

# Dynamique du mode d'occupation du logement des ménages au Togo : Une analyse fondée sur les données de pseudo-panel

## Dynamics of household housing tenure in Togo: An analysis based on pseudo-panel data

**Tchablemane Yenlide<sup>1</sup>**

Université de Lomé, Togo  
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion  
yenlidegeorges@gmail.com  
<https://orcid.org/0000-0001-6081-5007>

**Mawussé Komlagan Nézan Okey<sup>2</sup>**

Université de Lomé, Togo  
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion  
mawusse02000@gmail.com  
<https://orcid.org/0000-0002-6434-4262>

### Abstract

**Purpose:** The aim of this article is to analyse the dynamics of household housing tenure in Togo.

**Design/methodology/approach:** Estimates made from a pseudo-panel constructed using QUIBB 2006, 2011 and 2015 data.

**Findings:** Life cycle variables such as age, household size and couple households increase the probability of homeownership. Male-headed households and households in urban areas are more likely to own their home. The results identify a threshold effect of income on access to homeownership. The results obtained on the pseudo-panel data are supported by the cross-sectional estimation carried out on the 2018–2019 EHCVM data. Economic policy recommendations are discussed.

**Originality/value:** Taking dynamics into account in the analysis of residential occupancy patterns.

**Keywords:** homeownership, renting, life cycle model, pseudo-panel.

---

<sup>1</sup> Université de Lomé, 01 BP 1515, Lomé, Togo.

<sup>2</sup> Université de Lomé, 01 BP 1515, Lomé, Togo.

## Résumé

**Objectif :** L'objectif de cet article est d'analyser la dynamique du mode d'occupation du logement des ménages au Togo.

**Conception/méthodologie/approche :** Les estimations sont effectuées à partir d'un pseudo-panel construit sur la base des données QUIBB 2006, 2011 et 2015.

**Résultats :** Les variables du cycle de vie telles que l'âge, la taille du ménage et les ménages en couple augmentent la probabilité d'être propriétaire du logement. Les ménages dirigés par un homme et les ménages résident en milieu urbain sont plus susceptibles d'être propriétaires de leur logement. Les résultats permettent d'identifier un effet seuil du revenu sur l'accès à la propriété du logement. Les résultats obtenus sur les données de pseudo-panel sont confortés par l'estimation en coupe transversale effectuée sur les données de l'EHCVM 2018–2019. Les recommandations de politiques économiques sont discutées.

**Originalité/valeur :** La prise en compte la dynamique dans l'analyse du mode d'occupation résidentielle.

**Mots-clés :** propriété, location, logement, modèle du cycle de vie, pseudo-panel.

**JEL classification :** O18, R21, R31.

## Introduction

L'accès à la propriété du logement est une composante essentielle du bien-être des ménages (Zheng et al., 2020). Une série d'études menée dans les pays développés montre l'impact positif de l'accès à la propriété du logement sur le développement cognitif et éducatif des enfants (Aarland et al., 2021), la fertilité (Atalay et al., 2021) et l'engagement civique (Shin & Yang, 2022). Sur le plan macroéconomique, l'accès à la propriété du logement est un facteur de croissance économique et de création d'emplois (Banque mondiale, 2015). En outre, le logement représente l'élément principal du patrimoine immobilier total de la plupart des ménages et exerce une double fonction de consommation et d'investissement (Megbolugbe & Linneman, 1993) ; une dualité qui lui confère son caractère particulièrement stratégique dans le cycle de vie des ménages.

S'il existe une littérature abondante dans les pays développés, le secteur immobilier n'a pas assez retenu l'attention des chercheurs dans les pays en développement en général et en Afrique subsaharienne en particulier malgré ses potentialités économiques importantes. Au Togo, l'accès à la propriété du logement est un enjeu d'autant plus crucial, qu'il est associé à une forte identité sociale et culturelle. En effet, habiter sa propre maison incarne un symbole de réussite et d'indépendance et représente un jalon significatif de l'accomplissement personnel et familial (Guézéré, 2011). Cependant, accéder à la propriété reste un défi important, exacerbé par une croissance démographique rapide et l'insécurité foncière ainsi qu'une

faible synchronisation avec les mécanismes de financement traditionnel (CAHF, 2022). Cette situation s'est traduite par une prolifération de l'autoconstruction. Malgré les investissements importants réalisés par l'État au cours de ces dernières décennies pour promouvoir l'accès à la propriété du logement, la proportion des ménages propriétaires de leur logement a connu une baisse, passant de 56,7% en 2006 à 40,9% en 2018, alors que celle des locataires est passée de 20% à 30,6% sur la même période (INSEED, 2020). Les autres formes d'occupation (logés en famille, gratuit, etc.) représentaient 25% en 2018. Ce constat est surprenant dans la mesure où sur la même période, le pays enregistre un taux de croissance économique d'environ 5% par an et une réduction significative du taux de pauvreté de 61,7% en 2006 à 45,5% en 2018.

Cette étude analyse la dynamique du mode d'occupation du logement des ménages au Togo. La théorie du cycle de vie propose une structure conceptuelle qui reflète les étapes courantes parcourues par les individus dans leur trajectoire résidentielle vers la propriété du logement (Clark & Dieleman 1996 ; Clark & Onaka, 1983). En effet, au cours des différentes étapes de la vie, les besoins et les priorités des individus évoluent en fonction des transitions familiales, des situations économiques, des trajectoires professionnelles, des préférences géographiques et des événements personnels. Ces éléments façonnent le parcours résidentiel des individus, dictant ainsi les types de logements qu'ils recherchent et le mode d'occupation qu'ils privilégient (Clark et al., 2003 ; Jansen et al., 2011). Selon ce modèle, les individus louent initialement leur logement, tout en gérant leurs finances de manière à accumuler les ressources nécessaires pour l'acquisition de leur première propriété.

Quelques études ont traité la question des déterminants du choix du statut d'occupation du logement. Les recherches effectuées ont cependant produit des résultats globalement mitigés. On peut citer par exemple les travaux de Carter (2011) ; Arbeláez et al. (2011) ; et Lee et al. (2020) qui ont trouvé un effet positif du revenu sur l'accès à la propriété du logement, tandis que Grootaert et Dubois (1988) ont indiqué que plus le revenu augmente, plus grande est la propension à louer plutôt qu'à accéder à la propriété. Les résultats concernant les variables du cycle de vie telles que l'âge, la taille du ménage, le statut matrimonial, le milieu de résidence, le niveau d'éducation ou le type d'emploi sont également sujet à discussions (Liao & Zhang, 2021 ; Riley et al., 2015).

Tout en donnant du crédit aux études susmentionnées, il convient de souligner que certains aspects importants ne permettent pas une compréhension approfondie de cette problématique. La plupart des études sur le statut d'occupation du logement adoptent une approche statique (Das et al., 2019 ; Kemmerling, 2022). Cependant, selon la théorie du cycle de vie, les préférences des ménages en matière d'occupation du logement sont dynamiques et dépendent de l'évolution socioéconomique et démographique du ménage. Dans le cadre de cette étude, nous avons construit

Tableau 1. Synthèse des travaux empiriques

Auteurs	Echantillon	Variable dépendante et méthode d'analyse	Principales variables indépendantes	Résultats clé
Carter (2011)	États-Unis, Enquête PSID, 1968	Mode d'occupation : Propriété et location Variables instrumentales, 2SLS et IV probit	Revenu permanent, revenu de l'épouse, l'âge de l'épouse et du chef de ménage, l'indice des prix des logements, le nombre d'enfants, le taux marginal d'imposition fédéral	Le revenu a un effet positif et statistiquement significatif sur la propriété du logement
Arbeláez et al. (2011)	Enquête sur la qualité de vie de 2003 et 2008 de la Colombie	Mode d'accès à la propriété : location, propriété formelle et propriété informelle MCO et probit	Sexe, situation matrimoniale, âge, niveau d'éducation, formalité, strate, milieu de résidence, statut migratoire	Les ménages ayant des revenus plus élevés sont plus susceptibles d'acheter que de louer, et le choix d'un logement formel est positivement associé à la richesse
Lee et al. (2020)	Enquête sur la santé et la retraite (HRS) 1998–2004 et étude par panel sur la dynamique des revenus (PSID) de 1999–2015	Accès à la propriété du logement MCO	Transfert de plus de 5000 USD, Groupe d'âge, Race/ethnie, État matrimonial, Niveau d'éducation, caractéristiques des parents, Propriété des parents, Revenu familial des parents, Éducation des parents	Les enfants dont les parents disposent de plus de ressources sont plus susceptibles d'acheter eux-mêmes un logement. Les transferts financiers augmentent la probabilité d'achat d'un logement par les enfants adultes
Grootaert et Dubois (1988)	Enquête socio-économique réalisée en 1979 par la Direction de la Statistique de Côte d'Ivoire, portant sur un échantillon de 1930 ménages.	Mode d'occupation du logement (location, propriétaire et autres) MCO	Dépenses, taille du ménage, type d'emploi, âge du chef de ménage, statut matrimonial, nationalité, mobilité	Plus le revenu augmente, plus grande est la propension à louer plutôt qu'à accéder à la propriété

Auteurs	Echantillon	Variable dépendante et méthode d'analyse	Principales variables indépendantes	Résultats clé
Das et al. (2019)	Enquête sur les conditions de logement (HCS) en Inde (2008–2009)	Mode d'occupation du logement (location et propriété) Modèle probit	Profession du chef de ménage, ancienneté de l'emploi du chef de ménage, taille du ménage, religion du ménage, caste du ménage, caractéristiques du logement.	Le choix du mode d'occupation de la propriété en Inde est significativement associé au sexe, à la religion et à la caste. La propension à l'accession à la propriété des ménages augmente significativement avec le revenu
Kemmerling (2022)	Panel socio-économique Allemand (1985–2019)	Mode d'occupation : propriété, location, sous-location et vie dans un dortoir Logit multinomial	Âge au départ, revenu annuel du ménage, revenu annuel du ménage parental, niveau d'éducation, situation professionnelle actuelle, composition du ménage, partenaire hors du ménage, propriété du logement parental, sexe, milieu de résidence, antécédents migratoires	Le revenu est positivement associé à l'accès à la propriété, tandis que l'inscription à l'université et l'instabilité de l'emploi augmentent la sous-location et la vie en dortoir

Source : élaboration propre.

des pseudo-panels à partir des données issues des enquêtes du Questionnaire des indicateurs de base du bien-être (QUIBB) de 2006, 2011 et 2015. Cette approche permet de suivre la trajectoire des ménages au fil du temps et de mieux prendre en compte la dynamique dans l'analyse du mode d'occupation résidentielle. Les résultats de notre étude pourront aider les décideurs politiques sur les meilleures pratiques en matière de politiques de logement.

L'article est organisé comme suit : la section 1 explore la littérature, la section 2 présente la méthodologie, la section 3 présente et analyse les résultats, et la dernière section conclut.

## 1. Revue de littérature

La littérature sur la dynamique du mode d'occupation du logement repose principalement sur la théorie du cycle de vie (Dieleman et al., 1989). Selon ce modèle, les changements dans les caractéristiques sociodémographiques des ménages à chaque étape de la vie influencent leurs préférences pour différents attributs de logement y compris le mode d'occupation. Par exemple, lorsqu'un ménage vit la naissance d'un enfant, ses besoins et préférences en matière de caractéristiques du logement peuvent être profondément modifiés. Le besoin d'espace supplémentaire et de proximité avec de bonnes écoles et des commodités familiales, peuvent inciter le ménage à opter pour l'achat plutôt que la location de son logement. D'autres événements de la vie peuvent également influencer les trajectoires résidentielles, tels que les changements d'état matrimonial, le début ou la fin d'une période d'emploi, les fluctuations de revenus, etc. (Clark et al., 1994 ; Morrow-Jones, 1988).

Plusieurs recherches se sont penchées sur les facteurs qui influencent la décision concernant le statut d'occupation du logement. Riley et al. (2015) ont analysé la dynamique de l'occupation de logement des ménages à faible revenu aux États-Unis entre 2005 et 2012. Leurs résultats ont révélé que le revenu est positivement associé à la transition vers la propriété. En comparant la transition des jeunes adultes de la location à la première propriété, Andrew et al. (2006) ont conclu que le revenu augmente la probabilité d'être propriétaire. Ces résultats semblent corroborer les conclusions de Aizawa et Helble (2016) et Fang et Zhang (2016). Lee et al. (2020) mettent quant à eux en évidence le rôle de l'aide financière des parents dans l'accès à la propriété du logement de leurs enfants, alors que Malinskaya & Kholodilin (2022) montre l'impact positif des politiques gouvernementales de soutien à la construction sur l'accès à la propriété.

Cependant, les recherches menées, notamment en Afrique subsaharienne, ont abouti à des résultats contrastés. Grootaert et Dubois (1988) ont analysé les déterminants du choix du statut d'occupation du logement en Côte d'Ivoire. Les auteurs

ont découvert qu'à mesure que le revenu augmente, la propension à louer plutôt qu'à accéder à la propriété augmente également. Ce résultat s'explique principalement, selon les auteurs, par la spéculation immobilière, les coûts élevés de la construction et la faible efficacité des mécanismes de financement. Ce constat est partagé par Fiawumor (2017) qui conclut que pour la plupart des ménages dans les pays en développement, quel que soit leur niveau de revenu, la location s'avère être une étape intermédiaire quasi obligatoire dans le processus d'accès à la propriété.

La littérature a également mis en évidence l'influence des caractéristiques du ménage. Gabriel et Painter (2003) examinent la transition vers la propriété résidentielle entre les populations blanche et noire et montrent que l'augmentation de l'âge a un effet positif dans la transition vers la propriété résidentielle des Blancs et des Noirs. Boehm et Schlottmann (2014) étudient la dynamique du choix d'occupation du logement en Allemagne et aux États-Unis. Leurs résultats suggèrent que les plus jeunes ménages ont été moins susceptibles de passer de la location à la propriété au cours de la période 1997–2007. Cependant, ces constats contredisent ceux de Riley et al. (2015). Ils montrent que l'âge a un effet négatif sur la probabilité d'accéder à la propriété. Des résultats similaires sont obtenus par Goodman et al. (2015) et Gabriel et Painter (2008). S'agissant de l'influence du statut matrimonial, les ménages en couple ont plus de chance d'accéder à la propriété, y compris les jeunes couples et les ménages à faible revenu (Boehm & Schlottmann, 2014 ; Lindblad & al., 2017 ; Riley et al., 2015). Fang et Zhang (2016) montrent que les ménages en couples ont 2,4 fois plus de chance d'accéder à la propriété du logement que ceux qui ne vivent pas avec leur conjoint.

## 2. Méthodologie

Dans cette section, nous présentons le modèle de base sur lequel se fonde la spécification de notre étude. La présentation du pseudo-panels est ensuite faite.

### 2.1. Modèle de base

Le modèle de base est inspiré de la théorie du consommateur (Deaton & Muellbauer, 1991 ; Olsen, 1986). Soit la fonction d'utilité du ménage  $U$  dont les options de consommation sont agrégées en deux groupes de biens,  $h$  (services de logement) et  $X$  (un indice composite d'autres biens). La période pendant laquelle les décisions peuvent être prises est étendue au cycle de vie des ménages ( $L$ ). La fonction d'utilité se présente donc comme suit :

$$U_i = U(h_1, h_2, \dots, h_L, X_1, X_2, \dots, X_L) \quad (1)$$

La contrainte du budgétaire prend la forme :

$$R = \sum_{t=1}^l (p_{ht} h_t + p_{xt} X_t) \quad (2)$$

Avec  $R$  le revenu du ménage,  $p_{ht}$  et  $p_{xt}$  respectivement les prix des services de logement et d'autres biens. La contrainte budgétaire intertemporelle stipule que la consommation totale de logement et d'autres biens ne peut pas dépasser les revenus du travail ( $Y$ ) et les actifs financiers ou réels des individus ( $A$ ) tout au long de leur vie. La contrainte budgétaire prend la forme :

$$R = \sum_{t=1}^l (p_{ht} h_t + p_{xt} X_t) = \sum_{t=1}^l Y_t + A \quad (3)$$

Le problème du consommateur intertemporel est présenté dans l'équation (4) sous la forme :

$$\left\{ \begin{array}{l} U_i = U(h_1, h_2, \dots, h_L, X_1, X_2, \dots, X_L) \\ S \\ C \\ \sum_{t=1}^l (p_{ht} h_t + p_{xt} X_t) = \sum_{t=1}^l Y_t + A \end{array} \right. \quad (4)$$

En utilisant l'hypothèse de séparabilité intertemporelle, la fonction d'utilité indirecte  $v$  pour la première période peut être représentée comme suit :

$$v_1 = v(R_1, \rho_1 p_{h1}, \dots, \rho_L p_{hL}, \rho_1 p_{x1}, \dots, \rho_L p_{xL}) \quad (6)$$

La représentation ci-dessus de la fonction d'utilité indirecte intègre comme variables explicatives les prix actuels et attendus des services de logement et du bien composite, les composantes du patrimoine (revenu du travail et revenu du patrimoine) et l'espérance de vie. Dans le cas du choix du mode d'occupation du logement, les ménages doivent résoudre plus d'un problème de maximisation. Ils doivent comparer l'utilité en tant que locataires avec l'utilité en tant que propriétaires. Les deux formes d'occupation du logement permettent des schémas différents de dépenses et d'épargne tout au long du cycle de vie. Ainsi, les ménages doivent choisir le meilleur des maximums de leurs modes de consommation de vie possibles. Pour cette raison, un modèle intertemporel est l'approche théorique la plus appropriée pour traiter ce problème. Par ailleurs, le modèle intertemporel tient compte du fait que les décisions de logement des ménages ont des implications à long terme et que les préférences des ménages évoluent au fil du temps.



## 2.2. Spécification du modèle

La spécification empirique du modèle de base est inspirée de Verbeek (2008). Nous supposons une variable binaire qui prend la valeur 1 si le ménage est propriétaire et 0 sinon. Ainsi, le modèle se présente comme suit :

$$y_{it}^* = \beta x_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad t = 1, \dots, T \quad (7)$$

où  $y_{it}^*$  est une variable latente (non observée). La variable binaire observée  $y_{it}$  vaut 1 si  $y_{it}^*$  est positive et 0 sinon.  $x_{it}$  désigne le vecteur des variables explicatives,  $\alpha_i$  est un effet fixe individuel et  $\varepsilon_{it}$  un terme d'erreur.

Avec des données de panel, deux techniques d'estimation classiques existent: le logit conditionnel qui consiste à transformer les données de sorte à éliminer l'effet fixe (Davezies, 2011), ou l'approche de Chamberlain (1984) qui consiste à expliciter la relation entre l'effet fixe individuel et les covariables comme suit :

$$\alpha_i = x_{i1} \lambda_1 + \dots + x_{iT} \lambda_T + \theta_i \quad (8)$$

$$\text{avec } E(\theta_i | x_{i1}, \dots, x_{iT}) = 0$$

En substituant (8) dans (7), on obtient la forme réduite suivante :

$$y_{it}^* = x_{i1} \pi_{t1} + \dots + x_{iT} \pi_{iT} + \theta_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

Avec  $\pi_{ts} = \beta + \lambda_s$  si  $s = t$  et  $\pi_{ts} = \lambda_s$  sinon. Le terme d'erreur  $\theta_i + \varepsilon_{it}$  n'est pas corrélé aux covariables.

L'analyse de la dynamique du mode d'occupation résidentielle des ménages suppose la disponibilité des données de panel. Cependant, en l'absence de données de panel, on ne dispose pas de la série complète des covariables pour un même individu. On ne peut donc pas estimer directement l'équation (9). Collado (1998) propose de remplacer dans (9) chaque valeur individuelle des covariables  $x_{it}$  par la moyenne de la cohorte à laquelle appartient l'individu, soit  $\bar{x}_{ct}$ . La construction des cohortes obéit ici aux mêmes règles que celles proposées par Deaton (1985). On note que la variable d'intérêt  $y_{it}$  n'est pas agrégée.

Le modèle peut être estimé comme un probit groupé ou probit à effets aléatoires (Verbeek, 2008). Cependant, substituer les moyennes intra-cohortes des variables explicatives aux observations individuelles introduit des erreurs de mesure dans le modèle et de la corrélation entre le terme d'erreur et les covariables. Moffitt (1993) propose d'instrumenter le modèle (7) par les indicatrices de cohortes croisées avec les indicatrices de date d'observation.

## 2.3. Présentation du pseudo-panel et source des données

### 2.3.1. Construction du pseudo-panel

Deaton (1985) a proposé le pseudo-panel comme une solution à l'indisponibilité des données de panel. Cette méthode consiste à approximer les données longitudinales en regroupant les individus en cohortes en fonction de caractéristiques communes (âge, niveau d'éducation, région de résidence, etc.). Les pseudo-panels observent des cohortes, c'est-à-dire des groupes d'individus stables plutôt que des individus au fil du temps. En raison de la linéarité de cette transformation, le modèle linéaire à effet fixe individuel correspond à son équivalent pseudo-panel. L'effet fixe individuel est remplacé par un effet de cohorte et le modèle est particulièrement simple à estimer si l'effet de cohorte peut lui-même être considéré comme un effet fixe individuel. L'approche basée sur les moyennes développée par Deaton (1985), identifie les cohortes et suit la moyenne des cohortes dans le temps.

Pour construire les cohortes, nous avons tenu compte d'un certain nombre de critères qui sont observables pour tous les individus et qui ne changera presque pas avec le temps. Au total 04 critères ont été retenues à savoir l'âge du chef de ménage (06 modalités), le sexe du chef de ménage (02 modalités), la région de résidence (06 modalités), et le niveau d'éducation (04 modalités). Cette approche permet de constituer 288 cohortes. ( $6 \cdot 2 \cdot 6 \cdot 4 = 288$ ). Pour construire les cohortes pour le sous-groupe homme et sous-groupe femme, nous avons retenu les critères suivants : l'âge du chef de ménage (06 modalités), la région de résidence (06 modalités), et le niveau d'éducation (04 modalités), ceci permet à son tour de constituer 144 cohortes ( $6 \cdot 6 \cdot 4$ ) pour chaque sous-groupe. Enfin, pour construire les cohortes pour les sous-groupes urbain et rural, nous avons retenu l'âge du chef de ménage (06 modalités), le sexe du chef de ménage (02 modalités), la région de résidence (06 modalités), et le niveau d'éducation (04 modalités) pour constituer 288 cohortes ( $6 \cdot 2 \cdot 6 \cdot 4$ ).

Les pseudo-panels présentent des avantages par rapport aux données de panel à savoir la réduction des problèmes de valeurs nulles, fréquents dans les enquêtes de consommation, ainsi que les problèmes d'erreurs de mesure sur les variables (puisque ce sont les moyennes des cohortes qui sont considérés) ainsi que des biais d'attrition (dans un vrai panel il s'agit du risque encouru de diminution du nombre de ménages interrogés si ceux-ci abandonnent d'une année à une autre pour cause, par exemple, de décès ou de déménagement). Ce dernier traduit le risque de voir le nombre de ménages interrogés diminuer lorsque ceux-ci décèdent ou déménagent.

### 2.3.2. Source des données

Nous avons construit des pseudo-panels à partir des données issues des enquêtes du Questionnaire des indicateurs de base du bien-être (QUIBB) de 2006, 2011 et 2015. Ces enquêtes ont été réalisées par l'Institut National de la Statistique et des Études

Économiques et Démographiques (INSEED). L'enquête QUIBB 2006 comprend 7500 ménages dont 2600 des zones urbaines et 4900 des zones rurales. L'enquête QUIBB 2011 comprend 5491 ménages avec respectivement 2439 et 3052 ménages dans les zones urbaines et rurales. L'enquête QUIBB 2015 a le même objectif que les précédentes. La taille de l'échantillon est de 2335 ménages représentatifs de la population togolaise au niveau national.

Pour mesurer la robustesse des résultats, les estimations en coupe transversale ont été effectuée à partir des données de l'enquête harmonisée sur les conditions de vie des ménages (EHCVM) 2018–2019. Cette enquête menée par l'INSEED a collecté des données auprès de 6171 ménages. L'EHCVM dont l'objectif principal est de fournir les données pour le suivi et l'évaluation de la pauvreté et des conditions de vie des ménages, remplace les enquêtes QUIBB. Toutefois, il est à relever d'une part une dissimilitude des questionnaires entre les enquêtes QUIBB et EHCVM et d'autre part, une différence dans la méthodologie utilisée pour la construction des agrégats de dépenses entre ces enquêtes.

### 3. Résultats

#### 3.1. Statistiques descriptives

Les statistiques descriptives sont présentées dans les tableaux 1 et 2 respectivement pour les variables quantitatives et les variables qualitatives. L'analyse de ces statistiques permet de relever que l'âge moyen est de 44 ans. La taille moyenne des ménages est de 4 membres et est restée pratiquement constante sur toute la période étudiée. Les dépenses moyennes des ménages ont quant à elles augmenté progressivement passant de 676 835,2 FCFA en 2006 à 1 063 228 FCFA en 2011, à 116 218 FCFA en 2015, puis à 1 529 070 FCFA en 2018. Cette tendance traduit une amélioration du bien-être économique des ménages sur la période étudiée et confirme la forte baisse du taux de pauvreté observée au Togo sur les deux périodes, passant de 55,1% en 2015 à 45,4% en 2018 soit près de 10 points de pourcentage (INSEED, 2020).

**Tableau 2. Statistiques descriptives de variables quantitatives**

Variables	QUIBB 2006		QUIBB 2011		QUIBB 2015		EHCVM (2018)	
	moy- enne	Écart type	moy- enne	Écart type	moy- enne	Écart type	moy- enne	Écart type
Age	44,92	15,14	44,18	15,14	44,60	15,29	44,42	14,94
Dépenses totales du ménages	676835,2	448648	1063228	1118951	1162189	1014870	1529070	1415709
Taille du ménage	4,86	2,54	5,39	3,33	4,6	2,89	4,44	2,71

Source : Auteur à partir des données QUIBB et EHCVM.

En ce qui concerne les variables qualitatives, les différentes statistiques descriptives se présentent comme suit (tableau 3). Les ménages sont en très grande majorité dirigés par les hommes. Cette proportion est respectivement de 79,15% ; 78,53% ; 74,64% et 73,47% en 2006 ; 2011 ; 2015 et 2018. Toutefois, la proportion des ménages dirigés par les femmes a connu une augmentation régulière sur la période susmentionnée, passant de 20,85% en 2006 à 26,53% en 2018. De même, le niveau d'instruction des chefs de ménage est en nette amélioration. Elle s'accompagne également d'une amélioration de l'accès à l'emploi. Par contre, la proportion des ménages mariés est en baisse constante. Cette proportion est de 76,17% en 2006 ; 75,20% en 2011 ; 69,96% en 2015 et 68,68% en 2018. Suivant le mode d'occupation du logement des ménages, la proportion des ménages qui se déclarent propriétaires de leur logement a significativement baissé passant de 60,30% en 2006 à 32,40% en 2018 au profit des autres modes d'occupation notamment la location, les ménages logés gratuitement (parent, amis, etc.) et autres. Cette tendance observée suscite des interrogations d'autant plus que sur la même période on observe une amélioration du bien-être économique des ménages. Par ailleurs, pour ce qui concerne les caractéristiques géographiques du ménage, les statistiques révèlent que les ménages

**Tableau 3. Statistiques descriptives de variables qualitatives**

Variables	Modalités	QUIBB			EHCVM (2018) (%)
		2006 (%)	2011(%)	2015(%)	
Propriétaire du logement	0= non	39,70	58,20	74,25	67,60
	1= oui	60,30	41,21	25,75	32,40
Sexe du chef de ménage	0= femme	20,85	21,47	25,36	26,53
	1= homme	79,15	78,53	74,64	73,47
Marié	0= non	23,83	24,80	30,04	31,32
	1= oui	76,17	75,20	69,96	68,68
Niveau d'instruction	0= aucun	41,03	35,53	26,85	37,25
	1= primaire	15,29	27,40	26,09	25,15
	2= secondaire	35,83	32,16	37,74	31,39
	3= supérieur	3,20	4,91	8,78	6,21
Milieu de résidence	0= rural	65,33	55,69	33,76	36,78
	1= urbain	34,67	44,31	66,24	63,22
Emploi	0= non	14,92	10,20	44,73	10,45
	1= oui	85,08	89,80	55,27	89,55
Région	1= Grand Lomé	21,33	10,90	22,36	16,76
	2= Maritime	17,67	24,38	23,80	15,33
	3= Plateaux	18,33	19,03	17,26	17,84
	4= Centrale	13,33	14,17	10,80	13,27
	5= Kara	15,00	15,04	13,50	18,26
	6= Savanes	14,33	16,49	12,28	18,54

Source : élaboration propre.

vivant en milieu rural ont progressivement diminué au profit de ceux vivant en milieu urbain, ce qui confirme la tendance à une urbanisation accélérée au Togo.

Il convient toutefois de relever que si les enquêtes QUIBB et EHCVM visent toutes à apprécier le profil de pauvreté et le bien-être des ménages, il existe toutefois une différence méthodologique importante entre ces deux enquêtes notamment dans la collecte de données et la construction des différents indicateurs pouvant expliquer les écarts observés. Ces différences fondamentales sont discutées dans le rapport sur le profil de pauvreté publié en 2020 par l'INSEED<sup>3</sup>.

## 3.2. Estimations

### 3.2.1. Résultats du pseudo-panel

Les résultats des estimations sont présentés dans les tableaux suivants. Le test du rapport de vraisemblance permet de confirmer la présence d'effets aléatoires et justifie l'utilisation du probit à effet aléatoire. De même, il ressort des résultats que, la  $p$ -value du test d'endogénéité est inférieure à 1%, ce qui permet de conclure qu'il existerait un biais d'endogénéité justifiant ainsi que l'utilisation de la méthode de variable instrumentale est appropriée pour résoudre ce biais. Aussi, le test de Kleibergen-Paap pour les instruments faibles prend une valeur de 46,499 et une  $p$ -value inférieure à 1% confirmant la validité de nos instruments. En outre, le test de Hansen ( $p$ -value supérieur à 10%) confirme la validité des instruments.

Les résultats du tableau 4 montrent que l'âge du chef de ménage augmente la probabilité pour le ménage d'être propriétaire du logement. L'augmentation de l'âge du chef de ménage se traduit souvent par une plus grande maturité socioprofessionnelle et un besoin de stabilité familiale plus accru. Ce besoin les incite à rechercher des logements permanents. Ces résultats sont similaires à ceux de Lindblad et al. (2017) et Goodman et al. (2015). Les résultats montrent que les ménages en couple sont plus susceptibles d'être propriétaire de leur logement par rapport aux autres catégories matrimoniales. Les couples mariés ont souvent une capacité financière combinée plus solide pour répondre aux exigences financières liées à l'accès à la propriété. De plus, l'accès à la propriété est recherché par les couples mariés qui souhaitent s'établir et offrir un environnement stable à leur famille.

Les résultats indiquent que la taille du ménage a une influence positive sur la probabilité d'être propriétaire du logement. Les ménages plus grands ont besoin de plus d'espace pour répondre à leurs besoins en matière de logement. L'achat d'un logement ou l'auto construction peut offrir plus de flexibilité pour répondre à ces besoins spécifiques. Ce résultat corrobore celui obtenu par Boehm et Schlottmann

---

<sup>3</sup> Rapport sur le profil de pauvreté au Togo (2020) (<https://phmecv.uemoa.int/index.php/publications/category/6-rapports-techniques-ehcvm1-2018?download=9:rapports-techniques-du-togo>).

(2014). Les ménages dirigés par les hommes sont plus susceptibles d'être propriétaires de leur logement par rapport aux ménages dirigés par les femmes. Malgré les avancées réalisées ces dernières années, les inégalités socioéconomiques entre les hommes et les femmes demeurent encore importantes au Togo (Couchoro & Dout, 2019 ; Noglo & Afawubo, 2017). Par exemple, si le nouveau code foncier et domanial adopté le 14 juin 2018, consacre l'accès de la femme au foncier à part égale avec les hommes, l'insécurité foncière touche beaucoup plus les femmes que les hommes (INSEED, 2020). Les statistiques sur le bien-être des ménages montrent que la pauvreté chez les ménages dirigés par les hommes a connu une baisse significative passant de 59,6% en 2011 à 54,6% en 2015, alors que dans le même temps, elle a augmenté chez les ménages dirigés par les femmes, passant de 54,3% à 57,5% (INSEED, 2020).

Les ménages résident en milieu urbain sont plus susceptibles d'être propriétaire de leur logement que les ménages résident en milieu rural. Les zones urbaines

**Tableau 4. Résultats des estimations du pseudo-panel, probabilité d'être propriétaire, Togo**

Variables	OLS (1)	IV/2SLS (2)	Probit RE (3)
Âge	0,009***	0,008***	0,023***
	(0,001)	(0,002)	(0,004)
Homme	0,140***	0,557***	0,403***
	(0,043)	(0,097)	(0,130)
Niveau d'instruction	0,003	0,016	0,044
	(0,019)	(0,025)	(0,058)
Marié	0,058	1,116***	0,152
	(0,046)	(0,204)	(0,134)
Taille du ménage	0,151***	0,308***	0,472***
	(0,056)	(0,085)	(0,161)
Revenu	-0,215***	-0,190***	-0,570***
	(0,048)	(0,063)	(0,126)
Emploi	0,046	0,083	0,452*
	(0,064)	(0,083)	(0,239)
Urbain	0,014	0,102*	0,049
	(0,044)	(0,062)	(0,127)
Constant	2,585***	1,423*	5,082***
	(0,608)	(0,827)	(1,612)
Observations	690	690	690
R <sup>2</sup>	0,153	-0,523	
Nombre de cohorte			263

Note : \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

Source: élaboration propre.

offrent un large éventail d'opportunités économiques. La diversité des biens immobiliers en milieu urbain permet également aux acheteurs potentiels de choisir parmi une gamme de logements, du condominium en centre-ville à la maison individuelle en périphérie. Cette variété permet aux individus de trouver des propriétés qui correspondent à leurs besoins et à leur budget.

Suivant les caractéristiques économiques du ménage, les résultats indiquent que le revenu a un effet négatif sur la probabilité pour le ménage d'être propriétaire de son logement. Ce résultat paraît contre intuitif. Toutefois plusieurs arguments peuvent justifier ce constat. En effet, l'achat d'une maison ou l'auto construction est un investissement onéreux pour les ménages disposant de revenus plus limités. En 2021, le coût d'une maison nouvellement construite la moins cher était de 20 787 USD (soit 11,6 millions FCFA) au Togo (CAHF, 2022). Cependant, seul 7,57% des ménages urbains avaient les capacités d'en acquérir. Le taux de pauvreté reste important au Togo et est estimé à 45,5%. La part des dépenses alimentaires dans les dépenses des ménages a augmenté de 3,6 points de pourcentage entre 2011 (40,8%) et 2015 (44,4%). Dans le même temps, les dépenses de logement sont passées de 11,2% à 7,4%. Grootaert et Dubois (1988) ont indiqué que le revenu augmente la propension à louer un logement dans les villes africaines. Les études de Fiwumor (2017) ont montré qu'au Togo, pour la plupart des ménages quel que soit leur niveau de revenu, la location s'avère être une étape intermédiaire quasi obligatoire dans le processus d'accès à la propriété.

Le revenu et son carré sont isolés pour mettre en évidence l'existence d'un effet seuil. Les résultats du tableau 5 permettent de confirmer l'existence d'un effet seuil du revenu. En d'autres termes, il existe un niveau de revenu critique en dessous duquel de nombreux ménages rencontrent des obstacles financiers majeurs pour devenir propriétaires de leur résidence. Cela signifie que pour les ménages dont le

**Tableau 5. Résultats des estimations suivant l'effet seuil du revenu**

Variables	Echantillon complet (1)	Femme (2)	Homme (3)	Rural (4)	Urbain (5)
Revenu	-5,303*	-8,679**	-10,614**	-10,347*	-7,816*
	(2,831)	(3,974)	(4,850)	(5,454)	(4,155)
Revenu <sup>2</sup>	0,185*	0,316**	0,364**	0,407**	0,289*
	(0,104)	(0,148)	(0,176)	(0,205)	(0,151)
Constant	37,576*	59,003**	76,901**	65,517*	52,220*
	(19,244)	(26,695)	(33,434)	(36,312)	(28,588)
Observations	690	306	384	341	349
Nombre de coh.	263	123	140	187	201

Note : \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

Source: élaboration propre.

revenu est en deçà de ce seuil, les coûts associés à l'achat d'une maison ou à l'auto construction sont prohibitifs. Cependant, une fois que les ménages dépassent ce seuil de revenu critique, leur probabilité de devenir propriétaires de leur logement augmente considérablement, car ils disposent de ressources financières plus importantes pour faire face à ces coûts. Ce résultat met également en évidence la nécessité de porter une attention particulière sur les instruments financiers utilisés pour promouvoir l'accès à la propriété résidentielle notamment pour les ménages à faible revenu.

### 3.2.2. Résultats des estimations en coupe transversale

La régression logistique est effectuée sur les données de l'enquête harmonisée sur les conditions de vie des ménages (EHCVM) 2017–2018. Les effets marginaux sont présentés dans le tableau 6. De façon générales, les résultats obtenus sont en

**Tableau 6. Effets marginaux de la régression logistique avec les données de l'EHCVM, probabilité d'être propriétaire, Togo 2018**

Variables	Echantillon complet (1)	Homme (2)	Femme (3)	Urbain (4)	Rural (5)
Age	0,072*** (0,004)	0,066*** (0,005)	0,089*** (0,010)	0,073*** (0,007)	0,074*** (0,006)
Homme	0,903*** (0,146)			1,468*** (0,205)	0,374* (0,191)
Taille du ménage	1,390*** (0,102)	1,465*** (0,128)	1,311*** (0,186)	1,582*** (0,143)	1,153*** (0,147)
Niveau d'instruction	0,257*** (0,060)	0,268*** (0,069)	0,235* (0,133)	0,540*** (0,094)	0,006 (0,081)
Marié	0,432*** (0,148)	0,437** (0,202)	0,266 (0,208)	0,372* (0,203)	0,394* (0,203)
Revenu	-0,579*** (0,069)	-0,693*** (0,092)	-0,473*** (0,134)	-0,369*** (0,129)	-0,624*** (0,092)
Revenu <sup>2</sup>	2,784*** (0,366)	3,285*** (0,463)	2,274*** (0,796)	1,551** (0,762)	2,998*** (0,453)
Emploi	0,630*** (0,148)	0,697*** (0,157)	-0,301 (0,421)	1,546*** (0,238)	0,091 (0,161)
Urbain	2,557*** (0,111)	2,659*** (0,130)	2,226*** (0,216)		
Constant	-13,372*** (0,643)	-13,712*** (0,784)	-12,443*** (1,382)	-12,713*** (1,283)	-10,077*** (0,737)
Observations	4,177	3,286	891	2,655	1,522

Note : \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

Source: élaboration propre.



phase avec les résultats du pseudo-panel. Les résultats montrent que l'âge du chef de ménage, la taille du ménage et les ménages en couple augmente la probabilité d'être propriétaire du logement. Les ménages dirigés par un homme et les ménages résident en milieu urbain sont plus susceptibles d'être propriétaires de leur logement. Les résultats confirment également l'effet seuil du revenu sur l'accès à la propriété du logement. Enfin, le niveau d'éducation et l'accès à un emploi ont un effet positif sur la probabilité d'être propriétaire du logement.

## Conclusion

Cet article a cherché à approfondir notre compréhension sur la dynamique du mode d'occupation du logement au Togo en s'appuyant sur le modèle du cycle de vie du ménage. A partir d'un pseudo-panel construit sur la base des données QUIBB 2006, 2011 et 2015, les résultats issus des estimations ont apporté des éclairages cruciaux sur les déterminants de l'accès à la propriété du logement au Togo. Les résultats montrent que l'âge du chef de ménage, la taille du ménage et les ménages en couple augmentent la probabilité d'être propriétaire du logement. Les ménages dirigés par un homme et les ménages résident en milieu urbain sont plus susceptibles d'être propriétaires de leur logement. Les résultats permettent d'identifier un effet seuil du revenu sur l'accès à la propriété du logement. D'une manière générale, ce résultat met en évidence le rôle crucial de la capacité financière dans la dynamique du mode d'occupation du logement au Togo. Les politiques de logement devraient être attentives à la situation financière des ménages et à la manière dont elle influence leur capacité à accéder à la propriété du logement. Des mesures telles que des programmes de subventions ou d'autres formes de financements innovants, et des politiques de logement visant à réduire les coûts initiaux peuvent aider à rendre l'accession à la propriété plus équitable.

## References

- Aarland, K., Santiago, A. M., Galster, G. C., & Nordvik, V. (2021). Childhood housing tenure and young adult educational outcomes: Evidence from sibling comparisons in Norway. *Journal of Housing Economics*, 54, 101772.
- Aizawa, T., & Helble, M. (2016). *Determinants of tenure choice in Japan: What makes you a homeowner?* ADBI Working Paper, 625. <https://www.adb.org/publications/determinants-tenure-choice-japan-what-makes-you-homeowner>
- Andrew, M., Haurin, D., & Munasib, A. (2006). Explaining the route to owner-occupation: A transatlantic comparison. *Journal of Housing Economics*, 15(3), 189–216.

- Arbeláez, M. A., Steiner, R., Becerra, A., & Wills, D. (2011). *Housing tenure and housing demand in Colombia*. IDB Working Paper Series, 259.
- Atalay, K., Li, A., & Whelan, S. (2021). Housing wealth, fertility intentions and fertility. *Journal of Housing Economics*, 54, 101787.
- Banque mondiale. (2015). *Bilan du secteur du logement en Afrique subsaharienne : Défis et opportunités*. World Bank Group. <https://documents1.worldbank.org/curated/ar/278501468000627643/pdf/101153-v2-FRENCH-P149330-PUBLIC-FrenchHousingMainReportMarch2016.pdf>
- Boehm, T. P., & Schlottmann, A. M. (2014). The dynamics of housing tenure choice: Lessons from Germany and the United States. *Journal of Housing Economics*, 25, 1–19.
- CAHF (Centre for Affordable Housing Finance in Africa). (2022). *Housing finance in Africa yearbook*. <https://housingfinanceafrica.org/resources/yearbook/>
- Carter, S. (2011). Housing tenure choice and the dual income household. *Journal of Housing Economics*, 20(3), 159–170.
- Chamberlain, G. (1984). Panel data. *Handbook of Econometrics*, 2, 1247–1318.
- Clark, W. A., Deurloo, M. C., & Dieleman, F. M. (1994). Tenure changes in the context of micro-level family and macro-level economic shifts. *Urban Studies*, 31(1), 137–154.
- Clark, W. A., Deurloo, M. C., & Dieleman, F. M. (2003). Housing careers in the United States, 1968–93: Modelling the sequencing of housing states. *Urban Studies*, 40(1), 143–160.
- Clark, W. W. A., & Dieleman, F. M. (1996). *Households and housing: Choice and outcomes in the housing market*. Transaction Publishers.
- Clark, W. A., & Onaka, J. L. (1983). Life cycle and housing adjustment as explanations of residential mobility. *Urban Studies*, 20(1), 47–57.
- Collado, M. D. (1998). Estimating binary choice models from cohort data. *Investigaciones Económicas*, 22, 259–276.
- Couchoro, M. K., & Dout, H. (2019). Dynamique des inégalités de revenu au Togo entre 2006 et 2015. *African Development Review*, 31(4), 476–491.
- Das, P., Coulson, N. E., & Ziobrowski, A. (2019). Caste, faith, gender: Determinants of homeownership in urban India. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 59, 27–55.
- Davezies, L. (2011). *Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux: propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées*. INSEE.
- Deaton, A. (1985). Panel data from time series of cross-sections. *Journal of Econometrics*, 30(1–2), 109–126.
- Deaton, A., & Muellbauer, J. (1991). *Economics and consumer behaviour*. Cambridge University Press.
- Dieleman, F. M., Clark, W. A., & Deurloo, M. C. (1989). A comparative view of housing choices in controlled and uncontrolled housing markets. *Urban Studies*, 26(5), 457–468.
- Fang, Y., & Zhang, Z. (2016). Migrant household homeownership outcomes in large Chinese cities—the sustained impact of Hukou. *Eurasian Geography and Economics*, 57(2), 203–227.
- Fiawumor, S. (2017). *Dynamiques résidentielles dans une ville ouest-africaine: Déterminants du statut d'occupation du logement à Lomé (Togo)* (thèse de doctorat). Université de Montréal.

- Gabriel, S., & Painter, G. (2003). Pathways to homeownership: An analysis of the residential location and homeownership choices of black households in Los Angeles. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 27, 87–109.
- Gabriel, S. A., & Painter, G. (2008). Mobility, residential location and the American dream: The intrametropolitan geography of minority homeownership. *Real Estate Economics*, 36(3), 499–531.
- Goodman, L., Pendall, R., & Zhu, J. (2015). *Headship and homeownership*. Urban Institute.
- Grootaert, C., & Dubois, J. L. (1988). Tenancy choice and the demand for rental housing in the cities of the Ivory Coast. *Journal of Urban Economics*, 24(1), 44–63.
- Guézéré, A. (2011). L'obsession d'habiter sa propre maison à Lomé: Quel impact sur la dynamique spatiale? *Archives de Sciences Sociales des Religions*, 256, 565–590.
- INSEED (Institut National de la Statistique et des Études Économiques et Démographiques) et AFRISTAT. (2020). *Enquête Harmonisée sur les Conditions de Vie des Ménages (EHCVM) : Rapport final*.
- Jansen, S. J., Coolen, H. C., & Goetgeluk, R. W. (Eds.). (2011). *The measurement and analysis of housing preference and choice*. Springer Science & Business Media.
- Kemmerling, J. (2022). *Young adults' housing tenure choices after leaving the parental home: An empirical analysis based on the German SOEP* (doctoral dissertation). University of Groningen.
- Lee, H., Myers, D., Painter, G., Thunell, J., & Zissimopoulos, J. (2020). The role of parental financial assistance in the transition to homeownership by young adults. *Journal of Housing Economics*, 47, 101597.
- Liao, Y., & Zhang, J. (2021). Hukou status, housing tenure choice and wealth accumulation in urban China. *China Economic Review*, 68, 101638.
- Lindblad, M. R., Han, H.-S., Yu, S., & Rohe, W. M. (2017). First-time homebuying: Attitudes and behaviors of low-income renters through the financial crisis. *Housing Studies*, 32(8), 1127–1155.
- Malinskaya, E., & Kholodilin, K. A. (2022). Stimulating housing policy and housing tenure choice: Evidence from the G7 countries. Discussion Paper. Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung.
- Megbolugbe, I. F., & Linneman, P. D. (1993). Home ownership. *Urban Studies*, 30(4–5), 659–682.
- Moffitt, R. (1993). Identification and estimation of dynamic models with a time series of repeated cross-sections. *Journal of Econometrics*, 59(1–2), 99–123.
- Morrow-Jones, H. A. (1988). The housing life-cycle and the transition from renting to owning a home in the United States: A multistate analysis. *Environment and Planning A*, 20(9), 1165–1184.
- Noglo, Y. A., & Afawubo, K. (2017). 2011–2015: An illustration based on the decomposition of the Gini coefficient using the Shapley value approach. *Economics Bulletin*, 37(4), 2602–2615.
- Olsen, E. O. (1986). The demand and supply of housing service: A critical survey of the empirical literature. In E. S. Mills (Ed.), *Handbook of regional and urban economics* (vol. 2, chapter 25, pp. 989–1022). Elsevier.

- Riley, S. F., Nguyen, G., & Manturuk, K. (2015). House price dynamics, unemployment, and the mobility decisions of low-income homeowners. *Journal of Housing and the Built Environment*, 30(1), 141–156.
- Shin, J., & Yang, H. J. (2022). Does residential stability lead to civic participation? The mediating role of place attachment. *Cities*, 126, 103700.
- Verbeek, M. (2008). Pseudo-panels and repeated cross-sections. In L. Matyas & P. Sevestre (Eds.), *The econometrics of panel data: Fundamentals and recent developments in theory and practice* (pp. 369–383). Springer.
- Zheng, X., Yuan, Z. Q., & Zhang, X. (2020). Does happiness dwell in an owner-occupied house? Homeownership and subjective well-being in urban China. *Cities*, 96, 102404. <https://doi.org/10.1016/j.cities.2019.102404>