

DETERMINANTS DU DEVELOPPEMENT DU MARCHE DE L'ASSURANCE VIE AU MALI

DETERMINANTS OF THE DEVELOPMENT OF THE LIFE INSURANCE MARKET IN MALI

YATTARA Aliou

Enseignant chercheur

Faculté des Sciences Humaines et des Sciences de l'Éducation (FSHSE)
Université Yambo Ouologuem de Bamako (UYOB)

AIT KASSI Mustapha

Enseignant chercheur

Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales, Ain Chock- Casablanca
Université Hassan II - Maroc
Business Intelligence, Gouvernance des organisations, Finance et politiques Economiques

SACKO Issa

Enseignant chercheur

Faculté des Sciences Économiques et de Gestion de Bamako (FSEGB)
Université des Sciences Sociales et de Gestion de Bamako (USSGB) - Mali

Date de soumission : 13/06/2025

Date d'acceptation : 04/11/2025

Pour citer cet article :

YATTARA. A. & AL. (2025) «DETERMINANTS DU DEVELOPPEMENT DU MARCHE DE L'ASSURANCE VIE AU MALI », Revue Française d'Économie et de Gestion « Volume 6 : Numéro 11 » pp : 272- 294.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0 International License



Résumé

Cet article analyse des déterminants du développement du marché de l'assurance vie pour la période 1986 à 2021 au Mali. Le modèle de décalage distribué autorégressif a été utilisé sur les données annuelles recueillies. Une relation de co-intégration a été découverte, entre les primes d'assurance vie encaissées et les variables indépendantes. La signification et le signe négatif du terme de correction d'erreur démontrent que toutes les variables se dirigent vers l'équilibre à long terme à une vitesse accélérée de 83,48%. De surcroît, les résultats de cette étude ont relevé que le produit intérieur brut par habitant et le développement bancaire stimulent la consommation de l'assurance vie. Par ailleurs, l'amélioration de l'agriculture, de l'éducation, de l'état de droit et de la liberté économique stimulent la demande de l'assurance vie au Mali.

Mots clés : approche ARDL, déterminant, développement, assurance vie, Mali

Abstract

This article analyzes the determinants of life insurance market development for the period 1986 to 2021 in Mali. The autoregressive distributed lag model was used on the annual data collected. A cointegration relationship was discovered between life insurance premiums collected and the independent variables. The significance and negative sign of the error correction term demonstrate that all variables are moving towards long-term equilibrium at an accelerated speed of 83.48%. In addition, the results of this study revealed that gross domestic product per capita and banking development stimulate life insurance consumption. Furthermore, improvements in agriculture, education, the rule of law, and economic freedom stimulate the demand for life insurance in Mali.

Keywords: ARDL approach, determinant, development, life insurance premium, Mali

Introduction

Ce travail de recherche est une contribution aux nouvelles alternatives de financement mobilisatrices de l'épargne intérieure. Il a pour but d'identifier les déterminants du développement du marché de l'assurance vie au Mali, en vue de mener une étude exploratoire sur ce type particulier d'épargne, en se fixant comme moyen d'opérer une modélisation économétrique. La saisie des facteurs déterminants pourrait éclairer les décideurs sur les leviers pouvant accroître le développement du marché de l'assurance vie au Mali. Dans la même optique cette étude s'inscrit, au moment, où le Mali s'interroge sur les conséquences des crises, notamment les incertitudes sur la disponibilité des ressources financières extérieures et des flux d'investissement directs étrangers (IDE), face aux besoins importants de financement de l'économie pour un déficit budgétaire de plus de 580 milliards de F CFA en 2025 (DGTCP, 2025). En outre, il n'est pas rationnel de bâtir un système économique et financier sur les ressources naturelles épuisables, les dons, les aides liées (Yattara, 2024). La problématique de ce travail est celle de savoir : quels sont les déterminants du développement du marché de l'assurance vie auxquels les pouvoirs publics maliens peuvent recourir afin de promouvoir son rôle d'instrument par excellence de mobilisation de l'épargne ?

Nonobstant la spécialisation des compagnies d'assurance en vie et non vie depuis 1995, le marché de l'assurance vie au Mali demeure encore très en deçà de son potentiel, il est estimé à plus de 12 097 milliards francs CFA en 2021 (Yattara, 2024). D'après (FANAF & ACI, 2023), son apport demeure insignifiant dans la mesure, où, il ne représente qu'une part très maigre de la création de la valeur économique nationale (0,16% du PIB en 2021). Sa dépense moyenne en assurance vie par habitant et par an est également très faible (837 F CFA en 2021), comparativement à ses voisins immédiats de l'UEMOA (0,44% du PIB et 2 625F CFA, par habitant), ainsi qu'à la moyenne mondiale (3% du PIB mondial et 368 Dollars US, par habitant). Sa part de l'assurance vie est toujours inférieure au tiers (1/3) de la production totale entre 2012-2021. Pourtant, les primes d'assurance vie encaissées varie entre 2020 et 2021 de 19,5% au Mali, contre 9,2% dans la zone CIMA et 6,68% dans le monde. A l'image des pays développés et émergents, les croissances annuelles des primes d'assurance vie sont donc, largement supérieures à celles des autres secteurs de l'économie, mais aussi, de celles de la population malienne.

Pour favoriser le développement du marché de l'assurance vie au Mali, segment qui regorge d'importantes encaisses inactives à collecter, il faut mettre en place de nouvelles stratégies de marketing, de communication et de commercialisation des produits d'assurance vie propice à

son épanouissement. Dans ce cas, il convient alors d'analyser les déterminants du développement de ce marché, qui sert à proposer des actions en faveur d'une politique de promotion de l'assurance vie pouvant garantir une mobilisation solide de l'épargne intérieure, et donc un financement stable et sûr de l'économie nationale, via les institutions financières mobilières et immobilières, tout en protégeant les assurés.

Cet article est organisé autour de trois sections. La première section présente un bref examen de la littérature (*cf.1*). La deuxième section développe la méthodologie choisie (*cf.2*). La troisième section présente et discute les résultats de l'estimation (*cf.3*).

1. Un bref aperçu de la littérature

Les raisons de souscrire ou non aux contrats d'assurances vie et capitalisation ont fait l'objet d'une large attention dans la littérature académique, à la fois au travers d'arguments théoriques (*cf.1.1*) et empiriques (*cf.1.2*). Dans cette section, nous présentons un résumé succinct de la revue.

1.1. Modèles théoriques de la consommation de l'assurance vie

Comme évoqué précédemment, les précurseurs des études théoriques sur la consommation de l'assurance vie sont Yaari (1965) et Hakansson (1969). Ils affirment que le chef de ménage : principal pourvoyeur de revenu doit se prémunir contre les risques de vieillesse (maladie, détérioration du pouvoir d'achat entre autres) et le risque de décès. Dans cette sous-section, certains théoriciens célèbres ont été étudiés, selon leurs conceptions, notamment des classiques (*cf.1.1.1*), des contemporains (*cf.1.1.2*) et des modernes (*cf.1.1.3*).

1.1.1. Conceptions des auteurs classiques

Selon les deux précurseurs de la demande d'assurance vie, la demande d'assurance vie dépend du désir personnel d'un individu de se constituer une épargne pour la retraite ou un patrimoine pour ses ayants droits, quand la durée de vie est incertaine. Ainsi, Yaari (1965) a utilisé un modèle à temps continu pour étudier le choix des consommateurs et la demande d'assurance vie, ainsi que l'hypothèse de maximisation de leur utilité espérée. Quant au Hakansson (1969), il a utilisé un modèle à temps discontinu. Il a conclu que le niveau de la demande d'assurance vie est associé à la richesse de l'individu, à son revenu courant, au taux d'intérêt proposé par les assureurs vie, au coût des primes, à la consommation courante de l'individu.

1.1.2. Conceptions des auteurs contemporains

Ces théories classiques ont été développées par des auteurs, notamment : Fischer (1973), Borch (1977), Lewis (1989), qui ont considéré l'assurance vie comme la constitution d'un capital pour la retraite ou d'un héritage pour les personnes en charge. De manière comparable, Fischer

(1973) aborde la demande d'assurance vie en utilisant un modèle à temps discret, qui s'appuie sur un schéma de cycle de vie impliquant la consommation, l'épargne et l'assurance. L'auteur a affirmé que la demande d'assurance vie augmente avec sa fonction de legs et que les individus salariés sont plus enclins à souscrire un contrat d'assurance vie que les personnes riches non-salariées. En plus, pour Borch (1977), le produit d'assurance vie est une autre forme d'épargne en compétition avec les autres produits d'épargne du marché. Selon lui, cette catégorie d'assurance permet de protéger une institution de crédit, de se prémunir contre les éventuels risques de perte liés au décès ou à l'incapacité du débiteur à rembourser son créancier. Elle a permis également de compenser les fluctuations dans le revenu courant et donc dans la consommation. Elle a également permis de constituer un capital pour ses ayants droits. Enfin, Lewis (1989) a déterminé la quantité optimale d'assurance vie que le salarié (chef de famille) doit souscrire. Il a examiné la demande de l'assurance vie dans la perspective de la maximisation de l'utilité espérée des bénéficiaires (les enfants et le conjoint). L'auteur a également introduit pour la première fois, la structure, familiale comme facteur d'influence dans le modèle.

1.1.3. Conceptions des auteurs modernes

Ces théories classiques de la demande de l'assurance ont été développées par Huang, Milevsky, & Wang (2005). Ils ont conclu que l'assurance vie est considérée comme une épargne ou un legs pour les ayants droits. Ainsi, Huang, & al. (2005) ont affirmé que le niveau des salaires du chef de ménage et la souscription des contrats d'assurance - vie évoluent en sens inverse, mais il est neutre vis-à-vis du risque pour une valeur nominale optimale de l'assurance vie.

1.2. Modèles empiriques de la consommation d'assurance vie

Pour la première fois, entre 1967 et 1975, Ferry (1977) a réalisé une revue de la littérature des études empiriques très détaillées de la demande d'assurance vie par type de population, en fonction de la richesse de l'assuré, de l'environnement financier, du portefeuille de l'assuré, de la démographie et des facteurs qualitatifs individuels. Ensuite, Zietz (2003) aussi a effectué une revue de la littérature empirique très exhaustive de la demande d'assurance vie en fonction des facteurs économiques, démographiques et financiers, entre 1960 et 2001. Enfin, Habib & Ayyoub (2023) ont également élaboré une revue intéressante sur le même sujet en fonction des variables explicatives (économiques, socioculturelles, institutionnelles, financiers, etc.). Ces auteurs ont abordé de nombreuses études empiriques pendant la période allant de 1975 à 2022. Ainsi, ils ont attribué, soit à la méthodologie adoptée, soient aux types de données utilisées, les contradictions présentes dans les résultats obtenus, pour déterminer les facteurs qui impactent

sur la consommation de l'assurance vie. Dans cette sous-section, certains auteurs de renommée ont été étudiés selon les types de données : en coupe instantané (*cf.1.2.1*), de panel (pays, ménages, entreprises, etc.) (*cf.1.2.2*) et de séries temporelles (*cf.1.2.3*).

1.2.1. Modèle en coupe instantanée ou transversale

Ce modèle consiste à étudier partiellement le pays (enquête par sondage), selon les articles de Hammond, al. (1967)¹, Sossou & Gbere (2003), Mujinga & Nkashama (2022). Ils ont utilisé les facteurs d'ordre individuel comme l'âge, le genre, la profession, le pouvoir d'achat, le milieu de résidence (ruralité/urbanité), la religion, etc. influençant l'adhésion ou non à l'assurance.

Hammond et al. (1967) ont affirmé que le revenu, les capitaux propres, l'éducation, l'emploi et les dépenses d'assurances - vie des ménages des Etats Unis sont fortement liés.

De même, Sossou & Gbere (2003) ont conclu que le revenu et la prime d'assurance sont les principaux déterminants de la demande de l'assurance - vie au Benin.

Enfin, pour Mujinga & Nkashama (2022), les variables explicatives de la demande de l'assurance - vie au Congo Brazzaville sont : sexe, statut matrimonial, enfants de moins de cinq ans, revenu et la confiance aux entreprises d'assurances.

1.2.2. Données de panel

Elles consistent à étudier simultanément un ensemble de pays, qui ont quelques caractéristiques communes ou qui partagent la même zone économique, géographique, voire culturelle : Browne & Kim (1993), Beck & Webb (2003), Kjosevski (2012), (Outreville, 1996), Sawadogo & Guerineau (2016), Dieng & Fall (2015 & 2017) et Olarewaju & Msomi (2021).

(Browne & Kim, 1993) ont analysé les facteurs déterminants de la demande d'assurance-vie de 45 pays développés et sous-développés. Ils ont montré que le revenu national, les taux de dépendance jeune et vieux, les dépenses gouvernementales en matière de sécurité sociale sont corrélés positivement avec la consommation d'assurance - vie, tandis que l'inflation et l'islam l'affectent négativement.

(Outreville , 1996) a révélé que la demande d'assurance-vie est positivement et significativement liée au revenu et au développement financier, tandis qu'elle est négativement et significativement corrélée avec l'inflation.

(Beck & Webb, 2003) ont étudié les déterminants de la consommation d'assurance -vie de 68 pays industrialisées et sous-développées. Ils ont conclu que le revenu, le développement

¹ Selon les auteurs, le revenu, les capitaux propres, l'éducation, l'emploi et les dépenses d'assurances - vie des ménages des Etats Unis sont fortement liés. Les données utilisées proviennent des enquêtes de 1952 et 1961 conduites par Survey Research Center of the University of Michigan (Hammond, Houston & Melander (1967), p.398

financier, les taux de dépendance vieux, le taux d'intérêt, les dépenses publiques de santé (sécurité sociale) et la bonne gouvernance (qualité des institutions) sont corrélés positivement avec la consommation d'assurance - vie. Par contre, le taux de dépendance jeune, l'inflation, l'espérance de vie et l'islam freinent son développement.

Kjosevski (2012) a étudié les déterminants de la demande de l'assurance vie dans quatorze (14) pays d'Europe centrale et de l'Est. Les résultats ont montré que le PIB par habitant, l'inflation, les dépenses de santé, le niveau d'éducation et l'état de droit constituent les principaux facteurs explicatifs de la consommation de l'assurance vie, tandis que les taux de d'intérêts réels, le ratio de quasi-monnaie, le ratio de dépendance des jeunes et le ratio de dépendance des personnes âgées, le contrôle de la corruption et l'efficacité du gouvernement n'expliquent pas significativement la demande de l'assurance vie.

Sawadogo & Guerineau (2016) ont analysé les déterminants du développement de l'assurance vie sur un panel de 20 pays d'Afrique subsaharienne sur la période 1996-201. Ils ont mis en évidence le rôle de la qualité des institutions sur l'impact du développement économique sur l'assurance vie. Ces auteurs ont également montré une association positive et significative entre le revenu par habitant, le taux de dépendance des personnes âgées et les primes d'assurance vie. Par ailleurs, ils ont affirmé que l'espérance de vie et le taux de dépendance des jeunes impactent négativement la croissance des primes d'assurance vie. Cependant, ils ont conclu que l'assurance vie est un bien de luxe.

Dieng & Fall (2015 & 2017) ont examiné les facteurs économiques et non économiques qui influencent la consommation d'assurance vie, dans l'espace UEMOA. Ils ont conclu que l'emploi, les ratios de dépendance jeune et vieux, l'espérance de vie, la liberté d'expression, le taux d'épargne, le développement financier et l'urbanisation sont des facteurs affectant significativement la consommation de l'assurance vie dans ladite zone. En outre, en 2017, les mêmes ont analysé l'impact des variables socio-économiques, démographiques et institutionnelles sur le développement de l'assurance vie en Afrique subsaharienne et à Madagascar, entre 2000 et 2013, tout en tenant compte de leurs réalités socio-économiques et culturelles. Ils ont constaté que le développement financier et l'urbanisation ont été les seules variables significativement liées à toutes les variables d'intérêt.

Olarewaju & Msomi (2021) ont analysé les déterminants de l'assurance (vie et non-vie) entre le premier trimestre 1999 et le quatrième trimestre 2019 dans 15 pays d'Afrique de l'Ouest, en utilisant le modèle *Autoregressive Distributed Lag* (P-ARDL) du panel pour décrire la dynamique de long terme entre la pénétration de l'assurance et les variables indépendantes. Ils

ont obtenu un terme de correction d'erreur significatif négatif, indiquant un ajustement vers l'équilibre à long terme, à une vitesse modérée de 56,4%. Les auteurs ont conclu que l'éducation, la productivité de la main-d'œuvre, le ratio de dépendance jeune et vieux, l'inflation et le revenu expliquent la variabilité de la pénétration de l'assurance.

1.2.3. Modèle de séries chronologiques

Le troisième modèle consiste à étudier les statistiques macroéconomiques (données secondaires) d'un pays seul, durant un laps de temps (un échantillon d'années). Ainsi, les auteurs comme : Luqman et al. (2015), Mdanat et al. (2019), Ait Kassi & Ait El Moumen (2022), Arifin et al. (2022), Habib & Ayyoub (2023) ont étudié les modèles de l'assurance vie en utilisant différents modèles statistiques.

Luqman et al. (2015) ont examiné, les facteurs qui influencent le marché de l'assurance vie éthiopien entre 1979/1980- 2007/2008, via le modèle à correction d'erreur (ECM). Le résultat montre qu'à long terme le ratio de dépendance des personnes âgées avait une relation positive statistiquement significative avec l'offre d'assurance vie, tandis que l'inflation et le ratio de dépendance des jeunes impactent négativement la demande du marché de l'assurance vie.

Mdanat et al. (2019) ont conclu que les effets de l'activité de l'assurance sur le revenu par habitant durant la période 1990-2017 en Jordanie, à l'aide d'une analyse de co-intégration en utilisant la technique *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) pour décrire la relation de long terme entre ces deux variables. Ils concluent que l'activité du secteur de l'assurance, mesurée par l'investissement dans l'assurance et la pénétration, ont un effet négatif et significatif sur le revenu par habitant.

Ait Kassi & Ait El Moumen (2022) ont examiné les déterminants de la demande de l'assurance vie au Maroc de 1985 à 2015, à l'aide du modèle linéaire général. Ils ont conclu que le revenu, le taux d'urbanisation et la sécurité sociale impactent positivement la demande de l'assurance vie, tandis que l'épargne des ménages, le ratio de dépendance des vieux, le ratio de dépendance des jeunes et l'espérance de vie impactent négativement.

Arifin, al. (2022) ont révélé qu'en dehors de l'épargne des ménages et du marché boursier, l'inflation, le revenu et le chômage sont des facteurs importants pour déterminer la demande de l'assurance vie.

Habib et Ayyoub (2023) ont examiné les déterminants de la demande de l'assurance vie au Pakistan à l'aide du modèle ARDL de 1985 à 2020. Le terme de correction d'erreur est significativement négatif, indiquant un ajustement vers l'équilibre à long terme, à une vitesse très accélérée d'environ 140%. Ce sont les taux d'intérêt, la dynamique de la population et le

PIB réel par habitant qui affectent positivement et significativement la demande de l'assurance vie, tandis que l'épargne et l'inflation ont un impact négatif et significatif à long terme.

2. Méthodologie de recherche

Notre étude vise à analyser les facteurs qui influent sur le développement du marché de l'assurance vie. Nous utilisons le modèle autorégressif à retards distribués (ARDL) comme outil couramment utilisé pour examiner les relations à long terme et à court terme entre les variables de l'étude. Pesaran et Shin (1999) ont initialement utilisé ce modèle dans des recherches analogues, ce qui témoigne de son efficacité pour étudier les dynamiques économiques ou démographiques. Dans cette section, nous avons justifié le choix des variables (2.1). Ensuite, nous avons appliqué les tests formels de spécifications sur des variables sous-étude (2.2). Enfin, nous avons déterminé le modèle optimal (2.3).

2.1. Modélisation ARDL et sources des variables sous-étude

Après avoir spécifié et présenté le modèle (*cf.* 2.1.1), (*cf.* 2.1.2), nous avons précisé les différentes sources des variables utilisées (*cf.* 2.1.3).

2.1.1. Spécification du modèle

La recherche des variables significatives du développement du marché de l'assurance vie au Mali entre 1986 et 2021 nécessite une modélisation macro-économétrique².

Le choix du modèle est motivé par le comportement des variables sous-étude, car ce sont des séries temporelles. Elles sont intégrées d'ordre zéro et d'ordre un : $I(0)$ et $I(1)$ (*cf.* tableau n°3).

Comme les variables sous-étude ne sont pas stationnaires à niveaux $I(0)$, l'estimation du modèle VAR (Vector Autoregression) est inefficace. De même, elles ne sont pas à la fois toutes stationnaires à niveaux $I(0)$ ou intégrées d'ordre (d), il est impossible d'utiliser le modèle à correction d'erreur (MCE). Ce qui n'est pas toujours évident. Pour corriger ces lacunes, Pesaran & Shin (1998) et Perasan, Shin, & Smith (2001) ont développé une nouvelle approche plus souple et moins contraignante que les techniques utilisées antérieurement. En effet, il s'agit de la méthode autorégressive à retards échelonnés. Il permet :

- de tester les relations de long terme, en utilisant les séries de même ordre ou le test des limites « bounds test » sur des séries qui ne sont pas forcément intégrées de même ordre ($I(0)$, $I(1)$ ou les deux à la fois;

² Il faut signaler qu'on n'a pas pu utiliser certaines variables explicatives de la consommation de l'assurance vie au Mali, comme le secteur de l'économie informelle, la religion, le taux de bancarisation, le niveau de corruption et l'état de droit et le niveau d'industrialisation dans le modèle empirique, faute de données suffisantes.

- d'obtenir des meilleures estimations sur des échantillons de petite taille de Pattichis (1999) ; de Mah (2000)³ et de Narayan (2004) ;
- de donner la possibilité de traiter simultanément la dynamique de long terme et les ajustements de court terme, en utilisant le test des limites « bounds test ».

Ce modèle a été utilisé dans des études similaires par Mdanat, Kasasbeh, & Abushaikha (2019), Olarewaju & Msomi (2021), Habib et Ayyoub (2023), illustrant son efficacité dans l'analyse des séries temporelles.

2.1.2. Présentation du modèle

La formulation mathématique du modèle ARDL

En insérant toutes les variables explicatives et leurs retards q, on a :

$$LAV_{it} = q_0 + \beta_1 IPIBH_{it} + \beta_2 TIR_{it} + \beta_3 LIPC_{it} + \beta_4 LM2_PIB_{it} + \beta_5 LEPB_{it} + \beta_6 AGRI_{it} + \beta_7 CHOM_{it} + \beta_8 ITURB_{it} + \beta_9 IESP_{it} + \beta_{10} TDJ_{it} + \beta_{11} TDA_{it} + \beta_{12} SS_{it} + \beta_{13} LEDUCS_{it} + \beta_{14} IGL_{it} + \varepsilon \dots \dots (1)$$

Par conséquent, explicitement, la forme dynamique est :

$$LAV_{it} = q_0 + \beta_1 \text{C} LAV_{it} + \beta_2 IPIBH_{it} + \beta_3 TIR_{it} + \beta_4 LIPC_{it} + \beta_5 LM2_PIB_{it} + \beta_6 LEPB_{it} + \beta_7 AGRI_{it} + \beta_8 CHOM_{it} + \beta_9 ITURB_{it} + \beta_{10} IESP_{it} + \beta_{11} TDJ_{it} + \beta_{12} TDA_{it} + \beta_{13} SS_{it} + \beta_{14} LEDUCS_{it} + \beta_{15} LIGL_{it} + \varepsilon \dots \dots \dots (2)$$

2.1.3. Sources des données

Le tableau n°1 résume les informations relatives aux variables utilisées dans l'étude, leurs sources et leurs unités de mesures. Cette estimation utilise les séries chroniques sur la période de 1986 à 2021, soit un échantillon de 36 ans. La variable d'intérêt désigne les primes nettes d'assurance vie encaissées annuellement et les autres variables représentent les variables indépendantes du modèle sont à estimer.

Tableau n°1 : définitions et sources des variables

Variable	Définition	Source	Unité	Signe attendu
Variables dépendantes				
AV	Primes d'assurance vie encaissées	FANAF, DNTPC	10 ⁶ FCFA	
Variables indépendantes				
PIBH	Produit Intérieur Brut par habitant	DNPD	F CFA	Positif
TI	Taux d'intérêt ⁴	BCEAO	%	Positif
IPC ₂₀₁₄	Indice des prix à la consommation (2014)	DNPD	%	Négatif

³ Selon les auteurs, cette approche est relativement plus robuste dans les échantillons petits ou finis composés de 30 à 80 observations. Alors que, nos données disponibles sur le Mali se trouvent cette fourchette. Elles varient de 1986 à 2021, soit 36 observations.

⁴ Taux d'intérêt = taux d'intérêt selon la durée du dépôt

M2_PIB	Développement bancaire	DNPD	%	Positif
EPB	Épargne domestique brute (% du PIB)	Banque Mondiale	%	Positif
CHOM	Taux de chômage	DNPD	%	Négatif
AGRI	Part de l'agriculture dans le PIB	DNPD	%	Positif
INDUST	Niveau d'industrialisation du pays	-	-	Positif
Sinf	Part de l'informel	-	-	Négatif
URB	Taux d'urbanisation	INSAT-Mali	%	imprécis
ESP	Espérance de vie à la naissance	INSAT-Mali	Années	Positif
TDJ	Taux de dépendance jeune	INSAT-Mali	%	Négatif
TDA	Taux de dépendance adulte	INSAT-Mali	%	Positif
SS	Sécurité sociale (part du budget santé)	MSDA-Mali	%	Négatif
EDUCS	Taux d'inscription aux études secondaires	Banque Mondiale	%	Positif
Religion	Relig	-	-	Négatif
IGLC	Indice global de libertés civiles ⁵	Banque Mondiale	-	Positif

Source : Etabli par les auteurs

2.2. Tests formels de spécifications

Pour éviter d'obtenir une régression fallacieuse, il faut obligatoirement rendre stationnaire les variables. Dans cette sous-section, nous avons transformé d'abord nos variables (stabiliser les variances des séries statistiques) (*cf.2.2.1*). Puis, nous avons procédé à l'étude de la stationnarité des variables (*cf.2.2.2*). Enfin, nous avons montré l'existence d'une relation de co-intégration entre les variables (Bounds test), car les séries sont intégrées d'ordre zéro et un (*cf.2.2.3*).

2.2.1. Stabilisation de la variance

Comme les variables n'ont pas les mêmes unités, et pour que le modèle soit plus stable, la variance de chacune de nos variables a été stabilisée, en utilisant le logiciel XL SAT 2016 pour transformer les séries non stationnaires selon leurs comportements (*cf tableau n°2*). Ce qui a permis d'aplatir les écarts entre les grands nombres et corriger les éventuels problèmes d'hétéroscédasticité, d'autocorrélation des erreurs et de la normalité des résidus du modèle que l'on rencontre fréquemment dans la modélisation des séries temporelles.

Tableau n° 2 : Transformation des variables sous-étude

Variables	AV	PIBH	TIR	IPC	M2_PIB	EPB	AGRI	CHOM	TURB	ESP	TDJ	TDA	SS	EDUCS
Transformations	LAV	IPIBH	TIR	LIPC	LM2_PIB	LEPB	AGRI	CHOM	ITURB	IESP	TDJ	TDA	SS	LEDUCS

Etabli par les auteurs, traitement XL SAT 2016

L= log à base 10 ; I =Inverse

⁵ Stabilité Politique et économique

2.2.2. Etude de la stationnarité des variables

Afin d'étudier la stationnarité des variables sous-étude, trois tests ont été utilisés, à savoir : le test ADF, le test de PP/Phillippe-Perron et le test de KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, & Shin). Le test ADF est efficace et adapté en cas d'autocorrélation des erreurs : c'est un test paramétrique basé sur l'estimation d'un modèle autorégressif. Le test de PP est plus robuste et privilégié en présence d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité, car, la caractéristique fondamentale des séries temporelles financières est leur forte hétéroscédasticité. Par contre, le choix du test KPSS permet de corriger le biais introduit au niveau des tests ADF et PP en faveur de l'acceptation de l'hypothèse nulle de racine unitaire, en imposant la stationnarité. Les résultats de ces trois tests sont insérés dans le tableau 3.

Tableau n° 3 : résultats des ordres d'intégrations

Variables		L A V	I P I B H	T I R	L I PC	L M 2_ P IB	L E P B	A G R I	C H O M	I T U R B	I E S P	T D J	T D A	S S	L E D U CS	L I G L C
Décision	ADF	I(1)	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)
	PP	I(1)	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)
	KPSS	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)
DECISION		I(1)	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)

Source : les auteurs, 2024

2.2.3. Test de co-intégration (Bounds test)

Le test de co-intégration de parasan et al. (2001) entre les variables sous-étude aux seuils de 1%, 5% et 10% sont insérés dans le tableau n°4. Ces résultats montrent que la statistique de Fisher F-sat estimée à 6,03 est supérieure à toutes les valeurs critiques : 2,72 ; 2,99 et 3,6, donc l'hypothèse d'absence de relation de longue période est rejetée. Ce qui permet de conclure qu'il existe une relation de co-intégration entre les différentes variables et aussi la possibilité d'estimer le modèle conditionnel ARDL (1, 0, 0, 1, 0, 1, 0, 0, 1, 0, 0, 0) de longue période et sa version à correction d'erreur.

Tableau n°4 : résultat du test de co-intégration de parasan et al. (2001) (Bounds test)

F-stat calcul = 6.034527 et k = 11 (degré de Liberté)		
Seuil critique	Borne inférieure (I ₀)	Borne supérieure (I ₁)
1%	2,26	3,6
5%	1,82	2,99
10%	1,60	2,72

Source : Etabli par les auteurs, traitement Eviews 10

2.3. Diagnostic du modèle

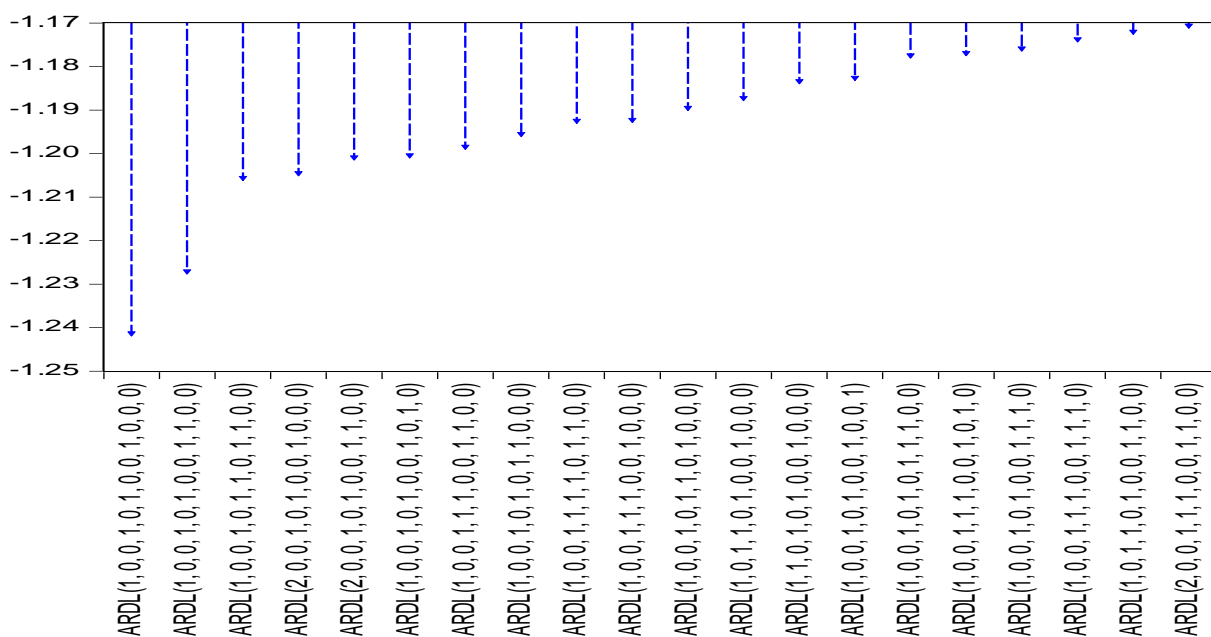
Ici, le choix du modèle est déterminé selon le critère d'Aïkake (cf.3.3.1.). La robustesse (cf. 3.3.2) et la stabilité des coefficients et de la structure du modèle (cf. 3.3.3) ont été étudiées.

2.3.1. Choix du modèle (méthode graphique)

Le choix du modèle a été effectué selon le critère Aikake (voir les 20 meilleurs modèles sur les 4 096 modèles estimés par evIEWS 10). Parmi tous ces modèles, le ARDL (1, 0, 0, 1, 0, 1, 0, 0, 1, 0, 0, 0) a été choisi sur la base de l'AIC la plus minimale (cf. figure 1).

Figure n° 1 : les 20 meilleurs modèles

Akaike Information Criteria (top 20 models)



Source : les auteurs, 2025

2.3.2. Tests de robustesse du modèle

Les résultats des différents tests statistiques : autocorrélation des erreurs, hétéroscédasticité et de normalité des résidus insérés dans le tableau n° 8 sont validés. C'est dire, l'hypothèse nulle est acceptée pour tous les tests au seuil de 5% (Proba > 0.05). Il est bien spécificité d'après le test de Ramsey ; ce qui implique que les fonctions de transformations des variables sous- étude, en vue de stabiliser les variances ont été correctement choisies.

Tableau n° 5 : résultats des tests de robustesse du modèle estimé

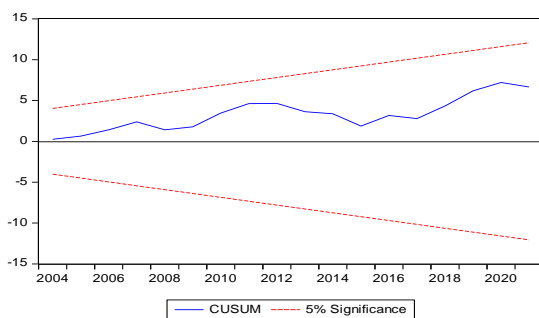
Hypothèse du Test	Tests	F-Stat	Probabilités
Auto-corrélation	Breusch-Godfrey Serial Correlation	1.41	0.2507
Hétéroscédasticité	ARCH Heteroskedasticity	2.30	0.1385
Normalité	Jarque-Bera	2.21	0.3302
Spécification	RAMSEY	1.29	0.2715

Source : auteurs (nos calculs sur EvIEWS 10)

2.3.3. Tests de stabilité des coefficients et de la structure du modèle (CUSUM)

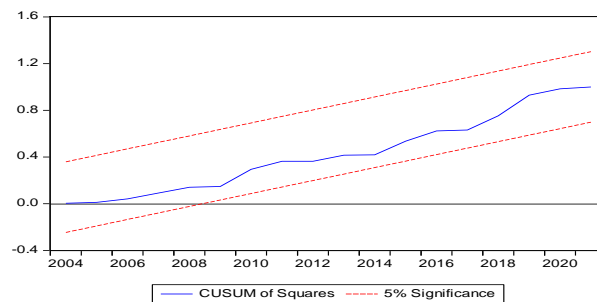
Le test de CUSUM effectués sur Eviews 10, a montré que l'hypothèse de stabilité du modèle n'est pas rejetée, car les courbes CUSUM (cf. figure n°2) et CUSUM of squares (cf. figure n°3) sont significatives à 5%. C'est-à-dire, qu'elles ne sortent pas de l'intervalle de confiance stylisée par des traits en pointillés. Ce qui confirme la stabilité du modèle. Par ailleurs, il n'y a pas de changement significatif dans les coefficients de régression entre 1986 et 2021.

Figure n° 2 : CUSUM



Source : les auteurs, 2025

Figure n°3 : CUSUM of squares



Source : les auteurs, 2025

3. Résultats et Discussion

Dans la dernière section, les résultats ont été présentés (3.1), discutés (3.2) et le modèle estimé a été diagnostiqué (3.3).

3.1. Présentation des résultats

Dans cette première sous-section, les statistiques descriptives (cf.3.1.1), la vitesse de co-intégration (cf.3.1.2) et l'estimation du modèle à long terme (cf.3.1.3) ont été présentés.

3.1.1. Statistiques descriptives

Les principales conclusions des statistiques descriptives des séries statistiques de la consommation de l'assurance vie au Mali, entre 1986 et 2021, sous-étude, sont insérées dans le tableau n°5. Au regard de l'écart-type (std. Dev) « *Standard error* », il ressort de ce tableau que la variable agriculture (AGRI) est plus volatile (2.795) que les autres variables, avec une importante fluctuation (attribuable aux compagnes agricoles liés à une pluviométrie aléatoire : système agricole non modernisé). Les primes nettes encaissées (LAV) et la sécurité sociale (SS), respectivement 1.5 et 1.2 d'écarts types, sont volatiles (celles-ci sont dû : à l'instabilité des revenus des ménages, à un déficit budgétaire chronique et à une forte dépendance de l'extérieur et des partenaires techniques et financiers qui interviennent dans le secteur de la santé). Le niveau de l'éducation (EDUCS), l'Indice Général de Libertés Civiles (IGLC) et le taux de chômage (CHOM) sont peu volatiles (respectivement 0.71 ; 0.50 et 0.47). Par contre, les autres variables ne sont pas volatiles, car leurs écarts types sont presque nuls. Il faut noter que les séries statistiques sous-étude sont de distributions normales (Probabilités de Jarque-

Bera >> 5%), excepté pour les variables EPB et CHOM. Dans ce cas, il a un risque d'hétéroscédastique, donc le test Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity en français : Autorégressifs Conditionnellement Hétéroscédastiques, noté (ARCH) a été privilégiée.

Tableau n° 6 : statistiques descriptives des variables utilisées

	LAV	INV_PIBH	TI	LIPC	LM2_PIB	LEPB	CHOM	AGRI	LURB	INV_ESP	TDJ	SS	LEDUCS	TDA	LIGLC
Mean	7.2	0.001	4.8	4.346	3.146	2.552	1.473	35.46	3.433	0.019	0.94	6.3	2.9	0.06	1.18
Median	7.2	0.001	4.8	4.355	3.114	2.66	1.400	36.47	3.431	0.018	0.94	6.6	3.1	0.05	1.09
Maximum	9.7	0.002	5.0	4.655	3.697	2.933	3.500	39.95	3.79	0.022	0.98	8.7	3.7	0.07	1.94
Minimum	4.3	0.001	4.8	3.921	2.841	0.875	0.600	29.79	3.07	0.016	0.90	2.6	1.8	0.04	0.69
Std. Dev.	1.5	0.000	0.1	0.235	0.186	0.361	0.47	2.795	0.227	0.001	0.02	1.2	0.71	0.00	0.5
Skewness	-0.3	0.413	-0.3	-0.33	0.90	-2.94	2.42	-0.59	0.03	0.28	- 0.0	-0.6	-0.37	0.23	0.23
Kurtosis	2.1	1.635	2.13	1.860	4.018	14.00	11.42	2.271	1.683	1.698	2.17	3.7	1.59	1.56	1.29
Jarque-Bera	1.7	3.819	1.735	2.614	6.459	233.7	141.8	2.864	2.605	3.022	1.03	3.3	3.80	3.41	4.69
Probability	0.4	0.148	0.419	0.270	0.039	0.000	0.000	0.238	0.271	0.220	0.59	0.2	0.14	0.18	0.09
Sum	2608	0.059	174.9	156.4	113	91.89	53.05	1276	123.6	0.690	33.9	227	107.2	2.2	42.5
SumSq. Dev.	89.6	3.1E-06	0.355	1.941	1.214	4.566	7.73	273.54	1.81	0.000	0.015	51.7	17.87	0.00	9.01
Observations	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36

Source : Etabli par les auteurs, traitement Eviews 10

3.1.2. Estimation de la vitesse de co-intégration

Le coefficient de co-intégration correspond au résidu différé d'une période issue de l'équation d'équilibre de longue période. Ce coefficient d'ajustement est négatif CointEq (-1) = 0,83481 (cf. tableau n° 6) et largement significatif sur la base de la p-value (p = 0.0000) au seuil de significativité de 5%. Ainsi, on peut affirmer qu'au Mali, lorsque la demande des produits d'assurance vie de courte période s'éloigne de sa valeur d'équilibre de longue période dans la période retardée, elle est corrigée dans la période suivante (deuxième année) jusqu'à ce qu'elle atteigne l'équilibre à long terme.

Tableau n°7 : résultat du test de co-intégration

ECM Regression				
Case 1: No Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LM2_PIB)	0.529088	0.149532	3.538282	0.0023
D(CHOM)	0.056399	0.043111	1.308228	0.2073
D(TDJ)	-28.09255	3.612441	-7.776611	0.0000
INV_PIBH	1129.048	113.0179	9.989994	0.0000
AGRI	0.097528	0.009435	10.33638	0.0000
CointEq(-1)*	-0.834818	0.077289	-10.80127	0.0000
R-squared	0.806387	Mean dependent var		0.155404
Adjusted R-squared	0.773006	S.D. dependent var		0.189984
S.E. of regression	0.090516	Akaike info criterion		-1.811781
Sum squared resid	0.237600	Schwarz criterion		-1.545150
Log likelihood	37.70618	Hannan-Quinn criter.		-1.719740
Durbin-Watson stat	2.386296			

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

Source : Etabli par les auteurs, traitement Eviews 10

3.1.3. Estimation du modèle à long terme

D'après les résultats insérés dans le tableau n°7, on note que l'Indice des prix à la consommation (IPC), l'agriculture (AGRI), le taux de liquidité en cours et retardé (LM2_PIB) et (LM2_PIB) (-1), le produit intérieur brut PIBH), le niveau d'éducation (EDUCS) et l'indice générales de libertés civiles (IGLC) sont accélératrices de la demande de l'assurance vie au Mali. Au contraire, l'expérience de vie à la naissance (ESP), la sécurité sociale (SS) et le taux de dépendance des jeunes (TDJ) freinent son développement. Par contre, le taux d'épargne brut privé (EPB) et le taux de chômage en cours et retardé d'une année (CHOM) et CHOM (-1) entretiennent une relation positive et insignifiante avec la demande de l'assurance vie. Par ailleurs le taux d'intérêt (TI)), le taux d'urbanisation (URB) et le taux de dépendance jeune retardé d'une année (TDJ)(-1)) ont une association négative et insignifiante avec la demande de l'assurance vie.

Tableau n°8 : coefficients de long terme du modèle ARDL

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LAV(-1)*	-0.834818	0.156903	-5.320589	0.0000
TIR**	-0.384297	0.274675	-1.399096	0.1788
LIPC**	1.415676	0.649777	2.178711	0.0429
LM2_PIB(-1)	1.033306	0.357252	2.892372	0.0097
LEPB**	0.030366	0.223519	0.135854	0.8934
CHOM(-1)	0.178771	0.107773	1.658766	0.1145
LURB**	-0.602920	1.109670	-0.543333	0.5936
INV_ESP**	-285.8085	100.8764	-2.833254	0.0110
TDJ(-1)	-1.987656	4.008707	-0.495835	0.6260
SS**	-0.076366	0.028572	-2.672756	0.0155
LEDUCS**	1.150664	0.486564	2.364877	0.0295
LIGLC**	-0.513992	0.107325	-4.789098	0.0001
D(LM2_PIB)	0.529088	0.269512	1.963133	0.0653
D(CHOM)	0.056399	0.094454	0.597111	0.5579
D(TDJ)	-28.09255	11.66839	-2.407578	0.0270
INV_PIBH	1129.048	652.0973	1.731410	0.1005
AGRI	0.097528	0.040076	2.433551	0.0256
* p-value incompatible with t-Bounds distribution.				
** Variable interpreted as $Z = Z(-1) + D(Z)$.				

Source : Etabli par les auteurs, traitement Eviews 10

3.2. Discussion des résultats de l'estimation

Cette sous- section a interprété et a mis en relation nos résultats avec les études antérieures. Il s'agit de la vitesse de co-intégration qui permet de notifier l'existence des relations de courte et longue période (cf.3.2.1) et les déterminants de la consommation de l'assurance vie au Mali

entre 1986 et 2021, issus des estimations du modèle ARDL (1, 0, 0, 1, 0, 1, 0, 0, 1, 0, 0, 0) de courte période (cf.3.2.2) et de longue période (cf.3.2.3).

3.2.1. Vitesse de retour à l'équilibre

Le déséquilibre à court terme est corrigé à long terme à une vitesse d'ajustement de 83.48 %. Ce qui traduit, un ajustement à la cible de long terme, relativement lent (soit environ 1 an 3 mois⁶), dans la deuxième année. Ce résultat corrobore avec les études récentes de la consommation d'assurance vie de Mdanat & al. (2019) et de Luqman & al. (2015). Ces auteurs ont obtenu respectivement des vitesses de convergence de 96% (soit 1 an 1 mois 6 jours) et de 95.73% (soit 1 an 17 jours), dans la deuxième année. Par contre, Luqman & al. (2015) et Habib & Ayyoub (2023) ont obtenu une vitesse de retour à l'équilibre durant l'année en cours. Ils ont obtenu respectivement 149.39% (soit 8 mois 1 jour) et 139.6% (soit 8 mois 18 jours). Cependant, Mdanat & al. (2019) ont également obtenu une vitesse de convergence lente de 26.9% (soit 3 ans 8 mois 19 jours) dans la quatrième année.

3.2.2. Estimation de la consommation d'assurance vie au Mali

D'après les résultats de l'estimation consignés dans le tableau n°8, l'indice des prix à la consommation (IPC), l'inflation exerce un effet positif et plus que proportionnellement sur la demande de l'assurance vie : une variation de l'indice des prix à la consommation de 1% accélère la demande de l'assurance vie de 1.41%. Cela suggère que l'inflation telle qu'elle est mesurée par l'indice des prix à la consommation affecte significativement la décision des individus de souscrire un contrat de l'assurance vie. Ce qui indique que l'inflation influence la demande de l'assurance vie au Mali. Ces résultats corroborent avec ceux de Dieng et Fall (2017)⁷, mais, infirment les études empiriques de Browne & Kim (1993), Outreville (1996), Beck & Webb (2003), Kjosevski (2012), (Arifin & al., 2022), Habib et Ayyoub (2023) ont fourni des preuves empiriques que l'inflation anticipée a un effet négatif sur la consommation de l'assurance vie car elle érode le pouvoir d'achat.

Quant aux niveaux de développement bancaire retardé d'une année (M2_PIB) (-1) et en cours (M2_PIB), ils impactent positivement et faiblement sur la demande l'assurance vie : un accroissement de 1% de la liquidité améliore la demande de l'assurance de vie de 0.53% et, après un an de 1.033% (cf. tableau N° 7). Ceci peut s'expliquer par le fait que la plupart des assurés vie sont des travailleurs du secteur formel et payent leurs primes par virements bancaire. Ce résultat confirme les études antérieures de Beck & Webb (2003), Outreville (2016), (Dieng

⁶ Pour le calcul, on a : $(1/0.83) = 1.20$ an, ce qui correspond à 1an 2 mois et 12 jours.

⁷ Il existe des liens positifs entre l'indice des prix à la consommation et la densité et la prime nette.

& Fall, (2017) et infirme les études de Dieng et Fall (2015).

En plus, l'agriculture impacte positivement et plus que proportionnellement à la variation de la consommation d'assurance - vie au Mali : un accroissement de 1% de la part de l'agriculture dans le PIB accélère la demande de l'assurance - vie d'environ 9.75%. Ce résultat renforce le rôle de l'agriculture, comme principal facteur de la demande d'assurance - vie et de ricochet, le produit intérieur brut. Une augmentation de la part de l'agriculture dans le PIB stimule la demande de l'assurance - vie au Mali. Il est à noter que, l'agriculture est un facteur important de la croissance économique d'un pays. Son développement est un catalyseur de la croissance économique, grâce à son externalité positive sur le revenu rural (Dowrick & Gemmill, 1991), (Combarry & Savadogo, 2014), et (Nonvide & al., 2021). Elle a occupé une place privilégiée dès la naissance des sciences économiques. Elle a été utilisée aussi comme l'origine des concepts économiques, tels que la loi des rendements décroissants (Ellis & Biggs, 2001). Selon les physiocrates, seul le secteur agricole est productif, tous les autres secteurs sont stériles.

S'agissant de l'espérance de vie, elle a une relation négative très faible avec la demande de l'assurance vie. Ce qui implique qu'une amélioration d'un an de l'espérance de vie à la naissance (esp) détériore les primes encaissées de l'assurance vie 0.35%. Alors qu'elle est censée encourager la protection contre les risques de vieillesse et de mort prématurée. Ce résultat confirme les études de Sawadogo et Guérineau (2016) et d'Ait Kassi & Ait El Moumen (2022). Par contre, il infirme les conclusions de Dieng et Fall (2015 & 2017). Pourtant, les études initiées par Browne & Kim (1993), Outreville (1996), puis Beck & Webb (2003) trouvent cette relation ambiguë.

Ce résultat négatif s'explique par le fait qu'au Mali, le soutien familial et communautaire sont des valeurs traditionnelles essentielles, où la responsabilité de prendre soin des aînés repose principalement sur leur famille, conformément à une norme culturelle bien ancrée. De plus, l'organisation traditionnelle du Mali était considérée comme de l'assurance - vie : éducation des enfants par la communauté, production collective « *foroba* », sororat, lévirat, polygamie, la réciprocité entre parents et enfants, la générosité, l'hospitalité, les jeux de dons et contre-dons lors des mariages, baptêmes, maladies, décès, etc. (Yattara, 2024). Dans la même optique, le système de parenté crée un vaste réseau d'interdépendance et d'entraide, en raison des nombreuses obligations qu'elle engendre entre les membres. Habituellement, des mutuelles

⁸ L'agriculture est le travail du champ en vue de cultiver des espèces végétales destinées à l'alimentation ou à d'autres usages. Au sens large du terme, le secteur agricole comprend les activités de culture, d'élevage, de sylviculture, de chasse, de cueillette, de pêche et d'aquaculture.

informelles et formelles sont mises en place et financées par ses adhérents et/ou par l'employeur afin de faire face à des événements heureux et malheureux. Tous ceux-ci ont impacté négativement à l'adhésion des populations à l'assurance privée, car les besoins d'assurances de ses membres étaient pris en charges par la communauté.

En outre, nous observons aussi que la sécurité sociale (SS) a un effet faible et négatif. Lorsque le niveau de la sécurité sociale augmente de 1%, la demande de l'assurance vie diminue donc, de 7.63%. Ce qui induit une faible association négative entre le niveau de souscriptions à l'assurance vie et la sécurité sociale. Ce résultat corrobore ceux de Kjosevski (2012), Sawadogo et Guerineau (2016), d'Ait Kassi & Ait El Moumen (2022). Tandis que Browne & Kim (1993) et Beck & Webb (2003) trouvent le contraire.

Une caisse de sécurité sociale trop généreuse : une pension importante⁹ et les services d'assurance maladie, réduit les besoins en assurance vie des agents (Browne & Kim, 1993) et (Beck & Webb, 2003).

De surcroît, le niveau de l'éducation (EDUCS) exerce un effet positif très faible sur la consommation d'assurance vie au Mali. Cet effet est plus que proportionnel : une augmentation de 1% du niveau de l'éducation de la population entraîne une croissance d'environ 1.15% de la demande d'assurance vie. Ce résultat confirme celui d'Hammond, & al., 1967), Browne & Kim (1993), Kjosevski (2012) et (Malambo, 2022).

Comme l'assurance vie est un produit qui se vend, donc le niveau de l'éducation : la sensibilisation, la connaissance des produits vie et la culture d'assurance demeurent les facteurs clés de la demande de l'assurance vie.

En plus, l'effet du taux de dépendance jeune (TDJ) illustre un lien fort, mais négatif avec la demande de l'assurance vie. Une augmentation de 1% de ce taux, détériore les primes d'assurance vie de 28,1 millions de francs CFA. Ce résultat confirme ceux obtenus par Beck et Webb (2003), Kjosevski (2012), Luqman, Stephen et Tessema (2015), Dieng et Fall (2015 & 2017), Sawadogo et Guerineau (2016), ainsi que Ait Kassi & Ait El Moumen (2022). Toutefois, Truett et Truett (1990), Browne et Kim (1993) ont trouvé une relation positive entre le ratio de

⁹ Au Mali les pensions sont calculées sur la moyenne des 8 dernières années pour l'INPS et des 5 dernières années pour la CMSS. Alors que les derniers salaires des travailleurs sont les plus élevés. En plus, il existe d'autres avantages tels que : la majoration pour famille nombreuses, ancienneté après 30 de services, l'indexation de la pension sur les salaires des actifs qui fait qu'à chaque fois que les salaires des fonctionnaires augmentent les pensions évoluent dans la même proportion et la prise en charge des régimes non contributifs (pensions d'invalidité, allocations et majorations : au niveau de la CMSS). Il y a aussi, la bonification de campagnes militaires non soumises à cotisation et le taux de remplacement élevé (100%) des pensions de réversions des militaires décédés en activité, etc.

dépendance jeune et la pénétration de l'assurance vie. Par ailleurs, pour Beck et Webb (2003), les jeunes de moins de 15 ans ne sont pas suffisamment matures pour appréhender l'assurance vie comme une forme d'épargne ou de retraite. Si Beck et Webb (2003) ont attribué la faible demande de l'assurance vie aux jeunes âges, le cas malien s'explique plutôt par les contraintes économiques des parents.

Enfin, l'indice général de libertés civiles¹⁰ (IGLC) exerce un effet négatif faible sur la consommation de l'assurance vie. Ainsi, une diminution de l'indice de 1%, accélère la demande de l'assurance vie de 0.54 %, car l'indice et la demande de l'assurance vie évoluent dans le sens inverse. Ce qui signifie qu'une amélioration de l'indice stimule la consommation de l'assurance vie. Plus l'indice augmente, plus la qualité des institutions est mauvaise et vice versa. Ce résultat est conforme aux conclusions de Beck & Webb (2003), Kjosevski (2012), Dieng & Fall (2015) et Sawadogo et Guerineau (2016), renforçant le rôle de la CIMA, via la Commission Régionale de Contrôle des Assurances (CRCA), comme facteur clé de la réussite de la demande d'assurance vie, car elles contrôlent l'application des règles en vigueur.

Cependant, les taux d'intérêt (TI), d'urbanisation (URB) sont négatifs et non significatifs, car, le taux d'intérêt n'est pas proposé par les compagnies d'assurance vie et la souscription du contrat d'assurance n'est pas forcément liée au lieu d'habitation de l'assuré. Par ailleurs, l'épargne brut privée des maliens (EPB) et le taux de chômage (CHOM) sont positifs et non significatifs. Puisque, les populations ne sont pas obligées de s'assurer, elles investissent généralement dans l'immobilier et d'autres activités génératrices de revenus qui sont plus rentables que les contrats d'assurance vie (Yattara, 2024). Elle est un bien de luxe et les travailleurs de l'informel sont très importants au Mali, près de 96% (ODHD/PNUD, 2020). Par contre, les primes d'assurances retardées d'un an (LAV) (-1) ne sont pas significatives économiquement, car l'assurance vie est un investissement régulier et à long terme. Le premier paiement doit encourager le paiement des primes ou les cotisations des autres années.

Conclusion et implications de l'étude

Cet article a permis d'identifier les déterminants du développement du marché de l'assurance vie au Mali, de 1986 à 2021. On note que l'Indice des prix à la consommation (IPC), l'agriculture (AGRI), le taux de liquidité en cours et retardé (M2_PIB et M2_PIB(-1)), le

¹⁰ L'indice composite qui a été utilisé, est celui de l'indice général de libertés civiles (iglc), établie par Freedom² House (1 = libre ; 7 = répression). Il est attribué aux pays respectant les critères suivants : la liberté d'expression, le droit d'assemblée, d'association, d'éducation et de religion. Un État de droit équitable doit également être établi, ainsi qu'une activité économique libre qui favorise l'accès à l'égalité des chances des citoyens. On note que les valeurs les plus élevées (6 et 7) sont octroyées aux États offrant peu de libertés à leurs citoyens qui vivent dans la crainte de la répression. Par contre, les valeurs, les plus basses (1 et 2) dans l'échelle des libertés civiles

produit intérieur brut par habitant (PIBH), le niveau d'éducation (EDUCS) et l'Indice Général de Libertés Civiles (IGLC) sont des variables accélératrices de la demande de l'assurance vie au Mali. Au contraire, l'espérance de vie à la naissance (ESP), la sécurité sociale (SS) et le taux de dépendance des jeunes (TDJ) freinent son développement. Ces résultats sont sous-tendus par des études antérieures, même si certaines ont infirmé quelques variables. En outre, compte tenu de la particularité du Mali, l'agriculture, comme facteur explicatif a été très peu abordée, alors qu'elle contribue positivement et significativement à la demande de l'assurance vie. Cette recherche permet de combler d'une part, le déficit d'études et d'autre part, d'aider les décideurs politiques et les assureurs à mieux prévoir les modèles de développement du marché de l'assurance vie.

Toutefois, cette étude admet certaines limites :

- la qualité instable des séries temporelles disponibles ;
- l'absence de normalité de certaines variables ; M2_PIB, EPB et CHOM ;
- la volatilité importante de certaines variables : AGRI, SS et AV ;
- la non prise en compte de certaines variables dans le modèle.

D'autres recherches pourraient améliorer cette analyse en prenant en compte des variables, qui ont été utilisées dans notre modèle (22.7% n'ont pas été expliquées). Toutefois, d'autres études peuvent analyser les aspects comportementaux (confiance, culture du risque, perception sociale de l'assurance) qui influencent la souscription dans les économies africaines.

BIBLIOGRAPHIE

Ait Kassi, M., & Ait El Moumen, T. (2022, février). Les déterminants de la demande de l'assurance vie au Maroc. *Revue Économie, Gestion et Société*, 1(33).

Arifin, A. M., Zaghlol, A. K., Jusoh, A. A., & Mohd Noor, a. N. (2022, septembre 26). *The-Nexus-between-Macroeconomic-Variables-and-Demand-for-Life-Insurance-in-Malaysia*.

Consulté le 2024 2108, sur DOI:10.6007/IJAREMS/v11-i3/15329

Atlas, M. (2022, 09 19). *Zone CIMA : densité et taux de pénétration de l'assurance par pays en 2020*. Récupéré sur <https://www.atlas-mag.net>.

Beck, T., & Webb, I. (2003). Economic, demographic, and institutional determinants of life insurance consumption across countries. *The World Bank Economics Review*, 17, pp. 51-88.

Bellini, F., & Bignozzi, V. (2015, 5 15). *Bellini, F., Bignozzi, V. (2015). Sur les mesures de risque éligibles. FINANCE QUANTITATIVE*. Consulté le 11 2021, 02, sur 725-733 [10.1080/14697688.2014.946955

Borch, K. (1977). Optimal Life Insurance. *Geneva Risk and Insurance Review*, 10(2), pp. 3-16.

Browne, M. J., & Kim, K. (1993, décembre 1). Une analyse internationale de la demande d'assurance-vie. *Journal du risque et de l'assurance*, pp. 616-634.

Combary, O. S., & Savadogo, K. (2014). Les sources de croissance de la productivité globale des facteurs dans les exploitations cotonnières du Burkina Faso. *Revue déconomie du développement*, 22, 61-82. Récupéré sur Combary, O. & Savadogo, K. (2014). Les sources de croissance de la productivité globale des facteurs dans les exploitations cotonnières du Burkina Faso. <https://doi.org/10.3917/edd.284.0061>

DGTCP, M. (2025). *BUDGET-CITOYENS LOI DE FINANCES 2025*. Bamako: Ministère de l'Economie et des Finances du Mali .

Dieng, M. S., & Fall, M. (2015). Les déterminants de la consommation d'assurance vie : le cas de l'UEMOA. *Revue d'Economie Théorique et Appliquée*, 5(1), pp. 15-36.

Dieng, M. S., & Fall, M. (2017). Socio-Economic, Demographic and Institutional Variables' Impact on the Development of Life Insurance in Sub-Saharan Africa and Madagascar. *International Journal of Economics and Finance*, 9(1).

Dowrick, S., & Gemmell, N. (1991, Mars 1). *Industrialisation, Catching Up and Economic Growth: A Comparative Study across the World's Capitalist Economies*. Consulté le 6 25, 2024, sur SEMANTIC SCOLAR: <https://www.semanticscholar.org>

Ellis, F., & Biggs, S. (2001). *Evolving Themes in Rural Development 1950s- 2000s*. Consulté le Juin 24, 2024, sur <https://www.staff.ncl.ac.uk/david.harvey/AEF806/Ellis&Biggs2001.pdf>

FANAF, & ACI. (2023, février 20-23). Spécial FANAF RD Congo, chiffres 2021. *L'actualité de l'assurance dans le Monde*. Atlas Magazine.

Fischer, S. ". (1973, February). A Life Cycle Model of Life Insurance Purchases. (D. o. Economics, Éd.) *International Economic Review*, 14(1), pp. 132-152.

Habib, M. J., & Ayyoub, M. (2023, Juin). Determinants of Demand for Life Insurance in Pakistan: A Time-Series Analysis. *Review of Education, Administration and Law (REAL)*, 6(2), pp. 297-319.

Hakansson, N. (1969, October). Optimal Investment and Consumption Strategies under Risk, an Uncertain Life time, and Insurance. *International Economic Review*, 10(3), pp. 443-466.

Hammond, J. D., Houston, D. B., & Melander, E. R. (1967, 1 septembre). *Determinants of Household Life Insurance Premium Expenditures: An Empirical Investigation*. Consulté le 10 15, 2022, sur <https://doi.org/10.2307/250854>

- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1984). Testing the Normality Assumption in Limited Dependent Variable Models. *International Economic Review*, 25(3), pp. 563-578.
- Kjosevski, J. (2012). The Determinants of Life Insurance Demand in the central and southern Europe. *International Journal of Economics and Finance*, 4(3), pp. 237-274.
- Lewis, F. D. (1989, juin). Les personnes à charge et la demande d'assurance-vie. (A. E. Association, Éd.) *American Economic Review*, 79(3), pp. 452-462.
- Luqman, A. S., Stephen, M., & Tessema, Y. (2015). *businessperspectives.org*. Consulté le 8 29, 2023, sur Investigating the factors influencing the life insurance market in Ethiopia.
- Mdanat, M., Kasasbeh, H. A., & Abushaikha, I. (2019, Avril 18). The Effect of Insurance Activity on per Capita Income in the Southern Mediterranean: An Empirical Analysis Using Jordan as a Case Study. *Theoretical Economics Letters*, 9(4), pp. 912-928.
- Mujinga, K. A., & Nkashama, M. J. (2022, Juillet 17). Déterminants du placement des ménages en assurance-vie à Kinshasa. *Revue Internationale des Sciences de Gestion*, 5(3), pp. 185 - 211.
- Outreville, J. F. (1996). Life insurance markets in developing countries. *Journal of Risk and Insurance*, 63(2), pp. 263–278.
- Sawadogo, R., & Guerineau, S. (2016, 07 21). *On the determinants of life insurance development in SubSaharan Africa: the role of the institutions quality in the effect of economic development*. Consulté le 12 22, 2023, sur www.halshs-01178838
- Sylla Ndoye, I. (1981). *Le développement de l'assurance vie dans un contexte islamique. Expérience de la société nationale d'assurance mutuelle vie*. Mémoire, IIA, Yaoundé.
- Yaari, M. E. (1965, Avril). Uncertain lifetime, life insurance and the theory of the consumer. *Review of Economic Studies*, 32(2), pp. 137-150.
- Yattara, A. (2024). *Déterminats économiques, socioculturels et institutionnels de l'assurance vie au Mali (1986-2021)*. Mali. Bamako: IPU.