sur l'exactitude des données relatives à une fonction de consommation des ménages. La question soulevée est celle de savoir si l'on peut mesurer la consommation d'un ménage sans tenir compte de sa taille.

Et pourtant, les résultats empiriques démontrent ici que la taille des ménages n'est pas une variable significative dans l'explication du modèle de consommation des ménages.

Lorsque les keynésiens affirment que la consommation est fonction du revenu et que les classiques, tout en réaffirmant cette relation à une seule variable explicative, viennent ajouter une deuxième variable, la consommation passée, peut-on raisonnablement imaginer que toutes les autres variables telles que le prix, la qualité intrinsèque du produit, l'utilité du produit, le goût (DARPY et al., 2016), ..., et la taille du ménage sont sérieusement restées égales par ailleurs ?

Nous pensons que dans un processus cumulatif de connaissances, l'exploration des variables longtemp considérées égales par ailleurs n'est pas nécessairement de nature à soulever les controverses. Les économistes modernes admettent volontiers que figer une ou plusieurs variables pour en dégager un modèle simple est l'une des méthodes qui donnent du tonus à la concentration dans une analyse économique.

Les résultats de la présente analyse sont similaires à ceux de l'« Essai de l'analyse sur la relation consommation – revenu » dans la cité d'Uvira. Dans les deux cas, les résultats vérifient la théorie classique (BROWN) selon laquelle la consommation n'est pas seulement fonction du revenu actuel mais elle est plutôt fonction, à la fois, du revenu actuel et de la consommation passée.

Dans la tranche supérieure de revenu (Tableau V), la variable Consommation passée (C_{max}) ne contribue pas significativement à l'explication du modèle de consommation des ménages de déplacés internes.

Cela a pour implication le non-sens de l'effet de mémoire ; car le coefficient qui mesure cet effet de mémoire n'est pas statistiquement différent de zéro.

On observe également que la taille du ménage ne contribue pas significativement à l'explication du modèle ($p=0,310$ pour $t=1,029$). Seule la variable revenu actuel contribue significativement à l'explication du modèle, ce qui corrobore la théorie keynésienne sur la relation entre le revenu et la consommation.

L'effet de mémoire est détecté au niveau de la tranche moyenne des revenus des ménages des déplacés internes. Ce qui signifie que lorsque le revenu actuel augmente d'un point de pourcentage, la consommation actuelle augmente de 0,84 %. Lorsque la consommation passée augmente d'un point de pourcentage, la consommation actuelle augmente aussi de 0,03%.

Le rapprochement des résultats montre que la propension marginale à consommer est beaucoup plus élevée chez les ménages de la Cité d'Uvira (0,90) que ceux du site des déplacés internes de l'ISP/Bunia (0,54). Cela se comprend dans la mesure où les ménages de déplacés internes seraient composés en majorité des personnes vulnérables.

A Uvira, le revenu moyen mensuel est plus élevé (185,02 USD) que chez les ménages déplacés internes de l'ISP/Bunia (139,28 USD), mais ces derniers consomment, en moyenne, un peu plus que leurs revenus actuels. Autrement dit, ces ménages déplacés internes sont souvent contraints de puiser dans leur épargne passée pour leur survie.

Les résultats d'enquête sur le site des déplacés indiquent que 99,42 % des ménages gèrent des individus qui consomment moins de 2 USD par jour, alors qu'à Uvira, 41,66% des ménages enquêtés consomment moins de 2 dollars américains par jour (MAKUTUBU, 2018). Donc, ici ou là, le contexte est celui de la pauvreté.

Dans le modèle d'Uvira, la variable taille de ménage n'a pas été retenue.

En ce qui concerne l'effet de mémoire (Tableau V), c'est plutôt dans la tranche moyenne de revenu que s'observe ce phénomène microéconomique. En effet, l'estimation obtenue à partir des données relatives aux ménages jouissant du revenu intermédiaire montre, non seulement que 48% de consommation est expliquée par les variables revenu actuel, la consommation passée et la taille du ménage mais surtout que l'effet de mémoire a pour valeur 0,03. Pour ce segment d'analyse de revenu, la consommation autonome n'est pas statistiquement différente de zéro (t de Student = -0,415, probabilité $p=0,679$). En revanche, la variable revenu actuel est le déterminant principal du modèle ; ce qui donne à penser que les ménages des déplacés jouissant du niveau de revenu intermédiaire consommeraient davantage en tenant compte de leur propre niveau de revenu tout en se rappelant leur niveau de consommation passée. Ils sont donc sujets à la nostalgie de leur niveau de vie passé qui dicte en partie le niveau de leur consommation actuelle.

On constate, par ailleurs, que pour cette tranche, la taille du ménage contribue significativement à l'explication du niveau de la consommation actuelle. En effet, selon le modèle d'estimation obtenue pour cette tranche des revenus, la taille du ménage influence positivement le niveau actuel de consommation.

Par rapport au modèle de consommation des ménages, il sied de constater avec GUERRIEN (2012) que la fonction de la consommation est une relation de comportement qui a la particularité d'« expliquer » les choix des ménages par une variable principale – le revenu – qui n'est pas un prix ; or, les prix sont généralement considérés comme les principaux « signaux » sur lesquels les agents économiques se fondent avant de prendre

leurs décisions. Par conséquent, la fonction de consommation des ménages de déplacés internes apparaît comme une relation atypique, difficile à justifier – du moins dans le cadre du discours économique dominant. Ce qui n'est pas un problème pour Keynes, qui prend ses distances par rapport à ce discours et considère que le comportement décrit par la fonction de consommation est fort vraisemblable dans un monde économique particulièrement complexe (d'où son allusion à une « loi psychologique » qui exprime ce comportement).

Mais, les néoclassiques refusent de s'en tenir à ce type de constatation, puisque pour eux tout choix doit être justifié par des maximisations individuelles. C'est pour cela qu'ils ont multiplié les tentatives pour « banaliser » la fonction de la consommation, pour la ramener dans le moule commun sous prétexte de « fondements microéconomiques ». Ces tentatives nécessitent généralement de recourir à la fiction de l'agent représentatif (la population des ménages est réduite à un seul individu) et de réintroduire les prix dans la relation (par exemple, le taux d'intérêt dans le cas de l'approche par le revenu permanent), ce qui fait perdre à la fonction de consommation une bonne partie de sa spécificité. Finalement, conclut GUERRIEN (2012), cette façon de faire aboutit à des constructions bâtarde – car moitié micro, moitié macro -, dont la synthèse néoclassique donne un exemple, et qui ne satisfait personne.

Sur le plan des estimations économétriques de la fonction de consommation des ménages de déplacés internes, la qualité des résultats obtenus (coefficients de corrélation particulièrement élevés, $R^2 = 0,8465$) est a priori surprenante si on la compare avec ce qui est usuel en économie. Elle est même tellement surprenante qu'on peut douter de la pertinence des données déclarées par des enquêtés sur le terrain. Il y a sur ce point un débat entre économètres qui est loin d'être terminé.

De toute façon, il n'y a aucune raison de penser que le modèle de consommation des ménages de déplacés internes est une relation d'une extrême précision – même s'il peut servir de planification du niveau de consommation, étant donné le niveau du revenu actuel, la consommation de la période passée et la taille du ménage. Les résultats de la régression linéaire obtenue à partir des trois segments de revenu ont montré combien les différences entre individus statistiques ont tendance à se « neutraliser » au point que la variable qui est significative sur un segment, ne l'est pas nécessairement sur les autres.

V. Conclusion

A l'issue de l'analyse, la régression linéaire par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) nous a conduit à explorer les modèles à trois et à deux variables explicatives.

$$\widehat{C}_{19} = 53,441 + 0,541Y_{19} + 0,036C_{max} + 2,203 TM \quad (3)$$

$$(t) \quad (11,182) \quad (13,555) \quad (4,274) \quad (1,812)$$

$$(\text{prob}) \quad (0,000) \quad (0,000) \quad (0,000) \quad (0,071)$$

$$N = 345 \quad R^2 = 0,8465 \quad F_{341}^3 = 627,098 \text{ Prob} = 0,000$$

$$\widehat{C}_{19} = 59,440 + 0,561Y_{19} + 0,037C_{max} \quad (4)$$

$$(t) \quad (17,184) \quad (14,637) \quad (4,330)$$

$$(\text{prob}) \quad (0,000) \quad (0,000) \quad (0,000)$$

$$N = 345 \quad R^2 = 0,845 \quad F_{342}^2 = 932,772 \quad \text{Prob} = 0,000$$

Le déterminant principal de la consommation est le revenu actuel.

C'est dans la tranche intermédiaire que l'effet de mémoire joue davantage sur le niveau de consommation des ménages.

La propension marginale à consommer issue du modèle de consommation de déplacés internes obéit au mieux à la « loi psychologique fondamentale » de Keynes.

Ces résultats vérifient la théorie classique aussi bien que la théorie keynésienne sur la consommation.

En définitive, la variable revenu actuel est le déterminant principal de la consommation des ménages de déplacés internes. Tandis que la variable consommation passée contribue significativement à l'explication du niveau actuel de la consommation. La taille du ménage n'influence guère le niveau actuel de consommation.

Les modèles (3) et (4) doivent cependant être améliorés, car certaines hypothèses statistiques fondamentales n'ont pas pu être validées (Tableau VII). Nos tentatives dans ce sens se sont heurtées à des problèmes de convergence de l'estimateur et aux limites computationnelles de notre ordinateur.

Si les décideurs politiques veulent accroître la consommation, ils doivent agir ainsi sur le niveau de revenu actuel. Aux acteurs humanitaires, il est temps d'agir davantage pour une solution durable en privilégiant celle qui passe par les actions sur le revenu plutôt que de se contenter seulement de la gestion des urgences.

Références

- [1]. BOHOU et al. (2006),Analyse des déterminants de la consommation des ménages au Bénin:Approche par le modèle à correction d'erreur.<https://memoireonline.com>(Consulté le 10 Octobre 2019, sur Economie et finance).
- [2]. BROWN, T. (1952),Habit Persistence and Lags in Consumer Behavior.London, Econometrica.
- [3]. DARPY et al. (2016),Comportement du consommateur, Paris, Dunod.
- [4]. GIARD, V. (2007),Statistique appliquée à la Gestion, Paris, Economica.
- [5]. GUERRIEN, B. (2012),Dictionnaire d'analyse économique (éd. La Découverte), Paris, Grands Repères.
- [6]. GUYON, X. (2001),Statistique et économétrie. Du modèle linéaire ... aux modèles non-linéaires, Paris, Ellipses.
- [7]. KARUNGI, KABAGAMBE (2012),Consommation du savon Crystal aux Quartiers Mudzi-Pela et Ngezi dans la Cité de Bunia de 2011 à 2012, Bunia, Université Shalom de Bunia.
- [8]. KEYNES, J. M. (1939),Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie, Paris, Payot.
- [9]. KIONI, Tupwene (2018),Consommation de vin en Ville de Bunia. Mémoire de licence. Bunia: Université Shalom de Bunia.
- [10]. KPAMBUNI, Tsuke (2012),Dépenses de la consommation de la bière et son impact dans le revenu familial en cité de Bunia, Bunia, Université Shalom de Bunia.
- [11]. MAKUTUBU, Balibwanabo (2018),Essai de l'analyse sur la relation consommation-revenu: cas de la cité d'Uvira.<https://www.memoireonline.com>(Consulté le 30 août 2019, sur Economie et Finance).

Emmanuel BAHATI KUKWABO. "Estimation du modèle de consommation des ménages de déplacés internes du site de l'ISP/Bunia de décembre 2017 à août 2019." *IOSR Journal of Business and Management (IOSR-JBM)*, 22(10), 2020, pp. 06-16.